

SNF RAPPORT NR. 77/00

Sofia-protokollen om stabilisering av NOx-utslipp
En økonometrisk evaluering

av

Torgeir Øines

SNF prosjekt nr. 3083
Effektevaluering av miljøtiltak

Prosjektet er finansiert av Norges forskningsråd

STIFTELSEN FOR SAMFUNNS- OG NÆRINGSLIVSFORSKNING
BERGEN, DESEMBER 2000

© Dette eksemplar er fremstilt etter avtale
med KOPINOR, Stengate 1, 0050 Oslo.
Ytterligere eksemplarfremstilling uten avtale
og i strid med åndsverkloven er straffbart
og kan medføre erstatningsansvar.

ISBN 82-491-0110-3

ISSN 0803-4036

Forord

Denne rapporten inngår i SNF-prosjekt 3083 "Effektevaluering av miljøtiltak" hvor professor Sigve Tjøtta har vært prosjektleder. Rapporten er en revidert utgave av min hovedoppgave ved Institutt for økonomi, Universitetet i Bergen, hvor professor Sigve Tjøtta og førsteamanuensis Espen Bratberg har vært veiledere. Det er ikke gjort vesentlige endringer i forhold til hovedfagsoppgaven.

Bergen, 8. desember 2000.

Torgeir Øines

Innhold

1	INNLEDNING	1
1.1	BAKGRUNN OG PROBLEMSTILLINGER	1
1.2	ANNEN FORSKNING	3
1.3	RAPPORTEN VIDERE	5
2	TEORI	6
2.1	TEORETISK MODELL FOR UTSLIPP	6
2.2	ENDRINGSEFFEKTER FOR UTSLIPP	9
2.2.1	<i>Rensekostnader, befolkning og BNP - komparativ statikk</i>	9
2.2.2	<i>Import og egne avsetninger</i>	13
2.2.3	<i>Politiske og miljørelaterte variabler</i>	14
2.3	TEORI FOR RATIFIKASJONSBESETNINGEN	14
3	ØKONOMETRISK METODE	16
3.1	EFFEKTEVALUERING	16
3.2	MODELL FOR EFFEKTEVALUERING	17
3.3	KONSISTENT ESTIMERING	20
3.3.1	<i>Tverrsnittsdata</i>	20
3.3.2	<i>Paneldata</i>	22
3.4	EFFEKTEVALUERING AV SOFIA-PROTOKOLLEN	24
3.5	ESTIMERING AV AVTALEEFFEKTEN	26
3.6	OPPSUMMERING	29
4	BESKRIVELSE AV DATA	30
4.1	TILGANG PÅ EMPIRISKE VARIABLER	30
4.2	UTVALG AV LAND	32
4.3	NO _x -UTSLIPP	34
4.4	AVSETNINGSMATRISER- IMPORT OG EGEN AVSETNING	34
4.5	BNP, BEFOLKNING OG SURHETSGRENSEN	36
4.6	OPPSUMMERING AV DATAMATERIALET	37
5	ANALYSERESULTATER	39
5.1	DESKRIPTIV ANALYSE - UTSLIPP	39
5.2	ØKONOMETRISK ANALYSE	41
5.2.1	<i>Paneldata</i>	42
5.2.2	<i>Tverrsnittsdata - kort om Heckmans to-steps estimator</i>	44
5.3	TOLKING AV ØKONOMETRISKE RESULTATER	45
5.3.1	<i>Avtaleeffekten</i>	46
5.3.2	<i>Effekten av inntektsendringer</i>	46
5.3.3	<i>De øvrige forklaringsvariablene</i>	48
5.4	OPPSUMMERING	50
6	AVSLUTNING	51
	LITTERATURLISTE	53
	VEDLEGG	55
V.1.	UTSLIPPSDATA	55
V.2.	ENDOGENITETSPROBLEMET I VARIABLEN EGEN AVSETNING	57
V.3.	RESULTATER FRA HECKMAN-MODELLEN	62

1 Innledning

1.1 Bakgrunn og problemstillinger

Forurensing kjenner ingen landegrenser. Menneskelig aktivitet i et område kan ha eksterne virkninger som rammer mennesker og miljø i helt andre områder. Med vær og vind bokstavelig talt i ryggen kan forurenserne overføre skadevirkningene fra sin aktivitet til andre områder og velte kostnadene over på andre. Sur nedbør er et klassisk eksempel på hvordan områder langt borte fra forurensingskilden rammes. Allerede i 1920 argumenterte den engelske økonomen Pigou for at problemet med eksterne virkninger i prinsippet kan løses ved å legge skatt på utslippet. Men på tross av at grepene teoretisk er relativt enkle og har vært kjent lenge, er forurensingsproblemer på tvers av landegrenser fremdeles et stort problem.

Den globale miljøverndebatten skjøt først fart med Rachel Carsons bok *Den Tause Våren* (*Silent Spring*) i 1962, hvor hun beskriver hvordan sprøytemidler forgifter miljøet slik at dyr og planter dør. Boka regnes som utgangspunktet for dannelsen av den moderne miljøbevegelsen, og debatten som fulgte endte i den første verdensomfattende miljøvernkonferansen arrangert av FN i Stockholm i 1972. Mer kunnskap ble stadig ervervet, og forskere kunne etter hvert påvise at den sure nedbøren som særlig rammet de skandinaviske landene, stammet fra utslipp i land på kontinentet. I 1979 fikk vi den første multilaterale miljøavtalen; FN-konvensjonen om langtransportert grenseoverskridende luftforurensing (LRTAP). Konvensjonen, som ble ratifisert av 30 land i 1983, trekker opp de viktigste prinsippene for internasjonalt samarbeid for å begrense luftforurensing. Den gir et institusjonelt rammeverk for forskning på og overvåkning av utslippene i de ulike landene. Konvensjonen har således vært viktig i framskaffelsen av ny kunnskap om langtransporterte forurensinger.

Formålet med denne rapporten er å evaluere en av de til nå åtte tilleggsprotokollene til LRTAP-konvensjonen. Sofia-protokollen fra 1988 regulerer utslipp av nitrogenoksider (NO_x), og avtalelandene forplikter seg til å stabilisere utslippene av NO_x på 1987-nivå innen utgangen av 1994. Jeg vil prøve og finne ut om utslippsadferden til avtalelandene har endret seg som følge av avtalen, slik at avtalen har hatt den ønskede effekten.

Avtalen kan karakteriseres som vellykket dersom landene som ratifiserer avtalen, reduserer utslippene sine mer enn de ville ha gjort uten avtale. Det er grunn til å tro at avtalelandene ville endret sin utslippsadferd også uten avtalen, gjennom ensidige initiativ i enkeltland. Avtalen er således bare vellykket dersom den har ført til en faktisk reduksjon utover det som uansett ville kommet. Hovedproblemet i som gjennomgås i rapporten blir derfor å sammenligne den observerte utslippsadferden til avtalelandene med hvordan denne ville vært dersom Sofia-protokollen ikke eksisterte.

I tillegg til å evaluere Sofia-protokollen vil jeg også drøfte om økonomisk vekst fører til mer utslipp, eller om økt velstand snarere bidrar til reduserte utslipp. Teoretisk kan man påvise to motstridende effekter av økte inntekter på utslipp, hhv. skala- og teknikeffekten. Skala-effekten indikerer en positiv sammenheng mellom inntekt og utslipp gjennom at økt aktivitet fører til mer utslipp. Denne effekten kan motvirkes av at det utvikles mer miljøvennlig teknologi som sørger for mindre utslipp pr. enhet (teknikeffekten). Jeg vil i min analyse få fram hvordan disse effektene virker når vi betrakter utslipp av NO_x .

Menneskeskapte NO_x -utslipp stammer for det meste fra energiforbrenning i stasjonære eller mobile kilder. I OECD-området fordelte utslippene seg i 1980 med 53.6% fra mobile kilder, 23.5% fra kraftverk, 15.4% fra industri og 6.1% fra husholdninger og kommersielle aktiviteter, se Murdoch et al.(1997b). Nitrogenoksider oppstår fordi forbrenning ikke foregår i oksygen, men i luft, som hovedsakelig består av nitrogen og oksygen. Når temperaturene i forbrenningsprosessene blir tilstrekkelig høye, vil nitrogen- og oksygenmolekylene i lufta spaltes og gå sammen i nye sammensetninger.

Nitrogenoksidene er en av flere årsaker til sur nedbør som igjen fører til forsuring av elver og innsjøer. Når nitrogenoksidene er dannet, binder de seg til fuktigheten i lufta og kan forbli i lufta i flere dager. De vil da kunne fraktes med vær og vind og avsettes enten direkte gjennom lufta eller via nedbør på steder som kan være langt fra det opprinnelige utslippsstedet. Denne egenskapen gir opphav til regionale forsuringsproblemer, som bare kan løses gjennom internasjonalt samarbeid. Utslippene har for øvrig også lokale negative effekter, men siden Sofia-protokollen fokuserer på de regionale aspektene, vil dette være mitt fokus i denne rapporten.

1.2 Annen forskning

Sofia-protokollen er et eksempel på at det internasjonale samfunn søker å løse et forurensingsproblem ved hjelp av direkte reguleringer. Forurensing kommer i følge økonomisk teori som følge av markedssvikt, og betegnes som negative eksterne effekter. En negativ eksternalitet oppstår når en aktør gjennom sin aktivitet påfører andre kostnader, uten at aktøren bak aktiviteten tar hensyn til disse kostnadene og uten at den som påføres kostnadene, kan unngå å bli rammet. En måte å løse eksternalitetsproblemet på er bruk av økonomiske insentivmidler eller indirekte reguleringer via markedet. Teoretisk har man kunnet vise at en riktig satt skatt (Pigou 1920) eller et system med omsettelige kvoter (Montgomery 1972) vil være kostnadseffektive virkemidler for å nå bestemte miljømål og for å fremme utviklingen av mindre forurensende teknologi.

Baumol og Oates (1988) gir en systematisk og grundig oversikt av teorien om eksternaliteter og implikasjonene for utforming av en effektiv miljøpolitikk. Selv om økonomisk teori lenge har hatt løsninger på eksternalitetsproblemet, har det i praktisk politikktutforming tatt lang tid før økonomenes anbefalinger har vunnet innpass. Baumol og Oates viser at de teoretiske løsningene ofte er vanskelige å få til i praksis, bl.a. fordi det er vanskelig å fastsette størrelsen på forurensingsskader og rensekostnader. Mye av den tidlige politikktutforming har derfor bestått av direkte reguleringer. Utgangspunktet for Baumol og Oates er likevel at økonomisk teori har mye å bidra med når det gjelder utforming av effektive løsninger i miljøvernpolitikken, og de presenterer ulike alternativer for en gjennomførbar og effektiv miljøvernpolitikk for forskjellige typer eksternaliteter. Ved hjelp av økonomisk analyse får de fram at indirekte reguleringer med bruk av økonomiske insentiver for å oppnå gitte miljømål, gir en kostnadseffektiv miljøpolitikk.

Førsund og Nævdal (1995) viser at en avtale som Sofia-protokollen, som har samme prosentvise krav til reduksjon for samtlige avtaleland, ikke er kostnadseffektiv. Kostnadseffektivitet er hovedargumentet i økonomisk teori for å velge indirekte framfor direkte reguleringer. Jeg vil ikke drøfte spørsmål om kostnadseffektivitet i denne rapporten, men i stedet se på et annet ankepunkt mot direkte reguleringer. Ifølge økonomisk teori er det økonomiske insentiver som får direkte reguleringer til å virke. Sofia-protokollen mangler eksplisitte insentivmidler, og det kan reises tvil om avtalen vil ha noen reell effekt. Avtalen er juridisk forpliktende, men som i alle multilaterale avtaler, mangler et effektivt sanksjonsapparat. Ut fra en økonomisk betraktning vil Sofia-protokollen bare ha reell effekt

dersom de politiske kostnadene ved å stå utenfor eller misligholde forpliktelsene er tilstrekkelig høye. Dette kan godt tenkes å være tilfelle, og det finnes eksempler på arbeidere som viser at direkte reguleringer kan virke etter hensikten også uten eksplisitte økonomiske insentivmidler.

Murdoch et al (1997b) ser på regionale forurensingsproblemer som følge av utslipp av svovel- og nitrogenoksidutslipp. De analyserer økonometrisk effekten av Helsinki-protokollen om reduksjoner av svovelutslipp fra 1985¹. Med bakgrunn i tall fra 25 europeiske land viser analysen at protokollen har hatt signifikant innvirkning på etterspørselen etter utslippsreduksjoner. Også virkningene av Sofia-protokollen blir vurdert, men undersøkelsene ble gjort midt i avtaleperioden, slik at forfatterne ikke kan trekke sikre konklusjoner for effekten av denne avtalen. De viser imidlertid til foreløpige resultater som tyder på at denne protokollen ikke har hatt samme effekt som Helsinki-protokollen.

Tjøtta (1999) ser også på Helsinki-protokollen, og sammenligner land som har ratifisert denne med land som signerte LRTAP-konvensjonen, men som ikke ratifiserte tilleggs-protokollen fra Helsinki. Analysen gjøres med tverrsnittsdata fra 25 europeiske land, og det konkluderes med at avtalen kan sies å ha påvirket avtalelandene til å gjennomføre utslippsreduksjoner.

Etter hvert som ulike former for miljøtiltak vedtas og gjennomføres, øker behovet for og mulighetene til å evaluere disse. Det er viktig å vite hvilke tiltak som virker på ulike typer problemer, slik at man kan konsentrere innsatsen rundt de virkningsfulle tiltakene og la de med dårlig effekt ligge. Evaluering av miljøavtaler og andre miljøpolitiske tiltak er en relativt ny disiplin, siden det først er i de senere år at slike tiltak er blitt slutførte og kan evalueres i etterkant. På den bakgrunn er det viktig at en avtale som Sofia-protokollen, evalueres. Et gjennomgående problem ved min tilnærming til Sofia-protokollen er imidlertid mangelfulle data, og evalueringen vil dermed ha sine svakheter. Likevel vil den danne et interessant metodisk utgangspunkt, som kan videreutvikles etter hvert som datamaterialet rundt aktuelle miljøavtaler forbedres.

¹ Protokoll til LRTAP-konvensjonen.

1.3 Rapporten videre

I rapporten videre vil jeg i kapittel 2 gi en teoretisk bakgrunn som begrunner valg av variabler i den empiriske analysen. Jeg vil presentere en modell som beskriver landenes utslippsadferd for NO_x , og se på hvilke effekter på utslipp endringer i variablene medfører. Dessuten vil jeg beskrive kort hvilke vurderinger som kan ligge til grunn for ratifikasjonsbeslutningen. Kapittel 3 presenterer det økonometriske metodegrunnlaget. Her diskuterer jeg generelt effektevaluering med behandlingseffektmodeller, presenterer modellen som vil danne grunnlaget for den økonometriske analysen senere, og viser hvordan modellen kan estimeres for å få en konsistent estimator. Dessuten diskuterer jeg bruken av behandlingseffektmodeller på den aktuelle problemstillingen, og viser hvordan vi kan estimere avtaleeffekten i en behandlingseffektmodell. I kapittel 4 beskrives datagrunnlaget for analysen. Først diskuterer jeg problemer rundt det å finne gode empiriske mål for de teoretiske variablene, og deretter presenterer jeg utvalget av land. Videre består kapitlet av en gjennomgang av datagrunnlaget for den enkelte variabel. Analysedelen vil bli presentert i kapittel 5, hvor jeg først ser deskriptivt på dataene, før jeg analyserer dataene i den økonometriske modellen. Kapittel 6 oppsummerer og konkluderer.

2 Teori

For å gi en begrunnelse for valg av variabler i den empiriske modellen, vil jeg utarbeide en teoretisk modell. Til formålet presenterer jeg en modell² for utslipp av langtransportert, grenseoverskridende forurensing, for eksempel NO_x. Deretter vil jeg i avsnitt 2.2 diskutere hvordan utslippene vil reagere på endringer i de ulike variablene i utslippslikningen, før jeg i avsnitt 2.3 kort gir noen betraktninger omkring ratifikasjonsbeslutningen hvert enkelt land stod ovenfor.

2.1 Teoretisk modell for utslipp

I dette avsnittet vil jeg presentere en teoretisk modell for problemet med langtransporterte, grenseoverskridende utslipp. For å holde fokus på det transnasjonale aspektet ved disse forurensingene, vil jeg ikke modellere hvordan utslippene fordeles innad i hvert enkelt land, men betrakte hvert land som en uniform enhet som opptrer med felles interesser i forhold til de andre landene. Jeg lar derfor hvert land i modellen være representert gjennom et representativt individ som opptrer på vegne av landets innbyggere. Individ i i land i har nyttefunksjonen:

$$(2.1) \quad u_i = u_i(x_i, TA_i, PM_i),$$

hvor x_i er det representative individets konsum i land i , TA_i betegner totale avsetninger av NO_x i land i og PM_i er en skiftevariabel som skal fange opp miljømessige og politiske faktorer som betyr noe for hvordan individet i land i oppfatter og berøres av utslippene som avsettes.

For å holde modellen enkel, antar jeg at de totale avsetningene innad i land i , TA_i , rammer samtlige innbyggere i land i likt, og at skadevirkninger påført et individ også kan påføres andre. Innad kan fordelingen av utslippene med andre ord betraktes som et kollektivt gode (onde). Når det gjelder fordelingen av utslippene på tvers av landegrensene, antar jeg at situasjonen er annerledes. Jeg antar at utslippene blir allokert blant l land som er forurenser og mottakere av utslipp. Fordelingen av utslipp mellom land ses ikke på som et rent kollektivt

² Modellen bygger på Murdoch et al.(1997b).

gode, men blir betraktet som rivaliserende, siden utslipp avsatt i et land ikke kan avsettes i et annet. Utslippene blandes i atmosfæren, men meteorologiske forhold styrer hvor utslippene tar veien og dermed hvor de avsettes. Avsetningene i land i skyldes derfor delvis utslipp i eget land og delvis utslipp i andre land. De totale avsetningene er gitt ved:

$$(2.2) \quad TA_i = \rho_{ii}n_i + \sum_{j \neq i}^l \rho_{ij}n_j,$$

der n_i angir land i 's totale utslipp av NO_x , ρ_{ii} betegner andelen av land i 's utslipp som blir avsatt innenfor landets egne grenser, ρ_{ij} er andelen av land j 's utslipp som blir avsatt i land i , og n_j er utslipp av nitrogenoksider i andre land enn land i . Det er l land som alle både slipper ut og mottar NO_x -utslipp. Produktet $\rho_{ii}n_i$ angir hvor mye av land i 's egne utslipp landet blir rammet av, mens det andre leddet i (2.2), $\sum_{j \neq i}^l \rho_{ij}n_j$, beskriver mengden avsetninger som importeres fra utlandet.

