



Masteroppgave

BØK950 Økonomi og administrasjon

**Norsk humanitær bistand etter naturkatastrofer i
utlandet
- en seleksjons- og allokeringsstudie**

Fredrik Storøy og Andreas Lyshol

Totalt antall sider inkludert forsiden: 154

Molde, 23.05.2018



Obligatorisk egenerklæring/gruppeerklæring

Den enkelte student er selv ansvarlig for å sette seg inn i hva som er lovlige hjelpemidler, retningslinjer for bruk av disse og regler om kildebruk. Erklæringen skal bevisstgjøre studentene på deres ansvar og hvilke konsekvenser fusk kan medføre. Manglende erklæring fritar ikke studentene fra sitt ansvar.

Du/dere fyller ut erklæringen ved å klikke i ruten til høyre for den enkelte del 1-6:		
1.	Jeg/vi erklærer herved at min/vår besvarelse er mitt/vårt eget arbeid, og at jeg/vi ikke har brukt andre kilder eller har mottatt annen hjelp enn det som er nevnt i besvarelsen.	<input checked="" type="checkbox"/>
2.	Jeg/vi erklærer videre at denne besvarelsen: <ul style="list-style-type: none">• ikke har vært brukt til annen eksamen ved annen avdeling/universitet/høgskole innenlands eller utenlands.• ikke refererer til andres arbeid uten at det er oppgitt.• ikke refererer til eget tidligere arbeid uten at det er oppgitt.• har alle referansene oppgitt i litteraturlisten.• ikke er en kopi, duplikat eller avskrift av andres arbeid eller besvarelse.	<input checked="" type="checkbox"/>
3.	Jeg/vi er kjent med at brudd på ovennevnte er å <u>betrakte som fusk</u> og kan medføre annullering av eksamen og utestengelse fra universiteter og høgskoler i Norge, jf. Universitets- og høgskoleloven §§4-7 og 4-8 og Forskrift om eksamen §§14 og 15.	<input checked="" type="checkbox"/>
4.	Jeg/vi er kjent med at alle innleverte oppgaver kan bli plagiatkontrollert i Ephorus, se Retningslinjer for elektronisk innlevering og publisering av studiepoenggivende studentoppgaver	<input checked="" type="checkbox"/>
5.	Jeg/vi er kjent med at høgskolen vil behandle alle saker hvor det forligger mistanke om fusk etter høgskolens retningslinjer for behandling av saker om fusk	<input checked="" type="checkbox"/>
6.	Jeg/vi har satt oss inn i regler og retningslinjer i bruk av kilder og referanser på biblioteket sine nettsider	<input checked="" type="checkbox"/>

Publiseringsavtale

Studiepoeng: 30

Veileder: Heidi Hogset

Fullmakt til elektronisk publisering av oppgaven

Forfatter(ne) har opphavsrett til oppgaven. Det betyr blant annet enerett til å gjøre verket tilgjengelig for allmennheten (Åndsverkloven, §2).

Alle oppgaver som fyller kriteriene vil bli registrert og publisert i Brage HiM med forfatter(ne)s godkjenning.

Oppgaver som er unntatt offentlighet eller båndlagt vil ikke bli publisert.

Jeg/vi gir herved Høgskolen i Molde en vederlagsfri rett til å gjøre oppgaven tilgjengelig for elektronisk publisering:

ja nei

Er oppgaven båndlagt (konfidensiell)?

ja nei

(Båndleggingsavtale må fylles ut)

- Hvis ja:

Kan oppgaven publiseres når båndleggingsperioden er over?

ja nei

Dato: 23.05.2018

Antall ord: 29511

Forord

Denne masteroppgaven er skrevet som siste del av masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Høgskolen i Molde. Oppgaven tar for seg tidligere forskning på bistandsallokering og gransker spesifikt norsk humanitær bistand ved naturkatastrofer i utlandet. Emnet er valgt ut fra en interesse for det globale samfunn og muligheten for å kombinere dette med analysemetoder ofte anvendt i økonomi analyse.

Det har vært en tidkrevende, men lærerik prosess, fylt med frustrasjon, glede, misforståelser og pågangsmot. Resultatet er en bedre forståelse for økonometri, både praktisk og teoretisk, for bistandsallokering og potensielt drivende faktorer, i tillegg til å kjenne mestringsfølelsen av å levere et verk vi er stolte av.

Majoriteten av oppgaven er skrevet ved hjelp av samhandlingsverktøyet SharePoint som tilbyr datalagring og muligheter for at flere personer skriver og arbeider i samme Word-dokument samtidig. I tillegg har vi hatt daglige Skype-samtaler for å diskutere og forbedre oppgaven. For de empiriske analysene har vi benyttet oss av R, et programmeringsspråk med åpen kildekode, som tilbyr et stort utvalg av statistiske og grafiske teknikker. Excel har også blitt brukt for å sortere og linke data.

Avslutningsvis ønsker vi å takke vår veileder Heidi Hogset for gode, motiverende og konstruktive innspill. Vi er heldige som har fått lov til å dra nytte av din erfaring og reflekteringsevne. I tillegg ønsker vi å rette en takk til Halvard Arntzen for hans bidrag innen det økonometriske og med R.

Molde, Mai 2018

Sammendrag

I flere tiår har land som donerer bistand blitt beskyldt for å distribuere bistanden ut i fra strategiske, politiske og økonomiske selvinteresser. Forskning på bistandsdistribuering har også indikert at disse påstandene kan være sanne. Granskning av faglitteraturen viser tegn til at donorland allokere mer og oftere til land de har mer handel med og som geografisk ligger nærmere. I tillegg ser det ut til at donorland allokere mer og oftere til land med lignende styresett og tar stilling til hvor ressurssterke land er. Likevel er det snakk om generelle trender, og forskere har uttalt at det gjerne vil finnes individuelle forskjeller mellom donorland.

Humanitær bistand er ment å hjelpe mennesker i nød og skal ifølge den norske regjering fordeles ut i fra de humanitære prinsippene. De humanitære prinsippene er de som ligger til grunn for all norsk humanitær innsats og går ut på at bistanden skal være human, upartisk, uavhengig og nøytral. Formålet med vår forskning er å granske om det finnes grunnlag for å påstå at norsk humanitær bistand også følger de generelle trendene, eller om den faktisk distribueres ut i fra da humanitære prinsippene.

For å besvare problemstillingen er det benyttet ulike analytiske modelltyper og utført et betydelig antall estimeringer. Vår analyse er basert på 360 humanitære bistandsobservasjoner der 101 er norske humanitære bistandssummer innvilget av den norske regjering. Analyseperioden strekker seg fra 2000 til 2012, og i løpet av denne perioden er det nedfelt en strategi for hvordan den norske humanitære bistanden skal distribueres. Resultatet av analysen er derfor forsøkt tolket i lys av denne strategien og de generelle trendene i tidligere forskning.

Vi finner ingen klare tegn på at den norske humanitære bistandsfordelingen bryter med de humanitære prinsippene. Vi understreker at disse resultatene kun gjelder med den data, i den tidsperiode, med de forklaringsvariabler vi har benyttet. Analysen viser likevel noen interessante sammenhenger som kunne støttet en påstand om at norsk humanitær bistand også kan være preget av strategiske, politiske og økonomiske selvinteresser.

Abstract

For decades, countries that donate aid have been accused of distributing aid based on strategic, political and economic self-interest. Research on aid distribution has also indicated that these statements may be true. Review of the literature suggests that donor countries allocate more and more often to countries they have more trade with and are geographically closer to. In addition, donor countries seem to allocate more and more often to countries with similar governance and base decisions on the recipient countries' endowment. However, this is a question of general trends and researchers have stated that there would likely be individual differences between donor countries.

Humanitarian aid is intended to help people in need and, according to the Norwegian government, is to be distributed according to the humanitarian principles. The humanitarian principles are the basis for all Norwegian humanitarian efforts, and it follows that the assistance must be humane, impartial, independent and neutral. The purpose of our research is to examine whether there are reasons to claim that Norwegian humanitarian assistance also follow the general trends or if it is distributed in terms of the humanitarian principles.

In order to answer this issue, we have employed different analytical model types and have made a substantial number of estimations. Our analysis is based on 360 humanitarian aid observations where 101 are Norwegian humanitarian aid sums granted by the Norwegian government. The analysis period extends from 2000 to 2012 and during this period a strategy has been laid down for the distribution of Norwegian humanitarian aid. The result of the analysis is therefore to be interpreted considering this strategy and the general trends in previous research.

We do not find clear evidence that the Norwegian humanitarian aid distribution violates the humanitarian principles. We emphasize that these results only are valid with the data, in that period, with the explanatory variables we have applied. However, the analysis shows some interesting relations that could support a claim that Norwegian humanitarian aid also could be affected by strategic, political and economic self-interest.

Innholdsfortegnelse

1.0	Innledning.....	1
2.0	Litteraturlanalyse.....	3
2.1	Bakgrunn for forskningen	3
2.1.1	Hva er en naturkatastrofe og hva påvirker omfanget?	3
2.1.2	Aktører og kanaler for norsk humanitær bistand	5
2.1.3	Norges humanitære strategi	6
2.2	Forskningsfeltet til internasjonal bistand.....	8
2.2.1	Effekt eller allokering av bistand.....	8
2.2.2	Utviklingsbistand og humanitær bistand	8
2.2.3	Et lite innblikk i forskning på internasjonal bistand	9
2.3	Perspektiv på internasjonal bistand	9
2.4	Determinanter for allokering av humanitær bistand	12
2.4.1	Humanitære motiver	12
2.4.2	Økonomiske, politiske og strategiske motiver	14
3.0	Hypoteser for norsk humanitær bistandsallokering	28
3.1	Antall drepte og berørte	28
3.2	BNP per innbygger.....	30
3.3	Handel og geografisk nærhet.....	31
3.4	Styresett.....	32
4.0	Metode	35
4.1	Metodebruk i tidligere forskning.....	35
4.2	Norsk humanitær bistand ved naturkatastrofer i utlandet	40
4.3	Forklaringsvariabler	41
4.3.1	Antall drepte og berørte	41
4.3.2	Handel	42
4.3.3	Distanse	44
4.3.4	BNP per innbygger	44
4.3.5	Styresett	45
4.4	Kontrollvariabler	46
4.5	Estimeringsmetode.....	47
5.0	Analyse.....	50
5.1	Diagnostikk	71
6.0	Diskusjon og kritikk	74
7.0	Oppsummering og konklusjon.....	81
	Vedlegg	85
	Referanseliste.....	138

Tabelliste

Tabell 1 – Frekvens av naturkatastrofer for hver region i perioden 2000-2012.....	4
Tabell 2 – Regionale humanitære konsekvenser av naturkatastrofer i perioden 2000-2012.....	4
Tabell 3 – Humanitær bistand og naturkatastrofer i perioden 2000-2012.....	5
Tabell 4 – OLS-estimeringer med samtlige forklaringsvariabler.....	53
Tabell 5 – OLS-estimeringer med et utvalg forklaringsvariabler.....	55
Tabell 6 – OLS-estimeringer med antall drepte og berørte som forklaringsvariabler.....	55
Tabell 7 – OLS-estimeringer med antall drepte og BNP per innbygger som forklaringsvariabler.....	56
Tabell 8 – OLS-estimeringer med antall drepte og handel som forklaringsvariabler.....	57
Tabell 9 – OLS-estimeringer med antall drepte og distanse som forklaringsvariabler.....	57
Tabell 10 – OLS-estimeringer med antall drepte og demokrati-indeksen som forklaringsvariabler.....	58
Tabell 11 – Tobit-estimeringer med samtlige forklaringsvariabler.....	60
Tabell 12 – Tobit-estimeringer med et utvalg forklaringsvariabler.....	61
Tabell 13 – Tobit-estimeringer med antall drepte og berørte som forklaringsvariabler.....	62
Tabell 14 – Tobit-estimeringer med antall drepte og BNP per innbygger som forklaringsvariabler.....	63
Tabell 15 – Tobit-estimeringer med antall drepte og handel som forklaringsvariabler.....	63
Tabell 16 – Tobit-estimeringer med antall drepte og distanse som forklaringsvariabler.....	64
Tabell 17 – Tobit-estimeringer med antall drepte og demokrati-indeksen som forklaringsvariabler.....	65
Tabell 18 – LPM-, Probit-, og Logit-estimeringer med samtlige forklaringsvariabler.....	67
Tabell 19 – LPM-, Probit-, og Logit-estimeringer med et utvalg forklaringsvariabler.....	68
Tabell 20 – LPM-, Probit-, og Logit-estimeringer med antall drepte og berørte som forklaringsvariabler.....	69
Tabell 21 – LPM-, Probit-, og Logit-estimeringer med antall drepte og BNP per innbygger som forklaringsvariabler.....	69
Tabell 22 – LPM-, Probit-, og Logit-estimeringer med antall drepte og handel som forklaringsvariabler.....	70
Tabell 23 – LPM-, Probit-, og Logit-estimeringer med antall drepte og distanse som forklaringsvariabler.....	70
Tabell 24 – LPM-, Probit-, og Logit-estimeringer med antall drepte og demokrati-indeksen som forklaringsvariabler.....	71
Tabell 25 – Normalitetstester.....	73

Figurliste

Figur 1 – Residualverdier og fitted-verdier.....	72
Figur 2 – Histogram av residualene.....	72
Figur 3 – Q-Q plot.....	73
Figur 4 – Korrelasjon mellom observerte residual og forventede residual under normalitet.....	73

Ordliste

CRED	Centre for Research on the Epidemiology of Disasters
FTS	Financial Tracking Service
WGI	Worldwide Governance Indicators
NORAD	Norwegian Agency for Development Cooperation
OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development
NGO	Non-governmental Organization
UD	Utenriksdepartementet
FN	Forente Nasjoner
ODA	Official Development Assistance
GHD	Good Humanitarian Donorship
OFDA	Office of Foreign Disaster Assistance
DAC	Development Assistance Committee
OCHA	UN Office for the Coordination of Humanitarian Affairs

1.0 Innledning

I følge Strömberg (2007) er naturkatastrofer et av de største problemene som menneskeheten står overfor. Som et resultat av klima- og miljøendringer har man sett en markant økning i antall naturkatastrofer. Denne økningen av flom, tørke og andre ekstreme klimarelaterte hendelser var også forventet å komme (Utenriksdepartementet 2009, 23). I forbindelse med denne utviklingen, ser man også at store bistandssummer blir donert til de katastroferammede landene. Norge nevnes som et av de landene som bidrar mest med nødhjelp etter naturkatastrofer (Strömberg 2007, 212; Fink og Redaelli 2011, 742; Utenriksdepartementet 2009, 15). Som en konsekvens av økte naturkatastrofer og bistandsvolum, ser man videre et økt fokus på de grunnleggende humanitære prinsippene som katastrofebistand baserer seg på. Humanitet, upartiskhet, uavhengighet og nøytralitet er de avgjørende prinsippene som skal sikre at nødhjelpen er tilgjengelig for de som trenger den mest. Som nevnt av Utenriksdepartementet (2013, 5) er det derfor viktig å være tilstede i katastroferammede land, samt å støtte de lokale myndighetene. Som en av de mest aktive donorene, har Norge økt sitt ansvar i henhold til denne utfordringen de seneste årene. I 2003 inngikk Norge et medlemskap med GHD (the Good Humanitarian Donorship), en organisasjon som retter søkelyset mot forbedring av donorhandlinger og bistandseffektivitet (GHD, i.d.a). I september 2008 ble den overordnede humanitære strategien for Norge presentert. Dette var første gang en norsk regjering presenterte en omfattende strategi for Norges humanitære politikk (Regjeringen, 2008). I den fremlagte strategien konstateres det at kjernen av humanitære innsatsmidler er å redde liv, redusere lidelse, samt sikre menneskelig verdighet, uavhengig av etnisk bakgrunn, alder, religion, kjønn eller politisk tilhørighet (Utenriksdepartementet 2009, 5).

I denne oppgaven skal vi se nærmere på allokering av norsk humanitær bistand etter naturkatastrofer. Inspirert av litteraturen til Strömberg (2007), Fink og Redaelli (2011), samt Drury, Olson og Van Belle (2005), ønsker vi å undersøke hvordan Norge fordeler nødhjelp når naturkatastrofer i utlandet inntreffer. Vi ser på om disse bistandsmidlene allokeres i henhold til prinsippene om humanitære behov. Forskningsperioden er 2000-2012. Oppgaven søker samtidig å supplere forskningsfeltet med case-spesifikke elementer. Jamfør Faust og Ziaja (2012) er tidligere studier ofte basert på donorallokering som

utelater de individuelle trekk for hvert donorland. I tillegg til forskjeller i utenrikspolitikk, eksisterer det økonomiske og byråkratiske særegenheter blant donorlandene. De baserer seg på ulike incentivstrukturer for å tildele hjelp og velge mottakerland. Disse incentivene er det mulig å granske gjennom individuelle analyser av donorland (1).

Data for oppgaven er hentet fra FTS, Freedom House, Verdensbanken, UN Comtrade, EM-DAT og CEPII. I analysen benyttes de analytiske statistiske modellene OLS, LPM, Tobit, Probit og Logit. Problemstillingen for oppgaven er:

” Er norsk humanitær bistand etter naturkatastrofer i tråd med de humanitære prinsippene? ”

Oppgaven er strukturert på følgende måte. I kapittel 2 presenteres en generell bakgrunn for temaet, samt et lite innblikk i forskningen på internasjonal bistand. Samtidig blir det presentert ulike teoretiske perspektiv for humanitær bistand. Kapitlet avsluttes med å presentere determinanter for allokering av humanitær bistand. I kapittel 3 fremstilles oppgavens hypoteser. Metoden benyttet for å analysere hypotesene blir så presentert i kapittel 4. Kapittel 5 tar for seg resultater og funn fra analysen, og i kapittel 6 drøftes og kritiseres disse funnene nærmere. Avslutningsvis vil det bli gitt en oppsummering og konklusjon på oppgaven i kapittel 7.

2.0 Litteraturanalyse

2.1 Bakgrunn for forskningen

2.1.1 Hva er en naturkatastrofe og hva påvirker omfanget?

Oxfords ordbok definerer en naturkatastrofe som: «En naturlig hendelse som flom, jordskjelv eller tornado som forårsaker stor skade og tap av liv» (Oxford Dictionaries, i.d.). På lignende måte definerer Språkrådet en naturkatastrofe som «jordskjelv, større ras, flom eller lignende» (Språkrådet, i.d.). Strömberg (2007) sin tolkning av Coburn, Spence og Pomonis (1994), samt Mileti (1999), er at omfanget av naturkatastrofer drives av hovedsakelig tre faktorer. Den ene er den triggende naturlige hendelsen som ordbøkene nevner. Disse kan være flom, jordskjelv, tornadoer, ras og så videre. Den andre faktoren er populasjonen som eksponeres for den naturlige hendelsen. For eksempel rammet orkanen Katrina USA, og spesielt New Orleans, i 2005. Tanken er at der befolkningstettheten er høy, vil naturkatastrofer som regel påvirke flere. Orkanen drepte hundrevis av mennesker, selv i et land som burde vært godt rustet til å håndtere en slik naturkatastrofe. Den siste faktoren som driver omfanget av naturkatastrofer er sårbarheten til befolkningen som eksponeres. I tillegg til industrialiserte land som USA, rammes også u-land av naturkatastrofer. Jamfør tankegangen i Strömberg (2007), vil motstandsdyktigheten til befolkningen i disse landene legge føringer på konsekvensene av naturkatastrofene. Fattige og dårlige stilte er gjerne de som kommer verst ut av slike situasjoner. Disse menneskene har færrest ressurser til å overkomme det som rammer dem.

I likhet med Strömberg (2007) vil definisjonen av en naturkatastrofe, speile definisjonen som brukes av databasen der data er hentet fra. EM-DAT (i.d.a) klassifiserer en hendelse som en naturkatastrofe dersom en av de følgende kriteriene er oppfylt:

- Det er rapportert at 10 eller flere mennesker er drept som følge av den naturlige hendelsen.
- Det er rapportert at 100 eller flere mennesker er påvirket, skadet, eller gjort hjemløse som følge av den naturlige hendelsen (eventuelt at regjeringen i landet har erklært en nødsituasjon).
- Regjeringen forespør internasjonal assistanse som følge av hendelsen.

For å illustrere de globale utfordringene som knyttes til naturkatastrofer, har vi benyttet vårt eget datasett til å konstruere deskriptiv statistikk fra perioden 2000-2012. Fra tabell 1 ser man frekvensen av ulike naturkatastrofer, og hvordan de fordeler seg på regionsnivå. I datasettet er det jordskjelv, flommer og vindfenomen som sykkloner, tornadoer og andre stormer som dominerer.

Tabell 1 – Frekvens av naturkatastrofer for hver region i perioden 2000-2012

Frekvens av naturkatastrofer for hver region i perioden 2000-2012						
	Øst-Asia og Stillehavet	Europa og Sentral-Asia	Latin-Amerika og Karibia	Midtøsten og Nord-Afrika	Sør-Asia	Afrika sør for Sahara
Syklon	8	0	1	1	7	14
Jordskjelv	23	12	7	7	5	1
Flom	46	27	54	4	41	43
Orkan	0	0	10	0	1	0
Jordskred	3	2	1	0	0	1
Nedbør	0	0	4	0	1	1
Storm	1	2	5	0	1	0
Tornado	0	0	0	0	0	1
Tyfon	11	0	0	0	0	0
Vulkan	6	0	4	0	0	4

Fra tabellen som følger, kan man se hvordan konsekvensene av disse naturkatastrofene er fordelt på de ulike regionene.

Tabell 2 – Regionale humanitære konsekvenser av naturkatastrofer i perioden 2000-2012

Regionale humanitære konsekvenser av naturkatastrofer for 2000-2012			
	Antall naturkatastrofer	Antall drepte (totalt)	Antall berørte (i millioner)
Øst-Asia og Stillehavet	98	142766	863
Europa og Sentral-Asia	43	1435	4,9
Latin-Amerika og Karibia	86	232553	25,8
Midtøsten og Nord-Afrika	12	31183	1,1
Sør-Asia	56	20717	434,1
Afrika sør for Sahara	65	4490	17,5

Tabell 2 viser blant annet at Øst-Asia og Stillehavet, samt Latin-Amerika og Karibia har vært rammet av flest naturkatastrofer. Det er også disse regionene som har hatt flest antall drepte. Antall berørte har fortsatt vært størst i Sør-Asia, samt Øst-Asia og Stillehavet. Her

ser en blant annet at Latin-Amerika og Karibia har vært rammet av flere naturkatastrofer enn Sør-Asia, men fortsatt er antall berørte vesentlig mye større i sistnevnte region. I tabell 3 ser man skadeomfanget av hver enkelt naturkatastrofe i kombinasjon med det donerte bistandsvolumet.

Tabell 3 – Humanitær bistand og naturkatastrofer i perioden 2000-2012

Humanitær bistand og naturkatastrofer mellom 2000-2012									
	Total bistand (USD\$)	Total bistand i gjennomsnitt (USD\$)	Total bistand fra Norge (USD\$)	Total bistand fra Norge i		Antall drepte gjennomsnitt	Antall drepte totalt	Antall berørte gjennomsnitt	Antall berørte totalt
				gjennomsnitt (USD\$)	Frekvens				
Syklon	399324399	12881432	13219181	426425	31	222	6900	826202	25612279
Jordskjelv	5189284952	94350635	55490762	1008923	55	6873	378041	1222753	67251439
Flom	4383037111	20386219	92001350	427913	215	180	38763	5539338	1190957721
Orkan	180477287	18047729	1883700	188370	10	101	1017	293291	2932910
Jordskred	8961318	1120165	514122	64265	8	456	3654	41437	331502
Nedbør	6668021	1111337	223666	37278	6	118	713	1223700	7342202
Storm	5207634	578626	0	0	9	5	137	340612	3065512
Tornado	23208	23208	0	0	1	3	3	75066	75066
Tyfon	150593856	13690351	1017945	92540	11	308	3388	4347957	47827528
Vulkan	66057124	4718366	4253104	303793	14	37	528	82472	1154615

I tabellen er den internasjonale katastrofebistanden inndelt i to ulike bistandsgrupper. Den viser både bistanden fra Norge og den totale bistanden fra andre donorland inkludert Norge. I tillegg ser man frekvensen av de ulike naturkatastrofene, samt skadeomfanget som knytter seg til disse i form av antall drepte og berørte. For eksempel ser man at hvert registrert jordskjelv i perioden 2000-2012, i gjennomsnitt, har krevd 6 873 menneskeliv. Årsaken til det høye gjennomsnittet er knyttet til det kraftige jordskjelvet som rammet Haiti i 2010. Dette jordskjelvet alene drepte om lag 222 000 mennesker og etterlot seg 3,7 millioner berørte. Fra et overordnet perspektiv, gir tabellen en antydning på at det kan eksistere en viss sammenheng mellom bistandsvolumet og naturkatastrofens skadeomfang.