Individ i i land i står overfor følgende budsjettbetingelse:

$$(2.3) \quad m_i = x_i + \frac{p_i}{B_i}(-n_i),$$

der m_i er individets inntekt og prisen på konsumgodet x_i er normalisert til 1. Enhetsprisen for å rense er gitt ved p_i , og individ i i land i betaler sin andel, $\frac{1}{B_i}$, av renskostnadene, der B_i er befolkningsmengden i land i . Det negative fortegnet foran n_i kommer som følge av at det er en kostnadsgevinst for konsumenten forbundet med utslipp av n_i , ettersom han da slipper å rense.

Jeg antar at alle individene i land i er like. Dermed kan jeg aggregere nyttemaksimeringsproblemet gitt foran ved å multiplisere med B_i i budsjettbetingelsen (2.3). (Nyttefunksjonen kan også multipliseres tilsvarende, men det har ingen betydning siden jeg

oppfatter (2.1) som ordinal nytte. Jeg ser derfor bort fra dette.) Når jeg multipliserer med B_i i (2.3), får jeg denne budsjettbetingelsen:

$$(2.4) \quad B_i m_i = B_i x_i + p_i (-n_i).$$

Venstresiden i (2.4) tolkes som BNP i land i , og jeg erstatter denne betegnelsen med BNP_i i det følgende. B_i tolkes som pris på det numerære godet og p_i er renseskostnader.

Jeg setter så (2.2) inn i (2.1) og får flg. nyttemaksimeringsproblem fra (2.1) og (2.4):

$$(2.5) \quad \underset{n_i, x_i}{\text{Maks}} \quad u_i \left[x_i, \rho_{ii} n_i + \sum_{j \neq i}^l \rho_{ij} n_j, PM_i \right]$$

gitt at: $BNP_i = B_i x_i + p_i (-n_i)$

Nasjonens valgvariabler er egne utslipp n_i og forbruk av konsumgodet x_i . Avsetningene som importeres fra utlandet, $\sum_{j \neq i}^l \rho_{ij} n_j$, kan ikke hjemlandet påvirke, og disse er derfor eksogene i modellen. Andelen av egne utslipp som faller ned hjemme, ρ_{ii} , styres av gitte, meteorologiske forhold og mengden egne utslipp. For å holde modellen enkel og fokus på de regionale problemene ved NO_x -utslipp, lar jeg kun de meteorologiske forholdene få innvirke og ser bort fra påvirkningene fra egne utslipp. Da vil jeg kunne behandle variabelen ρ_{ii} som eksogen. Inntektene BNP_i , renseskostnadene p_i , befolkningsmengden B_i og de politiske/miljømessige skifteparametrene PM_i ses også på som eksogent gitte variabler i modellen.

Ved hjelp av standard nyttemaksimering under bibetingelser kan jeg løse nyttemaksimeringsproblemet og finne etterspørselsfunksjoner for konsumgodet x_i og utslippene n_i . Førsteordensbetingelsene gir sammen med bibetingelsene de nødvendige betingelser for optimum. Jeg konsentrerer meg om utslippsvariabelen og får etterspørselsfunksjonen for utslipp i land i gitt ved:

$$(2.6) \quad n_i = n_i(BNP_i, p_i, \rho_{ii}, B_i, PM_i, \sum_{j \neq i}^I \rho_{ij} n_j).$$

2.2 Endringseffekter for utslipp

I dette avsnittet vil jeg gi en teoretisk betraktning av hvordan man kan forvente at endringer i variablene i utslippslikningen (2.6) vil påvirke utslippsadferden til det enkelte land. Jeg ser i avsnitt 2.2.1 på komparativ statikk for variablene renskostnader, befolkning og BNP i en forenklet utgave av modellen foran. Effekten av endringen i BNP får mest oppmerksomhet, siden sammenhengen mellom inntekt og utslipp er en delproblemstilling jeg vil undersøke empirisk i kapittel 5. Deretter vil jeg i avsnitt 2.2.2 og 2.2.3 gi en kort betraktning av endringseffektene for import, egen avsetning og de politiske og miljørelaterte variablene.

2.2.1 Renskostnader, befolkning og BNP - komparativ statikk

Med bakgrunn i modellen over kan jeg ved hjelp av standard komparativ statikk vise teoretisk hvilke effekter partielle endringer i renskostnader, befolkning og BNP har på utslippene. For å holde effektene klare, forenkler jeg modellen til en to-gode modell med nyttefunksjonen $u_i(x_i, n_i)$ der $\frac{\partial u_i}{\partial x_i} > 0$ og $\frac{\partial u_i}{\partial n_i} < 0$. Nyttmaksimeringsproblemet er da gitt ved:

$$(2.7) \quad \begin{aligned} &\text{Maks } u_i(x_i, n_i) \\ &\text{gitt at } B_i x_i + p_i (-n_i) = BNP_i, \end{aligned}$$

der x_i er konsum, n_i er utslipp, B_i er befolkningsmengden og tolkes som prisen på konsumgodet, og p_i er renskostnader.

For å få (2.7) over på et standard to-gode problem, vil jeg i stedet for å betrakte utslippene, n_i , se på rensset mengde gitt ved y_i , slik at $y_i = -n_i$. Setter vi inn i nyttefunksjonen får vi $u_i(x_i, -y_i) = v_i(x_i, y_i)$ der $\frac{\partial v_i}{\partial x_i} > 0$ og $\frac{\partial v_i}{\partial y_i} > 0$. Dermed er maksimeringsproblemet i (2.7) gitt ved:

$$(2.8) \quad \begin{aligned} &\text{Maks } v_i(x_i, y_i) \\ &\text{gitt at } B_i x_i + p_i y_i = BNP_i. \end{aligned}$$

Fra (2.8) kan vi ved standard nyttemaksimering løse ut for y_i og få etterspørselsfunksjonen for rensing gitt ved:

$$(2.9) \quad y_i = y_i(p_i, B_i, BNP_i).$$

Fra (2.9) kan vi finne partielle endringseffekter for rensing y_i , og dermed for utslippene n_i , når enten renseskostnadene, befolkningsmengden eller inntekten endres mens de andre ligger fast. Hvis vi antar at x_i og y_i er substitutter og begge er normale goder, er egenpriseffekten negativ, mens krysspris- og inntektseffekten er positiv. Dette gir seg følgende utslag for utslipp:

$$(2.10) \quad \frac{\partial y_i}{\partial p_i} < 0 \Leftrightarrow \frac{\partial n_i}{\partial p_i} > 0$$

$$(2.11) \quad \frac{\partial y_i}{\partial B_i} > 0 \Leftrightarrow \frac{\partial n_i}{\partial B_i} < 0$$

$$(2.12) \quad \frac{\partial y_i}{\partial BNP_i} > 0 \Leftrightarrow \frac{\partial n_i}{\partial BNP_i} < 0.$$

Modellen predikerer altså økte utslipp for økte renseskostnader, mens økt befolkning og økt BNP i følge modellen fører til reduserte utslipp.

Jeg vil i det følgende se litt nærmere på sammenhengen mellom inntekt og utslipp, og vil da bevege meg utenfor modellene foran³. Likning (2.12) fra min partielle modell fanger kun opp effekten av at økt inntekt genererer økt etterspørsel etter rensing. Generelle likevektsmodeller fanger, i motsetning til partielle, opp både produksjons- og konsumentensiden i økonomien, og følgelig også vekselvirkningene mellom disse. Dermed får man fram at inntektsendringer har flere effekter på utslipp enn den som er beskrevet i (2.12). Karp og Liu (1999) kaller en effekt à la (2.12) teknikeffekt, og viser at denne kommer som følge av at økt etterspørsel etter rensing frambringer renere produksjonsprosesser. Men i de generelle likevektsmodellene kommer det også fram at økte inntekter kommer fra økt aktivitet, og at økt aktivitet isolert sett fører til mer utslipp. Denne effekten kalles skalaeffekten. Skalaeffekten virker motsatt av

³ Framstillingen videre i dette avsnittet bygger på Karp og Liu (1999) og Antweiler et. al. (1998)

teknikkeffekten, og hvorvidt nettoeffekten er positiv eller negativ ser ut til å variere avhengig av hvilken type utslipp man betrakter.

Sammenhengen mellom inntekt og utslipp beskrives empirisk med en såkalt Kuznetskurve. En vanlig oppfatning er at denne kurven har en omvendt U-form. For å få økte inntekter må et land øke produksjonen. Forurensing er et biprodukt fra produksjon, og utslippene vil øke når produksjonen øker. Dette refereres til som skalaeffekten av økonomisk aktivitet på forurensing. Når landet når et visst velferdsnivå, vil ønske om renere luft slå sterkere inn. Etter hvert som velstanden i landet øker, vil preferansene for renere luft påvirke produksjonsprosessene i mer miljøvennlig retning, og denne teknikkeffekten vil kunne utlikne og motvirke skalaeffekten. Kurven vil da gå fra å være stigende til å bli fallende i inntekt-utslipps-planet. Flere studier viser at en slik sammenheng passer bra for lokale miljøproblemer, f.eks. for svovelutslipp.

I Murdoch og Slanders (1997a) analyse av Montreal-protokollen⁴ kan vi finne effekter som kan tolkes i henhold til en omvendt U-formet Kuznetskurve. Montreal-protokollen omhandler reduksjoner av KFK-gasser som ødelegger ozonlaget, og det dreier seg da om en annen type miljøproblemer enn dem som reguleres gjennom LRTAP-konvensjonen. Beskyttelsen fra ozonlaget kan ses på som et rent kollektivt gode, og utslipp av KFK rammer alle land likt. I artikkelen utarbeides en teoretisk modell for hvordan ulike land bidrar til opprettholdelsen av rene kollektive goder. Modellen blir brukt på KFK-gasser, og fra de teoretiske betraktningene utledes en økonometrisk modell. Analysen, som omfatter 61 land, viser at mesteparten av forskjellene på utslippsadferd i perioden for analysen (1986-89) kan forklares av variablene BNP og noen spesifiserte verdsettingsmål. Det er en positiv sammenheng mellom BNP og utslippsreduksjoner, slik at rike land reduserer mer enn fattigere. Dette forklares med at rikere land lettere har tilgang på teknologi som kan substitueres inn for KFK-gasser, og dermed er det enklere for disse å redusere utslippene. I et Kuznetskurve-perspektiv blir tidsdimensjonen her vesentlig. De rike landene har vært igjennom perioden der skalaeffekten har dominert. Nå er det teknikkeffekten som gjør det sterkeste utslaget i de rike landene, som nå har råd til å erstatte gammel teknologi med ny. Ny teknologi erstatter KFK-gassene, og derfor blir utslaget på utslippene store. I de fattige landene derimot, har man ikke overskudd til å sette inn den nye teknologien. Derfor vil skalaeffekten dominere, slik at når økonomien deres vokser, vil

⁴ The Montreal Protocol on Substances that Deplete the Ozone Layer, Montreal 1987.

utslippene øke. På sikt vil de sannsynligvis kunne skaffe seg alternativene til KFK-gassene, og da vil også deres Kuznetskurve snu.

Det andre hovedsynet er at det er en positiv sammenheng mellom inntekt og utslipp, dvs at Kuznetskurven er monotont stigende. Det har vist seg å stemme bra for globale problemer, f.eks. CO₂, hvor tilgangen på alternativ teknologi er begrenset. For slike globale utslippsproblemer vil det være rasjonelt for det enkelte land å ta mengden utslipp i atmosfæren for gitt. Den økte nytten av det enkelte lands utslippsreduksjoner vil fordeles på alle land, slik at det landet som bærer kostnadene, kun vil få en mikroskopisk gevinst. Skalaeffekten av økonomisk aktivitet vil fortsatt virke, mens insentivene som fremmer teknikeffekten ikke er sterke nok til at denne greier å motvirke økningen i utslipp.

Et eksempel fra Grønn skattekommisjons utredning (NOU 1996:9) kan illustrere hvordan vi kan få en monotont stigende Kuznetskurve for enkelte utslippstyper. De nye bilene som selges i dag (og tidlig på nitti tallet da kommisjonen gjorde sitt arbeid), har alle mer effektive motorer enn eldre biler, i den forstand at en bil med en motor på 100 hestekrefter i dag avgir færre forurensende avgasser (f.eks. CO₂ og NO_x) enn en eldre bil med tilsvarende motorkraft. Vi kan se på dette som et utslag av teknikeffekten, som isolert fører til at når vi får bedre råd og kan kjøpe biler med forbedret teknologi, vil utslippene gå ned. Men på tross av mindre forurensende teknikk, økte utslippsmengden fra de nye bilene som ble solgt tidlig på nittitallet. Årsaken til dette var at nordmenn, som følge av økt kjøpekraft, valgte biler med større motorer. En slik prioritering kan vi se på som et utslag av skalaeffekten, som dermed hindrer den miljømessig positive teknikeffekten i å snu utslippstrenden. Selvsagt begrenser teknikeffekten veksten i utslippene, men den økte kjøpekraften gjør at de nye bilene likevel slipper ut mer enn før. Dermed vil sammenhengen mellom inntekt og utslipp kunne være monotont stigende.

Hvilken av de to nevnte effektene som sterkest gjør seg gjeldene for NO_x-utslipp, er usikkert. NO_x-utslipp går under betegnelsen regionale forurensingsproblemer, og har innslag av både lokale og globale virkninger. Biltrafikk er et betydelig lokalt forurensingsproblem i byområder bl.a. pga. NO_x-utslipp. Samtidig er NO_x-utslippene i stand til å sveve i atmosfæren i flere dager før de avsettes, og på den tiden kan vær og vind ha ført utslippene langt av sted. Utslippene vil da kunne gjøre skade langt fra sitt opprinnelige utslippssted. Mine data vil

kunne kaste lys over hvilken effekt som gjør seg mest gjeldende for nitrogenoksidene, og følgelig hvilken sammenheng vi kan forvente mellom inntekt og utslipp når det gjelder NO_x .

2.2.2 Import og egne avsetninger

Utslippene i land i , n_i , avhenger av hvor store mengder avsetninger med opprinnelse i utlandet som rammer landet; $\sum_{j \neq i}^l \rho_{ij} n_j$ (jfr likning (2.2)). Det er rimelig å anta at det er en negativ sammenheng mellom utslipp og import. Dersom avsetninger som stammer fra utlandet øker, vil nytten til landets innbyggere reduseres, og landet vil måtte kompensere denne nyttereduksjonen med å redusere egne utslipp. Motsatt vil redusert import gi landet mulighet til å øke sine egne utslipp uten at de økte utslippene nødvendigvis reduserer nytten hjemme. Så lenge den totale mengden avsetninger ikke øker, vil ikke konsumentenes nytte bli redusert. Landet vil derimot spare kostnader til rensing, og dermed vil inntektene bli høyere og nytten gå opp.

Murdoch et al (1997b) argumenterer også for at det er et negativt forhold mellom n_i og importen $\sum_{j \neq i}^l \rho_{ij} n_j$. De benytter en Nash-antakelse i modellen og viser at den negative sammenhengen er konsistent med strategisk gratis-passasjer-adferd. Nash-antakelsen i deres modell innebærer at land i antar at de andre landene er optimalt tilpasset og at landet velger sitt optimale utslippsnivå som den beste responsen på den importen landet opplever. Nash-likevekten oppnås når alle land er optimalt tilpasset og ikke ønsker et annet nivå på sine egne utslipp, n_i , gitt de andre landenes beste respons.

Endringer i hvor mye av egne utslipp som blir avsatt hjemme, ρ_{ii} , antas også å ha en negativ effekt på utslippene. Dersom ρ_{ii} øker, vil landets innbyggere kjenne skadevirkningene av egne utslipp mer. Økte skadevirkninger vil ha en negativ effekt på konsumentenes nytte, og dermed vil ønske om reduksjoner øke og utslippene gå ned. Motsatt har vi at dersom ρ_{ii} går ned, vil landet oppleve mindre skadevirkninger av sine egne utslipp, og landet kan øke sine utslipp uten at dette går utover nyttenivået.

2.2.3 Politiske og miljørelaterte variabler

En politisk faktor som vil påvirke utslippsadferden til flere land i perioden jeg ser på, er overgangen fra kommandoøkonomi til markedsøkonomi i de tidligere østblokklandene. Tidligere østblokkland vil lettere kunne redusere sine utslipp enn de vestlige, fordi mye av den tunge, ineffektive industrien som eksisterte i Øst-Europa tidligere, er lagt ned etter Murens fall. Den delen av industrien som har overlevd, har på en rimelig måte kunnet gå over til mer miljøvennlig teknologi som produserer samme mengde med langt mindre utslipp. Disse særtrekkene er nokså felles for alle de tidligere kommuniststatene i Øst-Europa, og det vil derfor være en relevant forklaringsvariabel når man ser på endringer av utslippsadferd i denne perioden. Jeg antar det vil være en negativ sammenheng mellom utslipp og en slik politisk variabel, og at variabelen vil skifte etterspørselen etter utslipp innover alt annet likt.

Surhetsgraden i jordsmonnet vil være en relevant miljøfaktor. Det er rimelig å anta at land hvor jordsmonnet er sårbart for nitrogenavsetninger, er ekstra opptatt av å redusere utslippene. Alt annet likt kan man anta en negativ sammenheng mellom utslipp og surheten i jordsmonnet, hvilket betyr at land med surt jordsmonn vil redusere utslippene mer enn øvrige land.

2.3 Teori for ratifikasjonsbeslutningen

Det er flere grunner til at et land ønsker en forpliktende samarbeidsavtale for reduksjon av NO_x-utslipp. For det første er det åpenbart at land som rammes hardt av den sure nedbøren fordi jordsmonnet i utgangspunktet er surt, vil være opptatt av at de totale utslippene reduseres. Norge og Sverige var pådrivere i det første arbeidet med LRTAP-konvensjonen, og dette henger nært sammen med at disse to landene har et surt jordsmonn fra naturens side og dermed merker skadevirkningene fra bl.a. NO_x-utslipp ekstra tydelig. Dessuten vil det være rimelig å anta at landene som ligger nedstrøms, dvs. får mye utslipp fra andre lands virksomheter inn over sine områder, vil anse det som viktig at de forurensende landene reduserer. Det vil derfor være naturlig at disse landene ivrer ekstra for et internasjonalt samarbeid. Land som rammes hardt av egne utslipp, vil sannsynligvis også være opptatt av at utslipp reduseres i mer enn eget land, bl.a. for å sikre at andre land ikke får konkurransefordeler ved at de ikke trenger å bruke ressurser på rensing.

En annen viktig grunn til å godta forpliktende samarbeid på et område som miljøvern, er at det sikrer politisk velvilje i de øvrige landene, en velvilje som kan komme godt med i andre sammenhenger. Man kan således oppleve at land som ikke har åpenbare miljømessige fordeler av at NO_x-utslippene reduseres, likevel finner det politisk opportunt å være med på et forpliktende samarbeid om utslippsreduksjoner.

Den viktigste grunnen til ikke å ratifisere Sofia-protokollen vil være at man ganske enkelt ikke opplever forsuring som et problem. Det kan være fordi man har et jordsmonn som tåler mye sur nedbør, eller det kan være slik at kulturlandskapene dominerer slik at skadevirkningene ikke blir lagt merke til eller vektlagt. Dessuten kan kostnadsulempen ved å redusere det aktuelle forurensende stoffet være så stor at det overstiger de positive faktorene en ratifikasjon drar med seg. Det vil da være rimelig å anta at landet vurderer at de er bedre tjent med å stå utenfor det internasjonale samarbeidet fordi de ikke vil ta på seg forpliktelser de ikke kan greie.

3 Økonometrisk metode

I dette kapitlet vil jeg presentere det metodiske grunnlaget for den økonometriske analysen i avsnitt 5.2 og 5.3. Jeg vil benytte prinsippene fra effektevaluering i en såkalt behandlingseffektmodell. I avsnitt 3.1 gir jeg en generell introduksjon til effektevaluering som metode. Avsnitt 3.2 inneholder en formell utledning av en behandlingseffektmodell og problemet med utvalgsseleksjon, mens avsnitt 3.3 gir en oversikt over noen mulige løsningsmetoder. Etter den generelle presentasjonen av metoden, viser jeg i avsnitt 3.4 hvordan behandlingseffektmodellen vil passe på min problemstilling. Deretter presenterer jeg i avsnitt 3.5 metodene jeg kan anvende på mine data. Avsnitt 3.6 oppsummerer kort kapitlet og ser fram mot den økonometriske analysen i 5.2 og 5.3.

3.1 Effektevaluering

Effektevaluering er en stor disiplin i samfunnsvitenskapen ettersom omfanget av tiltak som myndighetene iverksetter for å hjelpe utvalgte grupper i befolkningen, er stort. Spesielt har arbeidsmarkedstiltak vært gjenstand for mange evalueringer. Heckman og Robb (1985) skiller mellom to hovedtyper av problemstillinger. Man kan forsøke å finne hvilken effekt tiltaket har dersom deltakerne var tilfeldig valgt. En tilfeldig utvelgelse til tiltak er imidlertid ofte ikke ønskelig og/eller mulig. Da vil det være mer hensiktsmessig å finne effekten av tiltaket ved å sammenligne et bestemt utfallsmål for deltakerne etter gjennomføringen av tiltaket med hva dette hadde vært, dersom de ikke hadde deltatt på tiltaket. Denne siste tilnærmingen er mest aktuell her, siden det er vanskelig å tenke seg en tilfeldig utvelgelse av land som skal slutte seg til en miljøavtale.

En slik problemstilling krever at vi sammenligner deltakernes resultater med en hypotetisk størrelse som vi ikke kan observere direkte. Grunnprinsippet i behandlingseffektmodellene er at man sammenligner det bestemte utfallsmålet for deltakerne på tiltaket med tilsvarende mål for en gruppe som ikke deltar. Man tenker seg gjerne idealsituasjonen i statistisk analyse, som vi får når vi kan bruke en kontrollgruppe konstruert gjennom et kontrollert eksperiment. I eksperimentell evaluering trekker man et tilfeldig utvalg fra populasjonen som er aktuell for tiltaket, og fra dette bestemmer igjen et tilfeldig utvalg hvem som får gjennomgå tiltaket. De som ikke får behandlingen, danner kontrollgruppen. Forventet utfall dersom det ikke hadde vært noe tiltak vil være lik i de to gruppene, ettersom det er tilfeldig hvem som blir deltaker

eller ikke. Vi kan dermed se hvordan det vil gå for både deltakere og ikke-deltakere, og beregne effekten av tiltaket ved å sammenligne utfallsmålene til de to gruppene etter at tiltaket er gjennomført.

Eksperimentell evaluering er velegnet i f.eks. medisinsk forskning, mens det er langt mer komplisert å få til et kontrollert sosialt eksperiment. Derfor foregår mesteparten av effektevalueringen i samfunnsvitenskapen etter ikke-eksperimentelle metoder. I ikke-eksperimentell evaluering bruker man en sammenligningsgruppe bestående av observasjonsheter definert som sammenlignbare med deltakerne, bortsett fra at de ikke deltar på tiltaket. Problemet med en slik gruppe er at den ikke vil være lik gruppen av deltakere ettersom utvelgelsen til tiltaket ikke er tilfeldig. Vi kan dermed få utvalgseleksjonseffekter som påvirker den estimerte tiltakseffekten. Utvalgseleksjonen kan skyldes seleksjon i utvelgelsen fra de som administrerer tiltaket, eller den kan komme som følge av selvseleksjon. Sammenligningsgruppen vil i utgangspunktet være forskjellig fra deltakerne, og det vil således ikke bare være tiltaket, men også selve utvelgelsen til dette, som gjør at utviklingen i de to gruppene kan være forskjellig etter at tiltaket er gjennomført. Det finnes ulike metoder som prøver å korrigere for utvalgseleksjonen, og jeg vil komme nærmere tilbake til disse i avsnitt 3.3. Først vil jeg imidlertid utlede en generell behandlingseffektmodell.

3.2 Modell for effektevaluering

I dette avsnittet utleder jeg en modell for effektevaluering⁵. Først ser jeg på evalueringsproblemet generelt, før jeg presenterer en modell med forklaringsvariabler som kan brukes til å evaluere Sofia-protokollen.

Jeg lar N_{it} være et observert utfallsmål, f.eks. utslipp av nitrogenoksider, for observasjonshet i i periode t og N_{it}^* tilsvarende når det ikke er gjennomført et tiltak. Videre viser dummyvariabelen $d_i = 1$ at observasjonshet i er deltaker på tiltaket, mens $d_i = 0$ betyr at observasjonshet i ikke deltar. Jeg antar videre at tiltaket blir gjennomført i periode k . Den observerte verdien av utfallsmålet vil da være gitt ved:

⁵ Avsnittet bygger på Moffitt (1991) og Heckman og Hotz (1989)

$$(3.1) \quad \begin{aligned} N_{it} &= N_{it}^* + d_i \alpha_{it} && \text{når } t \geq k \\ N_{it} &= N_{it}^* && \text{når } t < k \end{aligned}$$

der α_{it} måler tiltakseffekten.

Tiltakseffekten er differansen mellom utfallsmålet når tiltaket er gjennomført og det dette ville vært dersom det ikke hadde vært gjennomført et tiltak. Effekten av tiltaket, α_{it} , kan dermed defineres som

$$(3.2) \quad \alpha_{it} = E(N_{it} | d_i = 1) - E(N_{it}^* | d_i = 1)$$

hvor $E(N_{it} | d_i = 1)$ er forventet størrelse på utfallet til observasjonsenhet i når tiltaket er gjennomført, og $E(N_{it}^* | d_i = 1)$ er tilsvarende dersom observasjonsenhet i ikke hadde gjennomført tiltaket.

Vi har i likning (3.2) et "perfekt" mål på tiltakseffekten. Det er imidlertid umulig å observere utfallsmålet N_{it}^* når $d_i = 1$, og dermed kan vi ikke måle hva utfallsmålet til deltakerne ville vært uten tiltaket. For å finne tiltakseffekten må vi ha en gruppe utenfor tiltaket som vi kan sammenligne deltakernes utfallsmål med. Sammenligningsgruppen er gitt ved $d_i = 0$, og et estimat for tiltakseffekten kan da være:

$$(3.3) \quad \tilde{\alpha}_{it} = E(N_{it} | d_i = 1) - E(N_{it}^* | d_i = 0)$$

der $E(N_{it} | d_i = 1)$ fortsatt er forventet utfall for observasjonsenheter som deltar i tiltaket, mens $E(N_{it}^* | d_i = 0)$ er forventet utfall for observasjonsenheter i sammenligningsgruppen.

Ideelt sett skal sammenligningsgruppen være et tilfeldig utvalg fra en større populasjon og ha samme grunnleggende egenskapene som deltakerne. Da vil de to estimatene for tiltakseffekten gitt ved (3.2) og (3.3) være like, ettersom:

$$(3.4) \quad E(N_{it}^* | d_i = 1) = E(N_{it}^* | d_i = 0),$$

dvs det forventede utfallet for deltakerne ($d_i = 1$) er lik tilsvarende for ikke-deltakerne ($d_i = 0$) dersom det ikke hadde vært noe tiltak (N_{it}^*).

I analysen vil jeg bruke en modell med forklaringsvariabler. Jeg antar at utfallet er en lineær funksjon av observerte egenskaper, X_{it} , og uobserverte egenskaper, U_{it} , slik at

$$(3.5) \quad N_{it}^* = X_{it}\beta + U_{it},$$

og dermed at

$$(3.6) \quad N_{it} = X_{it}\beta + d_i\alpha_{it} + U_{it}, \quad t = 0, \dots, T,$$

der U er et feilledd hvor $E(U_{it}) = 0$ og vektoren X inneholder forklaringsvariabler som vi kan observere.

Videre antar jeg at deltakelse i tiltaket ikke er randomisert, men at valget om å delta eller ikke blir bestemt av observerte (Z_i) og uobserverte (V_i) variabler slik at

$$(3.7) \quad d_i^* = Z_i\gamma + V_i,$$

der d_i^* er uobservert nytte av å delta i tiltaket. Vi kan ikke observere likning (3.7), men derimot observerer vi:

$$(3.8) \quad \begin{aligned} d_i &= 1 \quad \text{hvis } d_i^* > 0 \\ d_i &= 0 \quad \text{hvis } d_i^* \leq 0. \end{aligned}$$

Utvalgsseleksjon får vi når (3.4) ikke holder. Problemet oppstår når utvelgelsen til tiltaket ikke er tilfeldig med hensyn på feilleddet i utslippsfunksjonen. I modellen med forklaringsvariabler uttrykkes seleksjonsleddet ved:

$$(3.9) \quad E(U_{it} | d_i, X_{it}) \neq 0$$

slik at

$$(3.10) \quad E(N_{it} | d_i, X_{it}) \neq X_{it}\beta + d_i\alpha_{it}.$$

Korrelasjonen i (3.9) kan skyldes stokastisk avhengighet mellom U_{it} og Z_i (observerbar seleksjon), eller mellom U_{it} og V_i (uobserverbar). Dersom korrelasjonen er på observerbare variabler, kan man korrigere for disse ved å inkludere de relevante variablene i likningen. Problemet med utvalgsseleksjon oppstår først når korrelasjonen er mellom uobserverbare egenskaper, dvs når $\text{cov}(U_{it}, V_i) \neq 0$. Seleksjonseffekten gjør at vi ikke får konsistente estimater for effekten av avtalen dersom vi ikke tar hensyn til denne i estimeringen.

3.3 Konsistent estimering

Det finnes en rekke økonometriske metoder for å behandle utvalgsseleksjonsproblemet. En fylldig oversikt over disse finnes i Heckman og Robb (1985). Jeg gir under en kort gjennomgang av noen av løsningsmulighetene for to ulike former for datasett; tverrsnittsdata og paneldata.

3.3.1 Tverrsnittsdata

For å kunne bruke tverrsnittsdata må modellen foran redefineres slik at den ikke krever paneldata. Jeg kan uttrykke behandlingseffektmodellen min med flg. tre likninger⁶:

$$(3.11) \quad N_i = X_i\beta + d_i\alpha_i + U_i$$

$$(3.12) \quad d_i^* = Z_i\gamma + V_i$$

$$(3.13) \quad d_i = 1 \text{ hvis } d_i^* > 0, 0 \text{ ellers}$$

⁶ Framstillingen under bygger på Greene (1997)

Utvalgsseleksjon gjør at det er korrelasjon mellom feilleddene, dvs at

$$(3.14) \quad \text{corr}(U_i, V_i) = \tau \neq 0 .$$

Videre har vi at:

$$(3.15) \quad E(N_i | d_i = 1) = X_i \beta + \alpha_i + E(U_i | d_i^* > 0)$$

$$(3.16) \quad E(N_i | d_i = 0) = X_i \beta + E(U_i | d_i^* \leq 0) .$$

Jeg antar at U og V er bivariat normalfordelt, har forventning lik null og korrelasjon lik τ , mens standardavviket til U er gitt ved σ_U og variansen til V er 1. Det kan vises at:

$$(3.17) \quad E(U_i | d_i^* \geq 0) = \tau \sigma_U \frac{\phi(Z_i \gamma)}{\Phi(Z_i \gamma)}$$

$$(3.18) \quad E(U_i | d_i^* < 0) = \tau \sigma_U \frac{-\phi(Z_i \gamma)}{1 - \Phi(Z_i \gamma)},$$

hvor $\phi(Z_i \gamma)$ er en standard normalfordelt sannsynlighetsfunksjon og $\Phi(Z_i \gamma)$ er den kumulative sannsynlighetsfordelingen. Resultatet følger av en setning om forventning i trunkerte bivariate normalfordelinger, se for eksempel Greene (1997) teorem 20.4. Brøken i hhv. (3.17) og (3.18) kalles den inverse Millsraten. Tiltakseffekten er gitt ved differansen mellom (3.15) og (3.16), som når vi setter inn fra (3.17) og (3.18) blir:

$$(3.19) \quad E(N_i | d_i = 1) - E(N_i | d_i = 0) = \alpha_i + \tau \sigma_U \left[\frac{\phi_i}{\Phi_i (1 - \Phi_i)} \right].$$

Vi ser at dersom det ikke justeres for utvalgsseleksjonen, vil tiltakseffekten bli overvurdert hvis vi antar at korrelasjonen i (3.14) er positiv. Utvalgsseleksjonsproblemet kan ses på som et problem med utelatte variabler, der den inverse Millsraten mangler hvis vi estimerer (3.11) uten å ta hensyn til seleksjonseffekten.

Modellen kan estimeres ved sannsynlighetsmaksimering (maksimum likelihood). Et alternativ til dette er Heckmans to-steps metode. Denne består, slik navnet antyder, av to trinn. Første trinn omhandler deltakelsesbeslutningen. Vi observerer om observasjonsenhet i deltar i tiltaket eller ikke (likning (3.13)), men ikke prosessen som ligger bak beslutningen (likning (3.12)). I første trinn estimeres sannsynligheten for at observasjonsenhet i deltar i tiltaket ($\Pr(d_i = 1)$) med en probit-modell, der man antar at sannsynligheten for deltakelse er standard normalfordelt. Estimatet av γ herfra gir oss mulighet til å regne ut et estimat for den inverse Millsraten, λ_i , som i trinn to benyttes som forklaringsvariabel i utfallslikningen for å korrigere for seleksjonsproblemet. Vi kan dermed gjøre en minste kvadrats estimering på en korrigert modell:

$$(3.20) \quad N_i = X_i\beta + d_i\alpha_i + \beta_\lambda \hat{\lambda}_i + U_i,$$

og ut fra denne vil vi få et konsistent estimat for tiltakseffekten som tar hensyn til utvalgsseleksjonseffekten.

Heckman og Robb viser at når man bruker tverrsnittsdata, er det nødvendig med minst en forklaringsvariabel i deltakelseslikningen dersom man ikke skal gjøre fordelingsantakelser på U . En helt regressorfri deltakelseslikning kan ikke gi et konsistent estimat for tiltakseffekten uten slike antakelser.

3.3.2 Paneldata

Tverrsnittsdata inneholder generelt mindre informasjon enn paneldata, ettersom man i tverrsnittsdata bare har en observasjon pr observasjonsenhet på et gitt tidspunkt for hver variabel. For å kunne bruke paneldatametoder i effektevaluering er det nødvendig å ha observasjoner for de ulike variablene både før og etter iverksetting av tiltaket. Når paneldata gir informasjon for hver observasjonsenhet både før og etter tiltaket, kan denne informasjonen utnyttes for å finne et mål på den uobserverbare N_{it}^* . Moffitt illustrerer denne metoden ved å anta en observasjon etter tiltaket (merket t) og en før (merket $t-1$). Vi har da at:

$$(3.21) \quad \begin{aligned} N_{it}^* - N_{i,t-1}^* &= \text{endring i } N_{it}^* \text{ fra } t-1 \text{ til } t \text{ når ikke tiltak} \\ N_{it} - N_{i,t-1} &= \text{endring i } N_{it}^* \text{ fra } t-1 \text{ til } t \text{ når tiltak.} \end{aligned}$$

Det "perfekte" estimatet for tiltakseffekten blir nå:

$$(3.22) \quad \alpha_{it} = E(N_{it} - N_{i,t-1}^* | d_i = 1) - E(N_{it}^* - N_{i,t-1}^* | d_i = 1),$$

mens den målbare effekten uttrykkes ved:

$$(3.23) \quad \tilde{\alpha}_{it} = E(N_{it} - N_{i,t-1}^* | d_i = 1) - E(N_{it}^* - N_{i,t-1}^* | d_i = 0).$$

Disse estimatene er kun like dersom:

$$(3.24) \quad E(N_{it}^* - N_{i,t-1}^* | d_i = 1) = E(N_{it}^* - N_{i,t-1}^* | d_i = 0).$$

Uttrykket forteller at veksten (eller reduksjonen) i N må være den samme for deltakerne som for gruppen ikke-deltakere før og etter tiltaket, når vi tenker oss at det ikke eksisterer noe tiltak. Det ligner på uttrykket vi hadde i likning (3.4), men da var det *nivået* på utfallsmålet som måtte være likt. Betingelsen her krever bare at veksten skal være lik, mens nivået kan være forskjellig. Det er en svakere betingelse som er lettere å oppfylle.

Estimatoren vi kommer fram til ved metoden over, kalles *førstedifferanse-* eller *fast-effekt-* estimatoren. Den grunnleggende antakelsen i førstedifferanseanalysen er at:

$$(3.25) \quad E(U_{it} - U_{it'} | d_i, X_{it} - X_{it'}) = 0 \text{ for alle } t, t', \quad t > k > t'$$

dvs at de uobserverte påvirkningene på utfallsmålet ikke endres ved tiltaksgjennomføringen i periode k . Vi får dermed at førstedifferanseregresjonen gir:

$$(3.26) \quad E(N_{it} - N_{it'} | d_i, X_{it} - X_{it'}) = (X_{it} - X_{it'})\beta + d_i\alpha_{it}, \quad t > k > t',$$

og vi kan finne en konsistent estimator for tiltakseffekten α .

Moffitt viser også at vi ved å legge til stadig flere før-tiltak observasjoner kan få estimat som ligger nær opp til estimatet vi ville fått hvis deltakelsen i tiltaket hadde vært basert på et tilfeldig utvalg, dvs eksperimentelle data. Når vi utnytter flere før-tiltak observasjoner, kalles estimatoren *differanse-av-differanse*-estimator fordi man beregner tiltakseffekten ved å se på forandring i vekstraten til utfallsmålet. En slik estimator utnytter mer data, og generelt kan man si at den beste estimatoren er den som utnytter mest data. Men dersom estimering av en differanse-av-differanse-estimator presser det tilgjengelige datasettet ved å utnytte observasjoner som ikke er fullstendige for alle observasjonseenhetene, kan det tenkes at førstedifferanseestimatoren likevel er den beste.