2.1.2 Aktører og kanaler for norsk humanitær bistand

Norges humanitære bistandspolitikk knytter til seg mange ulike aktører og bistandskanaler som kan være krevende å få oversikt over og forståelse for. Vi kommer ikke til å gi en slik totaloversikt i denne oppgaven, men et utdrag av de mest sentrale momentene bør likevel presenteres. I avsnittene som følger, vil det derfor bli gitt en oversikt over noen av de viktigste aktørene og kanalene som knyttes til norsk humanitær bistand.

Norges bistandspolitikk dannes på bakgrunn av proposisjoner som fremmes av regjeringen (Norad, 2015). Disse omhandler forslag til norsk utviklingspolitikk, og fastsettes av Stortinget. Med utgangspunkt i disse bestemmelsene, forvalter Utenriksdepartementet (UD) samarbeid på tvers av land, samt Norges multilaterale og humanitære bistand. UD er politisk ansvarlig for den største andelen av statlig, norsk bistand. Underlagt UD igjen, finner en direktoratet for utviklingssamarbeid (NORAD). NORAD ønsker en effektiv og kvalitetssikret bistands-forvaltning, og arbeider med å gi faglige råd til de som forvalter bistanden. Effekten av den humanitære bistanden som blir gitt, har tidligere blitt revidert av Riksrevisjonen (Utenriksdepartementet, 2009). Hensikten med revideringen er å bidra til at fellesskapets verdier og midler forvaltes i tråd med Stortingets bestemmelser (Riksrevisjonen, 2017).

Norsk humanitær bistand sendes også igjennom ulike bistandskanaler. Fra OECD (i.d.) fremheves tre av disse som de mest sentrale. Bistanden kanaliseres gjennom bilaterale, multilaterale og ikke-statlige organisasjoner (Non-Governmental Organizations). Bilateral bistand sendes direkte fra offisielle statlige kilder i donorlandet, til offisielle statlige kilder i mottakerlandet. Multilateral bistand sendes fra offisielle statlige kilder i donorlandet, til multilaterale organisasjoner i mottakerlandet. Eksempler på multilaterale organisasjoner er FN og Verdensbanken. Hensikten med disse organisasjonene er å nå ut til flere, samt å bidra til felles finansiering av globale forpliktelser (Norad, 2015). Willetts (2006) hevder det er vanskelig å gi en klar definisjon av ikke-statlige organisasjoner. Likevel er det noen fundamentale kriterier som kjennetegner slike organisasjoner. Det mest vesentlige kriteriet er at de ikke er direkte kontrollert av myndighetene. Willetts (2006) nevner også at de ikke skal kunne utpekes som et politisk parti, de skal ikke være profiterende, og de skal ikke være voldelige eller kriminelle. For norsk humanitær bistand, er en stor andel av bistanden kanalisert gjennom ikke-statlige humanitære organisasjoner (Utenriksdepartementet 2009, 5).

2.1.3 Norges humanitære strategi

I september 2008 ble det for første gang lansert en strategi for Norges humanitære politikk. Strategien ble etablert som en visjon for Norges rolle innenfor den humanitære arenaen, og inneholdt sentrale prioriteringer for femårs-perioden mellom 2008 til 2013

(Utenriksdepartementet 2009, 5). Målet med strategien var at Norge skulle etableres som en av de ledende økonomiske og politiske partnerne innen internasjonal humanitær bistand (5). Behovet for strategien knyttet til de nye globale utfordringene, og da spesielt klimautfordringene. Det forventes mer ekstrem flom, tørke og andre relaterte naturkatastrofer, som vil kreve umiddelbar reaksjon fra nasjonale myndigheter verden over. Samtidig knyttet det bekymring til de enkelte myndigheters evne til å håndtere slike katastrofer på egenhånd. Mangel på innsatsvilje eller ressurser kan true sikkerheten og stabiliteten til de berørte landene. Fra erfaring hevdes det at enkelte regimer vil velge å styrke det sivile samfunns evne til å takle slike utfordringer, dessverre er det også noen som fortsatt velger autoritær kontroll og undertrykkelse. Enkelte skjøre stater kan da være i faresonen for å kollapse fullstendig (22).

Det knyttet fortsatt usikkerhet til alvorlighetsgraden av klimaendringene. Det er vanskelig å forutsi hvilke områder som vil bli hardest rammet på lokalt nivå, som igjen skaper en utfordring med å instruere samfunnets behov for å tilpasse seg. Likevel foreligger det nok informasjon til å konstruere en handlingsplan (24). I Norges humanitære strategi fremkommer det ulike prioriteringer som blant annet knytter seg til håndtering av naturkatastrofer, samt allokering av bistand til de katastroferammede landene. I samarbeid med andre land, ønsker Norge å sikre den nødvendige assistansen og beskyttelsen som påkrevs i slike situasjoner, samt sørge for at bistanden baserer seg på prinsippene for humanitet, nøytralitet, upartiskhet og uavhengighet. For å nå disse målene, ble det vektlagt nye prioriteringer på ulike områder. Norge ønsket blant annet å øke sine investeringer for reduksjon av klimautslipp, samt den humanitære beredskapen (7). For å følge opp de nye tiltakene, ble det også investert i administrativ kapasitet for å gjennomføre systematisk evaluering av innsatsmidlene (10). Den ny-etablerte kontrollenheten ble gitt ansvaret for å forhindre finansielle uregelmessigheter (11). Arbeidet omfattet også utarbeidelse av offisielle årsrapporter, hvor disse skulle dokumenterte effektiviteten av den humanitære innsatsen.

2.2 Forskningsfeltet til internasjonal bistand

2.2.1 Effekt eller allokering av bistand

I henhold til Alesina og Dollar (2000) finnes det hovedsakelig to sentrale tilnærminger i forskning på internasjonal bistand. Den ene er å analysere effekten av bistand som blir gitt, og den andre er å analysere ulike faktorer som kan ha innflytelse på fordelingen av bistandssummer. Felles for begge tilnærmingene er at de stiller spørsmål til nytten av bistanden som gis, i henhold til bistandens opprinnelige formål. Et eksempel på førstnevnte tilnærming, finner vi fra en undersøkelse gjennomført av Jepma (1997). Analysen avdekker at den internasjonale bistanden som blir gitt, ikke har ført til signifikant positiv innvirkning på mottakerlandets økonomiske utvikling. Slike undersøkelser er med å fremheve problematikken som knyttes til ineffektiv utnyttelse av bistandsmidler. For den sistnevnte tilnærmingen, har det blitt nevnt at allokering av bistandsmidler kan avhenge av donorlandets oppfatning av mottakerlandet (Drury, Olson og Van Belle 2005). Høye korrupsjonsnivå, politisk uro og ineffektive regjeringer kan innvirke negativt på giverviljen til donorlandet, noe som igjen kan resultere i mindre donasjoner. Den motsatte oppfatningen, kan også resultere i unødvendige store donasjoner.

2.2.2 Utviklingsbistand og humanitær bistand

Fink og Redaelli (2011, 742) forklarer at det gjerne skilles mellom to kategorier av internasjonale bistand. Første kategori er den offisielle utviklingsbistanden ODA (Official Development Assistance), og den andre er humanitær bistand - som også omtales som nødhjelp eller katastrofebistand. I OECD (The Development Assistance Committee)-databasen ser man at humanitær bistand ligger som en underkategori av ODA.

Utviklingsbistand kan defineres som en finansiell strøm til utviklingsland, som har til hensikt å promotere økonomisk utvikling og velferd for landet. Forutsetningen for å motta den offisielle utviklingsbistanden, er at landet klassifiseres som en potensiell mottaker med tanke på bestemmelsene til OECD. Det overordnede målet med bistandsstrømmen er å utrydde fattigdom. Humanitær bistand på sin side, er ment for å kunne tilføye umiddelbar assistanse og nødhjelp til populasjoner som er utsatt for naturkatastrofer, teknologiske

katastrofer og konflikter, samt komplekse nødssituasjoner (Fink og Redaelli 2011, 742). Bistanden er altså ment for mennesker som krever midlertidig hjelp i slike situasjoner. Den skiller seg mer ut på den etiske frontlinjen, da katastrofebistanden har et sterkt fokus på å møte humanitære behov. En enkel sammenfatning av de to kategoriene tilsier at humanitær bistand retter seg mer mot individer, uavhengig av rase, land eller statsborgerskap, mens utviklingsbistand retter seg mot nasjoner og staters utvikling.

2.2.3 Et lite innblikk i forskning på internasjonal bistand

Tidligere forskning har hovedsakelig fokusert på utviklingsbistand. I henhold til Drury, Olson og Van Belle (2005), eksisterer det en omfattende forskningslitteratur for denne bistandskategorien. I følge dem viser forskningen en høy grad av konsensus i henhold til allokeringsmønsteret til utviklingsbistand. Büthe (2013) nevner også at det foreligger flere tiår med forskning på feltet, som konsekvent viser at bistandsfordelingen primært er en funksjon av donorlands geo-politiske og økonomiske egeninteresse. For humanitær bistand derimot, er ikke forskningslitteraturen like utbredt og konsekvent. Årsaken til dette er at humanitær bistand er antatt å være ikke-politisk og ikke-strategisk i sin natur (Drury, Olson og Van Belle 2005). Denne oppfatningen kan være en av årsakene til det begrensede antallet av analyser som er gjennomført for denne bistandskategorien. I den senere tiden har riktignok dette fokuset endret seg noe, da volumene av internasjonal katastrofebistand har økt. Peterson (2017) fremhever da analysene gjort av Strömberg (2007), Fink og Redaelli (2011) og Drury, Olson og Van Belle (2005), som alle har forsket på determinanter for allokering av humanitær bistand. Omfanget av denne litteraturen er fortsatt beskjeden i forhold forskningen på utviklingsbistand, og konklusjonene trenger derfor å suppleres.

2.3 Perspektiv på internasjonal bistand

Innenfor fagfeltet til internasjonal relasjonsteori eksisterer det tre ulike perspektiv som er med å forklare donorerers motivasjon til å gi internasjonal bistand (Schraeder, Hook og Taylor 1998). Det første perspektivet er Realist-paradigmet, og påpekes som det mest dominante av de tre. Tilhengere av dette perspektivet antar at internasjonale relasjoner

bestemmes utelukkende på bakgrunn av egeninteresse og nasjonal sikkerhet. Som et resultat av dette blir humanitære behov og økonomisk utvikling bagatellisert. Allokering av bistand trenger ikke lenger å skje på en nøytral og rettferdig måte, men preges av egoisme og underliggende motiver.

Det andre perspektivet er Idealist-paradigmet, som ansees til å være Realist-paradigmets motpol. Idealistene anser bistand til å være utelukkende positiv for begge parter. De hevdes å ha et mer altruistisk syn enn sin motpart. Mer spesifikt ser de på bistand som en pådriver for økonomisk utvikling for både donorland og mottakerland. Bistanden ansees også som en viktig komponent for å utrydde fattigdom i den tredje verden. Dette paradigmet understreker at fokuset på humanitære behov er av øverste prioritet for alle donorer, og at dette fremkommer klart og tydelig blant de mange internasjonale bistandsprogrammene.

Det tredje og siste perspektivet som knyttes til bistand, er det Neo-Marxistiske paradigmet. Dette paradigmet baserer seg på en antagelse om at økonomiske interesser står sentralt i utenlandsk bistandsberegning. Tilhengere av denne oppfatningen deler et syn om at kapitalistisk utnyttelse benyttes for å fremheve makten til eliten, både i utviklingsland og industrialiserte land. Det mest sentrale argumentet som fremstilles, er at bistanden kun bidrar til å øke allerede misbrukte Nord-Sør forhold, som enten fører til at økonomiske ulikheter mellom i-land og u-land opprettholdes eller utvides. Som det til slutt nevnes av Schraeder, Hook og Taylor (1998), er denne oppsummeringen av perspektivene fremstilt på en mer overordnet og forenklet måte. Hensikten med dem er å poengtere hvordan ulike syn på internasjonal bistand kan påvirke både allokering og utnyttelse av de midlene som blir sendt.

Hovedsakelig ser man at idealistparadigmet er reflektert i FN sine prinsipper for humanitær bistand. I henhold til de nevnte paradigmen, konstateres det i så måte at idealprinsippet skal være den sentrale retningslinjen for alle land som gir bistandsdonasjoner. I følge FN (2017) er humanitær bistand en kortsiktig hjelp til mennesker i en akutt nødsituasjon som skal redde liv, hindre nød og gi beskyttelse til de menneskene som er rammet. Eksempler på dette kan være mat, rent vann, medisiner, helsehjelp, telt og tepper. Det poengteres videre at det også deles ut kontanter og kuponger som kan brukes på spesifikke innkjøp og tjenester der det er tilgjengelig. Dette slik at de

som havner i krisesituasjoner selv kan bestemme hva de trenger mest og samtidig bidra til å støtte det lokale næringslivet. Det understrekes at målet med humanitær bistand er å hjelpe de som trenger det mest.

For å sikre at fordelingen av bistand er uavhengig av hvem de er eller hvor de bor, er det kritisk at donorer som gir bistand er konsekvente med tanke på å følge de fire prinsippene (FN 2017). Det ene prinsippet er humanitet. I dette prinsippet ligger det at målet med humanitær nødhjelp er å beskytte liv og helse, samt sikre respekt for mennesker. Det andre prinsippet er nøytralitet. Med dette menes det at humanitære aktører ikke skal velge sider i en konflikt eller involvere seg i kontroversielle spørsmål som politikk og religion. Det tredje prinsippet er upartiskhet. Bistanden skal som nevnt gå til de som trenger det mest og derfor være uavhengig av nasjonalitet, etnisk tilhørighet, kjønn, religion, klasse eller politisk overbevisning. Det siste prinsippet er uavhengighet. Humanitær hjelp skal være uavhengig av alle politiske og økonomiske interesser. Prinsippene overlapper naturligvis noe med hverandre, men fungerer godt til å gi et bilde på hva som skal ligge til grunn for humanitær bistand. I henhold til den norske regjeringen, baserer Norges humanitære bistandsmodell seg direkte på disse internasjonalt aksepterte prinsippene for humanitær assistanse (Utenriksdepartementet 2009, 11).

Dette humanitær- eller ideal-prinsippet er også reflektert gjennom andre organisasjoner som Norge er medlem av, blant annet GHD og OECD. GHD opererer riktignok med 23 prinsipper for humanitær bistand, men essensen og budskapet er det samme sett opp mot FN-prinsippene (GHD, i.d.b). Fra OECD har det tidligere blitt uttalt at deres assistanse er utelukkende ment for folk i nød, og ikke regjeringer (OFDA 1990, 7)

Det kan tenkes at det eksisterer et skille mellom egoistiske og altruistiske donormotiv. På den ene siden finner man normen som skal følges av alle donorland, slik det også fremkommer fra de ulike organisasjonene, samt det nevnte idealist-paradigmet. Under denne forutsetning vil en kunne anta at allokering av bistand etter naturkatastrofer viser seg å være upåvirket av andre eventuelle motiver. De sistnevnte motivene befinner seg på den andre siden av skillet. De representerer en form for egeninteresse som bryter med det humanitære fokuset. Enten det er realister som ønsker å bevare sin nasjonale sikkerhet, eller neo-marxister som søker økonomiske gevinster, så er det med å drive bistand bort fra de som trenger det mest. Både politiske, økonomiske og strategiske motiver benyttes derfor ofte som indikatorer ved forskning på allokering av humanitær bistand (Younas

2008, 1).

2.4 Determinanter for allokering av humanitær bistand

Med determinanter menes faktorer som kan ha innvirkning på fordelingen av bistanden. Vi deler determinantene inn i to kategorier. Den ene baserer seg på humanitære motiver og den andre på strategiske, økonomiske og politiske motiver. En god del av litteraturen er særdeles uklar når det kommer til hva de mener med økonomiske og politiske motiv. For å gi et bilde på hva litteraturen indirekte sier, forsøker vi oss med følgende forklaring: Med økonomisk motiv og interesser menes de insentivene donorland kan ha for å gi bistand på en strategisk måte slik at bistanden også kan ha som mål å gagne økonomien til donorlandet. Med politiske motiv og interesser menes de insentivene donorland kan ha for å gi bistand som en belønning for måter å styre på, som donorland anser som ideelle og potensielt gagnar dem selv. I kapitlet som følger vil tidligere forskning på determinanter innenfor disse kategoriene bli presentert med tilhørende resultat. I det følgende vil også variabler som kalles signifikante, være signifikante innenfor de vanligste rapporterte signifikansnivåene 1%, 5% og 10%. I noen få tilfeller kommer vi også til å nevne signifikansnivåene, for eksempel for å illustrere at en relasjon er særs svak eller særs sterk. I tillegg vil vi av og til benevne ulike typer bistand som bare bistand for å forenkle språket.

2.4.1 Humanitære motiver

2.4.1.1 Antall drepte og berørte

Ifølge til Drury, Olson og Van Belle (2005) benyttes antall drepte og berørte som et uttrykk for alvorlighetsgraden av katastrofen. Alvorlighetsgrad referer ikke da til de fysiske kreftene av en naturkatastrofe, som vindhastigheten til en orkan.

Alvorlighetsgraden omfatter heller de menneskelige og eiendomsrelaterte skadene av en naturkatastrofe (Kreps 1984). For eksempel vil områder med høyere befolkningstetthet utsettes for større skader enn områder som er relativt ubebodd. I forskningssammenheng uttrykker derfor økte antall av drepte og berørte en situasjon som vil kreve mer bistand (Drury, Olson og Van Belle 2005). Av de som allerede har forsket på disse

determinantene, vises det til Fink og Redaelli (2011), Strömberg (2007) samt Drury, Olson og Van Belle (2005).

Fink og Redaelli (2011, 751 og 752) undersøker blant annet om antall drepte og berørte påvirker sannsynligheten for å motta bistand etter en naturkatastrofe, samt om det påvirker allokeringen. I to av analysene som gjennomføres, testes et utvalg av fem individuelle donorland for perioden 1992-2004. Blant disse er også Norge inkludert. I hovedsak viser regresjonsresultatene at alle donorene sannsynligvis vil gi mer bistand desto verre katastrofeomfanget er. Variabelen for antall drepte er signifikant for alle landene bortsett fra Storbritannia. For Norge er koeffisienten positiv, og tyder på at sannsynligheten for å motta bistand øker desto flere drepte som følger av naturkatastrofen. Tyskland er mest responderende i forhold til alle landene. Dette ser man grunnet største positive koeffisient. USA har minst positiv koeffisient, og er derav det landet som responderer minst på antall drepte etter naturkatastrofer. Variabelen for antall berørte er også signifikant for alle landene, bortsett fra Japan. Her er det Storbritannia som rapporteres som mest responderende, og Norge like bak. Resultatene for allokeringen viser også et tilsvarende bilde for antall drepte og berørte. Til tross for at denne regresjonen preges av et lite utvalg og færre signifikante koeffisienter, så er relativt samsvar mellom resultatene. Av de variablene som er signifikante, er USA rapportert som det landet som gir mest bistand desto høyere dødstall etter naturkatastrofer. De andre signifikante variablene i regresjonen gjelder for Norge, Tyskland og Japan. Norge ligger da som nummer to med tanke på bistandsvolumet, og Tyskland og Japan ligger henholdsvis som nummer tre og fire. Variabelen for antall berørte i allokeringsestimeringen er kun signifikant for USA, Japan og Tyskland. Her er det igjen USA som gir mest bistand desto flere berørte det er etter en naturkatastrofe. Japan og Tyskland ligger henholdsvis som nummer to og tre etter USA.

Strömberg (2007, 214) analyserer også sannsynligheten for at donorland gir bistand i henhold til antall drepte og berørte etter naturkatastrofer. I dette tilfellet baserer analysen seg på to separate donorgrupper. Den ene er amerikanske OFDA (Office of Foreign Disaster Assistance) og den andre er en samling av 23 DAC-land. Regresjonsresultatene viser at begge variablene er signifikante for de to gruppene, og at sannsynligheten for å motta bistand øker i samsvar med antall drepte og berørte. Amerikanske OFDA er mer sannsynlig enn DAC-landene til å gi bistand desto høyere dødstallene er, men forskjellene

er marginale. Den samme konklusjonen gjelder også for antall berørte etter naturkatastrofer.

Som et siste eksempel på disse to determinantene for katastrofeomfang, benyttes resultatene i Drury, Olson og Van Belle (2005, 465). I denne artikkelen tar forfatterne i bruk en variabel for hjemløse, til forskjell fra Strømberg (2007) og Fink og Redaelli (2011), som bruker berørte. Antall hjemløse er en andel av totalsummen til antall berørte etter en naturkatastrofe (EM-DAT i.d.b). Forfatterne hevder at desto flere antall drepte og hjemløse etter en naturkatastrofe, desto mer sannsynlig er det at bistand vil bli gitt, i tillegg til at det allokeres større summer. Regresjonen baserer seg på en to-trinns prosess. Første trinn fastsetter sannsynligheten for å motta bistand, og andre trinn produserer estimater ut i fra et sett der positive observasjoner for bistand er inkludert. Donoren som benyttes i forskningen er igjen amerikanske OFDA. I første trinn observeres det en interessant splitt mellom drepte og hjemløse. Antall drepte er ikke signifikant, men antallet som blir gjort hjemløse er signifikant, og har stor innflytelse på avgjørelsesprosessen for å gi bistand. For det andre trinnet er det igjen et splittet resultat mellom variablene. Antall drepte er nå signifikant, og antall hjemløse er ikke signifikant. Begge variablene har positive fortegn. For hvert dødsfall som forårsakes av en naturkatastrofe, predikerer denne estimeringen at det berørte landet vil motta 395 USD for hver person som omkommer (469). For å gi et bilde på hvor mye bistand dette utgjør, tas det utgangspunkt i at én naturkatastrofe i utlandet dreper 843 mennesker i gjennomsnitt. Med bakgrunn i dette eksempelet vil estimeringen deres predikere en total bistandssum på 332 985 USD per naturkatastrofe (Drury, Olson og Van Belle 2005).

2.4.2 Økonomiske, politiske og strategiske motiver

2.4.2.1 BNP per innbygger

Av de som har inkludert BNP per innbygger i sin forskning, kan det blant annet vises til analysene gjort av Büthe (2013), Dreher, Nunnenkamp og Thiele (2011), Fink og Redaelli, 2011 og Drury Olson og Van Belle (2005). De to førstnevnte forfatterne benytter determinanten i forbindelse med utviklingsbistand. Her hevdes det at desto høyere verdi denne variabelen har, desto mindre fattigdom preger landet, og derav er de også mindre avhengig av utviklingsbistand. De to sistnevnte forfatterne benytter determinanten i

forbindelse med katastrofebistand. Her hevdes BNP per innbygger å være det mest tilgjengelige uttrykket for å forklare et lands evne til å håndtere eventuelle skader som forårsakes av en naturkatastrofe (Fink og Redaelli, 2011). Dette målet fungerer best for å reflektere landets evne til å betale responstiltak, samt de tilhørende rekonstruksjonskostnadene (Drury, Olson og Van Belle 2005).

Büthe (2013) har sammenlignet summen av all bistand som er gitt fra det private og offentlige i USA. Bistandstallene gjelder for 2001, og kommer fra OECD-databasen. Resultatene viser at BNP per innbygger har negativt og signifikant koeffisient for de private organisasjonene, og positiv, men ikke signifikant koeffisient for USAs regjering. Büthe (2013, 20) poengterer derfor at de private aktørene ser ut til å være signifikant drevet av mottakers behov, mens det ikke foreligger noe bevis for at den amerikanske regjeringen tar hensyn til dette. Forfatteren hevder at en mulig årsak til dette kan stamme fra at privat og statlig bistand baserer seg på fundamentalt forskjellige drivere.

I analysen til Dreher, Nunnekamp og Thiele (2011) tas det utgangspunkt i en sammenligning av nye donorer og gamle DAC-registrerte donorer. De nye, ikke DAC-registrerte donorlandene består da av en gruppe på 16 land, hvor bistandsperioden gjelder fra 2001 til 2008. Resultatene viser at de nye donorene er litt mindre fokuserte på mottakerlandets behov enn de gamle DAC-donorene. Dette fremkommer ved at koeffisienten for BNP til de gamle donorene er konsekvent negativ og signifikant. Variabelen indikerer altså at denne donor-gruppen allokere mindre bistand til land som er mer velstående. Når en sammenligner disse koeffisientene med de nye donorlandene, ser en at koeffisienten for to av disse donor-gruppene er positiv. Dette gjelder de asiatiske og latin-amerikanske landene. Dette indikerer at det allokeres mer bistand til land som er mer velstående. Blant disse to gruppene er det kun Latin-Amerika som er signifikant. Det er altså ikke kraftige forskjeller mellom de nye og gamle donorene, men fortsatt indikerer resultatene på at de gamle donorene er mer orientert mot de humanitære behovene.