3.4 Effektevaluering av Sofia-protokollen

Modellen fra avsnitt 3.2 kan tilpasses slik at den kan brukes til å evaluere effekten av Sofia-protokollen. Jeg betrakter et utvalg av land der land i tilsvarer observasjonseenhet i . Videre har vi at utfallsmålet N_{it} er land i 's utslipp av nitrogenoksider i år t . Deltakergruppen $d_i = 1$ er LRTAP-landene som ratifiserte Sofia-protokollen, mens sammenligningsgruppen $d_i = 0$ består av de LRTAP-landene som ikke hadde ratifisert Sofia-protokollen innen utgangen av 1994 (se 4.2 for detaljer). X -matrisa i likning (3.5) og følgende antas å være gitt av de eksogene variablene jeg fant styrte utslippsadferden i likning (2.6) fra teorikapittelet. Når det gjelder deltakelsesbeslutningen, antar jeg at den kan beskrives slik jeg har gjort i avsnitt 2.3, og at dette danner grunnlaget for en spesifisering av likning (3.12).

I de foregående avsnittene i dette kapittelet har jeg vist hvordan man kan evaluere tiltak iverksatt av myndighetene for å hjelpe bestemte grupper fram mot bestemte mål. Sofia-protokollen er i utgangspunktet noe ganske annet. Protokollen er en avtale mellom land, hvor landene påtar seg gjensidige forpliktelser, og ikke et individfokusert behandlingstiltak som skal hjelpe vanskeligstilte grupper. Behandlingseffektmodeller er mye brukt i arbeidsmarkedsøkonomi, men i miljøøkonomi har jeg bare funnet metoden brukt i arbeidene til Bamezai (1995 og 1996). Han evaluerer vannsparingstiltakene iverksatt av myndighetene i California under tørkeperiodene på begynnelsen av 1990-tallet. Bamezai understreker viktigheten av et tilstrekkelig datamateriale for å bruke effektevalueringsmetoden, og som i evalueringene i arbeidsmarkedsøkonomi, baserer hans evaluering seg på store datasett på individnivå. Når jeg skal undersøke effekten av Sofia-protokollen, må jeg benytte aggregerte data. Datatilfanget blir da nødvendigvis begrenset, og mangelfulle data vil sette begrensninger

i analysen. Det vil også være problemer knyttet til selve aggregeringen, bl.a. fordi det er vanskelig å finne preferanser som er representative for en hel nasjon. Man kan derfor stille spørsmål ved om en behandlingseffektmodell er en brukbar tilnærming når effekten av Sofia-protokollen skal undersøkes.

Men på tross av betydelige forskjeller i karakteren på tiltaket, i nivået dataene hentes fra og i tilfanget av data, er strukturen i problemene knyttet til å evaluere Sofia-protokollen lik problemene i den generelle modellen beskrevet foran. Når vi betrakter Sofia-protokollen, har vi en gruppe land som gjennomfører et "tiltak", nemlig en gjensidig forpliktende miljøavtale. Jeg ønsker å undersøke om dette "tiltaket" har hatt reell innvirkning på utslippsadferden til avtalelandene. Det kan jeg gjøre ved å sammenligne gruppen av avtaleland med en annen gruppe, som ikke har forpliktelser iht. avtalen. Problemet er imidlertid at disse to gruppene i utgangspunktet ikke er like. Fra utvalget av LRTAP-land er det ikke tilfeldig hvem som ender opp som avtaleland. Ratifikasjon av Sofia-protokollen er frivillig for det enkelte land, og det vil være stor grad av selvseleksjon i ratifikasjonsprosessen. Landene som ratifiserer avtalen, er sannsynligvis også de landene som ligger nærmest å redusere utslippene sine, uavhengig av avtalen. Denne gruppen vil være en gruppe med andre egenskaper enn ikke-avtalelandene, og de egenskapene som gjør dem til avtaleland, vil også være med på å forklare forskjeller i utslippsadferden. Det er med andre ord grunn til å tro at (3.4) ikke holder. Vi har korrelasjon mellom faktorer som bestemmer avtalestatusen og utslippsadferden, og det kan være dette snarere enn avtalen som gjør at avtalelandene eventuelt endrer utslippsadferden annerledes enn ikke-avtalelandene.

En sammenligning av de to gruppene land vil gi forventningsskjevne estimater for avtaleeffekten dersom man ikke korrigerer for selvseleksjonen. Dette er det grunnleggende problemet i all effektevaluering. De viktigste problemene som må løses i behandlingseffektmodellene, oppstår som følge av at de to gruppene ikke har de samme egenskapene i utgangspunktet. Strukturen i disse problemene er de samme uavhengig av størrelsen på datasettet og nivået dataene er hentet fra, og de samme løsningsprinsippene vil gjelde. Problemene ved evaluering av Sofia-protokollen er med andre ord de samme som de jeg har beskrevet tidligere. Dermed vil de samme grunnleggende løsningene kunne anvendes, og en behandlingseffektmodell vil kunne være en relevant tilnærming for evaluering av Sofia-protokollen.

3.5 Estimering av avtaleeffekten

Til analysen i kapittel 5 har jeg tilgang på et paneldatasett som jeg vil presentere nærmere i neste kapittel. Det er naturlig å konsentrere seg om løsningsmetodene som utnytter hele datasettet, så derfor fokuserer jeg i analysedelen på paneldatametodene. Jeg har tilstrekkelige før-avtale data for både *førstedifferanse*- og *differanse-av-differanse*-estimatoren. Datasettet blir imidlertid mer ufullstendig jo lenger bak i tid jeg går (se neste kapittel samt vedlegg V1), og det viser seg at differanse-av-differanse-estimatoren ikke overlever modelltesten. Derfor ser jeg bort fra denne og konsentrerer meg om førstedifferansevarianten.

Analysen vil inneholde regresjoner av likningen:

$$(3.27) \quad \ln N_{it} - \ln N_{it-1} = \alpha S_i + \beta_1 (\ln I_{it} - \ln I_{it-1}) + \beta_2 (\ln EA_{it} - \ln EA_{it-1}) + \beta_3 (\ln BNP_{it} - \ln BNP_{it-1}) \\ + \beta_4 (\ln BEF_{it} - \ln BEF_{it-1}) + \gamma_1 SG_i + \gamma_2 OVER_i + (U_{it} - U_{it-1}),$$

der variablene er beskrevet i tabell 3.1 under. Jeg benytter den naturlige logaritmen til de kontinuerlige variablene fordi ln-formen er en hensiktsmessig funksjonsform, ettersom den gir mulighet til å tolke koeffisientene som elastisiteter. Vi kan se dette ved å se på funksjonsformen $\ln y = \beta_1 + \beta_2 \ln x$. Ved logaritmisk derivasjon får vi $\frac{1}{y} \cdot \frac{\partial y}{\partial x} = \frac{\beta_2}{x} \Rightarrow \beta_2 = \frac{\partial y}{\partial x} \cdot \frac{x}{y}$, og vi ser at koeffisienten er lik elastisiteten.

Avtaleeffekten S_i , som er den sentrale variabelen i min analyse, samt de andre dummyvariablene, kan ikke settes på ln-form. Det kan vises at høyresidevariablene i en log-lin-form kan tolkes som relativ endring eller avkastning. Funksjonsformen kan da uttrykkes ved $\ln y = \beta_1 + \alpha x$, og ved å derivere med hensyn på x får vi: $\alpha = \frac{\partial y}{\partial x} \cdot \frac{1}{y}$. Derivasjonen forutsetter imidlertid kontinuerlige variabler, mens dummyvariabler er diskrete. For små endringer kan man likevel tolke koeffisientene som relativ endring eller avkastning. Det ser vi når vi skriver log-lin-funksjonen $\ln y = \beta_1 + \alpha x$ på den ekvivalente formen $y = e^{\beta_1 + \alpha x}$, hvor x er en dummyvariabel som tar verdien 0 eller 1, og α er koeffisienten som skal estimeres. Da har vi at:

$$(3.28) \quad \begin{aligned} y^0 &= e^{\beta_1} & \text{når } x &= 0 \\ y^1 &= e^{\beta_1} \cdot e^{\alpha} & \text{når } x &= 1 \end{aligned},$$

og vi finner at endring i y er gitt ved:

$$(3.29) \quad \Delta y = y^1 - y^0 = e^{\beta_1} e^\alpha - e^{\beta_1} = e^{\beta_1} (e^\alpha - 1).$$

Relativ endring er gitt ved:

$$(3.30) \quad \frac{\Delta y}{y^0} = \frac{e^{\beta_1} (e^\alpha - 1)}{e^{\beta_1}} = e^\alpha - 1 \approx \alpha \text{ når } \alpha \text{ er liten,}$$

og dermed har vi at koeffisientene for dummyvariablene, i (3.28) - (3.30) gitt ved α , som en tilnærming kan tolkes som avkastning eller relativ endring.

En restleddsantakelse som tilfredsstillter antakelsen for førstedifferanseestimatoren gitt i (3.25), dvs $E(U_{it} - U_{it'} | d_i, X_{it} - X_{it'}) = 0$ for alle t, t' , $t > k > t'$, er gitt ved

$$(3.31) \quad U_{it} = \varphi_i + \varepsilon_{it},$$

der ε_{it} er et stokastisk feilledd med forventning null og uavhengig av andre verdier av $\varepsilon_{it'}$ og φ_i , som er en landsspesifikk variabel med forventning null som ikke endres over tid. Jeg antar altså at hvert land har uobserverte særtrekk som påvirker utslippene likt over tid. Et eksempel kan være en stabil og godt organisert miljølobby som påvirker utslippsadferden med konstant styrke. Styrken til miljøvernorganisasjonene varierer nok fra land til land, men er kanskje stabil over tid innad i landet.

P.g.a. endogenitetsproblem knyttet til variabelen *egen avsetning* (EA) (se avsnitt 4.4 og vedlegg V.2) vil jeg gjøre to varianter av likning (3.27): En variant der en variabel hvor egne avsetninger inngår som en andel av utslippene, benyttes for EA (*egen avsetning*), og en variant der EA er gitt ved variabelen *egen avsetning(absolutt)*, som er en variabel hvor avsetning fra egne utslipp er gitt i absolutte tall.

Tabell 3.1: Variabler og kilden for tilhørende data.

Variabler	Beskrivelse	Kilde
<i>Utslipp NO_x(N)</i>	Nasjonale, antropogene utslipp av nitrogenoksider (NO _x).	EMEPs hjemmeside: http://projects.dnmi.no/~emep/emis_tables/tab2.html ; Table 2. Anthropogenic emissions of nitrogen oxides (1980-2010*) in the ECE region; 30.08.99
<i>Status (S)</i>	Avtalestatus. Dummy som viser om landet har ratifisert Sofia-protokollen. Ratifikasjonen regnes fra 1988.	LRTAP-konvensjonens hjemmeside: http://www.unece.org/env/lrtap/protocol/88n_st.htm
<i>Import (I)</i>	Avsetning i hjemlandet som skyldes utslipp i utland.	Mottaker-forurensere-matrisene for oksidert nitrogen, årlig fom. 1985 tom. 1996, i EMEP rapport 1/97, del 2
<i>Egen avsetning (EA)</i>	Andel avsetning i hjemland som skyldes utslipp i hjemland (avsetninger hjemme / utslipp).	Mottaker-forurensere-matrisene for oksidert nitrogen, årlig fom. 1985 tom. 1996, i EMEP rapport 1/97 del 2
<i>Egen avsetning (absolutt)</i>	Avsetning i hjemland som skyldes utslipp i hjemland målt i absolutte tall	Mottaker-forurensere-matrisene for oksidert nitrogen, årlig fom. 1985 tom. 1996, i EMEP rapport 1/97, del 2
<i>BNP (BNP)</i>	Bruttonasjonalprodukt i US\$ 1990	Statistisk årbok, FN, utg. 40 (1993) og 42(1995) Verdensbanken: http://www.worldbank.org/data/archive/wdi/pdf/tab4_1.pdf
<i>Befolkning (BEF)</i>	Befolkningsmengde	Regnet ut fra BNP- og BNP pr capita-tallene i Statistisk årbok, FN.
<i>Surhetsgrensen (SG)</i>	Dummy som viser om 5%-persentilen til den kritiske terskelverdien for NO _x avsetninger er under 700 eq/ha/yr i over 50% av landområdet.	Figur 1-1; Posch et al.
<i>Overgang (OVER)</i>	Dummy som viser om landet er et tidligere østblokkland. Overgangen er satt til 1991.	

I tillegg til førstedifferanseestimatoren vil jeg også finne en estimator basert på tverrsnittsdata. Jeg vil bruke Heckmans to-steps metode, og denne krever en annen spesifisering enn (3.27). Modellen vil nå være gitt med likningene (3.11) til (3.13), og for å estimere denne må jeg lage nye variabler som utgjør et tverrsnitt av paneldataene. Som venstresidevariabel vil jeg bruke veksten i utslippene i perioden fra 1987 til 1994, mens X -matrisa i likning (3.11) inneholder veksten i de kontinuerlige variablene (*import*, *egen avsetning*, *BNP* og *befolkning*) i samme periode, samt dummyvariablene *surhetsgrensen*, *overgang* og *status*. Seleksjonslikningen (3.12) må nå være definert og inneholde forklaringsvariabler som beskriver sannsynligheten

for å ratifisere Sofia-protokollen. Jeg har i avsnitt 2.3 argumentert for hvordan jeg tror ratifikasjonsbeslutningen påvirkes, en beslutning som formelt antas å være gitt av likning (3.12). Venstresidevariabelen er her *status*, mens *Z*-matrisa har bestått av vekst i *utslipp*, *BNP*, *befolkning*, *import* og *egen avsetning* i perioden forut for avtalen. Jeg antar med andre ord at ratifikasjonsbeslutningen bygger på de historiske verdiene til disse variablene. For de tre førstnevnte har jeg anledning til å benytte veksten fra 1980 til 88, mens jeg for de to siste bare har data tilbake til 1985. Helst ville jeg også hatt med variabelen *surhetsgrensen* i seleksjonslikningen, men ettersom det bare er avtaleland som har verdien 1 på denne, er den perfekt korrelert med *status* og faller ut.

3.6 Oppsummering

Jeg har i dette kapitlet gitt en oversikt over den empiriske tilnærmingen jeg har valgt for å finne hvilken effekt Sofia-protokollen har hatt på utslippsadferden til avtalelandene. Først gav jeg en generell presentasjon av effektevalueringsmetoden, før jeg argumenterte for at behandlingseffektmodeller kan anvendes også på mitt problem. I den økonometriske analysen i avsnitt 5.2 vil jeg fokusere på paneldatametodene. Det viser seg at jeg ikke har tilstrekkelig data til å bruke differanse-av-differanse-estimatoren, slik at resultatene som blir presentert, baserer seg på førstedifferanseestimatoren. I tillegg vil jeg gjøre en Heckman to-steps estimering for å sammenligne paneldataestimaterne med tilsvarende fra tverrsnittsdata. Det viser seg imidlertid at resultatene med tverrsnittsdata er usikre, først og fremst pga. dårlig spesifisering av ratifikasjonslikningen. Dermed vil jeg i tolkingene i avsnitt 5.3 bare vektlegge førstedifferanseestimatoren. Før jeg går i gang med analysen i kapittel 5, vil jeg imidlertid bruke neste kapittel til å presentere datamaterialet som vil ligge til grunn.

4 Beskrivelse av data

I dette kapittelet vil jeg gi en oversikt over datamaterialet som ligger til grunn for analysen i neste kapittel. Matrisa med data inneholder 26 land som følges fra 1980 til 1996. Jeg vil i avsnitt 4.1 se på til hvilke av de teoretiske variablene fra kapittel 2 jeg har gode empiriske motstykker. I 4.2 presenterer jeg utvalget av land i analysen. Deretter vil jeg i avsnittene 4.3 - 4.5 presentere datamaterialet som ligger bak de ulike variablene. Endogenitetsproblemet knyttet til variabelen *egen avsetning* blir gjennomgått i vedlegg V.2. Avsnitt 4.6 oppsummerer datamaterialet.

4.1 Tilgang på empiriske variabler

Jeg fant i avsnitt 2.1 at et lands etterspørsel etter NO_x -utslipp kan representeres med likning (2.6), som jeg gjentar her for sammenhengen:

$$(2.6) \quad n_i = n_i(BNP_i, p_i, \rho_{ii}, B_i, PM_i, \sum_{j \neq i}^l \rho_{ij} n_j).$$

Jeg vil anta at utslippsadferden i de landene jeg skal se på, styres gjennom en slik adferdsrelasjon, og inkludere de eksogene variablene fra denne i den empiriske modellen. Begrensninger i tilfanget av gode empiriske representasjoner av de teoretiske størrelsene gjør imidlertid at jeg ikke kan få med alle variablene eksplisitt i den empiriske modellen.

Først og fremst mangler jeg et godt estimat for rensekostnadene p_i . Murdoch et al (1997b) bruker estimerte verdier fra en regnemodell (RAINS) utviklet på IIASA. I RAINS-modellen beregnes ulike estimater for marginalkostnaden ved å rense NO_x -utslipp. Det knytter seg imidlertid stor usikkerhet til denne typen beregnede variabler, og ettersom disse beregningene ikke er gjort for hele den tidsperioden jeg ser på, får jeg ikke brukbare estimater for rensekostnadene. Derfor velger jeg heller å la rensekostnadene bli fanget opp i variabelen BNP , og gjør derfor ikke eksplisitte rensekostbetraktninger i analysen.

Det er også vanskelig å finne gode empiriske variabler for politikk- og miljøparametrene, PM_i . Sur nedbør rammer ulikt i ulike typer naturmiljøer, så skadevirkningene vil variere fra land til land. Å finne en empirisk brukbar miljøvariabel som kan måle hvor hardt et land

rammes av NO_x -utslipp, har vist seg vanskelig. Beregninger av såkalte surhetsgrenser, som skal vise hvor sårbart jordsmonnet på stedet er for mottak av utslipp av SO_2 , NO_x og andre stoffer, er relativt ferske. Slike grenseverdier er blitt tatt med i vurderingen når man laget den nye svovelprotokollen fra Oslo i 1994, men det finnes ikke data i hele den perioden jeg ser på. Det vil dessuten være liten variasjon over tid i en slik variabel, og det gjør den lite brukbar i en fast-effekt-modell.

Jeg har likevel forsøkt å få med en variabel i modellen som gjenspeiler hvor sårbart jordsmonnet i de ulike land er for avsetninger fra utslipp av NO_x . Til formålet har jeg konstruert en dummyvariabel hvor land der over halvparten av landområdet har jordsmonn hvor 5% persentilene av maksimal *surhetsgrense* er under 700 eq/ha/yr^7 , tar verdien 1 i hele perioden (gjelder Finland, Norge, Sverige, Irland og Storbritannia). Landene som ikke rammes på samme måte, har verdien 0 på denne variabelen. Hvis vi ser bort fra SUS, hvor ca. 30% av landarealet er tilsvarende sårbart, er prosentandelen med tilsvarende surt jordsmonn i de øvrige landene tilnærmet 0.

Som politisk skiftevariabel bruker jeg en variabel som jeg kaller *overgang*, der *overgang* er en dummy som viser om landet var et tidligere østblokkland. For de landene som gikk over til markedsøkonomi etter Murens fall, tar denne variabelen verdien 1 etter 1990.