Fink og Redaelli (2011) har inkludert BNP per innbygger i seleksjonsestimeringen og allokeringsestimeringen. Med seleksjonsestimering menes estimeringer der den avhengige variabel er slik at den indikerer om bistand er gitt eller ikke. Med allokeringsestimering menes estimeringer der den avhengige variabel består av selve bistandsobservasjonene. I denne første regresjonsmodellen fremkommer det at koeffisientene for alle de fem landene

er negativ. Samtidig er det kun variabelen for Storbritannia som er signifikant. Sannsynlighetsnivået er relativt likt for alle landene i modellen. De negative fortegnene tyder altså på at landene er mindre tilbøyelige til å gi bistand til katastroferammede land med høyere BNP per innbygger. Allokeringsestimeringen uttrykker også et tilsvarende bilde. Det er kun koeffisientene for Tyskland og Norge som er signifikante, men for alle landene er de negative. For de to signifikante landene viser resultatene at bistandsvolumet reduseres betraktelig desto høyere BNP per innbygger er i det katastroferammede landet. For de andre landene er ikke reduksjonen i bistandsvolum like markant som for Norge og Tysklands del.

Fra resultatene i Drury Olson og Van Belle (2005) viser seleksjonsestimering at BNP per innbygger i det katastroferammede landet har en statistisk signifikant effekt på avgjørelsesprosessen. Den negative koeffisienten viser at ressurssterke land har lavere sannsynlighet for å motta bistand etter en naturkatastrofe. Dette funnet indikerer at USA anser disse landene for å være kapabel til å kunne hjelpe seg selv i slike krisesituasjoner. Allokeringsestimeringen viser også negativt fortegn for BNP per innbygger, men variabelen er ikke signifikant.

2.4.2.2 Handel og geografisk nærhet

Strömberg (2007) har sett på hvordan geografisk distanse og den bilaterale handel mellom donorland og mottakerland påvirker mengden som gis i støtte etter en naturkatastrofe. Han baserer sine argumenter på faktorene i gravitasjonsmodellen, som blant annet tilsier at faktorer som kulturelle bånd og geografi er av stor betydning for nivået av handel mellom land. Tanken er at disse faktorene også vil ha innvirkning på hvor mye et land gir i støtte. Både geografisk distanse og handelsverdi mellom land, inkluderes i regresjonen i et forsøk på å se om økonomiske interesse er med å drive volumet av bistand.

Koeffisientene for både geografisk distanse og bilateral handel er positive og signifikante. Strömberg (2007, 217) avdekker at mottakerland som er lokalisert lengre unna donorlandet, både har dårligere sjanse til å motta, men også mottar mindre i støtte etter en

naturkatastrofe enn land som befinner seg nærmere. Variabelen for geografisk distanse er uttrykt som strekningen mellom mottakerlandets og donorlandets hovedstad.

Strömberg (2007) inkluderer som nevnt en variabel for handel som uttrykker handelsvolumet (summen av eksport og import) mellom mottakerland og donorland. Funnet her viser at bistandsvolumet øker i samsvar med hvor mye handel det er med donorlandet. Strömberg (2007, 218) forklarer at tolkningen av resultatene for økonomisk donorinteresse ikke er uproblematisk. Han påpeker at handel og bistand ville vært positivt relatert uansett om økonomisk interesse hadde spilt en rolle eller ei. Han skriver at bistand og handel hver for seg også er drevet av likhetsfaktorer som geografisk og kulturell nærhet.

Alesina og Dollar (2000, 36) har forsøkt å måle effekten av bistandsmottakers handelsåpenhet på bilaterale bistandssummer. De bilaterale bistandssommene er stort sett uttrykt som femårs gjennomsnitt. For handel har de benyttet en null-til-en indeks. Null indikerer et lukket handelsregime som kjennetegnes av gjennomsnittlige tariffen på maskineri og materialer som overskrider 40%, eller at det eksisterer en svart markedspremie på utenlandsk valuta som overskrider 20%, eller at regjeringen har en gjennomgripende kontroll på eksport, eller en kombinasjon av de tre. Det poengteres at indeksen muligens måler noe mer vidt enn hva kun handelsåpenhet skulle tilsi.

Regresjonsanalysene i Alesina og Dollar (2000, 39) viser statistiske signifikante effekter for åpenhet i alle kolonnene. Fortegnet på samtlige koeffisienter er positive og indikerer derfor en positiv sammenheng mellom handelsåpenhet og bilateral bistand. Alesina og Dollar (2000, 42) har også aggregert resultater på bilateral bistand for de nordiske landene Danmark, Finland, Sverige og Norge. For disse nordiske landene er t-verdien 2,45 og 2,47 for henholdsvis OLS- og Tobit-estimeringene. Dette tyder på at de nevnte nordiske landene systematisk allokere mer til land med åpnere handel. I følge forfatterne er dette et tegn på at donorland belønner det de anser som god økonomisk politikk. Videre forklarer Alesina og Dollar (2000, 55) at de har sett på om sjokk i bistandsvariabelen fører til sjokk i handelsåpenhetsvariabelen. De fant ingen åpenbar tendens til at sjokk for bistand kom hånd i hånd med, eller ble fulgt av forandringer i handelsåpenhet. Dette påpeker de også er i tråd med Burnside og Dollar (2000).

Berthèlemy og Tichit (2004, 254) har brukt bistand per innbygger og forpliktelser i stedet for utbetalinger som avhengig variabel. Handelsvariabelen er uttrykt som bilateral handel, det vil si summen av import og eksport, som andel av donors bruttonasjonalprodukt. Denne ratioen skal representere donors økonomiske selvinteresse. Det argumenteres for at donors bistandspolitikk typisk vil være fordelt slik at bistand blir gitt til land som det handles mer med.

Korrelasjonsmatrisen i Berthèlemy og Tichit (2004, 258) antyder at det finnes signifikante effekter av de bilaterale handelsratioene for ulike donorland på bilaterale bistandsforpliktelser per innbygger i mottakerlandene. For Norge er denne korrelasjonen kun signifikant for 1980-tallet og ikke 1990-tallet. Det påpekes at disse korrelasjonene må tolkes med varsomhet, siden handelsflyt også er korrelert med lands økonomiske styrke. Det understrekes at relativt ressurssterke bistandsmottakere også har mer handel med andre land, og at de derfor potensielt mottar mindre bistand som følge av deres egen økonomiske styrke.

I Berthèlemy og Tichit (2004, 262) er koeffisienten for handel positiv og signifikant i alle kolonnene. Dette er et sterkt tegn på at handel mellom donor og mottaker kan være førende for bistand. Videre har forfatterne sammenlignet koeffisientene for ulike tidsperioder (266). Størrelsen og signifikansen på koeffisienten til bilateral handel øker fra 1980-tallet til 1990-tallet. Dette tyder ifølge Berthèlemy og Tichit (2004, 267) på at bistand er påvirket av donorlands selvinteresse i begge periodene, men på forskjellig vis. Forfatterne ser også på signifikante forskjeller mellom donorland. Norge skiller seg ikke ut på noen måte i forhold til de andre landene med tanke på handelsvariabelen. På et generelt grunnlag så kan resultatene tolkes dithen at det eksisterer forskjeller i ulike lands allokeringer ut i fra forklaringsvariablene, blant annet for handel (269 og 270).

Brech og Potrafke (2014) har sett på effektene av blant annet ideologi og handel på bistand oppdelt i ulike sektorer og type bistand. De har selektert sektorer som utdanning og infrastruktur, men også humanitær bistand (65). De poengterer også at netto utbetalinger er vanskeligere å tolke på linje med Berthèlemy og Tichit (2004). Dette begrunner de med at disse størrelsene ofte inneholder negative komponenter og gjerne påvirkes av avgjørelser i tidligere år, som for eksempel medfører renter på lån. Baseligningene de har brukt har blant annet veksten i ulike bistandskategorier som avhengig variabel (66). Som

forklaringsvariabler inkluderes blant annet tre økonomiske kontrollvariabler. Blant de tre er handelsåpenhet (summen av import og eksport som andel av mottakers BNP). I Brech og Potrafke (2014, 69) vises ingen klar effekt av denne handelsvariabelen. De ser også på de samme variablene spesifikt for bistandskategorien humanitær bistand (72). Der finner de ingen potensiell effekt av noen av variablene. De forklarer så at de rapporterte resultatene kan være avhengige av de idiosynkratiske forholdene til individuelle land (73).

Büthe (2013, 3) har som nevnt tidligere sett på politisk-økonomiske interesser og donorlands motiv for å sikre seg andeler av eksportmarkedet i mottakerlandet. Uten å gå særlig inn på hvorfor distanse er inkludert, er variabelen med i de fleste ligningene og modellene han har utført regresjon på. Det kan tenkes at variabelen er med som et uttrykk for USAs interesse for ulike land, lik tolkningen i Strömberg (2007). Büthe (2013, 30) viser ingen signifikant effekt av distanse på statlig bistandsallokering. Det er likevel verdt å merke seg at koeffisienten er negativ og at dette er en forventet tendens jamfør Strömberg (2007). For privat allokering er derimot koeffisienten for distanse signifikant i de fleste ligningene og fremdeles negativ. Dette skillet er stort sett fremdeles gjeldende i analysene som inkluderer mediedekning (35).

Dreher, Nunnenkamp og Thiele (2011, 1950) hevder at store DAC-donorland har blitt kritisert for dårlig distribuering av bistand, selviske motiv og utilstrekkelig koordinasjon. De har som nevnt sett på hvilke faktorer som kan påvirke sannsynligheten for å motta bistand, samt allokeringen for både nye og eldre donorland. I introduksjonen (1951) går Dreher, Nunnenkamp og Thiele (2011) gjennom enkelte antatte forskjeller på nye og eldre donorland. Spesielt trekkes Kina fram som et av de mer kyniske landene som visstnok retter bistand ut i fra selvinteresse. De forklarer at distribusjonen av bistand ikke nødvendigvis bare forklares av mottakers behov, men at bistand også kan være et middel for å styre mottakers import av varer fra donorland.

Dreher, Nunnenkamp og Thiele (2011, 1951) refererer til Neumayer (2003) som sier at de nordiske landene (Norge blant andre) er likesinnede donorland, og at ifølge Dreher, Mölders og Nunnenkamp (2010) har Sverige blitt vist til å gi mindre bistand til ressurssterke mottakerland med større eksportmarked. De forklarer videre at oppfatningen av de likesinnede landenes bistandsallokering er mer streng med tanke på behov og verdier.

Dreher, Nunnenkamp og Thiele (2011, 1954) har inkludert distanse mellom hovedstedene til mottakerlandet og donorlandet som en av forklaringsvariablene, og antar at nye donorland er mer villig til å gi bistand til land som ligger geografisk nærmere. For å kontrollere for kommersiell donorinteresse, inkluderer de også blant annet mottakers andel i donors totale eksport som et gjennomsnitt for perioden 1999-2001. Resultatene i seleksjonsestimeringen (1955) viser blant annet en signifikant og negativ koeffisient for distanse, både for nye og eldre donorland i de fleste ulike estimeringene. For selve bistandsallokeringen er distanse generelt sett negativt korrelert med bistandssummen på tvers av de ulike ligningene, både for nye og eldre donorland (Dreher, Nunnenkamp og Thiele 2011, 1958). Eksportvariabelen er først og fremst signifikant og positiv for de fleste allokeringsestimeringene. Dette gjelder hovedsakelig for eldre donorland og ikke for nye donorland. Dreher, Nunnenkamp og Thiele (2011, 1960) forklarer likevel at de forskjellige funnene ikke gir noe tilsynelatende enkel tolkning av mønster for selvinteresse. De hevder at individuelle donorland delvis bruker bistand for å promotere eksport og noen gjør ikke. De avslutter konklusjonen med å si at man skal være forsiktig med generaliseringer. De poengterer også at de to kategoriene (eldre og nye donorland) kan skjule variasjon innad i gruppene med hensyn til behov, verdier og selvinteresse som motiv for bistandsaktivitet (1961).

Faust og Ziaja (2012) har undersøkt tysk bistandspolitikk. Tyskland er ifølge forfatterne et land som avhenger mye av sin eksportindustri (6). Dermed har Tyskland et insentiv til å bruke bistand som et instrument for å fremme handel. I tillegg er Tyskland et land som ligger nært flere andre land geografisk. Derfor argumenteres det for at et slikt forhold kan skape en slags distribusjonsskjevheter, dersom man forutsetter at bistand burde være behovsorientert. Faust og Ziaja (2012) har brukt brutto utbetalinger av tysk offisiell utviklingsbistand i konstante 2007 dollar som avhengig variabel. De bruker bruttobeløp fordi disse ikke inkluderer tilbakebetalinger av kreditt og lån, som igjen er avhengig av tidligere bistand eller av mottakerlandets fleksibilitet, med tanke på å for eksempel utsette betaling (Faust og Ziaja 2012, 9). Dette er likt argumentet til Berthèlemy og Tichit (2004). Videre forklares det at det brukes absolutte tall for utviklingsbistand i stedet for per innbygger-verdier. Dette fordi donororganisasjoner er mer tilbøyelig til å allokere faste summer til et spesifikt land, enn å distribuere bistand på en per innbygger-basis (Faust og Ziaja 2012, 9). De poengterer at nødhjelp blir inkludert fordi

også denne typen bistand ikke alltid blir tildelt ut ifra behov. Mulige tyske interesser blir målt i tre variabler (Faust og Ziaja 2012, 10). Blant disse er økonomisk interesse uttrykt som verdien av tysk handel (summen av eksport og import) og geografisk nærhet.

For handel og distanse er variablene signifikante på 10% signifikansnivå, i et tilfelle hver, på tvers av alle estimeringene (Faust og Ziaja 2012, 12). Koeffisientene er stort sett negative, bortsett fra noen få unntak i de siste estimeringene. De viser også at distanse har en signifikant negativ korrelasjon i flere av kolonnene, og denne gang er total brutto bistand den avhengige variabel (16). Koeffisienten for handel er positiv for alle kolonnene, men kun signifikant på 10%-nivå for noen av dem. For den avhengige variabelen, total bistand (BMZ data), ser man også at distansekoeffisienten er negativ, og stort sett signifikant på 1% signifikansnivå for alle estimeringene (18). Effekten av handel er mer diffus og er ikke signifikant der koeffisientene har tallverdi. Faust og Ziaja (2012, 19) forklarer at variablene som uttrykte økonomisk selvinteresse og politiske allianser, ikke ser ut til å være vesentlige faktorer. Den eneste donorinteressevariabelen som sies å ha særlig betydning for 2008-seleksjonen er geografisk distanse (19).

Fink og Redaelli (2011, 741) skriver at deres datasett dekker 270 naturkatastrofer for å analysere determinanter av internasjonal nødhjelp. Den avhengige variabel er bistandssummer hentet fra FTS som direkte kan knyttes til spesifikke naturkatastrofer. De hevder at donorland generelt sett favoriserer mindre, geografiske nære og oljeeksporterende mottakerland. Fink og Redaelli (2011) har først sett på et samlet OECD donorlandsett for å se på generelle trender (741). De skriver videre at Norge sannsynligvis gir relativt mer til oljeeksporterende land. Videre ser man at Norges bistand korrelerer relativt høyt med Japan og Storbritannia sin. Schraeder, Hook og Taylor (1998) fremstilte Japan som et av landene som allokerte mer bistand ut i fra antatt økonomisk selvinteresse. I Fink og Redaelli (2011) sies det at åpne land er mer integrert i det internasjonale marked, og at de derfor skulle klare å håndtere katastrofer bedre enn lukkede land (746). Åpne økonomier karakteriseres blant annet av bedre infrastruktur, som igjen kan gjøre at bistand blir mer effektiv og redusere behovet for bistand. Likevel inkluderer de handelsåpenhet som en forklaringsvariabel, selv om den antatte effekten er noe uklar. Videre forklares det at bilaterale handelsrelasjoner sees på som en test for om økonomiske, historiske og

politiske bånd mellom landene kan påvirke bistandsallokeringen (Fink og Redaelli 2011, 746). De forklarer også at et av de mest brukte målene for dette er geografisk distanse.

Fink og Redaelli (2011) ser som sagt på sannsynligheten for at bistand blir gitt ut i fra determinantene for det samlede datasettet (747). Koeffisienten for distanse er negativ og signifikant på ulike nivå i alle estimeringene, bortsett fra én. Handelsåpenhet har negative koeffisienter i alle estimeringene der den er inkludert, men kun signifikant på 10% signifikansnivå i en kolonne. Fink og Redaelli (2011, 749) forklarer at å estimere allokeringen er noe mer utfordrende, grunnet at data blir et utvalg av det opprinnelige datasettet. Videre fastslås det at de generelle resultatene ser like ut i forhold til regresjonene som målte sannsynlighet for at bistand ble gitt.

Fink og Redaelli (2011, 750) påpeker at de tidligere regresjonene i artikkelen har antatt at faktorene som driver bilateral bistand er de samme på tvers av donorland. Derfor har de også sett på individuelle donorland. I seleksjonsestimeringen for de individuelle landene er koeffisientene for handelsåpenhet signifikant og negativ for Norge. Distansevariabelen er positiv, men ikke signifikant. Videre ser man at både handelsåpenhet og distanse er positive, men ikke signifikante (752).

Peterson (2017, 93) forklarer i sitt sammendrag at avgjørelsen om å utstede internasjonal katastrofebistand, delvis avhenger av det politiske forholdet mellom donor og mottaker, men at motsatte sammenheng er lite undersøkt. Ifølge han tyder hans resultat på at en økning i USAs nødhjelp ofte leder til økning i bilateral handel, som også er større i forhold til bistandssummen. Peterson (2017, 95) argumenterer for at ødelagt infrastruktur, sammen med skadde, døde og forflyttede mennesker, fører til at kapasiteten for å produsere goder for eksport reduseres. I tillegg forfaller landets evne til å generere velstand for å betale for import. Bistand kan dermed brukes som et middel for å redusere skadeomfanget og stabilisere og opprettholde handel med landet. For donors eksport kan naturkatastrofer også bidra til at mottakers import øker som følge av gjenoppbygging. Peterson (2017, 97) forklarer videre at bistand også oppretter dialog mellom land, og at kulturelle bånd og forståelse for hverandre styrkes. Dette kan igjen øke handel. Peterson (2017, 98) ser på hvorvidt nivå av allerede eksisterende handel er assosiert med tildeling av nødhjelp, som en reverskausalitet av sin egen problemstilling. Han skriver at bistand kan forårsake økt handel. Dette fordi donorland retter bistand mot å bevare handelsnivå, som potensielt blir

reduisert som følge av materielle skader. Peterson (2017, 103) finner ingen bevis for at pre-eksisterende handelsnivå øker sannsynligheten for at USA gir bistand. Han sier også at han ikke finner bevis for at det påvirker allokeringen.

Deretter presenteres seleksjonsestimering med USAs import og eksport med mottakerlandet, samt kun import som handelsvariabler (108). Han skriver at pre-eksisterende handelsnivå ikke er positivt korrelert med avgjørelsen om å innvilge bistand, eller med allokeringen. Finurlig nok, viser den første modellen en negativ signifikant sammenheng mellom beslutningen om å innvilge bistand og handel for året før. I dette tilfellet vil korrelasjonen kunne tolkes som at pre-eksisterende handel fører til mindre sannsynlighet for å motta bistand.

Schraeder, Hook og Taylor (1998, 296) har valgt ut Frankrike, Japan, Sverige og USA som sine donorland. De undersøker effekten av ulike determinanter på bistand gitt til afrikanske land. Videre argumenteres det for at donorlandene er ulike med tanke på deres motiverende faktorer for å tildele bistand (300). De antar at donorlands interesse av å promotere deres egen økonomiske sikkerhet, vil favorisere mottakere som representerer de sterkeste økonomiene i deres egen region (304). I tillegg skriver forfatterne at bistand kan føre til at handel og investering i mottakerlandet blir fremmet. De forklarer deretter at de har brukt nivået av handel med donorlandet, det vil si mottakers import som en andel av totalimporten, som en forklaringsvariabel. De konkluderer med at ingen av donorlandene var helt like. Dette forsterker inntrykket av behovet for detaljert granskning av individuelle donorland (319). Japan, Sverige og USA hadde alle positive koeffisienter og signifikante resultat for handelsvariabelen på bistand. Forfatterne understreker at Sverige og de andre nordiske landene, muligens ikke har vært så gode på å distribuere bistand kun etter humanitære behov.

Tingley (2010, 40) ser på hvilke økonomiske og politiske donorfaktorer som kan påvirke bistandsallokering. Han påpeker at de fleste politiske variabler som er brukt, fokuserer på selve forholdet mellom donor og mottaker. Dette er en av grunnene til at han ser på hvordan politiske variabler for donorlandet kan påvirke bistand. Som et mål på donorlandets handelsposisjon brukes summen av eksport og import som andel av BNP.

I Tingley (2010, 44) ser man at handelsposisjon ikke er signifikant i noen av estimeringene. Der den avhengige variabel er bistand med hensyn til ulike inntektskategorier for mottakerlandene, er heller ikke handelsposisjon signifikant (45). Retningen på koeffisientene for handelsposisjon varierer fra positiv til negativ.

Younas (2008, 662) forklarer at donornasjoners motivasjon for å bidra med bistand, også stammer fra interesse i å ta en større andel av mottakerlands import. Han skriver videre at donorland kan bruke bistand som et instrument for å bedre goodwill, og at de forventer at mottakerland dermed vil kjøpe mer av deres produkter. Han sier at OECD-land stort sett har komparative fortrinn i kapitalgoder, men ikke konsumgoder. Han forklarer at litteraturen på bistand viser at bistand ikke skaper vekst, og at det derfor er liten grunn til å tro at det vil være reverskausalitet mellom bistand og import (665). Som forklaringsvariabler brukes import som andel av BNP, samt individuelle importkategorier som andel av totalimport. I tillegg er distanse inkludert, og den avhengige variabel er bilateral bistand per innbygger (669). Data er hentet for 22 DAC-medlemmer og inneholder ikke tilskudd, lån eller kreditt for militært bruk (666). Undersøkellesperioden strekker seg fra 1991 til 2003. Han forklarer at bistand faktisk ser ut til å være et instrument for å bedre goodwill, samt å få mottaker til å kjøpe donorlands produkt. Videre viser regresjonen at donorland gir større summer til mottakernasjoner som importerer produserte goder. Av analysen ser man også at import som andel av BNP er signifikant for fire valgte donorland (671). Han avslutter med å hevde at hans resultat indikerer at donorland prioriterer egen økonomisk og politisk selvinteresse.

2.4.2.3 Styresett

Fink og Redaelli (2011), Drury Olson og Van Belle (2005), Alesina og Dollar (2000) og Younas (2008) benytter en aggregert indeks for å representere styresettet til et land. Databasene som brukes er enten Freedom House eller Polity IV. Førstnevnte inneholder blant annet en skala som definerer hvor demokratisk et land ansees å være. Her representerer lave verdier et mer demokratisk styresett, og høye verdier representerer et mindre demokratisk styresett. Sistnevnte inneholder en indeks som forsøker å måle omtrent det samme, men her er skalaen vridd i motsatt retning.

Fink og Redaelli (2011) benytter som nevnt Freedom House-databasen, og finner et variert resultat for demokrati-indeksen i sine analyser. Det hevdes at mer demokratiske land, generelt sett, assosieres med bedre institusjoner, og at dette igjen øker deres potensiale for å håndtere naturkatastrofer på egenhånd (746). Koeffisienten var derfor forventet å være negativ. Samtidig poengteres det at demokratiske styresett også kan oppmuntre donorer til å gi mer bistand. Årsaken til dette henger sammen tankegangen i Drury Olson og Van Belle (2005). De hevdet at giverviljen til donorland blant annet vil variere i henhold til nivåer for korrupsjon og politisk ustabilitet, da dette kan påvirke effektiviteten av bistanden.

Resultatene i Fink og Redaelli (2011, 751) viser at USA er mest tilbøyelig til å gi bistand til mer demokratiske land. Dette uttrykkes ved at den signifikante koeffisienten til USA er den største i negativ retning. Blant de fem landene i analysen, er Norge landet med størst tilbøyelighet til å gi bistand til mindre demokratiske land. Dette uttrykkes med en positiv og signifikant koeffisient i seleksjonsestimeringen. Det er kun Norge og USA som har signifikante koeffisienter for demokrati-indeksen i denne estimeringen. Når det gjelder allokeringsestimeringen, er ingen av disse koeffisientene signifikante for noen av landene. Fortegnet på koeffisienten til Norge er uendret fra seleksjonsestimeringen.

Drury, Olson og Van Belle (2005) benytter demokrati-indeksen fra Polity IV. Her forventes koeffisienten i analysen å være positiv. Forfatterne hevder at amerikanske OFDA, med høyere sannsynlighet, vil tilegne bistand til de mer demokratiske katastroferammede landene (457). Dette begrunnes med at like ideologier er med å skape tettere forhold mellom landene, og at dette øker sannsynligheten for at katastrofebistand blir gitt. I tillegg til dette hevdes det at USA, med høyere sannsynlighet, vil hjelpe, samt opprettholde stabilitet i demokratier fremfor land med andre styresett.

Drury, Olson og Van Belle (2005) viser at USA muligens prefererer demokratiske styresett (467). Koeffisienten til demokrati-indeksen er positiv og signifikant i seleksjonsestimeringen. Siden skalaen til Polity IV er motsatt fra Freedom House sin, indikerer denne positive koeffisienten at USA er mer tilbøyelig med tanke på å gi bistand til demokratiske katastroferammede land. I allokeringsestimeringen er også koeffisienten positiv, men ikke signifikant.