Inntektsvariabelen BNP_i lar jeg være representert ved bruttonasjonalproduktet (BNP). BNP er definert som verdien av ferdige varer og tjenester produsert i et land, og brukes som mål på størrelsen av økonomien i et land. Målet har imidlertid flere svakheter. Det er kun markedsbasert økonomisk aktivitet som registreres, slik at for eksempel det som foregår i husholdningene, ikke regnes med. Offentlige tjenester måles etter kostnader og ikke verdi, og BNP sier heller ingenting om fordeling. Nyttereduksjonen som følge av forurensing og lignende fanges ikke opp. På tross av sine kjente og aksepterte svakheter er BNP likevel et internasjonalt anerkjent mål som benyttes i stor utstrekning, og jeg vil derfor bruke dette i min analyse.

I den økonometriske modellen vil også befolkningens mengde inngå. Jeg beholder *BNP* og *befolkning* som rene variabler i modellen, siden dette korresponderer med den teoretiske

⁷ Se Posch et al (1997)

utledningen. Når jeg skal tolke sammenhengen mellom utslipp og inntekt, vil jeg imidlertid bruke *BNP pr innbygger*, siden dette er et mål som er bedre egnet til å sammenligne velstandsnivå i forskjellige land.

De resterende teoretiske variablene fra likning (2.6) har rimelig gode empiriske variabler. Det empiriske motstykke til $\sum_{j \neq i}^l \rho_{ij} n_j$ kaller jeg *import*, mens ρ_{ii} vil ha betegnelsen *egen avsetning*. Begge finner jeg fra avsetningsmatrisene som er utarbeidet gjennom EMEP-programmet, jfr EMEP (1997).

4.2 Utvalg av land

Siden inngåelsen av LRTAP-konvensjonen og Sofia-protokollen har det skjedd mye på det politiske plan i Europa. Det gir seg utslag i hvilke land det finnes data på og hvilke landområder det er aktuelt å se på i dag.

For det første er Tyskland gjenforent. Det finnes utslippstall for Øst- og Vest-Tyskland separat fram til 1989, mens det fra 1990 kun er tall for det samlede Tyskland. Det samme gjelder for BNP og for tallene i avsetningsmatrisene. Jeg har derfor valgt å se på Tyskland som ett land gjennom hele perioden, og legger sammen de to lands tall for de ulike variablene før 1990 for å få en observasjon pr. år.

Videre er Sovjetunionen oppløst. Tallene i avsetningsmatrisene er ikke differensiert på hver enkelt stat før f.o.m. 1991, så jeg har derfor ikke muligheten til å se på alle de nye statene som selvstendige land gjennom hele perioden. Jeg velger derfor å inkludere de tidligere sovjetiske statene under felles betegnelsen SUS i min analyse. Jeg har imidlertid ikke tilgang på konsistente data for alle de tidligere Sovjet-statene for samtlige variabler, så jeg velger å ta med kun de statene som har tilstrekkelige data. Dette gjelder Russland, Hviterussland, Ukraina, Litauen og Moldova. I følge UNECEs ratifikasjonsstatus signerte og ratifiserte Hviterussland, Ukraina og Russland både LRTAP-konvensjonen og Sofia-protokollen på selvstendig grunnlag. Litauen og Moldova aksepterte LRTAP-konvensjonen i hhv. 94 og 95, men ikke Sofia-protokollen. Jeg regner likevel denne samlingen av stater som avtaleland, ettersom størstedelen av landområdet har vært med på avtalene hele veien.

Tidligere Tsjekkoslovakia er også oppdelt. De to selvstendige statene Tsjekkia og Slovakia har begge tatt over sine deler av Tsjekkoslovakias LRTAP-forpliktelser, som inkluderer Sofia-protokollen. Det finnes data på begge de nye landene når det gjelder utslipp og BNP, men når vi kommer til avsetningsmatrisene, er landene kun differensiert fra 1993. Jeg betrakter derfor Tsjekkia/Slovakia som en stat gjennom hele perioden.

Det samme gjelder for tidligere Jugoslavia. Landet ratifiserte ikke den aktuelle tilleggsprotokollen, så de nye statene Bosnia-Hercegovina, Kroatia, Makedonia og Slovenia har fra 1992 kun tatt over forpliktelsene i henhold til LRTAP-konvensjonen. Jeg har imidlertid ikke tilstrekkelige data for hhv. Bosnia-Hercegovina, Kroatia eller Makedonia, og behandler derfor bare dataene til Slovenia og Jugoslavia under betegnelsen Tidligere Jugoslavia.

De 30 opprinnelige LRTAP-landene har etter omveltningene i Europa rundt 1990 blitt til 41 land. Pga. mangel på data er jeg imidlertid nødt til å begrense antallet enheter til 29 land (eller landområder). I tillegg finnes ikke avsetningstall for Liechtenstein fordi landet er for lite, eller for USA og Canada, som ligger utenfor EMEPs kontrollområdet. Dermed gjenstår 26 land (landområder). Av disse signerte 22 land Sofia-protokollen. Ved utgangen av 1994 hadde imidlertid bare 18 land ratifisert avtalen, og jeg regner disse landene som avtaleland i min analyse. Hellas ratifiserte avtalen i 1998, men jeg regner likevel landet som ikke-avtaleland. Gruppen av ikke-avtaleland består dermed av de 8 aktuelle LRTAP-landene som ikke hadde ratifisert avtalen innen utgangen av 1994. Tabell 4.1 under viser hvilken gruppe de aktuelle landene tilhører.

Tabell 4.1 : Land i utvalget. Land i *kursiv* er tidligere østblokkland, mens land med understreking er land med nitrogensårbar jord.

Avtaleland		Ikke-avtaleland
Østerrike	Italia	Belgia
<i>Bulgaria</i>	Luxembourg	Hellas
<i>Tsjekkia/Slovakia</i>	Nederland	Island
Danmark	<u>Norge</u>	<i>Polen</i>
<u>Finland</u>	<i>SUS</i>	Portugal
Frankrike	Spania	<i>Romania</i>
<i>Tyskland</i>	<u>Sverige</u>	Tyrkia
<i>Ungarn</i>	Sveits	<i>Tidligere Jugoslavia</i>
<u>Irland</u>	<u>Storbritannia</u>	

4.3 NO_x -utslipp

Utslppsdataene har jeg hentet fra tabell 2 på EMEPs hjemmesider⁸. Tabellen inneholder data for NO_x -utslipp for LRTAP-landene for perioden 1980 til 1996, men den er ikke komplett for alle land i alle år. I vedlegg V.1 er det gitt en oversikt over datatilfanget for NO_x for de ulike landene. Her vil jeg knytte noen kommentarer til utslippstallene til Tidligere Jugoslavia og Tsjekkia/Slovakia.

Utslippstallene for Jugoslavia omfatter bare stasjonære kilder. Dette er et problem når det gjelder NO_x, fordi mye av disse utslippene stammer fra mobile kilder (53,6 % i 1980). For å kunne bruke Jugoslavias tall for sammenligning har jeg justert for dette ved å dividere de oppgitte utslippstallene for stasjonære kilder med 0,464, dvs andelen fra stasjonære kilder. Dette tallet har jeg brukt sammen med utslippstallene for Slovenia for å få observasjonen til området jeg kaller Tidligere Jugoslavia. Tysklands og Russlands tall fram til 1990 mangler også noen kilder, men disse er ikke spesifisert, så det er vanskelig å få til nødvendige korrigeringer. Russlands tall, som inngår i SUS, gjelder for den europeiske delen.

Når det gjelder Tsjekkia/Slovakia, mangler det observasjoner for Slovakia i årene 1980-86 og 88. For å kunne finne et tall for landområdet i disse årene, har jeg beregnet hvor stor den gjennomsnittlige andelen av områdets totale utslipp Slovakias del utgjorde i årene hvor det er observasjoner for begge (1987 og 89-96). Denne andelen har jeg brukt sammen med Tsjekkiyas tall fra 80-86 og 88 for å finne tall for Slovakia og dermed for landområdet Tsjekkia/Slovakia.

4.4 Avsetningsmatriser- import og egen avsetning

Fra teorikapittelet vet vi at landenes bekymring for sur nedbør er nært knyttet til hvor mye NO_x-avsetninger som havner innenfor landets grenser. Slike avsetninger stammer fra utslipp i andre land og fra egne utslipp. To empiriske variabler skal fange opp disse mekanismene; *import* og *egen avsetning*. Disse variablene hentes fra de såkalte "mottaker-forurensningsmatrisene" i EMEP rapport 1/97. Matrisene går tilbake til 1985, og jeg kan dermed regne verdier for variablene hvert år fra 1985 til 1996. I matrisene er det, på bakgrunn av målinger fra ulike målestasjoner rundt omkring i de forskjellige landene, beregnet hvor mye hvert

⁸ http://projects.dnmi.no/~emep/emis_tables/tab2.html , 30.08.99

enkelt land sender ut til hvert enkelt av de andre landene, og hvor mye landet mottar fra hvert enkelt av de andre.

Avsetningsdataene for SUS og Tidligere Jugoslavia er problematiske fordi det ikke er samsvar mellom de statene jeg inkluderer i disse betegnelsene og de statene som inngår i avsetningsmatrisenes samlebetegnelser SU og YU fra tiden før landene ble oppdelt. Grunnen til at jeg ikke kan bruke de samme landområdene, er at det ikke finnes utslippstall for alle statene som er med i avsetningsmatrisene. SUS i min analyse består av Hviterussland, Ukraina, Russland, Litauen og Moldova, mens SU i avsetningsmatrisen i tillegg tar med Estland og Latvia. For årene f.o.m. 1991 er avsetningene til og fra de enkelte stater rapportert, slik at jeg her bare kan trekke fra Estlands og Latvias tall for de respektive variablene. I årene før 1991 er imidlertid alle statene samlet og rapportert under samlebetegnelsen SU. Disse tallene blir for høye til min analyse ettersom de også inneholder Estland og Latvia. For å kunne få konsistente avsetningstall også før 1991, har jeg estimert størrelsen på Estlands og Latvias avsetninger og trukket disse fra. Estimaten har jeg funnet på flg. måte: Først regnet jeg ut vekstrater for avsetning til og fra Estland og Latvia i årene 1992-96. Så tok jeg den gjennomsnittlige vekstraten for disse årene og brukte denne til å regne meg tilbake til observasjoner for årene før 1991. Dermed fikk jeg avsetningstall inn og ut av Estland og Latvia som jeg kunne trekke fra tallene for SU i perioden før 1991. Tallene jeg bruker for SUS skulle dermed være konsistente tall for avsetningene i det område jeg kaller SUS.

På tilsvarende måte har jeg funnet konsistente avsetningstall for Tidligere Jugoslavia slik jeg definerer området, bestående av statene Rest-Jugoslavia og Slovenia. Det kritiske året er her 1992.

Variabelen *egen avsetning* er det empiriske motstykket til variabelen ρ_{ii} i den teoretiske modellen, og skal gi en indikasjon på hvor hardt land i rammes av egne utslipp. *Egen avsetning* finner jeg ved å dividere mengden avsetninger som stammer fra egne utslipp, med landets totale utslipp. Denne definisjonen av variabelen gir imidlertid opphav til et endogenitetsproblem, ettersom variabelen vil inneholde utslipp i definisjonen. Dermed kan minste kvadraters metode (MKE) ikke uten videre benyttes. Jeg gir i vedlegg V2 en gjennomgang av endogenitetsproblemet hvor jeg viser hvorfor MKE blir inkonsistent og hvilke tilnærminger som kan løse problemet.

4.5 BNP, befolkning og surhetsgrensen

BNP-data har jeg hentet fra FN statistisk årbok 1995 og 1993. Jeg har brukt tallene i 1990-dollar (US).1995-utgaven gir tall for de aktuelle landene fra 1987-95. For å komme videre bakover i tid har jeg brukt tilsvarende tall fra 1993-utgaven tilbake til 1984. Tallene er imidlertid ikke komplett konsistente. Jeg sammenlignet 1987-observasjonene i de to utgavene, og dersom disse var tilnærmet like, brukte jeg tallene rett fra tabellen i 93-utgaven. Var avviket derimot stort, måtte jeg beregne data for perioden før 1987. Jeg fant tall for 1983-86 ved å bruke vekstratene oppgitt i 1993-utgaven og regne ut verdier for årene 1983-86 med utgangspunkt i 1987-observasjonen i 1995-utgaven. På samme måte har jeg regnet ut årsobservasjoner fra 1980–83. Vekstraten for 1983 og 84 er hentet fra statistisk årbok, mens jeg for 1981 og 1982 har brukt gjennomsnittlig vekstrate for 1980-90 hentet fra World Development Indicators 1998 fra Verdensbanken. For å få en BNP-verdi for 1996, har jeg brukt gjennomsnittlig vekstrate for 1990-97 fra Verdensbanken.

Når det gjelder SUS, har jeg lagt sammen årsobservasjonene for Hviterussland, Russland, Ukraina, Litauen og Moldova, som til sammen utgjør landområdet jeg kaller SUS, og funnet BNP for dette. For Ukraina, Litauen og Moldova var det store avvik i 1987-observasjonene i de to utgavene av FN-årboken, så her brukte jeg metoden med vekstrater som over. Tallene i de to årbøkene gav årsobservasjoner tilbake til 1984. For å komme videre bakover i tid, måtte jeg bruke vekstrater. Disse er svært ulike for den enkelte stat, og jeg har derfor valgt å bruke et vektet gjennomsnitt av enkeltstatenes vekstrater for å finne vekstraten til SUS, der vekten var enkeltstatens andel av BNP i SUS i 1984. Den vektete, gjennomsnittlige vekstraten gir mulighet til å regne ut 1982- og 1983-observasjoner. Jeg har imidlertid ikke vekstrater for 1981 og 82 slik at jeg ikke kan regne ut observasjoner for 1980 og 81.

På tilsvarende måte har jeg regnet ut BNP for landområdet jeg kaller Tidligere Jugoslavia.

Tall for befolkningsmengden i de forskjellige landene har jeg funnet fra BNP-observasjonene til de enkelte landene sammen med tilsvarende tall for BNP pr capita hentet fra samme kilder

som BNP. Jeg multipliserer BNP-tallet med det inverse pr capita-tallet, og dermed står jeg igjen med en observasjon for befolkning⁹.

Bakgrunnsdata for dummyvariabelen *surhetsgrensen* finnes i Posch et al. Figur 1-1 inneholder et kart som viser 5% persentilen til maksimal surhetsgrense for nitrogen. Ved å studere kartet og telle ruter for hvert land har jeg kunnet beregne hvilke land som har surhetsgrenseverdier under 700 eq/ha/yr på over halve landområdet.

Jeg har valgt en såpass grov inndeling fordi det ennå er knyttet stor usikkerhet til dataene, jfr Posch et. al. Innrapportering av målinger til LRTAP-institusjonen Coordination Center for Effects (CCE) er kun av nyere dato, og listen av land som rapporterer, inneholder ennå ikke alle LRTAP-landene. Videre er målemetodene og spesielt utvalget av økosystemer som det måles fra, fremdeles ikke samkjørte. For eksempel er jordbruksland i følge senteret ikke egnet som økosystem for målinger av nitrogenfølsomhet, fordi de antropogene påvirkningene er for store. Noen land har imidlertid målt følsomheten også på slike områder, og dermed vil de tilgjengelige dataene ikke egne seg til sammenlikning. Det er derfor grunn til å behandle dataene med varsomhet. Det er imidlertid hevet over tvil at det er i Nord-Europa jordsmonnet er mest surt fra naturens side, og dette gjenspeiles i dummyvariabelen når denne inkluderer Norge, Sverige, Finland, Irland og Storbritannia.

4.6 Oppsummering av datamaterialet

Vi ser av tabell 4.2 under at avtalelandene jevnt over har høyere aktivitet enn landene som står utenfor avtalen. Dette gir seg utslag i at både NO_x og BNP på gjennomsnittet er høyere i gruppen av avtaleland. Variasjonen i observasjonene er imidlertid stor, slik at gruppen av avtaleland ikke kan sies å være en homogen gruppe målt etter verken NO_x eller BNP. Ikke-avtalelandenes observasjoner varierer relativt sett mindre. Videre viser tabellen en gjennomsnittlig høyere import av forurensing i avtalelandene, og det stemmer bra med antakelsen om at økt import vil øke sannsynligheten for å delta. Tallene viser også at avtalelandene på gjennomsnittet rammes hardere av egne utslipp enn ikke-avtalelandene både

⁹ $BNP_{it} \cdot \left(\frac{BNP_{it}}{BEF_{it}} \right)^{-1} = BNP_{it} \cdot \left(\frac{BEF_{it}}{BNP_{it}} \right) = BEF_{it}$

i absolutte og relative tall, noe som også er forventet. Standardavvikene for disse variablene er imidlertid relativt store.

Tabell 4.2: Gjennomsnitt og empirisk standardavvik, samt minste og største observasjon for de ulike variablene fordelt på hele utvalget, avtaleland og ikke-avtaleland.

	Alle land (26 ^a)		Avtaleland(18 ^a)		Ikke-avtaleland (8 ^a)	
	Gj.snitt Emp std.av	Min Max	Gj.snitt Emp std.av	Min max	Gj.snitt Emp std.av	Min max
<i>NO_x</i> -utslipp (tusen tonn)	857,9 1005,8	16 5179	1015,7 1110,3	20 5179	418,5 369,9	16 1550
<i>BNP</i> (mrd US\$1990)	308,7 432,4	4,79 1832,4	413,0 483,2	5,82 1832,4	73,99 54,504	4,79 207,65
<i>Import</i> (tusen tonn)	82,5 116,4	2,4 712,5	96,4 133,7	2,4 712,5	51,8 50,0	4,3 210,4
Avsetninger fra egne utslipp i tusen tonn	38,7 80,2	0,1 496,4	50,3 93,4	0,1 496,4	12,6 17,5	0,2 68,5
<i>Egen avsetning</i> (som andel)	0,2948 0,1688	0,0435 0,7860	0,3247 0,1745	0,0435 0,7860	0,2208 0,1271	0,0674 0,4920
<i>Befolkning</i> (millioner)	21,1 20,7	0,26 57,8	22,0 21,8	0,38 57,8	19,1 18,0	0,25 56,1
Tidl østblokkland (overgang)	Antall: 8		Antall: 5		Antall: 3	
<i>Sårbarhetsgrensen</i>	Antall: 5		Antall: 5		Antall: 0	

Note til tabell 4.2:

a) Antall land i gruppen

Med utgangspunkt i disse dataene vil jeg i neste kapittel forsøke å kaste lys over de problemstillingene jeg satt opp innledningsvis: Har Sofia-protokollen ført til at avtalelandene har endret sin utslippsadferd i forhold til hvordan den ville vært uten avtale, og hvilken effekt har økonomisk vekst på utslipp av nitrogenoksider?