Alesina og Dollar (2000) har også benyttet Freedom House-indeksen for demokrati, men analysen baserer seg på utviklingsbistand. I regresjonen har de vridd skalaen for demokrati-indeksen til Freedom House i motsatt retning. En høyere verdi på skalaen tilsvarer derfor et mer demokratisk land (38). Resultatene viser et positivt signifikant forhold mellom bistandsvolum og demokrati-indeksen for de syv periodene i analysen. Resultatet indikerer altså at de DAC-registrerte donorlandene gir mer utviklingsbistand til de demokratiske mottakerlandene.

Younas (2008) har også benyttet databasen til Freedom House i kontekst av utviklingsbistand. I likhet med Alesina og Dollar (2000) er den opprinnelige skalaen vridd. Younas (2008) har benyttet indeksene for politiske og sivile rettigheter på en annen måte (666). Resultatet er en aggregert frihets-indeks som strekker seg på en skala fra 2 (dårligst) til 14 (best). Han hevder at mottakerlandene som verdsetter menneskerettigheter, også er de som i større grad vektlegger innbyggernes velferd. Dermed kan dette øke sannsynligheten for at bistand blir brukt til å forbedre menneskerettighetene til innbyggerne. Det hevdes derfor at donorlandene muligens vil øke bistandsvolumet for nasjoner som respekterer frihet og menneskerettigheter.

Blant estimeringene i Younas (2008) er det gjort analyser for seks av de største donorene for den aktuelle tidsperioden. Disse landene er Canada, Frankrike, Tyskland, Japan, England og USA. Storbritannia er den eneste donor som har signifikant koeffisient for frihets-indeksen. Koeffisienten er positiv, og indikerer at Storbritannia er mer villig til å gi utviklingsbistand til nasjoner som vektlegger frihet og menneskerettigheter. De andre landene har også positive koeffisienter, bortsett fra Tyskland, som er det eneste landet med negativ koeffisient (671).

Faust og Ziaja (2012) benytter en aggregert indeks for styresett, der denne er satt sammen av data fra forskjellige databaser. Styresettet måles ved å kombinere et utvalg av indekser fra WGI, Freedom House og Polity IV. Resultatene i analysen, indikerer at tysk bistand signifikant påvirkes av demokrati-nivået til utviklingsland. Dette gjelder både i seleksjonsestimeringen, samt allokeringsestimeringen (19). De positive koeffisientene støtter påstanden om at Tyskland er utviklingsorientert i sin bistandspolitikk (19).

Büthe (2013) og Dreher, Nunnenkamp og Thiele (2011) analyserer sammenhengen mellom bistand og korrupsjonsnivået i mottakerlandet. De har brukt en indikator hentet fra Verdensbankens databaser. Sammenlignet med dataen fra Freedom House og Polity IV, utgjør korrupsjonsnivå kun én dimensjon av de andre aggregerte styresett-indeksene. Det er altså effekten av korrupsjon som forsøkes å måles med denne indikatoren. Variabelen er formet slik at høye verdier indikerer mindre korrupsjon.

I sammenligningen av amerikansk offentlig og privat bistand, finner ikke Büthe (2013) noen statistisk signifikante koeffisienter for korrupsjon (21). Korrupsjonsnivået i fattige land ser ikke ut til å ha en statistisk signifikant effekt på ikke-statlige organisasjoners tildeling av privat bistand. Det ser heller ikke ut til å ha en effekt på den amerikanske regjerings bistandsfordeling.

Resultatene i Dreher, Nunnenkamp og Thiele (2011) står til kontrast med resultatene til Büthe (2013). I sammenligningen av nye og gamle donorland, er koeffisienten for korrupsjonsindikatoren stort sett signifikant for alle gruppene. Blant de nye donorene, er det de latin-amerikanske og asiatiske landene ser ut til å favorisere de minst korrupte nasjonene. Dette ser man av de positive koeffisientene. For Øst- og Sentral-Europa ser man at disse donorgruppene donerer et signifikant høyere volum av bistand til nasjoner som er mer preget av korrupsjon. For de gamle DAC-registrerte donorlandene, viser analysen en signifikant negativ koeffisient for korrupsjonsindikatoren. Denne gruppen allokereer altså mer bistand til nasjoner med høyere korrupsjonsnivå.

3.0 Hypoteser for norsk humanitær bistandsallokering

Tidligere har vi påpekt at forskning hovedsakelig har fokusert på utviklingsbistand. Dette medfører at man må overføre sammenhenger som gjelder annen type bistand til også å kunne gjelde for humanitær bistand, og spesifikt humanitær bistand etter naturkatastrofer. En sentral del av denne oppgaven er å se på om disse sammenhengene faktisk gjelder for sistnevnte type bistand, og drøfte om disse forholdene er akseptable ut i fra de humanitære prinsippene, samt det som er nedfelt i Utenriksdepartementet (2009). I det følgende vil noen av elementene fra litteraturen diskuteres og kondenseres til hypoteser, som igjen vil operasjonaliseres i metodekapitlet.

3.1 Antall drepte og berørte

Antall drepte og berørte ved naturkatastrofer blir som nevnt brukt som mål på skadeomfanget av naturkatastrofer. Det er vesentlig å påpeke at dette målet ikke er perfekt når man forsøker å sette det i sammenheng med de tilhørende humanitære bistandssummene. En av funksjonene til humanitær bistand er som sagt å redusere skadeomfanget (Strömberg 2007). Dermed kan det tenkes at man også har en reverserende funksjon der bistand reduserer antall drepte og berørte. I de tilfeller der naturkatastrofer er av en slik art at selve naturhendelsen oppstår plutselig, og er over på relativt kort tid, vil man derimot kunne anta at majoriteten av antall drepte og berørte kom før selve bistanden i tid jamfør Fink og Redaelli (2011). Derfor bør man også kunne bruke antall drepte og berørte som mål på humanitært behov, i tillegg til å se på deres effekter på hvorvidt bistand er gitt, samt bistandssummene.

Strömberg (2007) viser at sannsynligheten for at amerikanske OFDA og de 23 DAC-registrerte landene gir bistand, øker i takt med skadeomfanget til naturkatastrofer målt i antall drepte og berørte. Dette tyder på at man kan forvente å finne en slik positiv statistisk effekt både for donorgrupper og enkelte land. Denne generelle tendensen støttes også av Fink og Redaelli (2011). Den sistnevnte effekten vises derimot ikke å være signifikant, og

er dermed ikke robust for OFDA ved bruk av andre statistiske modeller i en annen periode (Drury, Olson og Van Belle 2005). Dette tyder på, i likhet med de fleste andre forklaringsvariablene i litteraturen, at både analyseperiode og metode kan legge føringer på resultatene.

Fink og Redaelli (2011) viser at Norge, i alle fall i undersøkelsesperioden og for de anvendte analysemetodene, er mer tilbøyelige til å gi bistand desto større skadeomfanget er (målt i antall drepte og berørte). Resultatene for de andre landene viser heterogenitet i styrken på denne statistiske effekten, men ikke i retningen. Dette tyder på at antall drepte og berørte kan være et godt mål på hvorvidt Norge gir humanitær bistand eller ikke, siden det også er gjeldende for de andre individuelle landene. Resultatene i Fink og Redaelli (2011) for selve allokeringen av norsk bistand, viser også at antall drepte og berørte kan fungere som et mål på behov og styre størrelsen på bistandssummene.

Utenriksdepartementet (2009) understreker at den norske stat har som mål å forsikre at mennesker i nød blir gitt den nødvendige hjelpen de trenger (5). Vi forventer dermed at norsk humanitær bistand vil være statistisk positivt assosiert med det humanitære behovet ved naturkatastrofer, målt som antall drepte og berørte. Dermed utledes følgende hypotese:

H1: Norsk humanitær bistand ved naturkatastrofer i utlandet vil være statistisk positivt assosiert med det humanitære behovet for landet der naturkatastrofen har skjedd.

Denne hypotesen testes med følgende underhypoteser:

H1.1: Norsk humanitær bistand ved naturkatastrofer i utlandet vil være statistisk positivt assosiert med antall drepte i landet der naturkatastrofen har skjedd.

H1.2: Norsk humanitær bistand ved naturkatastrofer i utlandet vil være statistisk positivt assosiert med antall berørte i landet der naturkatastrofen har skjedd.

3.2 BNP per innbygger

I likhet med de andre forklaringsvariablene vi benytter, har også BNP per innbygger ulike funksjoner avhengig av hvilken kontekst variabelen blir brukt i. I vår kontekst, der humanitær bistand er i fokus, er det ikke nødvendigvis nivået av fattigdom vi ønsker å fange opp, men hvorvidt landet der en naturkatastrofe inntreffer, evner å håndtere følgene på egenhånd. Uansett skulle man forvente en statistisk negativ sammenheng mellom BNP per innbygger og bistand, da den i begge tilfeller fungerer som et uttrykk for behov. Siden BNP per innbygger også blir brukt som mål på fattigdom, skulle man forvente at bistand gjerne blir distribuert slik at den oftest tilfaller ressursvake nasjoner, og at disse nasjonene også relativt får mest. Det samme gjelder egen evne til å håndtere naturkatastrofer.

Resultatene fra Büthe (2013) tyder på at relasjonen mellom BNP per innbygger og bistand kan avhenge av om det er private, eller offentlige aktører som regjeringer, som beslutter å donere bistand. Han hevder som nevnt at private donorer kan være mer drevet av mottakers behov enn offentlige. Dersom man generaliserer denne uttalelsen til å gjelde for andre lands offentlige og private aktører, blir den forventede virkningen av BNP per innbygger noe mer uklar i vår kontekst. Den norske regjering kanaliserte som nevnt majoriteten av bistanden sin gjennom ikke-statlige og private aktører (Utenriksdepartementet, 2009). Det er den norske regjering som er beslutningstaker når det gjelder selektering og bistandsallokering, og sammenhengen mellom BNP per innbygger og bistand kan derfor bli noe diffus, potensielt som følge av andre donasjonsintensjoner enn kun mottakers behov. Man ser derimot at andre (Dreher, Nunnenkamp og Thiele 2011) som har benyttet seg av BNP per innbygger som forklaringsvariabel, har funnet at den generelle tendensen for eldre DAC-donorland, der også Norge er inkludert, er at bistand først og fremst blir allokert til de ressursvake landene. Dette fenomenet gjelder også spesifikt for humanitær bistand ved naturkatastrofer jamfør Fink og Redaelli (2011), og også spesifikt for Norge i den perioden de har undersøkt. Vi forventer dermed at denne trenden fortsetter for den perioden vi undersøker. Dette med tanke på at Utenriksdepartementet (2009, 23) understreker at landene med dårligst kapasitet til å forhindre og håndtere ekstreme værphenomen, også er de som blir hardest rammet. Derfor utledes følgende hypotese:

H2: Norsk humanitær bistand ved naturkatastrofer i utlandet vil være statistisk negativt assosiert med BNP per innbygger for landet der naturkatastrofen har skjedd.

3.3 Handel og geografisk nærhet

Handel og geografisk nærhet som uttrykk for donorlands økonomiske selvinteresse i bistandsgivning, har en noe uklar tolkning. Resultatene fra andres analyser ser for det første ut til å avhenge av hvilken avhengig variabel som er brukt. Bistand har vært i total, multilateral og bilateral form. Den har vært fordelt på innbyggertallet til mottakerlandene. I tillegg har bistanden blitt delt inn i underkategorier som forpliktelser og utbetalinger. Den har også vært filtrert ut som utviklingsbistand, humanitær bistand og mer spesifikt nødhjelp ved naturkatastrofer. For det andre ser resultatene av handelsrelasjoner og geografisk nærhet, også ut til å avhenge av om det gjelder individuelle donorland og deres mottakerforhold, eller om det er sett på generelle tendenser for flere mottakerland samlet. Igjen er dette spredt på ulike bistandsformer og skaper en klar heterogenitet i resultatene. Det er sett på store DAC-donorland som Frankrike, Tyskland og USA, men det er også sett på nordiske land som Sverige og Norge. For det tredje kan også kodingen av handelsrelasjoner og geografisk nærhet, være med på å skape forskjellige resultater og tolkninger. Gjerne er det handelsåpenhet, ofte uttrykt som import eller eksport, eller summen av begge som en andel av mottakers eller donors bruttonasjonalprodukt, som dominerer bildet av relasjonen mellom handel og bistand. Likevel er det også sett på totale handelssummer, andre varianter av, og vekstraten til handelsåpenhet, samt relasjoner som import og eksport av spesifikke type goder. Geografisk nærhet derimot, har for det meste vært satt sammen som distansen, enten i kilometer eller engelske mil, fra mottaker og donorlandets hovedsteder.

Felles for handelsvariablene er at de stort sett viser en positiv relasjon til bistand, selv om signifikansen av forholdene ikke alltid er innenfor de vanlige grensesignifikansnivåene. Det er likevel ikke slik at pre-eksisterende handelsnivå må legge føringer på bistandsdistribuering, jamfør Strömberg (2007, 218). Han forklarer, som nevnt, at handel og bistand ville vært positivt relaterte, uansett om økonomisk interesse hadde spilt en rolle eller ei, og at bistand og handel er drevet av likhetsfaktorer som geografisk og kulturell nærhet. Uansett, en positiv korrelasjon og sammenheng mellom bistand og handel, er

likevel en indikasjon på at pre-eksisterende handelsnivå kan legge føringer på bistandsdistribueringen. I likhet med handelsvariablene er også variablene for geografisk nærhet også konsekvente, og viser stort sett et statistisk negativt forhold til bistand, selv om signifikansen av sammenhengene også her ikke alltid er signifikante.

Som forklart kan slike resultater skyldes fokuset i forskningen og andre forhold. Disse kan bli vasket ut som følge av at forskningen gjerne ønsker å generalisere. Det er funn som tyder på at nordiske land, ikke skiller seg fra de donorlandene som antas å være mer kyniske og selviske i bistandsdistribueringen. I tillegg er forskningen konsentrert rundt perioder som ender på 2000-tallet. Utenriksdepartementet (2009) sier at humanitær bistand skal gis der behovet er størst. Dette burde gjøre at bistanden stort sett konsentreres til land som Norge har mindre handel med, jamfør Strömberg (2007). Han har som andre vist at det er de ressursvake landene som lider mest. Vi antar at Norge, som i ettertid av majoriteten av forskningen, tydelig har lovfestet hvordan humanitær bistand skal fordeles, vil fordele bistanden slik at man finner en statistisk negativ sammenheng mellom handel og bistand. Vår overordnede hypotese for handelsrelasjonen blir derfor:

H3: Norsk humanitær bistand ved naturkatastrofer i utlandet vil være statistisk negativt assosiert med handelsnivået for landet der naturkatastrofen har skjedd.

På en annen side antar vi en negativ sammenheng mellom geografisk distanse og bistand, som antydte tidligere. Det kan tenkes at Norge antageligvis vil vie mindre oppmerksomhet til land som ligger lengre unna geografisk, og derfor også gi relativt mindre bistand til disse, men at dette ikke nødvendigvis er assosiert med handel. Følgende hypotese utledes med dette som grunnlag:

H4: Norsk humanitær bistand ved naturkatastrofer i utlandet vil være statistisk negativt assosiert med den geografiske distansen til landet der naturkatastrofen har skjedd.

3.4 Styreset

Resultatene fra litteraturanalsen viser at den generelle tendensen for donorland, er at mer demokratiske land prefereres når bistand tildeles. De viser også at enkelte land skiller seg

ut ved at de tilsynelatende fordeler mer, og oftere, til mindre demokratiske land. Resultatene fra Fink og Redaelli (2011) viser at Norge er et av de landene som tildeler oftere til mindre demokratiske land. Selv om man skal være forsiktig med å spekulere mye om årsaken til dette, så kan det tenkes at det gjerne er de mindre demokratiske landene som rammes hardest av naturkatastrofer. Dette på samme måte som når man bruker BNP per innbygger som funksjon for behov. Utenriksdepartementet (2009) forklarer at «Undemocratic regimes, parties to conflicts and hostilities continue to block life-saving help for millions of vulnerable people» (21). Demokrati som styresett kan da også tolkes som en slags måte å kontrollere for et lands egenevne til å håndtere naturkatastrofer på. Det handler om prosessene for å håndtere enkelte situasjoner. Det er mulig at den norske stat kompensere for slike forhold ved å gi oftere og mere til slike land, slik at hjelpen penetrerer disse barrierene. Det kan også tenkes at humanitær bistand blir en slags kanal for å gi mer og oftere bistand til land som blokkerer annen type hjelp.

Et av argumentene for at donorland skal preferere land med like ideologier, er at like ideologier har ført til og skaper tettere forhold mellom landene (Drury, Olson og Van Belle 2005). Generalisert, vil Norge som demokrati tenkes å foretrekke å gi bistand til andre demokrati. En slik link er muligens et uttrykk for donorlands tillitt til at mottakerlandet evner å forvalte bistanden den mottar, på en slik måte som donorlandet ønsker. Utenriksdepartementet (2009) fastslår at humanitær bistand skal fordeles ut fra de internasjonale prinsippene om humanitet, nøytralitet, upartiskhet og uavhengighet (5). En mulig forklaring på hvorfor forholdet mellom humanitær bistand og demokratiindeksen i seleksjonsestimeringen i Fink og Redaelli (2011) fant sted, er at en stor andel av norsk bistand blir kanalisert gjennom ikke statlige-organisasjoner (Utenriksdepartementet 2009, 5). Det er mulig at statlige styresett i mottakerlandet, ikke spiller en vesentlig rolle når det er disse ikke-statlige organisasjonene som distribuerer bistanden videre. I de tilfeller bistandssummene kun er et uttrykk for de monetære verdiene av nødhjelp, som betalt mat og annen proviant, er det lite trolig at det statlige styresettet i mottakerlandet skulle ha noen effekt på størrelsen av disse summene.

Resultatene i Dreher, Nunnenkamp og Thiele (2011) og Büthe (2013), viser at statistisk signifikante generelle tendenser, i underindikatorer som kontroll av korrupsjon, for donorland ikke nødvendigvis trenger å vise statistisk signifikant effekt når man analyserer enkelte land. Eldre DAC-donorland, der Norge er et av landene, vises å gi mindre bistand

til land med høye korrupsjonsnivå. Spesifikt for USA viser korrupsjonsindikatoren ingen tydelig effekt, hverken for private eller offentlige aktører.

Vi antar at Norge fortsetter trenden vist i Fink og Redaelli (2011). Denne antakelsen er hovedsakelig basert på at bistand fremdeles blir kanalisert via ikke-statlige organisasjoner (NGO). Tanken er at styresett spiller en mindre rolle for om bistanden når frem eller ikke, når bistanden er kanalisert på en slik måte. Styresett kan da bli enda en slags indikator på behov og en funksjon for håndteringsprosesser ved naturkatastrofer. Vi utleder derfor følgende hypotese:

H5: Norsk humanitær bistand ved naturkatastrofer i utlandet vil være statistisk positivt assosiert med nivået av manglende demokrati, politisk frihet og menneskerettigheter for landet der naturkatastrofen har skjedd.

4.0 Metode

I dette kapitlet vil vi først gi en generell oversikt over metodebruk i tidligere forskning. Vi kommer deretter til å forklare hvor vi har hentet data og fortelle litt om kildene. Valg av forklaringsvariabler og estimeringsmetoder vil også forklares.

4.1 Metodebruk i tidligere forskning

De fleste artiklene i litteraturen har anvendt Logit-, Probit-, Tobit-, Heckman- og vanlige OLS-estimeringer for å analysere bistandsdata med tilhørende forklaringsvariabler. Det er også ulike måter å sette opp data på. Berthèlemy og Tichit (2004) sier at bruken av fixed effects ved Tobit-modell-estimering vil introdusere bias. Dette som følge av at man bruker en «standard parametric maximum-likelihood»-metode (259). Dermed benytter de en random effects-modell for å ta høyde for dette. Random-effects avhenger da av donor-år forhold. I deres første estimeringer forutsettes det at all donoratferd er lik på tvers av donorland. Donor-år fixed effects inkluderes for å blant annet kontrollere for at bistandsbudsjetter varierer over tid. Strömberg (2007) inkluderer også donor-år fixed effects i noen av analysene sine. Han begrunner det med at dette kontrollerer for alle konstante faktorer for et donorland i et gitt år. Dreher, Nunnenkamp og Thiele (2011) forklarer at de bruker tversnittdata i stedet for paneldata. Dette grunnet variasjonen i bistanden fra et år til et annet (1954). De skriver at man ikke kan anta at forklaringsvariablene alene forklarer denne volatiliteten. Forklaringsvariablene er ment å gi estimat på hvorvidt donorland gir bistand, samt hvor mye som er gitt. Fink og Redaelli (2011, 747) har benyttet seg av år-fixed effects for å kontrollere for antall katastrofer i et år og andre eksogene sjokk i donors budsjettrestriksjoner. I motsetning til Dreher, Nunnenkamp og Thiele (2011) bruker de et paneldataoppsett. De inkluderer også donor-fixed effects for å kontrollere for forskjeller mellom donorlands sannsynlighet til å gi bistand. Schraeder, Hook og Taylor (1998, 306 og 307) skriver at de bruker samlet paneldata for å fange opp effektene av variabler på tvers av mottaker og på tvers av tid. Younas (2008) bruker POLS (pooled ordinary least squares) (665). Dette grunnet at effektene av mottakerspesifikke og tidsinvariante variabler kan estimeres. Disse kan være politiske og strategiske betraktninger for bistandsallokering. POLS bidrar med relativt

presise estimater på effekt av variabler som politiske rettigheter og sivile rettigheter som varierer lite over tid.

Alesina og Dollar (2000, 42) forklarer at de har valgt OLS fremfor Tobit, grunnet få null-observasjoner i den avhengige variabelen. Årsaken til dette er at få null-observasjoner i den avhengige variabelen, gjerne gjør at koeffisientene ikke er særlig forskjellige ved bruk av de to estimeringsmetodene. Berthèlemy og Tichit (2004, 259) forklarer at null-observasjoner i den avhengige variabelen legger føringer på måten data kan analyseres på. De hevder at en avhengig variabel som er begrenset ved null, gjerne impliserer en ikke-lineær metode for å håndtere slik type data på. Drury, Olson og Van Belle (2005, 460) poengterer at man ikke bør velge observasjoner basert på et spesifikt kriterium og bruke samme kriteriet i analysen. Spesielt burde ikke seleksjonsprosessen basere seg på om bistand ble gitt eller ikke. Dette vil ifølge forfatterne føre til seleksjonsbias for den avhengige variabelen. Datasett som mangler null-observasjoner vil ikke i den forstand fange opp atferd på riktig måte. I deres analyse var 66% null-observasjoner med hensyn til den avhengige variabel. Dette var ansett som mer enn godt nok for å identifisere slike sammenhenger. I likhet med flere andre har Drury, Olson og Van Belle (2005, 464) brukt to avhengige variabler for bistand. De har brukt en dikotom variabel som har verdi null eller en i henhold til om bistand er gitt eller ikke. For å kontrollere for null-observasjonene har de brukt en to-trinns Heckman-metode som baserer de endelige estimatene på positive størrelser for bistand i det siste trinnet. Den avhengige variabel har en nedre grense på null. Fink og Redaelli (2011, 746) skriver at en av de empiriske bekymringene er bistandens eksogenitet. De argumenterer for at dersom hjelpen er rask og effektiv, vil dette redusere behov og inducere en negativ bias i estimatene. Derfor har de begrenset analysen til naturkatastrofer som oppstår uten særlig forvarsel og opphører i løpet av relativt kort tid. De sier at disse vanligvis varer mindre enn én dag.

Berthèlemy og Tichit (2004, 259) gir en overordnet forklaring av de tre vanligste estimeringsmetodene som er brukt for å studere sammenhenger med vår type data. Den første er å estimere i to separate steg, den andre er Heckmans to-trinns-metode, og den tredje er Tobit-estimering. Den første måten å analysere data på er gjerne Probit-estimering som et første steg. Estimeringen forklarer sannsynligheten for at et land mottar bistand som funksjon av forklaringsvariabler. I samme måte, men andre og siste steg, estimeres en lineær modell som forklarer selve bistandsallokeringen. I dette steget brukes positive

observasjoner for den avhengige variabel. I henhold til forfatterne, fører dette til en prosedyre som gjør valg av mottaker uavhengig fra selve bistandsallokeringen. Dette er likevel ikke en uproblematisk prosedyre. Forfatterne nevner at man da risikerer de negative konsekvensene av seleksjonsbias i det siste steget. Dette siden de positive bistandsobservasjonene legger føringer på hvilke verdier som inkluderes for forklaringsvariablene. I Dreher, Nunnenkamp og Thiele (2011, 1954) analyseres flere donorland. Siden noen av donorlandene gir bistand til relativt få land, vil OLS med kun positive bistandsobservasjoner, føre til seleksjonsbias som følge av at man ikke tar hensyn til null-observasjoner. Fink og Redaelli (2011, 749) mener også at å filtrere ut null-observasjoner vil lede til seleksjonsbias. Dette fører til at de estimerte koeffisientene ikke kan tolkes ubetinget. Likevel poengterer de at en slik metode har den fordel at det ikke krever mange restriksjoner. I tillegg tillater det en enklere lineær tolkning av resultatene.