5 Analyseresultater

I dette kapitlet vil jeg analysere de tilgjengelige dataene. Jeg vil begynne med å beskrive utslippsadferden i avsnitt 5.1 og trekke noen forsiktige konklusjoner fra dette. I kap 5.2 vil jeg presentere resultatene fra den økonometriske analysen. Jeg vil i første rekke konsentrere meg om paneldatasettet, og rapportere resultater fra to ulike spesifikasjoner av førstedifferansemodellen. I tillegg vil jeg gi en kort gjennomgang av Heckman-estimatoren, hvor resultatene er gjengitt i vedlegg V3. Tolkningen av de økonometriske resultatene vil bli gjort i avsnitt 5.3, mens jeg i avsnitt 5.4 oppsummerer analyseresultatene og trekker konklusjoner.

5.1 Deskriptiv analyse - utslipp

Vi ser av tabell 5.1 under at både avtaleland og ikke-avtaleland på gjennomsnittet har redusert sine utslipp fra 1987 til 1994. Begge gruppene har dermed på gjennomsnittet oppnådd målet i Sofia-protokollen. For året 1994 har faktisk ikke-avtalelandene redusert utslippene mer enn avtalelandene. Det er imidlertid presisert at målet om stabilisering på 1987-nivå skal gjelde alle de påfølgende år etter 1994, og vi ser at avtalelandene har større reduksjoner enn landene utenfor avtalen i 1995 og 1996. Dette gjelder også hvis vi tar årsgjennomsnittet for perioden 1994-96 for henholdsvis avtaleland og ikke-avtaleland. Vi kan også legge merke til at ikke-avtalelandene gjennomsnittlig har høyere utslipp i 1996 enn i 1987. Det er imidlertid svært få observasjoner for denne gruppen i 1996, så tallene er nok ikke representative. Vi ser at når jeg tar bort 1996-observasjonen og regner årsgjennomsnitt av gjennomsnittstallene bare for 1994 og 1995, er ikke forskjellen på reduksjonsnivå for de to gruppene så stor. Avtalelandene har på gjennomsnittet redusert utslippene sine med 3,1% mer enn ikke-avtalelandene når disse tallene legges til grunn.

Videre ser vi av tabell 5.1 at de absolutte gjennomsnittstallene for utslipp i avtalelandene er langt høyere enn de er for ikke-avtalelandene. Dette skyldes først og fremst at det er de største landene i utvalget som har ratifisert avtalen, og disse har større mengder utslipp i absolutte termer. Det kan imidlertid også være en indikasjon på at det var disse landene som så størst potensial til reduksjonen av egne utslipp ved avtaleinngåelsen, og at dette var med på å påvirke dem i beslutningsprosessen fram mot ratifikasjon.

Tabell 5.1: Gjennomsnittlige utslipp i tusen tonn og prosentandel av utslipp i basisåret 1987 i utvalgte år fordelt på avtaleland og ikke-avtaleland.

ÅR	Avtaleland		Ikke-avtaleland	
	Utslipp	Andel av utslipp 87	Utslipp	Andel av utslipp 87
1987	1091,1	100%	513,0	100%
1994	869,6	79,7%	388,4	75,7%
1995	840,3	77,0%	447,6	87,2%
1996	735,2	67,4%	513,8	100,1%
94-95 ^a	854,9	78,4%	418,0	81,5%
94-96 ^a	815,0	74,7%	449,9	87,7%

Note til tabell 5.1:

a) Årsgjennomsnitt

Hvis vi ser på tallene for hvert enkelt av de 26 landområdene i min analyse, vil vi se av tabell 5.2 at til sammen 10 land ikke har greid målsetningen i Sofia-protokollen. Fire av disse er avtaleland. Frankrike, Irland og Luxembourg hadde riktignok bare en liten økning i sine utslipp i 1994-96, mens Spania økte sine utslipp betydelig. Ikke-avtalelandene Belgia og Tidligere Jugoslavia kom begge under sitt eget utslippsnivå fra 1987 i noen av årene i perioden 94-96, men gjennomsnittet for denne perioden lå såvidt over 87-nivå. De resterende fire ikke-avtalelandene som ikke har greid målet i Sofia-protokollen, økte sine utslipp betydelig.

16 land har i følge mine data har greid å stabilisere eller redusere utslippene på 1987-nivå. Av disse er det bare Polen og Romania som står utenfor avtalen. Både Polen og Romania er tidligere østblokkland, og de har redusert sine NO_x-utslipp betydelig. Blant de 14 avtalelandene som har greid forpliktelsene i Sofia-protokollen, er det noen som har redusert sine utslipp vesentlig mer enn det som kreves i protokollen. Bulgaria, Tsjekia/Slovakia og Tyskland ligger i gjennomsnitt for perioden 94-96 alle på rundt 60% av 87-nivå, og er de landene som har redusert mest.

Tallene i tabell 5.1 og 5.2 gir ikke noe entydig svar på om avtalen har virket. Vi ser at begge gruppene på gjennomsnittet har redusert utslippene, og at avtalelandene jevnt over har redusert mer enn landene utenfor avtalen. Ser vi på hvert enkelt land viser det seg at kun to av åtte land utenfor avtalen har redusert sine utslipp, mens det blant avtalelandene finnes 14 av 18 land som har kommet i mål. Måloppnåelsen er altså høyere blant landene som har påtatt seg forpliktelsene i Sofia-protokollen. Det er imidlertid ikke gitt at reduksjonene i avtalelandene skyldes avtalen. Spørsmålet er om ikke disse reduksjonene ville kommet

uavhengig av at man forhandlet fram en internasjonalt forpliktende avtale. Dersom det er tilfelle kan man vanskelig si at avtalen har hatt noen reell effekt. For å kunne gi et bedre svar på dette spørsmålet vil jeg i avsnitt 5.2 og 5.3 ta i bruk den økonometriske modellen jeg gjorde rede for i kapittel 3.

Tabell 5.2: Enkeltlands gjennomsnittlige utslipp i 1994-96 (årgjennomsnitt) som andel av utslipp i referanseåret 1987.

Avtaleland			Ikke-avtaleland		
Land	% andel av 87	Målstatus	Land	% andel av 87	Målstatus
Bulgaria	60,5	OK	Belgia	100,5	NEI
Danmark	86,5	OK	Hellas	118,7 ^a	NEI
Finland	93,5	OK	Island	125,0 ^b	NEI
Frankrike	102,0	NEI	Polen	73,6	OK
Irland	102,3	NEI	Portugal	415,6 ^{a,b}	NEI
Italia	98,2 ^b	OK	Romania	55,0 ^d	OK
Luxembourg	103,2 ^a	NEI	Tidligere Jugoslavia	101,3	NEI
Nederland	84,0	OK	Tyrkia	162,4 ^c	NEI
Norge	95,5	OK	Noter til tabell 5.2: a) Referanseår 1985 b) Årgj.sn 1994-95 c) Gj.sn 1993 d) Gj.sn 1994 e) Gj.sn 1995		
Spania	137,1 ^c	NEI			
Storbritannia	81,3	OK			
SUS	79,8	OK			
Sveits	77,6	OK			
Sverige	71,2	OK			
Tsjekkia/Slovakia	58,0	OK			
Tyskland	61,4	OK			
Ungarn	72,2	OK			
Østerrike	80,9	OK			

5.2 Økonometrisk analyse

En deskriptiv tilnærming gir ikke svar på hva som kan være årsaken til endringene i utslippsadferden. Hovedhensikten med økonometrisk analyse er bedre å beskrive årsakene bak de beskrevne virkningene. I dette avsnittet skal jeg presentere resultatene fra den økonometriske analysen. Tolkingen av disse venter jeg med til avsnitt 5.3. Nå vil jeg først i avsnitt 5.2.1 presentere resultatene fra modellene som bygger på paneldatasettet. Da vil jeg også drøfte endogenitetsspørsmålet, som jeg redegjør for i vedlegg V2, eksplisitt. Avsnitt 5.2.2 inneholder en kort gjennomgang av resultatene fra Heckmans to-steps modell. Jeg ser her vekk fra endogenitetsproblemet, ettersom resultatene fra denne modellen uansett er usikre og ikke vil bli lagt vekt på når resultatene tolkes i avsnitt 5.3.

5.2.1 Paneldata

Jeg vil i dette avsnittet presentere resultater fra modellen som utnytter hele paneldatasettet, og dessuten diskutere endogenitetsspørsmålet. Jeg gjør kjøring med variabelen *egen avsetning* både som andel og som absolutte tall, der variabelen i sistnevnte tilfelle er gitt navnet *egen avsetning(absolutt)*. Da er *utslipp* tatt bort fra selve definisjonen, og det er en mulighet for at variabelen ikke er endogen, jfr diskusjonen mot slutten av vedlegg V2. På begge spesifikasjonene blir det gjort både vanlig og instrumentvariabel estimering.

Matrisa med data inneholder tilstrekkelig før-avtale data til å gjennomføre differanse-av-differanse-regresjoner, men disse viser svært lave F -verdier i modelltestene¹⁰. Modelltesten tester en nullhypotese om at alle koeffisientverdiene er like og lik 0 mot en hypotese om at minst en er forskjellig fra null. De lave F -verdiene betyr at jeg ikke kan forkaste H_0 , og dermed har ikke differanse-av-differanse-modellen forklaringskraft. Jeg ser derfor utelukkende på førstedifferansemodellen.

I tabell 5.3 under rapporteres de viktigste resultatene fra regresjonene av førstedifferansemodellen når variabelen *egen avsetning* er med som andel av utslippene. Vi ser at den vanlige førstedifferanseregresjonen har høyest R^2 , og at begge rapporteres med tilstrekkelig høye F -verdier i modelltesten til at modellen har forklaringskraft. Fra t -testene i den vanlige førstedifferanseregresjonen ser vi at vi har signifikante koeffisientverdier for *status*, *BNP*, *befolkning* og *overgang*. Det betyr at modellen gir pålitelige resultater for de sentrale variablene i min analyse, *status*, *BNP* og *befolkning*, jfr avsnitt 5.3. Videre ser vi at alle variablene unntatt *EA* har kvalitativt de samme effektene også i IV-regresjonen, og vi ser at de samme fire variablene er signifikante. *Egen avsetning* er imidlertid rapportert med positivt fortegn i IV-regresjonen, mens den rapporteres med negativt fortegn og høyere signifikansnivå i MKE -regresjonen.

I tillegg til koeffisientverdiene og modelltesten inneholder tabell 5.3 resultatet fra Hausman-testen. Den rapporterte verdien 2,12 er langt lavere enn kritisk verdi 14,07, og det betyr at vi

¹⁰ F -verdier i modelltest i differanse-av-differanse-modellen i:

Regresjon med <i>egen avsetning</i> :	Vanlig reg: 2.35;	IV-reg: 1,66
Regresjon med <i>EA(absolutt)</i> :	Vanlig reg: 5.08;	IV-reg: 2.14

beholder hypotesen om at det ikke er noen forskjell i estimatene i de to regresjonsformene. Dette indikerer at instrumentene ikke er gode nok til å få løst endogenitetsproblemet, noe som kan skyldes at IV-estimatoren bygger på storutvalgsegenskaper og at mitt utvalg er for lite.

Tabell 5.3: Resultater fra vanlig regresjon og IV-regresjon av førstedifferansemodellen med variabelen *egen avsetning* som andel

Variabler	Vanlig førstedifferanse-regresjon		IV-regresjon ^(a)	
	Koeffisienter	t-verdi	Koeffisienter	t-verdi
<i>Status</i>	-0.0291984	-3.843	-0.0217611	-2.070
<i>Import</i>	-0.0124686	-0.475	-0.0503637	-0.473
<i>Egen avsetning</i>	-0.0325647	-1.205	0.1175756	0.312
<i>BNP</i>	0.57655	6.052	0.557276	5.142
<i>Befolkning</i>	-1.393966	-4.173	-1.287239	-3.107
<i>Surhetsgrensen</i>	-0.0012967	-0.139	-0.0076872	-0.646
<i>Overgang</i>	-0.0273544	-2.610	-0.0289318	-2.395
Modelltest	F(7, 246) = 15.21		F(7, 194) = 9.00	
R ²	0.3021		0.1927	
95% konfidens-intervall <i>status</i>	(-0.0441635 -0.0142333)		(-0.0424986 -0.0010236)	
Hausman (chi ² (7))	2.12			

Note til tabell 5.3:

(a) Instrumenter: EA_{it-2} , I_{it-2} , BNP_{it-2} , BEF_{it-2} , S_i , I_{it} , EA_{it} , BNP_{it} , BEF_{it} , SG_i og $OVER_i$

For å forsøke å kaste ytterligere lys over endogenitetsproblemet har jeg gjort regresjoner på en modell med variabelen *egen avsetning(absolutt)*, som ikke er endogen pr definisjon siden utslipp ikke inngår i definisjonen av variabelen.

Vi ser av tabell 5.4 under at Hausman-testen beholder hypotesen om at det ikke er signifikante forskjeller på estimatene i de to regresjonsformene også når modellspeifiseringen med variabelen *egen avsetning(absolutt)* benyttes. Dette kan indikere at det ikke er noe endogenitetsproblem i modellen, men også at instrumentene er dårlige. Variabelen *egen avsetning(absolutt)* er ikke endogen dersom vi antar at det er meteorologiske forhold alene som avgjør hvor mye av egne utslipp som blir avsatt hjemme, slik at mengden av egne utslipp ikke påvirker denne størrelsen. Den empiriske korrelasjonen mellom *utslipp* og *egen avsetning(absolutt)* er 0.1831, så empirisk er det relativt liten samvariasjon mellom disse variablene. Det vil således være grunn til å forholde seg til at endogeniteten ikke har vesentlig betydning for resultatene i denne modellkjøringen.

Tabell 5.4: Resultater fra vanlig regresjon og IV-regresjon av førstedifferansemodellen med variabelen *egen avsetning(absolutt)*.

Variabler	Vanlig førstedifferanse-regresjon		IV-regresjon ^(a)	
	Koeffisienter	t-verdi	Koeffisienter	t-verdi
<i>Status</i>	-0.0211501	-2.911	-0.0147538	-1.100
<i>Import</i>	-0.0587195	-2.407	-0.137407	-1.423
<i>Egen avsetning (absolutt)</i>	0.1251693	5.231	0.5035988	1.257
<i>BNP</i>	0.5086821	5.573	0.3092916	1.341
<i>Befolkning</i>	-1.21403	-3.814	-0.688911	-1.021
<i>Surhetsgrensen</i>	-0.0018412	-0.209	-0.0022242	-0.155
<i>Overgang</i>	-0.0245938	-2.474	-0.0204903	-1.338
Modelltest	F(7, 248) = 20.60		F(7, 204) = 7.13	
R ²	0.3677		.	
95% konfidensintervall <i>status</i>	(-0.0354616 -0.0068386)		(-0.0411983 0.0116906)	
Hausman (chi ² (7))	1,26			

Note til tabell 5.4:

(a) Instrumenter: $EA(absolutt)_{it-2}$, I_{it-2} , BNP_{it-2} , BEF_{it-2} , S_{it} , I_{it} , $EA(absolutt)_{it}$, BNP_{it} , BEF_{it} , SG_i og $OVER_i$

Hvis vi ser bort fra variabelen *egen avsetning* og sammenligner med resultatene i tabell 5.3 og 5.4, ser vi at de kvalitative resultatene er identiske for de variablene som er med i begge. Dermed styrkes de kvalitative resultatene jeg har fra før av den nye spesifikasjonen. I den vanlige regresjonen i den nye spesifikasjonen er de sentrale variablene *status* og *BNP* fortsatt signifikante, noe som gjelder for alle variablene bortsett fra *surhetsgrensen*.

Tabellene foran viser at resultatene i modellen er stabile, uavhengig av hvilken variant av variabelen *egen avsetning* jeg bruker i modellen. Endogenitetsproblemet ser således ikke ut til å påvirke de kvalitative resultatene i vesentlig grad. Jeg vil i avsnitt 5.3 derfor vise til begge modellspesifikasjonene når jeg tolker resultatene. For andelsvarianten vil jeg vise til IV-resultatene, ettersom *egen avsetning* er endogen pr definisjon. Det gjelder ikke for *egen avsetning(absolutt)*, så der vil jeg holde meg til resultatene fra den vanlige førstedifferanse-regresjonen. Først vil jeg imidlertid si noe om resultater fra et tverrsnitt av datasettet i en Heckman to-steps modell.

5.2.2 Tverrsnittsdata - kort om Heckmans to-steps estimator

Resultatene fra Heckmans to-steps modell er gjengitt i vedlegg V.3. Jeg har også her estimert begge de to modellspesifikasjonene: En med variabelen *egen avsetning* og en med *egen*

avsetning(absolutt). De kvalitative effektene i de to spesifikasjonene viste seg å være like, så jeg kommenterer modellene under ett. Jeg forenkler og ser bort fra endogenitetsproblematikken, både for å holde fokus på hovedproblemstillingene og siden endogeniteten viser seg å påvirke resultatene i liten grad.

De kvalitative effektene fra utslippslikningen for Heckman-estimatoren stemmer overens med førstedifferansmodellen for samtlige variabler unntatt *BNP*. Signifikansnivåene er tilfredsstillende i utslippslikningen for alle variablene unntatt *surhetsgrensen* og *status*. Ser vi bort fra *BNP*, styrker altså Heckman-estimatoren resultatene som kom fram i avsnitt 5.2.

For deltakelseslikningen er det imidlertid ikke rapportert noen signifikante koeffisientverdier. Koeffisienten til den inverse Millsraten er rapportert positiv, men heller ikke denne er signifikant, og sier således ikke noe sikkert om deltakelsesbeslutningen. Årsaken til de usikre resultatene rundt deltakelseslikningen skyldes nok først og fremst at dataene i forkant av avtalen er mangelfulle. Konsekvensen er at modellen ikke fanger opp utvalgsseleksjonsproblemet, og resultatene kan derfor ikke tillegges vesentlig vekt.

Det tynne datamaterialet jeg står igjen med når jeg trekker ut et tverrsnitt av det opprinnelige datasettet, gjør at Heckman-estimatoren alene ikke gir noen gode svar på problemstillingene i rapporten. Denne modellen inneholder svært usikre resultater, men stilt opp mot førstedifferansmodellen, som utnytter hele datasettet og gir nokså stabile resultater, underbygger Heckman-estimatoren resultatene for alle variablene bortsett fra *BNP*. Rapportens to hovedproblemstillinger omhandler variablene *status* og *BNP*. Selv om *status* ikke er signifikant som Heckman-estimator, gir modellen nyttig tilleggs kunnskap siden effekten går samme vei som tidligere. Jeg må imidlertid slutte at datasettet mitt ikke er tilstrekkelig til å gi et brukbart tverrsnitt som kan brukes i f.eks. Heckmans to-steps modell, og derfor vil jeg se bort fra resultatene fra tverrsnittet og heller støtte meg til resultatene fra paneldataene i førstedifferansmodellen når jeg nå skal tolke de økonometriske resultatene.

5.3 Tolking av økonometriske resultater

Jeg vil nå gi en tolking av de resultatene som har kommet fram i avsnitt 5.2. Først vil jeg i avsnitt 5.3.1 se på variabelen *status*, som beskriver avtaleeffekten, og dermed gi et svar på om Sofia-protokollen har hatt ønsket effekt på utslippsadferden til avtalelandene. I 5.3.2 ser jeg

på variablene *BNP* og *befolkning* og forsøker å finne sammenhengen mellom utslipp og inntekt når det gjelder NO_x -utslipp. Til slutt vil jeg bruke avsnitt 5.3.3 til å tolke de øvrige variablene.

5.3.1 Avtaleeffekten

Fra IV-regresjonen med variabelen *egen avsetning* ser vi at *status* har en signifikant, negativ verdi. Det samme er tilfelle når vi ser på den vanlige førstedifferanseregresjonen med *egen avsetning(absolutt)*. Det betyr at vi fra begge disse spesifikasjonene kan slutte at avtalen påvirker avtalelandene til å redusere utslippene mer enn de ville gjort uten avtalen, og at avtalen dermed har virket etter hensikten. Også de øvrige førstedifferansekjøringene og Heckman-modellen underbygger denne slutningen.

Punkttestimatet for *status*-dummyen er rapportert med verdien -0.022 i IV-regresjonen med *egen avsetning* og verdien -0.021 i den vanlige førstedifferanseregresjonen med *egen avsetning(absolutt)*, jfr tabell 5.3 og 5.4. Dette tolkes slik at reduksjonsraten til avtalelandene er ca. 2 % høyere pr år enn den ville vært dersom Sofia-protokollen ikke hadde vært innført. De rapporterte verdiene fra de to andre førstedifferansekjøringene ligger hhv. noe over og noe under disse verdiene. Generelt viser det seg at IV-regresjonen rapporterer lavere verdier på *status* enn den vanlige førstedifferanseregresjonen for begge spesifikasjonene.

Ser vi på intervallestimatene for *status*, ligger konfidensintervallet med 95% signifikansnivå for spesifikasjonen med *egen avsetning* (IV) som andel mellom -0.042 og -0.001, mens det for spesifikasjonen med *egen avsetning(absolutt)* (MKE) ligger mellom -0.036 og -0.007 (se tabell 5.3 og 5.4). På bakgrunn av disse intervallene kan jeg altså anslå at utslippene i avtalelandene, som følge av avtalen, er redusert med mellom 0,1 og 4,2 % mer pr år enn de ville vært dersom det ikke hadde vært en avtale.

5.3.2 Effekten av inntektsendringer

I teorimodellen var inntekt gitt ved BNP_i , og jeg fant at effekten på utslipp var gitt ved (2.12). Når jeg skal tolke resultatene fra den økonometriske modellen, er det viktig å huske på at dette er en modell på redusert form. Koeffisienten foran *BNP* i likning (3.27) inneholder derfor flere effekter enn det som kommer fram i den strukturelle modellen som frambringer

(2.12). Denne effekten kaller jeg *teknikkeffekten* i avsnitt 2.2.1, hvor jeg også argumenterer for at en *skalaeffekt* som følge av økt aktivitet vil komme i tillegg til (2.12). Dessuten vet vi fra avsnitt 4.1 at jeg også måtte la effekten fra renskostnadsendringer fanges opp av *BNP*-variabelen. Når jeg tolker koeffisienten til *BNP* i den økonometriske modellen, er derfor effekten ikke så rendyrket som i (2.12).

Både IV-regresjonen med *egen avsetning*-varianten og den vanlige førstedifferanse-regresjonen med *egen avsetning(absolutt)* gir signifikante, positive verdier for variabelen *BNP*. *BNP*-variabelen er rapportert med en verdi på 0.56 og 0.51 henholdsvis. Rapportert variabelverdi tilsvarer elastisiteten til variabelen, hvilket betyr at 1% økning i *BNP*-veksten innebærer at veksten i NO_x -utslippene øker med hhv. 0.56 og 0.51 %. Den kvalitative effekten stemmer altså ikke med (2.12). Dette kan skyldes at forutsetningen om at rensing er et normalt gode ikke holder. Det kan imidlertid også skyldes at de øvrige effektene som inngår i *BNP*-variabelen i den økonometriske modellen, gjør seg sterkere gjeldende enn teknikkeffekten fra (2.12). Skalaeffekten vil virke motsatt og kan ha høyere absoluttverdi, ettersom det ikke er urimelig å anta at den ekstra aktiviteten som vekst i *BNP* innebærer, fører til ekstra vekst i utslippene. Økt *BNP* medfører også endringer i relative renskostnader, men i utgangspunktet skulle man tro at økt kjøpekraft fra økt *BNP* gav relativ lavere renskostnader og dermed lavere utslipp. Når en slik effekt ikke stemmer med de empiriske funnene, kan det skyldes at rensmulighetene for NO_x -utslipp, f.eks. katalysatorteknologi, i stor grad er utnyttet, og at videre rensing på marginen gir relativt høyere renskostnader.

Variabelen *befolkning* er rapportert signifikant negativ i samtlige regresjoner, med verdiene -1.29 og -0.69 i de to valgte regresjonene fra tabell 5.3 og 5.4 henholdsvis. Dette stemmer med det jeg antok i teorien i (2.11), hvor befolkning ble tolket som pris på det numerære godet x_i . Denne tolkningen er kanskje ikke helt klar intuitivt. Vi må tenke oss at vekst i befolkning gjør at det blir flere som deler renskostnadene, slik at rensingen øker og at befolkningsvekst dermed medfører mindre vekst i utslippene.

Sammenholder vi disse to partielle effektene, vil vi få en positiv sammenheng mellom veksten i NO_x -utslipp og veksten i *BNP pr innbygger*. Det er naturlig å benytte *BNP pr innbygger* som mål på inntekt, ettersom vi er interessert i velstandsnivåets innvirkning på utslippene. En positiv effekt på *BNP pr innbygger* kan gi en indikasjon på at skalaeffekten overstiger teknikkeffekten. Det betyr at ny, mindre forurensende teknologi ikke kompenserer for den

økte aktiviteten økt velstand medfører, og at nettoeffekten av økte inntekter derfor er økte utslipp. Den økonometriske modellen gir dermed grunnlag for å hevde at Kuznetskurven er monotont stigende når det gjelder sammenhengen mellom inntekt og utslipp av nitrogenoksider. Nitrogenoksider kommer i stor grad fra forbrenningsmotorer, og biltrafikk er en av de større kildene. Biltrafikken vokser som regel med innbyggernes rikdom og i oppgangstider. Det er rimelig at et land med høyere vekst i inntekt har høyere vekst i trafikken, og dermed er det også rimelig med høyere vekst i utslipp.

En monotont stigende Kuznetskurve indikerer at det globale aspektet ved NO_x-utslippene dominerer, slik at sammenhengen mellom inntekt og NO_x-utslipp ligner mindre på sammenhengen man tidligere har funnet på svovel, og mer på det man i den senere tid har observert for CO₂, jfr Karp og Liu (1999). Murdoch et al (1997b) fant i sin studie av svovel- og NO_x-protokollene at det var sterkest grad av strategisk adferd når det gjaldt NO_x-utslipp. Man er altså mer opptatt av hva andre foretar seg når man skal vurdere sin egen NO_x-adferd sammenlignet med hva man er for svoveladferden. Murdoch et al antyder at dette henger sammen med at NO_x-utslipp har svakere lokal virkning og at kildene er mer spredt sammenlignet med svovel. Det betyr med andre ord at NO_x-utslippene ligner mer på CO₂-utslipp, og det er derfor ikke uventet at sammenhengen mellom inntekt og utslipp er lik for disse to utslippstypene. Det vil derfor være rimelig å hevde at teknikkeffekten ikke motvirker skalaeffekten tilstrekkelig til at Kuznetskurven får den omvendte U-formen når det gjelder NO_x-utslipp.

5.3.3 De øvrige forklaringsvariablene

Blant de øvrige forklaringsvariablene er det *overgang*-variabelen som skiller seg ut med den mest signifikante effekten. *Overgang* viser om landet har vært et tidligere østblokkland, og er i begge spesifikasjonene rapportert med signifikante, negative verdier, hhv. -0.029 og -0.025. Dette betyr at land i Øst-Europa har en reduksjonsrate som i gjennomsnitt pr år ligger mellom 2.5 og 2.9% høyere enn land i Vest-Europa. Dette stemmer bra med det jeg antok, nemlig at det er enklere for de tidligere kommuniststatene å redusere utslipp, ettersom de etter Murens fall har lagt ned store mengder tungindustri.

De øvrige variablene i tabell 5.3, *import*, *egen avsetning* og *surhetsgrensen*, har ikke signifikante verdier. Det vil derfor være vanskelig å si noe sikkert om disse. Alle tre er

rapportert med konfidensintervaller på begge sider av null, slik at de kvalitative effektene er usikre. Men sammenholder vi resultatene for *import* og *surhetsgrensen* i tabell 5.3 med resultatene i tabell 5.4, ser vi at de kvalitative effektene er like, slik at jeg kanskje kan si noe om disse likevel.

Import-variabelen er rapportert med et punkttestimat med en signifikant verdi på -0.059 fra spesifikasjonen med *egen avsetning(absolutt)* i tabell 5.4. Dette indikerer at når veksten i mengden avsetninger som stammer fra utslipp i utlandet, går ned med 1%, øker veksten i utslippene i hjemlandet med 5.9%. Dette stemmer med det jeg antok i teorikapittelet, og Murdoch et al (1997b) fant samme effekt i sin analyse. Når landet rammes mindre av avsetninger fra utslipp i utlandet, ser man muligheten til å øke sine egne utslipp, men fortsatt være på samme nyttenivå.

Variabelen *surhetsgrensen* er rapportert med en ikke signifikant, negativ verdi i samtlige kjøringene som er diskutert i kapittel 5.2. En slik negativ effekt stemmer med teorien, som sier at land med sårbart jordsmonn vil redusere sine utslipp mer enn land med mindre sårbart jordsmonn. Mangel på signifikans i dataene skyldes først og fremst at dataene er mangelfulle, og dermed blir resultatene ustabile. Et bedre datagrunnlag er nødvendig for å kunne dra sikre konklusjoner med bakgrunn i modellen. Det er likevel liten grunn til å betvile intuisjonen, og surhetsgrensebetraktninger er allerede kommet inn i Oslo-protokollen fra 1994, og er dessuten med i vurderingene rundt de nye protokollene som utarbeides.

Variabelen *egen avsetning* rapporteres med ulikt fortegn i de to regresjonene hvor variabelen opptrer som andel av utslippene. I teorikapittelet (avsnitt 2.2.2) argumenterte jeg for at dersom andelen av egne utslipp som blir avsatt hjemme øker, vil landet redusere sine hjemlige utslipp. Den økonometriske modellen gir ikke noe entydig svar på om dette er tilfelle. IV-regresjonen med *egen avsetning* som andel, som motsvarer den teoretiske variabelen ρ_{ii} , viser et positivt resultat i strid med teorien. En forklaring på at teorien muligens ikke holder empirisk kan være at den gjennomsnittlige mengden avsetninger som skyldes egne utslipp, er en liten andel av de totale utslippene. Fra tabell 4.2 ser vi at et gjennomsnitt på ca 38.700 tonn NO_x fra egne utslipp av et gjennomsnittlig utslipp på 857.900 tonn faller ned i hjemlandet, mens f.eks. importmengden er drøyt dobbelt så høy (gj.sn. 83.000 tonn). Ettersom en så stor del av egne utslipp blir avsatt andre steder enn hjemme, er kanskje landene tilbøyelige til å

tillegge de globale egenskapene med NO_x -utslipp større vekt (jfr. inntektsdrøfting), og dermed får vi ikke den forventede sammenhengen for denne variabelen. Dette resultatet er selvsagt usikkert, fordi de to regresjonene går motsatt vei og ingen er signifikante. Men når vi legger til at tabell 5.4 viser at *egen avsetning(absolutt)* rapporteres positiv i begge regresjonene og signifikant i den vanlige, styrkes antakelsen om at det empiriske resultatet strider med teorien.

5.4 Oppsummering

Jeg har i dette kapittelet analysert datamaterialet for å finne svar på om Sofia-protokollen har hatt ønsket effekt på utslippsadferden til avtalelandene og hvilken sammenheng det er mellom NO_x -utslipp og inntekt. I avsnitt 5.1 brukte jeg deskriptiv statistikk for å beskrive utslippsadferden til landene i utvalget, mens analysen i avsnitt 5.2 og 5.3 betrakter begge problemstillingene med en økonometrisk tilnærming.

Ved å se deskriptivt på utslippsadferden til avtalelandene og ikke-avtalelandene får man et klart inntrykk av at avtalen har virket. Det er langt flere avtaleland enn ikke-avtaleland som har greid å stabilisere eller redusere sine NO_x -utslipp. En deskriptiv tilnærming tar imidlertid ikke hensyn til at det er selvseleksjon i ratifikasjonsprosessen, og åpner heller ikke for at det kan være andre årsaker enn avtalen som påvirker utslippsadferden. Disse faktorene er forsøkt fanget opp i den økonometriske analysen. Det viser seg at resultatene fra denne støtter opp om den konklusjonen jeg trakk i den deskriptive analysen: Behandlingseffektmodellen viser at Sofia-protokollen synes å ha hatt ønsket effekt, slik at avtalelandene har redusert sine utslipp mer enn de ville ha gjort uten avtalen.

Når det gjelder forholdet mellom utslipp og inntekt, har jeg bare betraktet dette i den økonometriske analysen. Paneldatamodellene viser at økte inntekter målt i BNP pr innbygger innebærer økte utslipp av NO_x , slik at vi bør tolke sammenhengen i henhold til en monotont stigende Kuznetskurve.

6 Avslutning

I denne rapporten har jeg evaluert Sofia-protokollen som miljøpolitisk virkemiddel. Jeg har konsentrert meg om å finne ut om dette er et virkemiddel som har reell effekt. Målet har vært å finne ut om avtalen har gjort at avtalelandene har redusert sine utslipp mer enn de ellers ville gjort uten avtalen. Dette har jeg søkt svar på gjennom en økonometrisk modell. Modellen bygger på prinsippene fra effektevaluering eller behandlingseffektmodeller, som brukes mye til evaluering av bl.a. arbeidsmarkedstiltak. Forklaringsvariablene til modellen har jeg funnet ved å utlede en teoretisk modell om langtransporterte grenseoverskridende miljøutslipp.

Effektevaluering er et metodisk grunnlag som ikke er vanlig i miljøøkonomi. Tiltaket jeg har sett på, har en annen karakter enn tiltakene som vanligvis evalueres i tradisjonell effektevaluering. Tradisjonell effektevaluering evaluerer individfokusede behandlingstiltak myntet på særskilte, ofte vanskeligstilte, grupper. Når jeg evaluerer Sofia-protokollen, er "tiltaket" en avtale mellom land, hvor landene påtar seg gjensidige forpliktelser. Dette innebærer bl.a. at jeg bare har hatt tilgang på data på aggregert nivå, mens man i tradisjonell effektevaluering bruker store datasett på individnivå. På tross av disse forskjellene er strukturen i mitt problem, der jeg sammenligner avtalelandenes utslippsadferd med tilsvarende for en gruppe ikke-avtaleland, identisk med det vi finner i tradisjonelle effektevalueringer. Analysen viser også at effektevaluering og behandlingseffektmodeller kan være en fruktbar tilnærming for evaluering av en miljøavtale mellom land. Riktignok gav tverrsnittsanalysen lite signifikante resultater, noe som er en konsekvens av at datasettet er for lite. Førstedifferansmodellen på paneldatasettet ser imidlertid ut til å fange opp utvalgsseleksjonsproblemet og gi signifikante resultater, og dermed gir den økonometriske analysen, tross begrensninger i datatilfanget, signifikante svar. Derfor virker det rimelig å hevde at når man har et paneldatasett av en viss størrelse, vil man kunne bruke behandlingseffektmodeller selv når problemstillingen bare kan løses med aggregerte data.

Analysen tyder på at avtalen har hatt ønsket effekt på avtalelandenes utslippsadferd. I følge førstedifferansmodellen vil avtalelandenes reduksjonsrate for NO_x-utslipp som følge av avtalen ligge ca 2 % høyere enn den ellers ville ha gjort uten avtalen.

Foruten å finne svar på spørsmålet om Sofia-protokollen har hatt ønsket effekt, har jeg forsøkt å få fram hvordan vi kan forvente at endringer i inntektsnivå påvirker et lands utslipp av nitrogenoksider. I teorikapittelet ble det holdt åpent om sammenhengen mellom inntekt og NO_x -utslipp best beskrives av en Kuznetskurve som har omvendt U-form, eller om kurven heller er monotont stigende. *BNP* er i førstedifferansemodellen rapportert med en signifikant positiv verdi og *befolkning* signifikant negativ, og dette innebærer at *BNP pr innbygger* har en positiv effekt på utslippsmengden. Dermed tyder analysen at sammenhengen mellom NO_x -utslipp og inntekt best beskrives med en monotont stigende Kuznetskurve. Jo rikere vi blir, jo mer NO_x slipper vi ut, og dette er en sammenheng som vi kjenner igjen fra ulike studier av CO_2 -utslipp.

Videre viser analysen som ventet at de land som har ekstra surt jordsmonn, samt de tidligere østblokklandene, reduserer sine utslipp mer enn andre land. Det var også ventet å finne en negativ sammenheng mellom hvor mye landet rammes av utslipp utenfra, og mengden de slipper ut selv. Mer uventet er det imidlertid at analysen ser ut til å vise at når mye av egne utslipp avsettes i hjemlandet, fører det til at egne utslipp øker. Dette kan forklares med at NO_x -utslipp først og fremst har regionale virkninger, slik at den lokale bekymringen ikke er så stor.

Analysen min tyder altså på at Sofia-protokollen har bidratt til å redusere NO_x -utslippene i en rekke europeiske land. Den generelle skepsis i økonomisk teori mot virkemidler uten eksplisitte insentivmidler er altså uberettiget når det gjelder Sofia-protokollen. Avtalen har vist seg som et miljøpolitisk virkemiddel som oppnår definerte miljømål. Hvorvidt disse resultatene er oppnådd på en kostnadseffektiv måte, sier imidlertid analysen ingenting om. Økonomisk teori antyder at dette ikke er tilfelle. En studie av kostnadseffektiviteten i Sofia-protokollen kan således være grunnlag for videre forskning.

Litteraturliste

- Antweiler, W., Copeland, B.R. and Taylor, M. S. (1998): *Is Free Trade Good for the Environment?*, Discussion Paper 98-11, University of British Columbia, Canada
- Bamezai, A. (1995): Application of the difference-in-difference techniques to the evaluation of drought-tainted water conservation programs, *Evaluation Review*, Vol. 19, Nr. 5, Okt 1995, s 559-582
- Bamezai, A. (1996): Evaluation of water conservation programs in thorny nonexperimental settings, *Water Resources Research*, Vol. 0032, nr4, Apr 1996, s. 1083-1090.
- Baumol, W.J. og Oates, W.E. (1988): *The Theory of Environmental Policy*. Second edition. New York: Cambridge University Press.
- EMEP (1997): *MSC-W Status Report 1/97 Part II*, Meteorological Synthesizing Center - West, the Norwegian Meteorological Institute, Oslo, Norway
- Førsund, F. og Nævdal, E. (1995): Trading Sulfur Emissions in Europe, i Klassen, G. og Førsund, F. (eds): *Economic Instruments for Air Pollution Control*, Kluwer Academic Publishers, Laxenburg, Østerrike.
- Greene, W. H. (1997): *Econometric analysis*, 3rd Edition, Prentice-Hall, New York, USA.
- Griffiths, W.E., Hill, R. C. og Judge, G.G. (1993): *Learning and Practicing Econometrics*. Wiley, New York, USA.
- Heckman, J. og Hotz, J. (1989): Choosing Among Alternative Nonexperimental Methods for Estimating the Impact of Social Programs: The Case of Manpower Training; *Journal of the American Statistical Association*, des. 1989, vol 84, no 408, s.862-80.
- Heckman, J. og Robb, R. (1985): "Alternative methods for evaluating the impact of interventions" i Heckman, J. og Singer, B. (eds) *Longitudinal Analysis of Labor Market Data*, New York: Cambridge University Press, pp. 156-245.