Den andre måten å analysere data på er å benytte seg av Heckmans to-trinns-metode (Berthèlemy og Tichit 2004, 259). Denne er relativt lik den førstnevnte måten å analysere data på. Forskjellen ligger i at denne metoden introduserer en invers Mills ratio, som sammen med forklaringsvariablene bidrar til å korrigere seleksjonsbias. Drury, Olson og Van Belle (2005, 464) benytter denne metoden for å se på både bistandsseleksjon og bistandsallokering. De hevder at beslutningene angående bistand avgjøres av samme organ (OFDA). Observasjonene er dermed påvirket av en ikke-tilfeldig seleksjonsprosess som kan introdusere bias i estimeringen. De forklarer at de derfor har benyttet Heckmans seleksjonsmodell for å estimere de to beslutningene. Heckmans seleksjonsmodell er bare et annet navn for Heckmans to-trinns-metode. For deres del betyr dette at beslutningen om å gi bistand er estimert med en maximum likelihood-metode. Allokeringens beslutningen er estimert ved hjelp av en korrigert OLS-modell.

Den tredje måten er Tobit-estimering (Berthèlemy og Tichit 2004, 259). Her inkorporeres den endogene selekteringen av mottakerland. Forskjellen fra Heckman-metoden er at den statistiske effekten av forklaringsvariablene, forventes å ha en relativt lik effekt på selekteringen som på allokeringen. Det samme poengteres av Fink og Redaelli (2011, 749). De sier at bruk av Tobit-estimering bygger på forutsetningen om at faktorer som bestemmer seleksjonen er de samme som styrer allokeringen, men poengterer at denne forutsetningen ikke nødvendigvis er sann. Videre forklares det i Berthèlemy og Tichit (2004, 259) at dersom de uavhengige variablene er like i seleksjonsestimeringen som i

allokeringsestimeringen, mister man robusthet i estimatorene ved bruk av Heckman-metoden. Bruk av Heckman-metoden krever derfor implisitt at man vet hvilke variabler som skal benyttes i seleksjonsstadiet, og hvilke som skal benyttes i allokeringsstadiet. Dreher, Nunnenkamp og Thiele (2011, 1953 og 1954) forklarer at de valgte Tobit fremfor Heckman-metoden, siden de mangler en betydningsfull ekskluderingsrestriksjon. Fink og Redaelli (2011, 749) sier at Heckman-metoden krever en variabel i seleksjonsestimeringen som ikke er inkludert i allokeringsestimeringen for dette skal bli korrekt. De forklarer at det ikke er tydelig hvilken variabel som ville påvirket beslutningen om å gi bistand, men ikke allokeringen. Å finne en slik variabel vil derfor være krevende, om ikke umulig.

De fleste har brukt utviklingsbistand- og til dels humanitærbistands-data hentet fra OECD. Strömberg (2007) har som nevnt begrenset bistandsdata til humanitær bistand gitt til land, kun i år der naturkatastrofer har forekommet. Fink og Redaelli (2011, 743) har hentet data fra FTS og hevder at data derifra byr på tre fordeler. Den første fordel er at FTS tillater en direkte link mellom bistand og individuelle naturkatastrofer. Den andre er at FTS registrerer bistandsflyt fra multilaterale og private donorer. Den tredje er at dataen ikke er begrenset til utviklingsland og bidrar til et bredere sosioøkonomisk spektrum. De påpeker også at det ikke er store forskjeller i størrelsen på bistand mellom OECD og FTS, når land som er rammet av mer komplekse katastrofer er ekskludert fra OECD-data.

Jamfør Brech og Potrafke (2014, 65) bør man også ta stilling til om man skal bruke netto- eller brutto-størrelser dersom man henter data fra OECD. De forklarer at de har brukt bruttostørrelser, siden nettostørrelser av bistandsutbetalinger er vanskeligere å tolke. Blant annet fordi nettostørrelser gjerne har negative komponenter som renter på lån i seg. De understreker også at OECD-data gjerne består av data som er selvrapportert med de implikasjoner dette kan medføre. Berthèlemy og Tichit (2004, 254) hevder at donorland har total kontroll på forpliktelser, men at utbetalinger delvis avhenger av mottakers villighet og administrative kapasitet til å forvalte midlene.

Berthèlemy og Tichit (2004, 254 og 255) har forsøkt å justere for inflasjon i den avhengige bistandsvariabelen. De har benyttet seg av OECD sin BNP deflator indeks som en proxy for verdensinflasjon. De fleste av verkene har brukt verdier for de ulike variablene i konstante valutaverdier. Jamfør Peterson (2017) er dette for å unngå spuriøse funn som følge av for eksempel inflasjon i både bistand og handelstall.

Berthèlemy og Tichit (2004) hevder at små land mottar mer internasjonal støtte enn større land. Som et tiltak for å unngå heteroskedastisitet, har de derfor brukt bistand per innbygger som avhengig variabel. Dreher, Nunnenkamp og Thiele (2011, 1954) referer til Neumayer (2003) og forklarer at de benytter absolutte størrelser i stedet for bistand på per-innbygger-basis. Årsaken er at donorland mest sannsynlig ikke gir bistand på en slik måte. Samme argument og referanse er også brukt i Faust og Ziaja (2012, 9)

For å redusere potensiell feedback fra bistand på forklaringsvariablene, har Fink og Redaelli (2011) brukt ett-års-lag (747). Ett-års-lag er benyttet for alle tidsvarierende mottakerkarakteristika og bilaterale variabler. Schraeder, Hook og Taylor (1998, 302) har også brukt en lag-variabel for å korrigere for bistand land mottok året før. Tingley (2010, 45) har også inkludert lag for den avhengige variabel. Dette for å ta høyde for «contemporaneous correlation» (45). Dersom man antar at feil-leddet ikke er korrelert med alle tidligere endogene og eksogene variabler, så behandles endogene lag-variabler i simultane modeller som predeterminerte variabler (Younas 2008, 665 med referanse til Wooldridge 2003, 541). De er da ikke korrelert med det nevnte feil-leddet. Derfor bruker Younas (2008) en 1-års lag-variabel for de uavhengige variablene. Younas (2008, 665) forklarer at det eksisterer en mulighet for simultankausalitet mellom forklaringsvariablene. Videre sier han at dette kan kreve en 2SLS-løsning. Problemet med dette er at man gjerne mangler gode instrumentvariabler.

I sine første Probit- og Tobit-estimeringer, har Dreher, Nunnenkamp og Thiele (2011, 1953) benyttet «clustered standard errors» på donorland. Vi antar at dette er gjort for å tillate heteroskedastisitet og i utgangspunktet uønskede korrelasjoner for grupper innad i data. Peterson (2017, 98) forklarer at han også har benyttet grupperte standardfeil på hvert mottakerland. Dette for å redusere bias som følge av ulik residualvarians for mottakerlandene. Schraeder, Hook og Taylor (1998, 306 og 307) bruker GLSE (generalized least squares estimator). GLSE håndterer problemer med heteroskedastisitet og autokorrelasjon ved å spesifisere en modell for feil-strukturen. Den korrigerer antakelsen om at det er ingen korrelasjon av feilleddene mellom land på hvilket som helst tidspunkt. I tillegg til at korrelasjon av feilledd over tid, innen hvert land, er et produkt av fixed effects. Tingley (2010, 44) poengterer at trender i data kan føre til korrelasjoner som

ikke nødvendigvis indikerer kausale forhold. Dette er en av grunnene til at også han har brukt robuste standardfeil gruppert på land.

I de fleste, om ikke alle artiklene vi har tatt for oss, finner man en eller annen form for transformering av data. Spesielt brukes logaritmetransformasjon. Younas (2008, 665) skriver han at han legger til en liten sum til bistand i tilfeller der bistand er null. Deretter har han logaritmetransformert variabelen. Dette er likt Strömberg (2007) som har lagt til en desimalverdi til null-verdiene for å unngå invalid logaritmetransformering. Siden de fleste av forklaringsvariablene varierer betraktelig, og også har skjeve fordelinger, så benyttes logaritmetransformering for disse (Younas 2008, 666). Han forklarer også at dette hjelper med å redusere outlier-effekter og at resultatene kan tolkes som elastisiteter. Wooldridge (2016, 172) påpeker at det finnes noen tommelfingerregler når det gjelder logaritmetransformering. Han forklarer at det er vanlig å benytte logaritmetransformering på variabler som blant annet populasjon.

4.2 Norsk humanitær bistand ved naturkatastrofer i utlandet

Data for norsk humanitær bistand er hentet fra FTS (Financial Tracking Service – Tracking humanitarian aid flows). Databasen inneholder informasjon om monetære transaksjoner tilknyttet humanitære forhold. I tillegg inneholder den også spesifikt hvilke naturkatastrofer bistand har gått til. Data rapporteres på frivillig basis av statlige donorer, FN-administrerte fond, FN-organisasjoner, ikke-statlige organisasjoner og andre humanitære aktører og partnere, inkludert den private sektoren (FTS i.d.a). Data i databasen inneholder også spesifikasjoner om hva midlene har gått til. Ved naturkatastrofer kan dette være midler til mat, telt og tepper. Et av formålene med databasen er å hurtig kunne spesifisere responsplaner og appellere til pengeinnsamling (FTS i.d.b). Databasen er administrert av OCHA (the UN Office for the Coordination of Humanitarian Affairs).

Valget mellom FTS eller OECD står sentralt i forskningsprosjekt som knytter seg til internasjonal katastrofebistand. I Strömberg (2007) og Fink og Redaelli (2011) presenteres fordeler og ulemper ved å benytte disse databasene. Strömberg (2007) nevner blant annet at FTS ikke er omfattende nok grunnet frivillig rapportering. Han begrenser derfor

bistandsdata til humanitær bistand gitt til land, kun i år der naturkatastrofer har forekommet ved bruk av OECD-data. Det er åpenbart at en slik måte å linke data på kan medføre feil. Bistandskategorien for humanitær bistand i OECD inneholder mer enn bare bistand gitt til naturkatastrofer. På en annen side finnes det en stor ikke-spesifisert post i FTS-databasen. Her er ikke formålet med bistanden spesifisert, noe som gjør at transaksjonene ikke kan benyttes i analysen. Til tross for dette får man fortsatt et utvalg som er direkte konsentrert mot naturkatastrofer, noe som ikke er mulig med OECD. Ved å benytte FTS-data slipper man også å ta stilling til om man skal bruke utbetalinger eller forpliktelser. Man slipper også å ta stilling til om man skal bruke netto- eller bruttostørrelser. FTS-summene er registrerte som nominelle verdier. Disse er deflatert ved bruk av OECD sin BNP-deflator og er tilnærmet konstante 2010 dollar. Måten dette er utført på er lik den som er forklart senere i 4.3.2 for handel.

I likhet med Fink og Redaelli (2011) har vi derfor valgt å hente bistandsdata fra FTS. Vi benytter den totale bistand som er gitt fra den norske regjering øremerket spesifikke naturkatastrofer som vår avhengige variabel.

4.3 Forklaringsvariabler

4.3.1 Antall drepte og berørte

Data relatert til omfanget av naturkatastrofer er hentet fra EM-DAT (Emergency Events Database). Med omfanget menes antall berørte og antall drepte som følge av en naturkatastrofe og relaterte hendelser. Formålet med databasen er ifølge EM-DAT (i.d.c) å være et redskap for humanitære aksjoner på nasjonalt og internasjonalt nivå. Den skal fungere som et utgangspunkt for katastrofeforberedelse, i tillegg til å være en informasjonskilde for sårbarhetsevalueringer og prioritering av handlinger. Databasen inneholder effekter og forekomsten av hele 22000 naturkatastrofer fra år 1900 til i dag. Jamfør nettsiden blir data hentet fra kilder som UN-organisasjoner, ikke-statlige organisasjoner, forsikringsselskap, forskningsinstitutt og pressebyråer. Databasen er forvaltet av CRED (Centre for Research on the Epidemiology of Disasters) ved universitetet i Leuven i Belgia (EM-DAT i.d.c).

Den primære utfordringen med EM-DAT er hvordan den linkes opp med FTS eller OECD. Databasen i seg selv inneholder meget detaljert informasjon om de enkelte naturkatastrofene. Dette er ikke nødvendigvis tilfellet for FTS eller OECD der bistandsdata er hentet fra. For OECD er bistanden registrert på årsbasis, i tillegg til at den ikke er øremerket naturkatastrofer. Dermed risikerer man å få store unaturlige outliers i datasettet. Enkelte katastrofer kan forekomme i slutten av et år og medføre at en stor andel av bistanden blir registrert i kommende år. Dette gjør at summene ikke nødvendigvis samsvarer med antall drepte og berørte for de enkelte årene i datasettet. Denne linken er selvsagt enklere å etablere når informasjonen er på hendelsesnivå, slik den er i FTS-databasen, men også her er det enkelte utfordringer som må tas hensyn til. Et eksempel er fra katastrofebeskrivelsen som er gitt for de enkelte hendelsene i FTS. En vanlig beskrivelse av en katastrofe kan være formulert som: China – Floods – July 2006. I EM-DAT-databasen finner man 17 flommer dette året, med forskjellige start- og slutt-tidspunkter. Et naturlig resonnement i dette tilfellet kan være å benytte data relatert til flommene som starter og slutter i juli. Problemet er at det også kan være flommer som starter i juni og slutter i juli, eller starter i juli og slutter i august. I disse tilfellene blir det en vurderingssak hvilke flommer man inkluderer i det endelige datasettet. Heldigvis er dette tilfeller som ikke oppstår veldig ofte. Sett i sammenheng med den års-baserte informasjonen fra OECD, burde FTS være det beste alternativet for å kombinere med EM-DAT-databasen.

I likhet med Fink og Redaelli (2011) har vi benyttet antall drepte og berørte fra EM-DAT som mål på humanitære behov ved naturkatastrofer i utlandet.

4.3.2 Handel

Data for handel mellom Norge og andre land har blitt hentet fra UN COMTRADE. Databasen er den mest omfattende kilden som eksisterer for internasjonal handelsdata (UN Comtrade 2016). Over 170 land og områder innrapporteres med sin årlige handelsstatistikk, som også inkluderer detaljert data for vare- og -tjeneste-kategorier og handelspartnere for hvert land. Dataomfanget er på over 3 milliarder registreringer fra 1962, og oppdateres på en årlig basis. Handelsverdiene er oppgitt i nominelle USD (UN Comtrade 2010). Det rapporterende landet sender som oftest disse verdiene i nasjonal valuta, men også tidvis i amerikanske dollar. Etter en valideringsprosess av den innsendte

dataen, nevner de at valutakursen blir påført handelssummene. Deretter lastes tallverdiene opp i UN Comtrade-databasen. I denne prosessen benyttes en gjennomsnittlig årlig valutakurs. Denne er beregnet ved å veie den månedlige valutakursen med det månedlige volumet av handel, og gjøres i en separat prosess for import og eksport.

På selve nettsiden valgte vi goder, årlige data, HS-klassifisering, Norge som rapportør og alle partnere da vi hentet ut data (UN Comtrade i.d.a). I tillegg valgte vi all handelsflyt og HS-kode: TOTAL. HS-klassifisering er en internasjonal måte å klassifisere goder på (UN Comtrade i.d.b). Som nevnt er disse tallene i nominelle verdier. Vi deflaterte derfor verdiene ved hjelp av OECD sin BNP deflator (se vedlegg 8). Vi hentet ut data fra denne indeksen for USAs nasjonale valuta (USD) for perioden 1998-2016. Handelstall for et gitt år ble deretter multiplisert med tilhørende faktor for dette året. Handelstallene er derfor tilnærmet deflatert til konstante 2010 USD. Årsaken til at vi valgte konstante 2010 USD er at annen data i datasettet også er i konstante 2010 USD. For eksempel er nærmeste konstante USD verdier i tid for BNP per innbygger (data hentet fra Verdensbanken), også konstante 2010 USD. For øvrig er denne måten å deflatere handelstall på lik metoden man finner i Berthèlemy og Tichit (2004). Wooldridge (2016, 326) nevner også en måte å korrigere inflasjon på. Han benytter derimot CPI (Consumer Price Index) som eksempel på deflator.

Strömberg (2007) har også benyttet UN Comtrade og det er i stor grad derfor de ble valgt som kilde. Som mål på økonomiske selvinteresser har vi valgt å bruke den totale sum av eksport og import mellom Norge og mottakerlandene som forklaringsvariabel. Årsaken til dette er at Strömberg (2007) fant signifikante resultater for total handel på den humanitære bistand som ble gitt. Det er hovedsakelig Strömberg (2007), Fink og Redaelli (2011) og Drury, Olson og Van Belle (2005) som kun har sett på humanitær bistand. Av disse er det kun Strömberg (2007) og Fink og Redaelli (2011) som viser resultater som kan tyde på at Norge gir bistand ut fra økonomiske selvinteresser. Fink og Redaelli (2011) bruker derimot en handelsåpenhetsvariabel og en binær oljeeksportvariabel. Vi velger å se på total handel, da total tilsynelatende ikke har blitt benyttet i Fink og Redaelli (2011).

I likhet med Strömberg (2007) bruker vi summen av eksport og import som mål på handel mellom Norge og mottakerlandet.

4.3.3 Distanse

For å kartlegge distansen mellom Norges hovedstad Oslo og mottakerlands hovedsteder, er det benyttet data fra CEPII. Dette er et forskningssenter basert i Frankrike som produserer ulike studier, databaser og analyser for verdensøkonomien og dens utvikling (CEPII i.d.a). Vi har anvendt GeoDist-databasen fra denne nettsiden for å måle distansen mellom hovedstedene (CEPII i.d.b). Denne inneholder et utvalg av geografiske variabler, fordelt på to forskjellige datasett. Det ene datasettet har da oppgitt distansen (i kilometer) mellom de fleste land-kombinasjoner i verden.

Ved bruk av distanse som forklaringsvariabel ser vi ingen vesentlige utfordringer med tanke på innsamling, sammensetting eller tolkning av data fra CEPII. Valget av type distanse stod i utgangspunktet mellom nærmeste distanse fra Norge til mottakerlandet eller distansen fra Oslo til mottakerlandets hovedstad. Vi valgte det sistnevnte alternativet hovedsakelig fordi denne varianten er mest brukt. For eksempel brukes distansen mellom hovedsteder både i Fink og Redaelli (2011) og i Strömberg (2007). Dette er også de artiklene som ligger nærmest vårt eget arbeid. Vi ser ingen grunn til at det skulle være forskjeller i distanser mellom hovedsteder, målt som luftlinjen i kilometer, fra datakilde til datakilde. Stikktester utført ved hjelp av Google Maps bekrefter også denne påstanden. Strömberg (2007) hadde også hentet distansedata fra CEPII.

Jamfør Strömberg (2007) og Fink og Redaelli (2011) bruker vi distansen mellom Oslo og mottakerlandets hovedstad som mål på geografisk nærhet.

4.3.4 BNP per innbygger

Data for BNP-størrelsene er hentet fra databasen til Verdensbanken (World Development Indicators). Verdensbanken ansees å være en nødvendig kilde for å kunne tilføye finansiell og teknisk assistanse til utviklingsland rundt om i verden (The World Bank i.d.a). Organisasjonen er bygd opp av 189 samarbeidsland, hvor Norge også er inkludert. Statistikken tilbys gjennom en åpen database, hvor mye av informasjonen består av innrapportert data fra de ulike medlemslandene.

Et viktig moment som nevnes for BNP-størrelsene, er at de enten er registrert i nominelle eller konstante verdier (The World Bank i.d.b). De nominelle BNP-seriene påvirkes av inflasjon, mens de konstante BNP-seriene blir brukt til å måle den reelle veksten av en bestemt serie. I sistnevnte er altså effekten av inflasjon justert for. For denne oppgaven er det derfor benyttet konstante BNP-størrelser, som gjør at en unngår problemet med spuriøse resultater i regresjonsanalysen.

En annen utfordring med databasen, er at mye av datagrunnlaget innrapporteres gjennom de statistiske systemene til hvert enkelt medlemsland. Kvaliteten på informasjonen avhenger altså av hvor godt disse nasjonale systemene opererer (The World Bank i.d.c). Dette er nevnt som et kontinuerlig forbedringsarbeid for databasen, og er naturlig nok en støykilde man må akseptere når man benytter WDI-indikatorer.

I likhet med Büthe (2013), Dreher, Nunnenkamp og Thiele. (2011), Fink og Redaelli (2011) og Drury, Olson og Van Belle (2005), benyttes BNP per innbygger som et mål på landets evne til å håndtere en naturkatastrofe på egenhånd.

4.3.5 Styresett

Data for styresett, rettigheter og politisk klima er hentet fra Freedom House. Dette er en uavhengig organisasjon som arbeider med å forsvare menneskerettigheter, samt promotere demokratisk forandring på et globalt nivå (Freedom House i.d.a). De tilbyr en årlig rapport på politiske rettigheter og sivile friheter. Denne er satt sammen av tallverdier og beskrivende tekst for hvert land. Rapportene produseres av mer enn 100 analytikere og 30 rådgivere fra det akademiske- og menneskerettighetssamfunnet. De bygger på et bredt spekter av kilder, blant annet akademiske analyser og rapporter fra ikke-statlige organisasjoner. I datasettet tilegnes hvert land (eller territoriet) en tallverdi fra 1-7 for politiske rettigheter og sivile friheter. Tallverdien 1 representerer størst grad av frihet, og tallverdien 7 representerer lavest grad av frihet. Demokrati-indeksen (også kalt frihetsindeksen) blir så gjort opp av gjennomsnittet til de politiske rettighetene og sivile frihetene. Denne gjennomsnittsverdien benyttes for å definere om et land er fritt (1,0 til 1,25), delvis fritt (3,0 til 5,0) eller ikke fritt (5,0 til 7,0) (Freedom House i.d.b).

Freedom House er ofte benyttet i forskningsfeltet for internasjonal bistand. En stor fordel med databasen er den utbroderende forklaringen av metoden de benytter. Dette kan ansees som et appellerende aspekt for mange forskere, og er muligens en av grunnene til at den ofte foretrekkes. I et separat metode-avsnitt, offentligjøres detaljert informasjon om hvordan indeksen er akkumulert og satt sammen. Tidligere nevnte databaser som Polity IV, forklarer også metoden, men ikke like detaljert som Freedom House. For WGI-indeksene er metoden mer detaljert enn Polity IV, og samtidig nevnes det at de enkelte indeksene, isolert sett, ikke er egnet for å representere et styresett (WGI i.d.). Uavhengig av hvilken database man benytter, så poengteres det i en undersøkelse av Munck og Verkuilen (2002) at alle demokrati-indeks er preget av ulike styrker og svakheter. Forfatterne hevder at de sentrale utfordringene ligger i konseptualisering, aggregering, og måling av data. Det knyttes derfor usikkerhet til de estimerte verdiene fra Freedom House, så vel som Polity IV og WGI-indeksene. Freedom House nevner også eksplisitt at det har vært metodiske endringer for ulike perioder. De underliggende målingsmetodene (blant annet spørreundersøkelser) har endret seg gjennom tiden. Dette medfører igjen at innholdet i indikatorene sannsynligvis er forandret fra år til år. Mangel på konsekvente metoder er dermed en svakhet for alle disse databasene. Vårt valg av database har derfor vært preget av kvaliteten av offentliggjort informasjon som vi kan benytte i vår analyse.

I likhet med Fink og Redaelli (2011), Alesina og Dollar (2000) og Younas (2008), har vi derfor valgt å benytte den aggregerte Freedom-House-indeksen for styresett, som mål på mottakerlandets styresett.

4.4 Kontrollvariabler

Kontrollvariabler inkluderes for å kontrollere ut forhold som kan skape støy i analysene våre. Populasjonen til de ulike mottakerlandene er inkludert og hentet fra Verdensbanken. Dette er gjort for å kontrollere for at små land potensielt mottar mer internasjonal støtte enn større land, jamfør Berthèlemy og Tichit (2004). Verdensdelene mottakerlandene befinner seg i er også inkludert som kontrollvariabel og hentet fra Verdensbankens databaser. Variabelen benyttes for å kontrollere ut forhold som er spesifikke for ulike verdensdeler. For eksempel viser Strömberg (2007, 203) at Asia har flest antall drepte på en per-innbygger-basis. Denne type kontrollvariabel kan derfor tenkes å kontrollere ut systematisk risiko for naturkatastrofer. På lignende grunnlag inkluderes også

naturkatastrofetype som kontrollvariabel. Strömberg (2007, 201) viser at ulike typer naturkatastrofer kan medføre forskjellig grad av ødeleggende konsekvenser. Naturkatastrofetype er gjerne inkludert i bistandsdata hentet fra FTS. Deretter blir naturkatastrofetyper delvis validert ved linking av EM-DAT-data. Alle vindfenomen er slått sammen til en kategori grunnet lite og manglende data på noen av naturkatastrofetyper. I tillegg er storparten av værphenomenene like i sin natur. Til sist inkluderes også år-fixed effects. Året for naturkatastrofene er også inkludert i bistandsdataen hentet fra FTS. År er inkludert i analysene for å kontrollere for variasjon over tid. Dette kan være endringer i bistandsbudsjett og verdiendringer i valutaer. I likhet med Strömberg (2007) ønsker vi å understreke at man aldri kan kontrollere for alle mulige forhold som kan skape støy og problemer i analysene. Likevel må man gjøre et forsøk dersom resultatet skal bli best mulig.