- Karp, L. og Liu, X. (1999): *Valuing Tradeable CO₂ Permits for OECD Countries*, Working Paper No. 872, Department of Agricultural and Resource Economics and Policy, University of California at Berkeley, USA.
- Moffitt, R. (1991): Program Evaluation with Nonexperimental Data, *Evaluation Review*, Vol. 15 No. 3, June 1991, s 291-314
- Montgomery, W. D. (1972): Markets in Licenses and Efficient Pollution Control Programs, *Journal of Economic Theory*, 1972, 395-418
- Murdoch, J. C. og Sandler, T. (1997a): The voluntary provision of a pure public good: The case of reduces CFC emissions and the Montreal Protocol, *Journal of Public Economics*, vol 63 (1997) 331-349.
- Murdoch, J. C., Sandler, T. and Sargent, K. (1997b): A Tale of Two Collectives: Sulphur versus Nitrogen Oxides Emission Reduction in Europe. *Economica* (1997)64, 281-301
- Pigou, A.C. (1920): *The Economics of Welfare*. London, Macmillian and Company
- Posch, M., Hettelingh, J.-P., de Smet, P.A.M. og Downing, R.J. (1997): *Calculation and Mapping of Critical Thresholds in Europe, Status Report 1997*, Coordination Center for Effects, RIVM, Bilthoven, Nederland.
- Tjøtta, S. (1999): *An Empirical Analysis of the Effect of the Helsinki Agreement on the Reduction of Sulfur Emissions in Europe*, Working Paper, Department of Economics, University of Bergen.

Vedlegg

V.1. Utslippsdata

Tabell V.1: Oversikt over datatilfanget for utslipp

Land	År med utslippsdata	Antall år	Avtaleland
Belgia	1980, 1985-1996	13	Nei
Bulgaria	1987-96	10	Ja
Danmark	1980-96	17	Ja
Finland	1980-96	17	Ja
Frankrike	1980-96	17	Ja
Hellas	1985, 1990-96	8	Nei
Irland	1980-1996	17	Ja
Island	1982-95	14	Nei
Italia	1980-95	16	Ja
Luxembourg	1980, 83, 85, 90, 94-96	7	Ja
Nederland	1980-96	17	Ja
Norge	1980-96	17	Ja
Polen	1980, 85-96	13	Nei
Portugal	1985, 90-95	7	Nei
Romania	1980-94	15	Nei
Spania	1980, 83, 85-93	11	Ja
Storbritannia	1980-1996	17	Ja
SUS	1980-1996	17	Ja
Sveits	1980, 84-96	14	Ja
Sverige	1980-96	17	Ja
Tidligere Jugoslavia	1980-96	17	Nei
Tsjekkia/Slovakia	1980-96	17	Ja
Tyrkia	1980-93, 95	15	Nei
Tyskland	1980-96	17	Ja
Ungarn	1980-96	17	Ja
Østerrike	1980-96	17	Ja

Vi ser av tabell V.1 over at Luxembourg bare har utslippsdata for årene 1980, 83 ,85,90 og 1994-96 og er landet med færrest observasjoner. Hellas og Portugal har kun observasjoner for årene 1985 og 1990-95 (96 for Hellas). Avtalelandet Bulgaria har ingen observasjoner fra før 1987. Spania mangler observasjoner for årene 1981, 82, 85 og 1994-96, mens Belgia og Polen mangler data for 1981-84. Sveits mangler 1981-83-observasjonene, mens Island mangler for 1980 og 81 samt 96. Tyrkia mangler 1994- og 96-observasjonene.

Luxembourg, Hellas og Portugal mangler data for basisåret 1987, men ellers har alle land observasjoner for dette året. I perioden før 1987 har 9 av de 10 landene nevnt ovenfor data-mangler. Størst er manglende i perioden 1981 – 84 (fra 6 til 9 land), mens 1985 kun mangler observasjoner fra Bulgaria (og Slovakia). Årene 1980 og 86 mangler observasjoner fra 5 land. I perioden etter 1987 er tabellen mer komplett. Årene 1988 og 89 mangler observasjonene til Hellas, Luxembourg, Portugal og Slovakia (ikke 1989), mens årene 1991-93 kun mangler Luxembourgs observasjoner. For 1994 er det Spania og Tyrkia som ikke har rapportert utslipp, mens 1995 mangler rapporter fra Romania og Spania. I 1996 er det 6 land som ikke har meldt inn observasjoner.

V.2. Endogenitetsproblemet i variabelen egen avsetning

I dette vedlegget viser jeg hvorfor bruk av *egen avsetning* gjør MKE inkonsistent og hvordan problemet kan løses. For å klargjøre poenget, ser jeg på en enkel modell med bare en forklaringsvariabel¹¹.

Anta modellen:

$$(V2.1) \quad y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$$

der ε_i er et uavhengig feilledd med forventning lik null og varians lik σ_ε . Minste kvadrats estimatoren for β_2 er gitt ved:

$$(V2.2) \quad b_2 = \beta_2 + \frac{\sum (x_i - \bar{x})\varepsilon_i}{\sum (x_i - \bar{x})^2},$$

hvor b_2 er en konsistent estimator for β_2 dersom:

$$(V2.3) \quad \text{plim } b_2 = \beta_2.$$

Jeg undersøker om b_2 er en konsistent estimator for β_2 ved hjelp av sannsynlighetsgrensen:

$$(V2.4) \quad \begin{aligned} \text{plim } b_2 &= \text{plim } \beta_2 + \text{plim} \left[\frac{\sum (x_i - \bar{x})\varepsilon_i}{\sum (x_i - \bar{x})^2} \right] \\ &= \beta_2 + \frac{\text{plim} \left[\frac{1}{L} \sum (x_i - \bar{x})\varepsilon_i \right]}{\text{plim} \left[\frac{1}{L} \sum (x_i - \bar{x})^2 \right]}. \end{aligned}$$

Ved å dividere med utvalgsstørrelsen L i den andre linjen i (V2.4) vil teller og nevner tilsvare hhv. empirisk kovarians til x og ε , $\sigma_{x\varepsilon}$ og empirisk varians til x , σ_{xx} . Empiriske momenter er

¹¹ Se Griffiths et al (1993)

konsistente estimatorer for tilhørende populasjonsmomenter, og når jeg setter disse inn i likning (V2.4) får jeg:

$$(V2.5) \text{plim } b_2 = \beta_2 + \frac{\sigma_{x\varepsilon}}{\sigma_{xx}}$$

Dette innebærer at b_2 vil være en konsistent estimator for β_2 bare hvis kovariansen mellom x og ε , $\sigma_{x\varepsilon}$, er lik null, altså bare hvis:

$$(V2.6) \text{plim} \left[\frac{1}{L} \sum (x_i - \bar{x}) \varepsilon_i \right] = \sigma_{x\varepsilon} = 0.$$

Når jeg overfører resultatet ovenfor til modellen jeg skal estimere (likning (3.27)), medfører det at ingen av forklaringsvariablene kan være korrelert med feilleddet U . Med variabelen *egen avsetning* (EA) definert som andel av landets utslipp, får jeg imidlertid en definisjonssammenheng som gir korrelasjon med feilleddet. Når utslipp inngår i definisjonen av variabelen EA , vil feilleddet påvirke forklaringsvariabelen EA gjennom sin påvirkning på den avhengige variabelen N . Dermed vil kovariansen mellom forklaringsvariabelen EA og feilleddet U ikke være lik null, og minste kvadraters metode vil ikke gi konsistente estimater i min modell.

Endogenitetsproblemet kan løses ved hjelp av instrumentvariabel(IV)-estimering. Jeg ser igjen på den enkle modellen gitt ved (V2.1) for å holde poenget klart. Til IV-estimeringen trengs en instrumentvariabel z_i som er ukorrelert med feilleddet ε_i , men korrelert med forklaringsvariabelen x_i , dvs at:

$$(V2.7) \begin{cases} \text{cov}(z_i, \varepsilon_i) = 0 \\ \text{cov}(z_i, x_i) \neq 0 \end{cases}$$

Det kan vises at IV-estimatoren for β_2 er gitt ved:

$$(V2.8) \beta_2^{iv} = \beta_2 + \frac{\sum (z_i - \bar{z}) \varepsilon_i}{\sum (z_i - \bar{z})(x_i - \bar{x})}.$$

Jeg tar sannsynlighetsgrensen i (V2.8) og deler med utvalgsstørrelsen L i både teller og nevner og får:

$$(V2.9) \quad \text{plim } \beta_2^{iv} = \beta_2 + \frac{\text{plim} \left[\frac{1}{L} \sum (z_i - \bar{z}) \varepsilon_i \right]}{\text{plim} \left[\frac{1}{L} \sum (z_i - \bar{z})(x_i - \bar{x}) \right]}.$$

Uttrykket inni parentesen i telleren er en konsistent estimator for $\text{cov}(z_i, \varepsilon_i)$. Dermed faller det andre høyresideleddet i (V2.9) bort, og vi får at β_2^{iv} er en konsistent estimator for β_2 .

Resultatet i (V2.9) forutsetter mange observasjoner og følgelig bygger IV-estimatoren på storutvalgsegenskaper. Mitt datasett inneholder kun 26 land over 17 år og er således litt lite for å kunne basere seg på asymptotisk teori. Det kan innebære at resultatene blir ustabile, og at de derfor må tolkes med varsomhet.

Løsningen foran gjelder tilsvarende i modeller med flere forklaringsvariabler. Som instrumenter i min estimering bruker jeg de kontinuerlige forklaringsvariablene lagget to perioder. Dessuten lar jeg de eksogene variablene være sine egne instrumenter. Jeg må lagge to perioder for å få instrumenter som oppfyller kravet i (V2.7). Dette kan jeg vise med modellen jeg skal estimere (likning (3.27)), som jeg gjentar her med fokus kun på variabelen *egen avsetning (EA)*:

$$(V2.10) \quad \ln N_{it} - \ln N_{it-1} = \dots + \beta_2 (\ln EA_{it} - \ln EA_{it-1}) + \dots + (U_{it} - U_{it-1}).$$

Ettersom modellen er på førstedifferanseform er det ikke tilstrekkelig å lagge en periode for å få et brukbart instrument. Det ser vi fordi:

$$(V2.11) \quad \text{cov}(\ln EA_{it-1} - \ln EA_{it-2}, U_{it} - U_{it-1}) \neq 0.$$

Først når jeg lagger to perioder unngår jeg korrelasjon mellom instrumentvariabelen og feilleddet slik at betingelsen for instrumentvariabelen (jfr (V2.7)) er oppfylt.

I analysen i avsnitt 5.2 gjør jeg både vanlig minste kvadrats estimering og IV-regresjonen. Dermed kan jeg sammenlikne de to regresjonsformene ved å bruke en Hausman spesifikasjonstest. Hausman-testen tester flg. hypotese :

$$(V2.12) \quad \begin{aligned} H_0 &: \text{plim} \frac{X'U}{L} = 0 \\ H_1 &: \text{plim} \frac{X'U}{L} \neq 0 \end{aligned}$$

Nullhypotesen sier at det ikke er systematisk sammenheng mellom noen av forklaringsvariablene og feilleddet, dvs at det ikke foreligger endogenitet. Dersom det ikke er korrelasjon mellom forklaringsvariablene og feilleddet, vil både MKE og IV-estimatoren være konsistente. Dersom feilleddet er korrelert med minst en forklaringsvariabel, vil MKE være inkonsistent. Hausman-testen tester om det er korrelasjon mellom forklaringsvariabel og feilledd ved å teste om MKE-estimatet og IV-estimatet er signifikant forskjellig. Testobservatoren er gitt ved:

$$(V2.13) \quad m = [\beta^{iv} - b] [\text{cov}(\beta^{iv}) - \text{cov}(b)]^{-1} [\beta^{iv} - b],$$

og følger en $\chi^2_{(j)}$ -fordeling, der j er antall eksogene forklaringsvariabler. Vi beholder nullhypotesen dersom testobservatoren m er mindre enn valgt kritisk verdi, som for $j=6$ og 95% signifikansnivå har verdien 14,07. Dersom H_0 ikke forkastes, kan MKE estimatoren brukes. Forkastes derimot H_0 , er forskjellen på de to estimatene signifikant og vi må forholde oss til IV-estimatoren.

Jeg prøver også en annen mulighet som også justerer for endogenitetsproblemet, men på en litt annen måte. Ved å anta at den empiriske representasjonen for ρ_{ii} kan være gitt ved den absolutte mengden avsetninger som stammer fra og faller ned i hjemlandet, unngår jeg at den avhengige variabelen opptrer på høyre side i likningen, og dermed unngår jeg endogenitet som følge av en definisjonsmessig sammenheng. Absolutte tall for hvor mye av egne utslipp som faller ned hjemme, vil også kunne være en god proxy for hvor hardt landet rammes av egne utslipp. Jeg kaller denne varianten av variabelen for *egen avsetning(absolutt)*.

Den alternative variabelen kan imidlertid være endogen selv om definisjonssammenhengen ikke er tilstede. Størrelsen på *egen avsetning(absolutt)* vil i hovedsak bestemmes av to forhold: Meteorologi og mengden egne utslipp. Hvis jeg antar at det bare er meteorologiske forhold som bestemmer størrelsen på *egen avsetning(absolutt)*, kan variabelen betraktes som eksogen. Mye vind vil kunne blåse utslippene bort fra forurensersens egne områder, mens det i mindre vindutsatte områder vil være mer som faller ned lokalt. Dersom det i hovedsak er meteorologien som avgjør verdien på variabelen *egen avsetning(absolutt)*, vil det ikke være korrelasjon mellom denne og feilledet, og heller ikke noe endogenitetsproblem. Det er imidlertid rimelig å anta at mengden utslipp i hjemlandet også vil ha betydning for hvor mye som faller ned hjemme. Da vil det være systematisk samvariasjon mellom *egen avsetning(absolutt)* og *utslippsvariabelen*, og følgelig korrelasjon mellom denne forklaringsvariabelen og feilledet. Hvis så er tilfelle, vil endogenitetsproblemet oppstå også ved bruk av *egen avsetning(absolutt)*. Hvilke av faktorene som er mest avgjørende blir et empirisk spørsmål, som dataene mine kaster lys over.

V.3. Resultater fra Heckman-modellen

Nedenfor gjengis utskriften av regresjonene av Heckmans to-steps modell med hhv. *egen avsetning* og *egen avsetning(absolutt)* i spesifikasjonene.

Heckmans to-steps modell med variabelen *egen avsetning*:

```
. treatreg nox94_87 imp94_87 EAand94_87 bnp94_87 bef94_87 overgang
surhetsgr, twostep treat ( status = nox88_80 imp88_85 EAand88_85 bnp88_80
bef88_80 )
```

```
Treatment effects model -- two-step estimates      Number of obs      =           19
                                                    Wald chi2(7)       =          110.97
                                                    Prob > chi2        =           0.0000
```

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
nox94_87						
imp94_87	-5.550528	2.156215	-2.574	0.010	-9.776632	-1.324424
EAand94_87	.6608227	.5916433	1.117	0.264	-.4987768	1.820422
bnp94_87	-.0292006	.0050039	-5.836	0.000	-.039008	-.0193931
bef94_87	-.4981129	.1932715	-2.577	0.010	-.8769181	-.1193077
overgang	-.0628938	.0101374	-6.204	0.000	-.0827628	-.0430248
surhetsgr	-.0129066	.0090872	-1.420	0.156	-.0307172	.004904
status	.0130889	.0179596	0.729	0.466	-.0221113	.0482891
_cons	-.0030467	.0167126	-0.182	0.855	-.0358029	.0297095

status						
nox88_80	-19.05321	34.37552	-0.554	0.579	-86.428	48.32158
imp88_85	-145.2058	398.4691	-0.364	0.716	-926.191	635.7794
EAand88_85	-36.99456	55.75083	-0.664	0.507	-146.2642	72.27506
bnp88_80	3.907751	4.940355	0.791	0.429	-5.775167	13.59067
bef88_80	2745.943	3509.135	0.783	0.434	-4131.835	9623.721
_cons	.4300103	1.279598	0.336	0.737	-2.077956	2.937977

hazard						
lambda	-.0024634	.0124276	-0.198	0.843	-.026821	.0218943

rho	-0.18647					
sigma	.01321023					
lambda	-.00246337	.0124276				

Heckmans to-steps modell med variabelen egen avsetning(absolutt):

```
. treatreg nox94_87 imp94_87 EAabs94_87 bnp94_87 bef94_87 overgang
surhetsgr, twostep treat ( status = nox88_80 imp88_85 EAabs88_85 bnp88_80
bef88_80 )
```

```
Treatment effects model -- two-step estimates      Number of obs   =          22
                                                    Wald chi2(7)    =       183.89
                                                    Prob > chi2     =        0.0000
```

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
nox94_87						
imp94_87	-4.281446	1.623422	-2.637	0.008	-7.463293	-1.099598
EAabs94_87	9.722028	2.172286	4.475	0.000	5.464426	13.97963
bnp94_87	-.0136391	.0050732	-2.688	0.007	-.0235823	-.0036959
bef94_87	-.304012	.1543014	-1.970	0.049	-.6064372	-.0015868
overgang	-.0398977	.0094043	-4.243	0.000	-.0583298	-.0214657
surhetsgr	-.0065803	.0072391	-0.909	0.363	-.0207687	.0076081
status	.000417	.0150759	0.028	0.978	-.0291311	.0299651
_cons	.001226	.0117439	0.104	0.917	-.0217917	.0242436
status						
nox88_80	-56.6978	51.8906	-1.093	0.275	-158.4015	45.00591
imp88_85	214.915	238.4921	0.901	0.368	-252.5209	682.3509
hje88_85	-156.3983	1052.317	-0.149	0.882	-2218.902	1906.105
bnp88_80	1.602581	1.198965	1.337	0.181	-.7473462	3.952508
bef88_80	159.3071	382.8879	0.416	0.677	-591.1395	909.7536
_cons	.286483	.4521369	0.634	0.526	-.599689	1.172655
hazard						
lambda	-.0017087	.0089665	-0.191	0.849	-.0192827	.0158653
rho	-0.14954					
sigma	.01142615					
lambda	-.00170871	.0089665				