4.5 Estimeringsmetode

I likhet med Fink og Redaelli (2011) ønsker vi å analysere to typer avhengige variabler. Derfor har vi fulgt deres fremgangsmetode for å formulere hvilke ligninger som skal estimeres. Den ene ligningen bruker en binær avhengig variabel og den andre bruker en delvis kontinuerlig avhengig variabel. Med delvis menes det at variabelen er naturlig avgrenset ved null, men ellers kontinuerlig. Allokeringsligningen som skal estimeres, der den avhengige variabel er en delvis kontinuerlig variabel, kan skrives som (finnes også i Wooldridge 2016, 537):

$$(1) \text{Bistand}_i = \max(0, X_i\beta + u_i),$$

der Bistand_i er den totale humanitære bistand gitt til fra Norge til den spesifikke naturkatastrofe 'i'. $X_i\beta$ er vektoren av forklaringsvariabler og $u_i | X_i \sim N(0, \sigma)$.

Overordnet kan seleksjonsligningen som skal estimeres, der den avhengige variabel er i binær form, skrives som (finnes også i Wooldridge 2016, 525):

$$(2) p(x) = P(\text{Bistand blir gitt} = 1|x) = P(x\beta + u > 0|x),$$

der p er sannsynligheten for at bistand blir gitt og x er vektoren av forklaringsvariabler.

Alle analyser vil bli utført i RStudio som benytter programmeringsspråket R.

Allokeringsligningen vil estimeres ved hjelp av en Tobit-estimeringer og så sammenlignet med en OLS-estimeringer. Dette for å tydeliggjøre skjevheter som kan oppstå ved å ikke ta hensyn til katastrofer der det ikke har vært gitt norsk bistand. Fink og Redaelli (2011) har ikke tatt hensyn til dette ved analysering av norsk humanitær bistandsallokering (752). Seleksjonen vil estimeres ved hjelp av Probit- og Logit-estimering og så sammenlignet med OLS-estimeringer der den avhengige variabel er i binær form (LPM - linear probability model). I likhet med allokeringsestimeringen er dette for å få frem forskjeller mellom de to analysemetodene. Vi har valgt å unngå Heckmans to-trinns-metode. Årsaken til dette er at vi er enige med Dreher, Nunnenkamp og Thiele (2011), Berthèlemy og Tichit (2004) og Fink og Redaelli (2011). De har forklart at det ikke er gitt hvilke variabler som bør være med i seleksjons- og allokeringsstadiet. Vi unngår dermed å miste robusthet som følge av at vi ikke har en klar og betydningsfull ekskluderingsrestriksjon. Vi ser heller ingen klar fordel av å velge en Logit-modell fremfor en Probit-modell eller omvendt. Vi følger derfor Fink og Redaelli (2011, 751) sitt valg av Probit for seleksjonsligningen, i tillegg til å anvende Logit.

Heiss (2016, 235) forklarer at LPM automatisk er påvirket av heteroskedastisitet. Ved estimering av slike modeller bør man dermed bruke heteroskedastisk robust inferens. Jamfør Heiss (2016, 248) gjelder de klassiske lineære regresjonsmodellforutsetningene, MLR.1 – MLR.6, også for den latente y^* ved Tobit-modellering. Probit og Logit baserer seg også på MLE (Maximum Likelihood Estimation) (Wooldridge 2016). Det forklares at estimatorene er konsistente og har en tilnærmet normalfordeling ved store utvalg (566).

Heteroskedastisitet og autokorrelasjon er utfordringer man gjerne støter på ved bruk av den type data vi skal analysere. Heteroskedastisitet skaper ikke bias eller inkonsistens i estimatorer, men gjør at standardfeil og t-verdier ikke lenger er pålitelige (Wooldridge 2016, 267 og 543). I R finnes det flere pakker som beregner robuste standardfeil for Probit-, Logit-, Tobit- og OLS (og LPM)-modeller. Robuste standardfeil korrigerer ikke heteroskedastisitet i dataen, men tillater det. I tillegg er det noen pakker som også har en grupperingsfunksjon for de robuste standardfeilene. Dette gjelder derimot ikke for alle typer estimeringsmodeller. I følge Wooldridge (2016, 757) betyr det å gruppere i denne forstand å gjøre standardfeil og t-verdier robuste for gruppekorrelasjoner.

Gruppekorrelasjonene kan være et resultat av gruppe-sampling eller tidsserie-korrelasjon i paneldata. Vi har riktignok et datasett som mer ligner et tversnittsett enn et paneldatasett. Likevel kan grupperte standardfeil være et hjelpemiddel for å gjøre våre analyser mer pålitelige. Vi har trossalt muligheter for å sette opp data i et land-år-oppsett, selv om vi antakeligvis har for få observasjoner til at et slikt oppsett skal være hensiktsmessig. Vi har derfor valgt å benytte oss av robuste standardfeil og grupperte robuste standardfeil der programvaren har tillatt det. Vi vurderte også å anvende lag-variabler for å håndtere korrelasjoner innad i datagrupper, men anser grupperte robuste standardfeil som et like godt tiltak. Fra metodebruk i tidligere forskning har vi også sett at logaritmetransformasjoner ofte blir benyttet. Vi har også valgt å bruke logaritmetransformasjoner der vi mener det passer data og de relasjonene vi undersøker best.

For binære respons-modeller som Logit og Probit, foreslås det av McFadden (1974) å benytte en pseudo R^2 for å måle goodness-of-fit. I analysen benyttes derfor et R-skript som estimerer en pseudo R^2 for Probit-modellen. Samtidig poengteres det av Wooldridge (2016) at goodness-of-fit vanligvis er mindre viktig i tolkningen av analyseresultatene. Han hevder at overbevisende estimater fra de uavhengige variablene står mer sentralt i regresjonsmodellen enn R^2 (531).

I en lineær OLS regresjonsmodell er koeffisientene gjerne enkle å tolke (Heiss 2016, 242). For ikke-lineære modeller som Probit og Logit er tolkningen litt mer kompleks. For å enklere kunne tolke koeffisientene i slike modeller kan marginal-effekten kalkuleres for de enkelte forklaringsvariablene. Utrekningen gjør det mulig å anslå hvor mye sannsynligheten for at norsk bistand blir gitt øker eller minsker i sammenheng med økning i forklaringsvariablene. Jamfør Heiss (2016, 246) finnes det kalkuleringsmetoder i R som kan benyttes for å ta hensyn til dette. Som et tillegg til resultatene fra Probit- og Logit-estimeringer, har vi valgt å legge ved de kalkulerte marginal-effektene til koeffisientene i Probit- og Logit-estimeringene i vedlegget. Lignende problemstilling gjelder også for Tobit (248). Vi har derfor også lagt ved de kalkulerte marginaleffektene fra Tobit-estimeringene i vedlegget.

5.0 Analyse

Datasettet til Fink og Redaelli (2011, 741) består som nevnt av naturkatastrofer som oppstår uten særlig forvarsel. De hevder at dette hjelper med å klart skille mellom humanitær, og politiske og strategiske motiver i bistandsallokeringen. I tillegg har vi valgt å se på land og ikke større områder. Dette for å kunne sette sammen bistandsdata med faktorer som bilateral handel og landskarakteristika.

I det følgende presenteres resultatene fra OLS- (og LPM), Probit-, Logit- og Tobit-estimeringene. Alle tabellene inneholder informasjon om hvilken estimeringsmetode som er anvendt, samt koeffisienter med standardfeil i parentes for forklaringsvariablene og konstantledd. Forklaringsvariablene er kort forklart i tabellenes notabene. Tabellene inneholder også annen informasjon som tilhører ulike funksjoner i R. I tillegg har vi endret utgangspunktet og gjort justeringer for samme type estimeringer. For eksempel har vi filtrert vekk null-observasjoner for noen av OLS-estimeringene. Slik spesifikk informasjon vil forklares ved gjennomgang av tabellene hver for seg. For øvrig er den avhengige variabel nedskalert og representert som tall i tusen i alle modeller og estimeringer.

OLS-tabellene inneholder ti OLS-estimeringer. OLS-estimering (1), (5) og (8) har vanlige standardfeil, mens resten av estimeringene har standardfeil som er robuste mot heteroskedastisitet. I tillegg har OLS-estimering (3), (4), (7) og (8) de robuste standardfeilene gruppert på mottakerland. I de siste seks estimeringene er alle null-observasjoner for den avhengige variabel filtrert vekk. I tillegg er den avhengige variabel logaritmetransformert i de tre siste estimeringene. Fra raden der antall observasjoner (N) er oppgitt er informasjon avhengig av begrensninger i den statistiske programvaren. Derfor er en del av kolonnene fra denne raden og ned noe ufullstendig.

I første OLS-tabell er F-verdien for den første OLS-estimeringen ikke signifikant. Av koeffisientene i denne estimeringen ser man også at det kun er variabelen for antall berørte som er signifikant. Dette er en sterk indikasjon på at resultatenes pålitelighet er svak, om ikke ubrukelige. Ettersom estimeringene (2)-(4) i utgangspunktet er de samme som i (1), men med grupperte og ikke-grupperte robuste standardfeil, antar vi at det samme resonnement også gjelder for disse estimeringene. Den justerte R^2 er i tillegg lav, selv om det ikke nødvendigvis er problematisk. Vi merker oss at koeffisientene i estimering (1)-(4)

er lavere enn i estimering (5)-(7) og at dette antakeligvis er en konsekvens av at estimering (1)-(4) inkluderer null-observasjonene for den avhengige variabel.

OLS-estimering (5)-(7) har i stor grad samme retning for koeffisientene som i estimering (1)-(4). Unntaket er koeffisientene for handelsvariabelen. Denne koeffisienten endrer retning til å være positiv i estimering (5)-(7). Dette i sammenheng med at koeffisientene i (5)-(7) er relativt større enn i (1)-(4) som følge av null-observasjon-filtrering. I likhet med estimering (1)-(4) er det bare koeffisienten for berørte som er signifikant i estimering (5). Ved bruk av robuste standardfeil og disse standardfeilene gruppert i (6) og (7) faller signifikansen av koeffisienten bort. I motsetning til estimering (1)-(4) er derimot F-verdien signifikant for (5)-(7). Verdien til den justerte R^2 er moderat, men en del av variasjonen som fanges opp i modellen kan nok skyldes bruk av fixed effects for år, naturkatastrofe og region.

I de siste tre estimeringene er den avhengige variabel logaritmetransformert. I tillegg bruker estimeringene kun data for positive bistan্দsobservasjoner. F-verdien til estimering (8), også tilknyttet (9) og (10), er størst i forhold til estimeringene i (1)-(7). I tillegg har den justerte R^2 økt i forhold til de sistnevnte estimeringene. Koeffisientene representerer nå stort sett elastisiteten mellom forklaringsvariablene og den avhengige variabel. Vi merker oss at koeffisientene for antall drepte og berørte er signifikante på tvers av estimeringer med robuste standardfeil, samt standardfeilene gruppert på mottakerland. Vi merker oss også at konstantleddet kun er signifikant i de to siste estimeringene på tvers av de ti estimeringene i tabellen. Koeffisientene for antall drepte og berørte er positive og indikerer at en økning i disse assosieres med mer bistand. Avslutningsvis er det viktig å understreke at å filtrere vekk null-observasjoner medfører en viss seleksjonsbias. Dette kommer til uttrykk ved å sammenligne størrelsen på koeffisientene i (1)-(4) med (5)-(7). I tillegg reduseres antall observasjoner betraktelig. Det finnes selvsagt også andre faktorer som kan påvirke resultatene. Disse implikasjonene kombinert betyr at man bør tolke resultatene med varsomhet.

En del av variablene er inkludert for å kontrollere ut enkelte forhold, men er i seg selv ikke av særlig interesse. Det er derimot ikke sikkert at de fungerer på den måten de er ment å fungere. Derfor har vi også utført de samme estimeringene som, uten fixed effects for år, naturkatastrofetype og region. Resultatet fra disse estimeringene finnes i vedlegg.

Koeffisienten for antall drepte er nå signifikant i estimering (3) og (4). I tillegg er koeffisienten for BNP per innbygger signifikant i estimering (2). Distanse er også signifikant i de tre siste estimeringene. En annen forskjell er at konstantleddet i estimering (2), (4) og (8) nå er signifikant. F-verdien til estimering (1) er også signifikant, men dette er ikke nødvendigvis et tegn på at resultatene er mer pålitelige. Vi har tross alt fjernet faktorer som vi i utgangspunktet mener bør inkluderes. Et poeng som er nevnt tidligere er at den justerte R^2 kan ha vært forhøyd grunnet bruk av fixed effects. Vi ser at denne har blitt redusert betraktelig på tvers av alle estimeringene når fixed effects er ekskludert. Kort oppsummert viser OLS-estimeringene at det i hovedsak er antall drepte og berørte som er korrelert med bistanden. I tillegg kan korrelasjonene for BNP per innbygger i estimering (2) og distanse i estimeringene (7)-(9) uten fixed effects, tyde på en negativ sammenheng mellom disse og bistand, men disse sammenhengene er må tolkes som å være svakere.

Tabell 4 – OLS-estimeringer med samtlige forklaringsvariabler

	OLS med fixed effects									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Drepte	39.935 (41.978)	39.935 (24.582)	39.935 (24.582)	39.935 (24.819)	78.752 (175.847)	78.752 (106.593)	78.752 (106.593)	0.133*** (0.046)	0.133** (0.051)	0.133** (0.051)
Berørte	138.708** (56.560)	138.708 (98.586)	138.708 (98.586)	138.708 (105.284)	688.532** (289.234)	688.532 (436.282)	688.532 (436.282)	0.255*** (0.075)	0.255*** (0.070)	0.255*** (0.070)
Handel	-36.258 (161.950)	-36.258 (58.107)	-36.258 (58.107)	-36.258 (78.082)	13.061 (557.493)	13.061 (303.343)	13.061 (303.343)	-0.125 (0.145)	-0.125 (0.150)	-0.125 (0.150)
BNP per innbygger	-395.880 (325.470)	-395.880 (295.902)	-395.880 (295.902)	-395.880 (294.656)	-1.205.389 (1.191.264)	-1.205.389 (902.430)	-1.205.389 (902.430)	-0.410 (0.310)	-0.410 (0.291)	-0.410 (0.291)
Demokrati	-4.061 (165.281)	-4.061 (69.636)	-4.061 (69.636)	-4.061 (90.760)	-237.775 (553.219)	-237.775 (317.574)	-237.775 (317.574)	-0.035 (0.144)	-0.035 (0.158)	-0.035 (0.158)
Distanse	-82.311 (128.144)	-82.311 (78.575)	-82.311 (78.575)	-82.311 (80.297)	-220.799 (470.354)	-220.799 (401.347)	-220.799 (401.347)	0.040 (0.123)	0.040 (0.116)	0.040 (0.116)
Populasjon	-116.755 (213.704)	-116.755 (113.513)	-116.755 (113.513)	-116.755 (113.325)	-759.682 (812.815)	-759.682 (687.060)	-759.682 (687.060)	0.055 (0.212)	0.055 (0.215)	0.055 (0.215)
Konstant	2.795.072 (2.748.150)	2.795.072 (2.639.035)	2.795.072 (2.639.035)	2.795.072 (2.689.291)	6.269.401 (9.744.214)	6.269.401 (6.442.688)	6.269.401 (6.442.688)	4.044 (2.539)	4.044* (2.391)	4.044* (2.391)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Nei	Nei	Ja
Nullobservasjoner filtrert bort	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja
N	360				101			101		101
R ²	0.101				0.567			0.671		0.671
Justert R ²	0.028				0.407			0.549		0.549
Residual standardfeil	3.441.351 (df = 332)				4.973.353 (df = 73)			1.296 (df = 73)		1.296 (df = 73)
F-verdi	1.383 (df = 27; 332)				3.543*** (df = 27; 73)			5.513*** (df = 27; 73)		5.513*** (df = 27; 73)

Noderke: *** Signifkant på 1 prosent-nivå. ** Signifkant på 5 prosent-nivå. * Signifkant på 10 prosent-nivå. Fixed effects er benyttet for år, naturkatastrofetype og region. Disse er ikke inkludert i tabellen. Forklaringsvariablene, bortsett fra demokrati, er nedskalert til tusendeler. Deretter er de, bortsett fra demokrati og distanse, addert 0,000000001 og logaritmetransformert.

Det er mulig at resultatene i forrige tabell er påvirket av at en del av forklaringsvariablene er relativt like. Antall drepte og berørte er begge ment å være mål på behovet for humanitær bistand. Jamfør databasen der data for antall drepte og berørte er hentet ut, er

målet for antall drepte mer pålitelig enn målet for antall berørte. Ser man i databasen forstår man at antall berørte er basert på særs grove estimat, mens antall drepte er mer konkret og faktisk. Derfor har vi valgt å ekskludere antall berørte i følgende tabell. I tillegg har både handel og distanse blitt brukt som mål på nærhet og tilknytning mellom donor og mottaker. Etersom vi ønsker å belyse økonomisk selvinteresse, mener vi at handelstall er mer direkte knyttet til hypotesen enn det geografisk nærhet er. Derfor har vi valgt å også ekskludere distanse fra følgende tabell. Selv om BNP per innbygger og populasjon ikke er mål på det samme, så inneholder BNP per innbygger mottakerlandets populasjon. I tillegg er populasjon kun en kontrollvariabel i våre analyser. Som en følge av dette har vi derfor også valgt å ekskludere populasjon i følgende tabell.

Resultatene påvirkes av antall forklaringsvariabler som er inkludert i estimeringene. Det er ikke alltid godt å vite om resultatenes pålitelighet forverres eller forbedres av å legge til eller ekskludere forklaringsvariabler. Den justerte R^2 kan brukes som en relativ indikasjon på om forklaringsvariablene bedre forklarer variasjonen i den avhengige variabel. For øvrig er følgende tabells format likt forrige tabell, men med de forklarte endringene.

I tabellen under ser man resultatene av de forklarte endringene. Både med tanke på koeffisientenes retning, men også signifikans, er resultatene relativt like på tvers av estimeringene. En av de mest vesentlige forskjellene er at antall drepte er signifikant i alle estimeringer uten en. I tillegg er koeffisienten til BNP per innbygger signifikant i de siste tre estimeringene. Den justerte R^2 er lavere for alle estimeringer i forhold til den justerte R^2 i estimeringene i forrige tabell. Dette kan tyde på at estimeringene i forrige tabell bedre forklarer variasjonen i den avhengige variabel enn estimeringene i tabellen under gjør. Igjen ser man at F-verdien i (1) fremdeles ikke er signifikant. Å redusere antallet variabler ser dermed ikke ut til å hjelpe estimering (1)-(4) sin pålitelighet.

Tabell 5 – OLS-estimeringer med et utvalg forklaringsvariabler

OLS med fixed effects										
	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	OLS (4)	OLS (5)	OLS (6)	OLS (7)	OLS (8)	OLS (9)	OLS (10)
Drepte	81.024** (38.533)	81.024** (34.529)	81.024** (34.529)	81.024** (37.479)	212.918 (162.926)	212.918* (115.530)	212.918* (115.530)	0.199*** (0.044)	0.199*** (0.052)	0.199*** (0.052)
Handel	-42.763 (99.119)	-42.763 (54.577)	-42.763 (54.577)	-42.763 (69.440)	-97.387 (343.206)	-97.387 (207.660)	-97.387 (207.660)	-0.020 (0.093)	-0.020 (0.082)	-0.020 (0.082)
BNP per innbygger	-341.372 (294.176)	-341.372 (256.153)	-341.372 (256.153)	-341.372 (263.842)	-1,019.103 (973.986)	-1,019.103 (650.842)	-1,019.103 (650.842)	-0.577** (0.264)	-0.577** (0.220)	-0.577** (0.220)
Demokrati	71.129 (159.339)	71.129 (58.749)	71.129 (58.749)	71.129 (66.945)	-136.355 (461.845)	-136.355 (432.369)	-136.355 (432.369)	-0.087 (0.125)	-0.087 (0.137)	-0.087 (0.137)
Konstant	1,145.984 (1,518.548)	1,145.984 (1,280.119)	1,145.984 (1,280.119)	1,145.984 (1,318.214)	239.213 (4,618.442)	239.213 (3,860.890)	239.213 (3,860.890)	5.820*** (1.251)	5.820*** (1.273)	5.820*** (1.273)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Nei	Nei	Ja
Nullobservasjoner filtrert bort	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja
N	360				101			101		
R ²	0.083				0.531			0.614		
Justert R ²	0.018				0.382			0.493		
Residual standardfeil	3,459.581 (df = 335)				5,076.062 (df = 76)			1,375 (df = 76)		
F-verdi	1.270 (df = 24; 335)				3.579*** (df = 24; 76)			5.046*** (df = 24; 76)		

Notabene: ***Signifikant på 1 prosent-nivå. **Signifikant på 5 prosent-nivå. *Signifikant på 10 prosent-nivå. Fixed effects er benyttet for år, naturkatastrofetype og region. Disse er ikke inkludert i tabellen. Forklaringsvariablene bortsett fra demokrati er nedskalert til tusendeler, addert 0,000000001, og deretter logaritmetransformert.

På omtrent samme grunnlag som at vi ekskluderte antall berørte, populasjon og distanse i forrige tabell, har vi også utført regresjoner der det kun er lagt til en forklaringsvariabel i tillegg til å kontrollere for humanitært behov i form av antall drepte.

I tabellen under ser man resultatene av antall drepte og berørte som forklaringsvariabler for bistandsvolumet som er gitt. I forhold til første OLS-tabell der antall berørte også er inkludert, ser man at berørte er signifikant i de samme kolonnene. Det er verdt å merke seg at den justerte R² er forbedret i forhold til forrige tabell. På en side kan dette tolkes som at å inkludere antall berørte forbedrer forklaringssevnen. På en annen side har flere av de variablene som har blitt ekskludert ikke vært signifikante. Det kan dermed også være denne effekten som representeres i den justerte R².

Tabell 6 – OLS-estimeringer med antall drepte og berørte som forklaringsvariabler

OLS med fixed effects										
	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	OLS (4)	OLS (5)	OLS (6)	OLS (7)	OLS (8)	OLS (9)	OLS (10)
Drepte	36.676 (41.124)	36.676 (24.065)	36.676 (24.065)	36.676 (24.994)	81.133 (167.744)	81.133 (131.439)	81.133 (131.439)	0.149*** (0.046)	0.149*** (0.046)	0.149*** (0.046)
Berørte	128.816** (55.219)	128.816 (91.430)	128.816 (91.430)	128.816 (97.148)	556.887** (271.023)	556.887 (373.224)	556.887 (373.224)	0.232*** (0.074)	0.232*** (0.065)	0.232*** (0.065)
Konstant	-112.733 (880.061)	-112.733 (862.869)	-112.733 (862.869)	-112.733 (934.389)	-5,674.282** (2,720.534)	-5,674.282 (4,241.157)	-5,674.282 (4,241.157)	3.368*** (0.739)	3.368*** (0.751)	3.368*** (0.751)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Nei	Nei	Ja
Nullobservasjoner filtrert bort	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja
N	360				101			101		
R ²	0.086				0.541			0.621		
Justert R ²	0.027				0.411			0.514		
Residual standardfeil	3,443.475 (df = 337)				4,955.953 (df = 78)			1,346 (df = 78)		
F-verdi	1.450* (df = 22; 337)				4.175*** (df = 22; 78)			5.798*** (df = 22; 78)		

Notabene: ***Signifikant på 1 prosent-nivå. **Signifikant på 5 prosent-nivå. *Signifikant på 10 prosent-nivå. Fixed effects er benyttet for år, naturkatastrofetype og region. Disse er ikke inkludert i tabellen. Forklaringsvariablene er nedskalert til tusendeler, addert 0,000000001, og deretter logaritmetransformert. Disse er ikke inkludert i tabellen.

Videre ser man i neste tabell at BNP per innbygger forblir negativ og signifikant på tvers av estimeringene. Forklaringsevnen representert av den justerte R^2 ser ut til å være noe forverret i forhold til bruk av antall berørte i tillegg til antall drepte som forklaringsvariabler. BNP per innbygger er derimot et annet type mål enn antall berørte. Antall drepte og berørte er ment å være mål på humanitært behov etter naturkatastrofer. BNP per innbygger er ment å være mål på et lands evne til å håndtere naturkatastrofene selv, men har også vært brukt som mål på humanitært behov for utviklingsbistand. Det kan derfor hende at BNP per innbygger tilegnes en del av variasjonen som tilegnes andre forklaringsvariabler når disse er inkludert. Likevel har vi også sett at BNP per innbygger har vært signifikant i enkelte estimeringer der andre forklaringsvariabler også har vært inkludert. Resultatene av tabellen under, samt tidligere tabeller, ser ut til å delvis støtte at det gis mer til mer ressursvake land.

Tabell 7 – OLS-estimeringer med antall drepte og BNP per innbygger som forklaringsvariabler

OLS med fixed effects										
	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	OLS (4)	OLS (5)	OLS (6)	OLS (7)	OLS (8)	OLS (9)	OLS (10)
Drepte	76.955** (36.767)	76.955** (30.572)	76.955** (30.572)	76.955** (33.216)	193.180 (154.014)	193.180** (91.302)	193.180** (91.302)	0.192*** (0.042)	0.192*** (0.047)	0.192*** (0.047)
BNP per innbygger	-453.177** (229.223)	-453.177 (302.723)	-453.177 (302.723)	-453.177 (308.254)	-1.077.447 (720.741)	-1.077.447 (674.372)	-1.077.447 (674.372)	-0.550*** (0.196)	-0.550*** (0.172)	-0.550*** (0.172)
Konstant	1.000.595 (832.842)	1.000.595 (737.868)	1.000.595 (737.868)	1.000.595 (751.096)	-1.475.778 (2.166.501)	-1.475.778 (2.378.019)	-1.475.778 (2.378.019)	5.179*** (0.588)	5.179*** (0.594)	5.179*** (0.594)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Nei	Nei	Ja
Nullobservasjoner filtrert bort	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja
N	360				101			101		
R ²	0.082				0.529			0.611		
Justert R ²	0.022				0.397			0.502		
Residual standardfeil	3.451.211 (df = 337)				5.016.952 (df = 78)			1.362 (df = 78)		
F-verdi	1.375 (df = 22; 337)				3.988*** (df = 22; 78)			5.579*** (df = 22; 78)		

Notabene: ***Signifikant på 1 prosent-nivå. **Signifikant på 5 prosent-nivå. *Signifikant på 10 prosent-nivå. Fixed effects er benyttet for år, naturkatastrofetype og region. Disse er ikke inkludert i tabellen. Forklaringsvariablene er nedskalert til tusendeler, addert 0,000000001, og deretter logaritmetransformert.

Koeffisienten til handelsvariabelen i tabellen under er negativ og signifikant i de tre siste estimeringene. Den justerte R^2 er noe lavere enn de andre tabellene med kun en ekstra forklaringsvariabel i tillegg til antall drepte. Likevel er det interessant at koeffisienten er negativ. Dette tyder på at land Norge har mindre handel med, kan få mer bistand i forhold til land Norge har mer handel med. Det kan være en enkel forklaring på dette resultatet. I tidligere estimeringer har BNP per innbygger stort sett vært inkludert. Vår handel med et land vil naturligvis inngå i et mottakerlands BNP. Det vil kunne tenkes at handelsvariabelen tilegnes den variasjon som ellers tilegnes BNP per innbygger når denne er inkludert i regresjonene. Man bør dermed tolke resultatene av tabellen nedenfor i lys av dette.

Tabell 8 – OLS-estimeringer med antall drepte og handel som forklaringsvariabler

OLS med fixed effects										
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Drepte	91.876** (37.982)	91.876** (40.903)	91.876** (40.903)	91.876** (44.824)	258.975* (152.826)	258.975** (118.857)	258.975** (118.857)	0.224*** (0.042)	0.224*** (0.051)	0.224*** (0.051)
Handel	-112.011 (88.126)	-112.011 (93.215)	-112.011 (93.215)	-112.011 (105.070)	-311.261 (274.931)	-311.261 (241.462)	-311.261 (241.462)	-0.140* (0.076)	-0.140* (0.081)	-0.140* (0.081)
Konstant	1,982.271 (1,318.536)	1,982.271 (1,553.835)	1,982.271 (1,553.835)	1,982.271 (1,659.982)	1,529.070 (3,863.676)	1,529.070 (3,120.484)	1,529.070 (3,120.484)	6.497*** (1.071)	6.497*** (1.150)	6.497*** (1.150)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Nei	Nei	Ja
Nullobservasjoner filtrert bort	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja
N	360				101			101		
R ²	0.076				0.524			0.590		
Justert R ²	0.016				0.389			0.474		
Residual standardfeil	3,462.877 (df = 337)				5,047.016 (df = 78)			1,400 (df = 78)		
F-verdi	1.202 (df = 22; 337)				3.899*** (df = 22; 78)			5.102*** (df = 22; 78)		

Notabene: ***Signifikant på 1 prosent-nivå. **Signifikant på 5 prosent-nivå. *Signifikant på 10 prosent-nivå. Fixed effects er benyttet for år, naturkatastrofetype og region. Disse er ikke inkludert i tabellen. Forklaringsvariablene er nedskalert til tusendeler, addert 0,000000001, og deretter logaritmetransformert.

Distanse ser ikke ut til å være en avgjørende faktor for bistandsvolumet som blir gitt fra Norge. Variabelen er ikke signifikant i noen av estimeringene og endrer faktisk retning i estimering (8)-(10). Den justerte R² vil naturligvis forverres ved å kun inkludere en ikke-signifikant forklaringsvariabel i estimeringene.

Tabell 9 – OLS-estimeringer med antall drepte og distanse som forklaringsvariabler

OLS med fixed effects										
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Drepte	76.072** (37.334)	76.072** (30.733)	76.072** (30.733)	76.072** (34.419)	224.093 (156.122)	224.093** (108.441)	224.093** (108.441)	0.216*** (0.044)	0.216*** (0.051)	0.216*** (0.051)
Distanse	-86.491 (117.152)	-86.491 (64.090)	-86.491 (64.090)	-86.491 (67.741)	-169.334 (358.198)	-169.334 (420.743)	-169.334 (420.743)	0.008 (0.101)	0.008 (0.096)	0.008 (0.096)
Konstant	1,547.194 (1,445.368)	1,547.194 (1,056.204)	1,547.194 (1,056.204)	1,547.194 (1,103.420)	-379.274 (4,256.222)	-379.274 (5,084.645)	-379.274 (5,084.645)	4.770*** (1.198)	4.770*** (1.072)	4.770*** (1.072)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Nei	Nei	Ja
Nullobservasjoner filtrert bort	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja
N	360				101			101		
R ²	0.073				0.517			0.572		
Justert R ²	0.013				0.381			0.452		
Residual standardfeil	3,468.364 (df = 337)				5,081.041 (df = 78)			1,430 (df = 78)		
F-verdi	1.210 (df = 22; 337)				3.799*** (df = 22; 78)			4.742*** (df = 22; 78)		

Notabene: ***Signifikant på 1 prosent-nivå. **Signifikant på 5 prosent-nivå. *Signifikant på 10 prosent-nivå. Fixed effects er benyttet for år, naturkatastrofetype og region. Disse er ikke inkludert i tabellen. Forklaringsvariablene er nedskalert til tusendeler. Drepte er addert 0,000000001, og deretter logaritmetransformert.

Demokrati er positiv og signifikant i estimering (2)-(4) i tabellen under. F-verdien til estimering (1) som også i stor grad burde gjelde for estimering (2)-(4) er ikke signifikant. Dersom man likevel forutsetter at resultatene kan stoles på, ser resultatene fra estimering (2)-(4) ut til at det gis mer til land som scorer høyt på demokrati-indeksen, det vil si lavere grad av personlig frihet og politiske rettigheter. Den justerte R² er lik de andre justerte R² i de tabellene der få forklaringsvariabler er signifikante.

Tabell 10 – OLS-estimeringer med antall drepte og demokrati-indeksen som forklaringsvariabler

OLS med fixed effects										
	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	OLS (4)	OLS (5)	OLS (6)	OLS (7)	OLS (8)	OLS (9)	OLS (10)
Drepte	77.051** (36.911)	77.051** (31.292)	77.051** (31.292)	77.051** (34.373)	230.228 (156.780)	230.228** (109.177)	230.228** (109.177)	0.212*** (0.044)	0.212*** (0.050)	0.212*** (0.050)
Demokrati	188.340 (137.144)	188.340* (102.342)	188.340* (102.342)	188.340* (109.822)	110.063 (422.810)	110.063 (429.722)	110.063 (429.722)	0.046 (0.119)	0.046 (0.130)	0.046 (0.130)
Konstant	-57.883 (974.168)	-57.883 (485.218)	-57.883 (485.218)	-57.883 (505.480)	-2.607.333 (2,864.526)	-2.607.333 (2,607.659)	-2.607.333 (2,607.659)	4.647*** (0.804)	4.647*** (0.930)	4.647*** (0.930)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Nei	Nei	Ja
Nullobservasjoner filtrert bort	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja
N	360				101			101		
R ²	0.077				0.516			0.573		
Justert R ²	0.017				0.380			0.453		
Residual standardfeil	3,461.495 (df = 337)				5,086.106 (df = 78)			1,428 (df = 78)		
F-verdi	1.276 (df = 22; 337)				3.785*** (df = 22; 78)			4.757*** (df = 22; 78)		

Notabene: ***Signifikt på 1 prosent-nivå. **Signifikt på 5 prosent-nivå. *Signifikt på 10 prosent-nivå. Fixed effects er benyttet for år, naturkatastrofetype og region. Disse er ikke inkludert i tabellen. Drepte er nedskalert til tusendeler, addert 0,000000001, og deretter logaritmetransformert.

Til nå har vi sett på OLS-estimeringer med de forklaringsvariablene vi har ønsket å granske. Det bør igjen understrekes at ved å ekskludere forklaringsvariabler, så kan forklart variasjon tilegnes andre forklaringsvariabler som ikke burde bli tilegnet denne forklarte variasjonen. Likevel har det å ekskludere forklaringsvariabler produsert noen interessante resultater, og i stor grad vist robusthet på tvers av estimeringer. Videre vil vi med samme fremgangsmåte som i OLS-estimeringene presentere resultat ved hjelp av Tobit-estimering. Ved Tobit-estimering slipper man seleksjonsbias som følge av å for eksempel filtrere vekk nullobservasjoner i den uavhengige variabel. Som et resultat vil gjerne Tobit-estimeringer produsere mer riktige størrelser på koeffisientene dersom forutsetningene for Tobit-modellering holder. Vi har ikke hatt mulighet til å bruke robuste standardfeil i Tobit-estimeringene. Dette gjør at man i større grad baserer seg på at forutsetningene for at Tobit-modellering holder. Resultat må dermed tolkes i lys av dette.

Tobit-estimeringene inneholder fem estimeringer der det som skiller estimeringene er hvorvidt det er benyttet logaritmetransformering for den avhengige variabel og om det er brukt BHHH (Berndt, Hall, Hall og Hausman)-estimering. Presentasjonen av resultatene fra Tobit-estimeringene vil følge samme gange som presentasjonen av OLS-estimeringene. Vi starter med å inkludere alle forklaringsvariabler, for deretter å etterhvert ekskludere noen utvalgte. Ved logaritmetransformering av den avhengige variabel, er den avhengige variabel addert den samme sum som forklaringsvariablene der dette er gjort. Deretter er grensen for den avhengige variabel satt til denne summen.

Koeffisientene tolkes ifølge McDonald og Moffit (1980) som kombinasjonen av forandringen i y_i av de over grensen på 0, vektet på sannsynligheten for at verdien er over grensen, samt endringen i sannsynligheten for å være over grensen på 0, vektet på den forventede verdien av y_i dersom verdien er over grensen. Det er med andre ord ikke den vanlige tolkningen av marginaleffekter man får ut, som i OLS. I tillegg har vi derfor som nevnt tidligere valgt å kalkulere marginaleffektene for estimeringene og lagt de i vedlegget. Dette grunnet at man like gjerne kan benytte retningen og signifikansen av koeffisientene direkte fra Tobit-estimeringene for å gi støtte, eller ikke gi støtte til hypotesene. Marginaleffektene gir likevel en tydeligere tolkning av koeffisientene, og gjør sammenligningen med tradisjonell OLS enklere.

Med tanke på retning og signifikans er koeffisientene i Tobit-estimeringene under, relativt like OLS-estimeringene der alle forklaringsvariabler er inkludert. Det er først og fremst målene for humanitært behov som skiller seg ut igjen. Både koeffisientene til antall drepte og antall berørte er positive og signifikante. Koeffisienten til handelsvariabelen er, i kontrast til de fleste OLS-estimeringene, positiv i alle Tobit-estimeringer i tabellen under. Handelskoeffisientene er derimot langt i fra signifikante og resultatene kan ikke påstås å tyde på at det gis mer til land Norge har mer handel med. Selv om populasjon kun er ment som en kontrollvariabel, kan den negative retningen og signifikansen tolkes som at større land målt i befolkning mottar mindre bistand. Dette er med på å berettigg bruken av populasjon som kontrollvariabel. Jamfør Henningsen (2012) har vi benyttet BHHH i tillegg til den vanlige random effects-estimeringen man får ved å benytte censReg-pakken i R. Resultatene fra BHHH-estimering skiller seg ikke ut fra estimeringene der BHHH-estimering ikke er brukt.

Log Likelihood (heretter kalt LL), Akaike Information Criterion (AIC), og Bayesian Information Criterion (BIC) er alle relative mål for hvor godt en estimering fungerer jamfør Emad, Naugler og Far (2015) og UCLA (i.d.). Vi ser at estimering (4) og (5) har høyest verdi for Log Likelihood og lavest verdi for AIC og BIC. Dette tyder på at log-log-sammensetningen av den avhengige variabel og forklaringsvariablene er den som passer data best.

Tabell 11 – Tobit-estimeringer med samtlige forklaringsvariabler

Tobit med fixed effects					
	Tobit(survreg)	Tobit(censReg)	Tobit(censReg)	Tobit(censReg)	Tobit(censReg)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Drepte	347.848** (142.169)	347.465** (142.132)	347.732** (172.491)	1.492*** (0.550)	1.492** (0.750)
Berørte	1,306.627*** (246.889)	1,306.831*** (246.881)	1,308.803*** (287.538)	4.142*** (1.008)	4.141** (1.744)
Handel	36.450 (419.920)	36.854 (419.853)	36.759 (563.466)	0.052 (1.711)	0.052 (1.821)
BNP per innbygger	-823.859 (864.958)	-824.196 (864.753)	-824.234 (1,222.992)	-0.322 (3.480)	-0.325 (4.096)
Demokrati	210.397 (431.995)	213.539 (431.995)	213.103 (672.861)	2.091 (1.770)	2.088 (2.264)
Distanse	-104.366 (355.049)	-99.113 (355.000)	-100.452 (567.954)	0.180 (1.426)	0.178 (1.687)
Populasjon	-1,187.747** (574.777)	-1,184.173** (574.688)	-1,186.546 (777.967)	-3.352 (2.320)	-3.354 (2.881)
logSigma		8.722*** (0.073)	8.724*** (0.060)	3.272*** (0.084)	3.273*** (0.248)
Konstant	4,348.910 (7,289.359)	4,199.930 (7,289.735)	4,244.579 (10,836.630)	-9.928 (29.600)	-9.866 (34.934)
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja
Random effects-estimering (BHHH)	Nei	Nei	Ja	Nei	Ja
N		360	360	360	360
Log Likelihood	-1,099.320	-1,099.320	-1,099.320	-571.916	-571.916
Akaike Inf. Crit.		2,256.640	2,256.640	1,201.831	1,201.831
Bayesian Inf. Crit.		2,369.337	2,369.337	1,314.528	1,314.528
χ^2	92.030*** (df = 27)				

Notabene:

***Signifikant på 1 prosent-nivå. **Signifikant på 5 prosent-nivå. *Signifikant på 10 prosent-nivå. Fixed effects er benyttet for år, naturkatastrofetype og region. Disse er ikke inkludert i tabellen. Forklaringsvariablene, bortsett fra demokrati, er nedskalert til tusendeler. Deretter er de, bortsett fra demokrati og distanse, addert 0,000000001 og logaritmetransformert.

Argumentasjonen for ekskludering av enkelte forklaringsvariabel i andre OLS-tabell vil også gjelde for Tobit-estimering. Derfor har vi i neste tabell også fjernet berørte, distanse og populasjon, selv om berørte har vist at den både kan være betydelig og samtidig skille seg fra de andre forklaringsvariablene. I følgende tabell ser vi at resultatene i stor grad samsvarer med OLS-estimeringene med samme benyttede forklaringsvariabler. Koeffisientene for drepte, handel, BNP per innbygger og demokrati er henholdsvis positive, negative, negative og positive, og kun drepte er signifikant. Forholdet mellom level-log i estimering (1)-(3) og log-log-estimeringene i (4)-(5) med tanke på modellenes relative forklaringssevne, er også omtrent den samme.

Tabell 12 – Tobit-estimeringer med et utvalg forklaringsvariabler

Tobit med fixed effects					
	Tobit(survreg)	Tobit(censReg)	Tobit(censReg)	Tobit(censReg)	Tobit(censReg)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Drepte	577.310*** (151.517)	577.084*** (151.488)	577.636*** (170.522)	2.205*** (0.564)	2.189** (0.999)
Handel	-119.986 (284.550)	-119.539 (284.479)	-119.404 (429.331)	-0.318 (1.122)	-0.319 (1.300)
BNP per innbygger	-309.058 (826.633)	-310.818 (826.456)	-310.231 (1,239.399)	1.023 (3.232)	1.022 (3.814)
Demokrati	460.759 (419.578)	460.639 (419.506)	461.530 (707.504)	2.654 (1.687)	2.669 (2.397)
logSigma		8.807*** (0.074)	8.808*** (0.056)	3.321*** (0.084)	3.325*** (0.289)
Konstant	-2,137.416 (4,054.944)	-2,177.305 (4,054.996)	-2,175.944 (6,071.722)	-21.487 (16.020)	-21.621 (18.059)
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja
Random effects-estimering (BHHH)	Nei	Nei	Ja	Nei	Ja
N		360	360	360	360
Log Likelihood	-1,114.591	-1,114.592	-1,114.592	-581.466	-581.469
Akaike Inf. Crit.		2,281.184	2,281.183	1,214.932	1,214.938
Bayesian Inf. Crit.		2,382.222	2,382.222	1,315.971	1,315.977
χ^2	61.486*** (df = 24)				

Notabene:

***Signifikant på 1 prosent-nivå. **Signifikant på 5 prosent-nivå. *Signifikant på 10 prosent-nivå. Fixed effects er benyttet for år, naturkatastrofetype og region. Disse er ikke inkludert i tabellen. Forklaringsvariablene, bortsett fra demokrati, er nedskalert til tusendeler, addert 0,000000001, og deretter logaritmetransformert.

I følgende tabeller har vi, i likhet med OLS-estimeringene, kun utført Tobit-estimeringer med en forklaringsvariabel, i tillegg til antall drepte for å kontrollere for humanitært behov. I tabellen under finnes resultatene fra estimeringen med antall berørte som den andre forklaringsvariablen. Resultatene viser at antall berørte er positiv og signifikant på tvers av de ulike estimeringene. Igjen er log-log-sammenhengene de estimeringene som relativt passer data best.

Tabell 13 – Tobit-estimeringer med antall drepte og berørte som forklaringsvariabler

Tobit med fixed effects					
	Tobit(survreg)	Tobit(censReg)	Tobit(censReg)	Tobit(censReg)	Tobit(censReg)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Drepte	317.522** (144.314)	317.346** (144.290)	317.481* (176.604)	1.380** (0.549)	1.379* (0.744)
Berørte	1,050.612*** (229.764)	1,050.848*** (229.752)	1,052.812*** (288.901)	3.464*** (0.926)	3.465** (1.539)
logSigma		8.759*** (0.073)	8.760*** (0.060)	3.290*** (0.084)	3.291*** (0.257)
Konstant	-8,472.950*** (2,490.077)	-8,508.067*** (2,491.638)	-8,510.182** (3,408.628)	-35.063*** (9.840)	-35.070*** (10.796)
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja
Random effects-estimering (BHHH)	Nei	Nei	Ja	Nei	Ja
N		360	360	360	360
Log Likelihood	-1,105.110	-1,105.111	-1,105.111	-575.210	-575.210
Akaike Inf. Crit.		2,258.222	2,258.221	1,198.420	1,198.420
Bayesian Inf. Crit.		2,351.488	2,351.488	1,291.686	1,291.686
χ^2	80.448*** (df = 22)				

Notabene: ***Signifikant på 1 prosent-nivå. **Signifikant på 5 prosent-nivå. *Signifikant på 10 prosent-nivå. Fixed effects er benyttet for år, naturkatastrofetype og region. Disse er ikke inkludert i tabellen. Forklaringsvariablene er nedskalert til tusendeler, addert 0,000000001, og deretter logaritmetransformert.

I neste tabell er BNP per innbygger inkludert som variabel i tillegg til antall drepte. I forhold til OLS-estimeringene er alle koeffisientene for BNP per innbygger fremdeles negative, men ikke signifikante. Det kan være flere årsaker til dette. For det første kan det være at modellen ikke inkluderer nok variabler til at effekten av BNP per innbygger synes. Samtidig så vil gjerne ekskludering av forklaringsvariabler føre til at andre forklaringsvariabler tilegnes en del av den forklarte variasjonen. Derfor skulle man muligens forvente at BNP per innbygger ble signifikant med tanke på resultatene fra OLS-estimeringene. For det andre vet vi at OLS-estimering får bias ved å enten inkludere alle nullobservasjonene eller ekskludere de. Tobit-estimering er ment å justere slike forhold, slik at estimatene blir robuste på tross av mengden nullobservasjoner. For det tredje er det vesentlig å gjenta at estimatene beror på at de nødvendige forutsetningene for Tobit-estimeringer pålitelighet, faktisk er til stede.

Tabell 14 – Tobit-estimeringer med antall drepte og BNP per innbygger som forklaringsvariabler

Tobit med fixed effects					
	Tobit(survreg)	Tobit(censReg)	Tobit(censReg)	Tobit(censReg)	Tobit(censReg)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Drepte	575.866*** (147.303)	575.696*** (147.276)	576.249*** (168.255)	2.240*** (0.554)	2.155** (1.088)
BNP per innbygger	-842.712 (631.729)	-843.711 (631.625)	-843.844 (815.914)	-1.535 (2.489)	-1.528 (2.691)
logSigma		8.808*** (0.074)	8.809*** (0.057)	3.328*** (0.084)	3.326*** (0.322)
Konstant	-1,287.408 (2,078.652)	-1,322.787 (2,079.780)	-1,315.702 (2,931.670)	-12.807 (8.247)	-13.471 (9.068)
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja
Random effects-estimering (BHHH)	Nei	Nei	Ja	Nei	Ja
N		360	360	360	360
Log Likelihood	-1,115.247	-1,115.248	-1,115.247	-582.718	-582.748
Akaike Inf. Crit.		2,278.495	2,278.495	1,213.436	1,213.496
Bayesian Inf. Crit.		2,371.762	2,371.761	1,306.702	1,306.763
χ^2	60.174*** (df = 22)				

Notabene: ***Signifikant på 1 prosent-nivå. **Signifikant på 5 prosent-nivå. *Signifikant på 10 prosent-nivå. Fixed effects er benyttet for år, naturkatastrofetype og region. Disse er ikke inkludert i tabellen. Forklaringsvariablene er nedskalert til tusendeler, addert 0,000000001, og deretter logaritmetransformert.

I likhet med BNP per innbygger viser Tobit-estimering med handelsvariabelen ingen signifikans på tvers av estimeringene. Koeffisientene er negative i likhet med OLS-estimeringene av samme variabler. Fra OLS-estimeringene var det kun log-log-forholdene mellom bistand og handel som viste signifikans for handelsvariabelen.

Tabell 15 – Tobit-estimeringer med antall drepte og handel som forklaringsvariabler

Tobit med fixed effects					
	Tobit(survreg)	Tobit(censReg)	Tobit(censReg)	Tobit(censReg)	Tobit(censReg)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Drepte	621.810*** (150.252)	621.670*** (150.227)	622.265*** (165.262)	2.313*** (0.562)	2.303** (1.114)
Handel	-236.104 (242.486)	-235.881 (242.433)	-235.995 (331.614)	-0.415 (0.971)	-0.417 (1.067)
logSigma		8.812*** (0.074)	8.813*** (0.057)	3.329*** (0.084)	3.330*** (0.314)
Konstant	883.716 (3,487.343)	844.127 (3,487.427)	852.842 (4,507.819)	-9.046 (13.936)	-9.051 (15.432)
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja
Random effects-estimering (BHHH)	Nei	Nei	Ja	Nei	Ja
N		360	360	360	360
Log Likelihood	-1,115.667	-1,115.667	-1,115.667	-582.817	-582.818
Akaike Inf. Crit.		2,279.335	2,279.335	1,213.634	1,213.636
Bayesian Inf. Crit.		2,372.601	2,372.601	1,306.901	1,306.902
χ^2	59.335*** (df = 22)				

Notabene: ***Signifikant på 1 prosent-nivå. **Signifikant på 5 prosent-nivå. *Signifikant på 10 prosent-nivå. Fixed effects er benyttet for år, naturkatastrofetype og region. Disse er ikke inkludert i tabellen. Forklaringsvariablene er nedskalert til tusendeler, addert 0,000000001, og deretter logaritmetransformert.

Heller ikke distanse er signifikant på tvers av estimeringene. Koeffisientene er negative, og blir ikke positive ved å logaritmetransformere den avhengige variabel som den blir ved OLS-estimering.

Tabell 16 – Tobit-estimeringer med antall drepte og distanse som forklaringsvariabler

Tobit med fixed effects					
	Tobit(survreg)	Tobit(censReg)	Tobit(censReg)	Tobit(censReg)	Tobit(censReg)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Drepte	585.583*** (148.727)	585.686*** (148.719)	586.095*** (174.328)	2.238*** (0.556)	2.232** (1.085)
Distanse	-255.368 (334.869)	-251.696 (334.731)	-252.132 (535.995)	-0.725 (1.320)	-0.728 (1.525)
logSigma		8.814*** (0.074)	8.815*** (0.058)	3.329*** (0.084)	3.330*** (0.309)
Konstant	735.343 (3,980.002)	659.104 (3,980.059)	667.708 (6,180.671)	-6.491 (15.674)	-6.485 (18.687)
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja
Random effects-estimering (BHHH)	Nei	Nei	Ja	Nei	Ja
N		360	360	360	360
Log Likelihood	-1,115.844	-1,115.844	-1,115.844	-582.756	-582.756
Akaike Inf. Crit.		2,279.689	2,279.689	1,213.512	1,213.513
Bayesian Inf. Crit.		2,372.955	2,372.955	1,306.779	1,306.779
χ^2	58.981*** (df = 22)				

Notabene:

***Signifikant på 1 prosent-nivå. **Signifikant på 5 prosent-nivå. *Signifikant på 10 prosent-nivå. Fixed effects er benyttet for år, naturkatastrofetype og region. Disse er ikke inkludert i tabellen. Forklaringsvariablene er nedskalert til tusendeler. Drepte er addert 0,000000001, og deretter logaritmetransformert.

Demokrati-indeksen sammen med antall drepte var kun signifikant i en OLS-estimering. I tillegg var denne sammenhengen signifikant for et level-level forhold mellom den avhengige variabel og demokrativariabelen. I tabellen under ser man at demokrati-indeksen er signifikant i estimering (4). Der er den avhengige variabel logaritmetransformert. I likhet med flere av resultatene i tidligere tabeller er denne sammenhengen relativt svak med tanke på at den er signifikant på 10%-nivå i kun en estimering. En annen faktor som også vil gjelde for alle statistiske analyser, er at det som regel vil være en fordel desto flere observasjoner man har. Man skal være forsiktig å uttale seg om 360 observasjoner er tilstrekkelig eller ikke. Det avhenger blant annet av størrelsen på populasjonen og kvaliteten på data. Det kan tenkes at begrensninger i tilgjengelig data kan være en avgjørende faktor, både med tanke på å bekrefte eller avkrefte sammenhenger.

Tabell 17 – Tobit-estimeringer med antall drepte og demokrati-indeksen som forklaringsvariabler

Tobit med fixed effects					
	Tobit(survreg)	Tobit(censReg)	Tobit(censReg)	Tobit(censReg)	Tobit(censReg)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Drepte	569.456*** (146.864)	569.312*** (146.836)	569.889*** (168.771)	2.162*** (0.545)	2.158** (0.995)
Demokrati	577.884 (370.279)	578.160 (370.222)	578.766 (575.823)	2.446* (1.477)	2.452 (2.011)
logSigma		8.811*** (0.074)	8.812*** (0.057)	3.322*** (0.084)	3.323*** (0.289)
Konstant	-4,245.152* (2,561.022)	-4,283.136* (2,562.095)	-4,277.072 (3,848.861)	-23.667** (10.036)	-23.700** (10.835)
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja
Random effects-estimering (BHHH)	Nei	Nei	Ja	Nei	Ja
N		360	360	360	360
Log Likelihood	-1,114.912	-1,114.913	-1,114.913	-581.527	-581.527
Akaike Inf. Crit.		2,277.825	2,277.825	1,211.054	1,211.054
Bayesian Inf. Crit.		2,371.092	2,371.092	1,304.320	1,304.321
χ^2	60.844*** (df = 22)				

Notabene:

***Signifikant på 1 prosent-nivå. **Signifikant på 5 prosent-nivå. *Signifikant på 10 prosent-nivå. Fixed effects er benyttet for år, naturkatastrofetype og region. Disse er ikke inkludert i tabellen. Drepte er nedskalert til tusendeler, addert 0,000000001, og logaritmetransformert.

Følgende tabeller inneholder tre ulike modelltyper med tolv forskjellige estimeringer. Disse gir uttrykk for sannsynligheter for at et land mottar bistand fra Norge. I estimering (1)-(4) benyttes LPM, i estimering (5)-(8) benyttes Probit-estimering, og i (9)-(12) benyttes Logit-estimering. Estimering (1), (5) og (9) har vanlige standardfeil, mens resten av estimeringene har standardfeil som er robuste mot heteroskedastisitet. I kolonnen under dette ser man i tillegg at estimering (3), (4), (7), (8), (11) og (12) har robuste standardfeil gruppert på mottakerland.

Den justerte R^2 for LPM er relativt lav. Dette er noe overraskende da man skulle forvente at bruk av fixed effects ville tilegnes en stor del av den forklarte variasjonen, og dermed resultere i en høyere justert R^2 i likhet med OLS-estimeringene. Videre ser man at McFaddens justerte R^2 gir enda lavere verdier enn i LPM.

F-verdien for LPM-estimering (1) burde i stor grad også gjelde for estimering (2)-(4). Denne er signifikant og positiv, og tyder på at forklaringsvariablene bidrar til å forklare noe av variasjonen i den avhengige variabel. Log Likelihood og AIC er fremdeles relative mål på hvor godt estimeringene fungerer. Vi merker oss at det overordnet er minimal forskjell mellom Probit- og Logit-estimeringene. Videre vil vi rapportere og bruke den

justerte R^2 og McFaddens justerte R^2 som mål på hvor godt estimeringene og modellene fungerer.

Ser man på forklaringsvariablene finner man at antall drepte er signifikant på tvers av modeller og endringer i estimeringene. Det samme gjelder antall berørte. Derimot er ingen av de andre forklaringsvariablene signifikante innenfor de vanlige signifikansnivåene på 10%, 5% og 1%. Det interessante med resultatene fra disse estimeringene, er at handelsvariabelens koeffisient nå er positiv på tvers av modeller og estimeringer. Det samme gjelder for BNP per innbygger, men hverken handel eller BNP per innbygger er signifikante. De resterende forklaringsvariablene har i stor grad samme retning på koeffisientene som i tidligere tabeller.

Resultatene fra estimeringene uten fixed effects for PLM, Probit og Logit finnes i vedlegget. Disse viser omtrent samme bildet som resultatene fra tabellen under. Igjen ser man at koeffisientene for antall drepte og berørte er signifikante for alle estimeringene som er gjennomført. Det er ingen vesentlige forskjeller i signifikansnivå mellom disse variablene, sammenlignet med resultatene for fixed effects-estimeringene. De forskjellene man kan merke seg er den reduserte forklaringsgraden, R^2 , samt endringer i fortegn og størrelse på koeffisientene. Naturligvis vil en del av den reduserte forklaringsgraden, om ikke all reduksjon, skyldes ekskludering av fixed effects.

For å sammenfatte resultatene i tabellen under og tabellene der fixed effects ikke er benyttet (se estimeringer uten fixed effects i vedlegg), ser det igjen ut til at antall drepte og berørte er de eneste variablene som er betydelig assosiert med bilstandsvolumet.

Tabell 18 – LPM-, Probit-, og Logit-estimeringer med samtlige forklaringsvariabler

	LPM, Probit og Logit med fixed effects											
	LPM (1)	LPM (2)	LPM (3)	LPM (4)	Probit (5)	Probit (6)	Probit (7)	Probit (8)	Logit (9)	Logit (10)	Logit (11)	Logit (12)
Drepte	0.012** (0.005)	0.012*** (0.004)	0.012*** (0.004)	0.012** (0.005)	0.060** (0.024)	0.060** (0.030)	0.060** (0.030)	0.060* (0.032)	0.112** (0.047)	0.112* (0.061)	0.112* (0.061)	0.112* (0.065)
Berørte	0.016** (0.007)	0.016*** (0.006)	0.016*** (0.006)	0.016** (0.008)	0.171*** (0.044)	0.171*** (0.057)	0.171*** (0.057)	0.171*** (0.064)	0.310*** (0.080)	0.310*** (0.101)	0.310*** (0.101)	0.310*** (0.114)
Handel	0.00002 (0.019)	0.00002 (0.019)	0.00002 (0.019)	0.00002 (0.021)	0.007 (0.073)	0.007 (0.078)	0.007 (0.078)	0.007 (0.083)	0.013 (0.127)	0.013 (0.134)	0.013 (0.134)	0.013 (0.142)
BNP per innbygger	0.002 (0.039)	0.002 (0.036)	0.002 (0.036)	0.002 (0.043)	-0.003 (0.145)	-0.003 (0.137)	-0.003 (0.137)	-0.003 (0.153)	0.005 (0.254)	0.005 (0.239)	0.005 (0.239)	0.005 (0.260)
Demokrati	0.024 (0.020)	0.024 (0.019)	0.024 (0.019)	0.024 (0.016)	0.104 (0.077)	0.104 (0.075)	0.104 (0.075)	0.104 (0.067)	0.197 (0.135)	0.197 (0.134)	0.197 (0.134)	0.197 (0.121)
Distanse	0.0001 (0.015)	0.0001 (0.014)	0.0001 (0.014)	0.0001 (0.014)	0.008 (0.060)	0.008 (0.057)	0.008 (0.057)	0.008 (0.055)	0.032 (0.105)	0.032 (0.102)	0.032 (0.102)	0.032 (0.100)
Populasjon	-0.012 (0.026)	-0.012 (0.024)	-0.012 (0.024)	-0.012 (0.026)	-0.141 (0.096)	-0.141 (0.096)	-0.141 (0.096)	-0.141 (0.101)	-0.255 (0.167)	-0.255 (0.166)	-0.255 (0.166)	-0.255 (0.174)
Konstant	0.462 (0.329)	0.462 (0.306)	0.462 (0.306)	0.462 (0.292)	0.272 (1.244)	0.272 (1.206)	0.272 (1.206)	0.272 (1.134)	0.246 (2.167)	0.246 (2.152)	0.246 (2.152)	0.246 (2.050)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja
Gruppete standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja
N	360	360	360	360	360	360	360	360	360	360	360	360
R ²	0.223	0.223	0.223	0.223	0.248	0.248	0.248	0.251	0.251	0.251	0.251	0.251
Justert R ²	0.160	0.160	0.160	0.160	0.117	0.117	0.117	0.120	0.120	0.120	0.120	0.120
McFaddens R ²					-160.637	-160.637	-160.637	-160.101	-160.637	-160.101	-160.101	-160.101
Log Likelihood					377.273	377.273	377.273	376.201	377.273	376.201	376.201	376.201
Akaike Inf. Crit.					0.412 (df = 332)	0.412 (df = 332)	0.412 (df = 332)	0.412 (df = 332)	3.533*** (df = 27; 332)	3.533*** (df = 27; 332)	3.533*** (df = 27; 332)	3.533*** (df = 27; 332)
Residual standardfeil												
F-verdi												

***Signifikt på 1 prosent-nivå. **Signifikt på 5 prosent-nivå. *Signifikt på 10 prosent-nivå. Fixed effects er benyttet for år, naturkatastrofetype og region. Disse er ikke inkludert i tabellen. Forklaringsvariablene, bortsett fra demokrati, er nedskalert til tusendeler. Deretter er de, bortsett fra demokrati og distanse, addert 0,000000001, og logaritmetransformert.

Videre har vi igjen ekskludert berørte, distanse og populasjon i følgende tabell. Koeffisienten til handel endres til å være negativ, men er heller ikke nå signifikant i noen av estimeringene. BNP per innbygger er nå konsekvent positiv, men også fremdeles ikke signifikant i noen av estimeringene. Drepte derimot er positiv og signifikant i alle estimeringer. Demokrati-indeksen er også i stor grad positiv og signifikant i de fleste estimeringene, og da også på tvers av modelltype. Den justerte R^2 for LPM og McFaddens justerte R^2 har alle blitt redusert. Det kan tenkes at det er ekskluderingen av antall berørte som er årsaken til dette. Berørte var tross alt signifikant i alle estimeringer i forrige tabell.

Tabell 19 – LPM-, Probit-, og Logit-estimeringer med et utvalg forklaringsvariabler

LPM, Probit og Logit med fixed effects												
	LPM	LPM	LPM	LPM	Probit	Probit	Probit	Probit	Logit	Logit	Logit	Logit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Drepte	0.017*** (0.005)	0.017*** (0.004)	0.017*** (0.004)	0.017*** (0.004)	0.083*** (0.024)	0.083** (0.034)	0.083** (0.034)	0.083** (0.036)	0.169*** (0.050)	0.169** (0.080)	0.169** (0.080)	0.169** (0.084)
Handel	-0.002 (0.012)	-0.002 (0.010)	-0.002 (0.010)	-0.002 (0.011)	-0.009 (0.044)	-0.009 (0.042)	-0.009 (0.042)	-0.009 (0.043)	-0.016 (0.078)	-0.016 (0.076)	-0.016 (0.076)	-0.016 (0.077)
BNP per innbygger	0.009 (0.035)	0.009 (0.033)	0.009 (0.033)	0.009 (0.035)	0.059 (0.129)	0.059 (0.122)	0.059 (0.122)	0.059 (0.128)	0.112 (0.224)	0.112 (0.216)	0.112 (0.216)	0.112 (0.222)
Demokrati	0.030 (0.019)	0.030* (0.018)	0.030* (0.018)	0.030* (0.016)	0.125* (0.069)	0.125* (0.065)	0.125* (0.065)	0.125** (0.056)	0.216* (0.121)	0.216* (0.114)	0.216* (0.114)	0.216** (0.100)
Konstant	0.417** (0.182)	0.417** (0.183)	0.417** (0.183)	0.417*** (0.155)	-0.243 (0.641)	-0.243 (0.633)	-0.243 (0.633)	-0.243 (0.561)	-0.365 (1.105)	-0.365 (1.114)	-0.365 (1.114)	-0.365 (1.000)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja
N	360				360				360			
R^2	0.209											
Justert R^2	0.153											
McFaddens R^2					0.206				0.209			
McFaddens justerte R^2					0.089				0.092			
Log Likelihood					-169.615				-169.091			
Akaike Inf. Crit.					389.229				388.182			
Residual standardfeil	0.414 (df = 335)											
F-verdi	3.695*** (df = 24; 335)											

Notabene: ***Signifikant på 1 prosent-nivå. **Signifikant på 5 prosent-nivå. *Signifikant på 10 prosent-nivå. Fixed effects er benyttet for år, naturkatastrofetype og region. Disse er ikke inkludert i tabellen. Forklaringsvariablene, bortsett fra demokrati, er nedskalert til tusendeler, addert 0,000000001, og deretter logaritmetransformert.

Vi følger samme fremgangsmåte som tidligere, og inkluderer nå kun antall berørte som forklaringsvariabel i tillegg til antall drepte. Som forventet er antall berørte signifikant på tvers av estimeringene og modellene. Vi merker oss også at den justerte R^2 og McFaddens justerte R^2 er forbedret i forhold til verdiene i de to foregående tabellene. Dette resultatet antar vi er en følge av at vi ekskluderer forklaringsvariabler som ikke er signifikante.

Tabell 20 – LPM-, Probit-, og Logit-estimeringer med antall drepte og berørte som forklaringsvariabler

LPM, Probit og Logit med fixed effects												
	LPM	LPM	LPM	LPM	Probit	Probit	Probit	Probit	Logit	Logit	Logit	Logit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Drepte	0.011** (0.005)	0.011*** (0.004)	0.011*** (0.004)	0.011** (0.005)	0.054** (0.023)	0.054* (0.028)	0.054* (0.028)	0.054* (0.030)	0.101** (0.045)	0.101* (0.057)	0.101* (0.057)	0.101* (0.060)
Berørte	0.016** (0.007)	0.016*** (0.006)	0.016*** (0.006)	0.016** (0.008)	0.142*** (0.039)	0.142*** (0.046)	0.142*** (0.046)	0.142*** (0.053)	0.248*** (0.069)	0.248*** (0.082)	0.248*** (0.082)	0.248*** (0.094)
Konstant	0.411*** (0.105)	0.411*** (0.113)	0.411*** (0.113)	0.411*** (0.100)	-0.673* (0.400)	-0.673 (0.427)	-0.673 (0.427)	-0.673 (0.419)	-1.147* (0.684)	-1.147 (0.737)	-1.147 (0.737)	-1.147 (0.722)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja
N	360				360				360			
R ²	0.217											
Justert R ²	0.166											
McFaddens R ²					0.233				0.233			
McFaddens justerte R ²					0.125				0.126			
Log Likelihood					-163.974				-163.800			
Akaike Inf. Crit.					373.947				373.600			
Residual standardfeil	0.411 (df = 337)											
F-verdi	4.239*** (df = 22; 337)											

Notabene: ***Signifikant på 1 prosent-nivå. **Signifikant på 5 prosent-nivå. *Signifikant på 10 prosent-nivå. Fixed effects er benyttet for år, naturkatastrofetypen og region. Disse er ikke inkludert i tabellen. Forklaringsvariablene er nedskalert til tusendeler, addert 0,00000001, og deretter logaritmetransformert.

Kombinasjonen av antall drepte og BNP per innbygger gjør nå at koeffisienten til BNP per innbygger nå er konsekvent negativ. Den er heller ikke nå signifikant i noen av estimeringene eller i de ulike modelltypene. I forhold til de foregående tabellene er også de justerte R² forverret. I forhold til forrige tabell er det nå lagt til en ikke-signifikant forklaringsvariabel i stedet for en som blir signifikant. Vi antar at det er dette som gjør at de justerte R² blir forverret, på samme måte som at de ble forbedret ved å inkludere antall berørte sammen med antall drepte.

Tabell 21 – LPM-, Probit-, og Logit-estimeringer med antall drepte og BNP per innbygger som forklaringsvariabler

LPM, Probit og Logit med fixed effects												
	LPM	LPM	LPM	LPM	Probit	Probit	Probit	Probit	Logit	Logit	Logit	Logit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Drepte	0.017*** (0.004)	0.017*** (0.004)	0.017*** (0.004)	0.017*** (0.004)	0.083*** (0.023)	0.083** (0.033)	0.083** (0.033)	0.083** (0.035)	0.171*** (0.049)	0.171** (0.078)	0.171** (0.078)	0.171** (0.082)
BNP per innbygger	-0.019 (0.028)	-0.019 (0.028)	-0.019 (0.028)	-0.019 (0.030)	-0.055 (0.098)	-0.055 (0.100)	-0.055 (0.100)	-0.055 (0.106)	-0.085 (0.169)	-0.085 (0.171)	-0.085 (0.171)	-0.085 (0.181)
Konstant	0.524*** (0.100)	0.524*** (0.114)	0.524*** (0.114)	0.524*** (0.100)	0.213 (0.330)	0.213 (0.349)	0.213 (0.349)	0.213 (0.311)	0.438 (0.551)	0.438 (0.584)	0.438 (0.584)	0.438 (0.514)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja
N	360				360				360			
R ²	0.204											
Justert R ²	0.152											
McFaddens R ²					0.199				0.201			
McFaddens justerte R ²					0.091				0.093			
Log Likelihood					-171.195				-170.728			
Akaike Inf. Crit.					388.390				387.455			
Residual standardfeil	0.414 (df = 337)											
F-verdi	3.914*** (df = 22; 337)											

Notabene: ***Signifikant på 1 prosent-nivå. **Signifikant på 5 prosent-nivå. *Signifikant på 10 prosent-nivå. Fixed effects er benyttet for år, naturkatastrofetypen og region. Disse er ikke inkludert i tabellen. Forklaringsvariablene er nedskalert til tusendeler, addert 0,00000001, og deretter logaritmetransformert.

I de to neste tabellene finner man resultatene av antall drepte sammen med handel i en tabell, og antall drepte sammen med distanse i tabellen etter. Både handel og distanse har negative, men ikke signifikante koeffisienter. Vi merker oss at de justerte R^2 faktisk er omtrent helt like hverandre og ikke særlig forskjellig fra de justerte R^2 i forrige tabell.

Tabell 22 – LPM-, Probit-, og Logit-estimeringer med antall drepte og handel som forklaringsvariabler

LPM, Probit og Logit med fixed effects												
	LPM	LPM	LPM	LPM	Probit	Probit	Probit	Probit	Logit	Logit	Logit	Logit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Drepte	0.017*** (0.005)	0.017*** (0.004)	0.017*** (0.004)	0.017*** (0.004)	0.085*** (0.023)	0.085** (0.033)	0.085** (0.033)	0.085** (0.035)	0.176*** (0.050)	0.176** (0.079)	0.176** (0.079)	0.176** (0.083)
Handel	-0.005 (0.011)	-0.005 (0.010)	-0.005 (0.010)	-0.005 (0.011)	-0.013 (0.039)	-0.013 (0.039)	-0.013 (0.039)	-0.013 (0.040)	-0.019 (0.067)	-0.019 (0.067)	-0.019 (0.067)	-0.019 (0.071)
Konstant	0.565** (0.158)	0.565*** (0.162)	0.565*** (0.162)	0.565*** (0.153)	0.322 (0.555)	0.322 (0.565)	0.322 (0.565)	0.322 (0.548)	0.595 (0.951)	0.595 (0.975)	0.595 (0.975)	0.595 (0.958)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja
N	360	360	360	360	360	360	360	360	360	360	360	360
R ²	0.203											
Justert R ²	0.151											
McFaddens R ²					0.198				0.200			
McFaddens justerte R ²					0.091				0.093			
Log Likelihood					-171.297				-170.815			
Akaike Inf. Crit.					388.594				387.631			
Residual standardfeil	0.415 (df = 337)											
F-verdi	3.898*** (df = 22; 337)											

Notabene: ***Signifikant på 1 prosent-nivå. **Signifikant på 5 prosent-nivå. *Signifikant på 10 prosent-nivå. Fixed effects er benyttet for år, naturkatastrofetype og region. Disse er ikke inkludert i tabellen. Forklaringsvariablene er nedskalert til tusendeler, addert 0,000000001, og deretter logaritmetransformert.

Under presenteres resultatene fra antall drepte sammen med distanse:

Tabell 23 – LPM-, Probit-, og Logit-estimeringer med antall drepte og distanse som forklaringsvariabler

LPM, Probit og Logit med fixed effects												
	LPM	LPM	LPM	LPM	Probit	Probit	Probit	Probit	Logit	Logit	Logit	Logit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Drepte	0.017*** (0.004)	0.017*** (0.004)	0.017*** (0.004)	0.017*** (0.004)	0.083*** (0.023)	0.083** (0.033)	0.083** (0.033)	0.083** (0.035)	0.171*** (0.049)	0.171** (0.078)	0.171** (0.078)	0.171** (0.081)
Distanse	-0.005 (0.014)	-0.005 (0.013)	-0.005 (0.013)	-0.005 (0.014)	-0.031 (0.053)	-0.031 (0.051)	-0.031 (0.051)	-0.031 (0.054)	-0.042 (0.092)	-0.042 (0.090)	-0.042 (0.090)	-0.042 (0.095)
Konstant	0.566** (0.173)	0.566*** (0.168)	0.566*** (0.168)	0.566*** (0.166)	0.496 (0.631)	0.496 (0.608)	0.496 (0.608)	0.496 (0.607)	0.808 (1.081)	0.808 (1.053)	0.808 (1.053)	0.808 (1.068)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja
N	360	360	360	360	360	360	360	360	360	360	360	360
R ²	0.203											
Justert R ²	0.151											
McFaddens R ²					0.199				0.201			
McFaddens justerte R ²					0.091				0.093			
Log Likelihood					-171.178				-170.747			
Akaike Inf. Crit.					388.357				387.495			
Residual Std. Error	0.415 (df = 337)											
F-verdi	3.896*** (df = 22; 337)											

Notabene: ***Signifikant på 1 prosent-nivå. **Signifikant på 5 prosent-nivå. *Signifikant på 10 prosent-nivå. Fixed effects er benyttet for år, naturkatastrofetype og region. Disse er ikke inkludert i tabellen. Forklaringsvariablene er nedskalert til tusendeler. Drepte er addert 0,000000001, og deretter logaritmetransformert.

I siste tabell i analysen ser man resultatene fra demokrati-indeksen sammen med antall drepte. Vi ser at koeffisienten for demokrati-indeksen stort sett er positiv og signifikant på tvers av estimeringer og modelltyper. Dette indikerer en positiv assosiasjon mellom score på demokrati-indeksen og bistandsvolumet. I OLS-estimeringene var ingen av koeffisientene for demokrati-indeksen positive når den var alene med antall drepte, men den var positiv i en av estimeringene med Tobit med samme forklaringsvariabler. Dersom man antar at forutsetningene for å dra inferens fra de ulike modellene er til stede, så kan dette resultatet tyde på at det gis mer til land som scorer høyere på demokrati-indeksen. Videre ser vi at de justerte R^2 er noe forbedret i forhold til de estimeringene der det er lagt til en ikke-signifikant forklaringsvariabel i tillegg til antall drepte.

Tabell 24 – LPM-, Probit-, og Logit-estimeringer med antall drepte og demokrati-indeksen som forklaringsvariabler

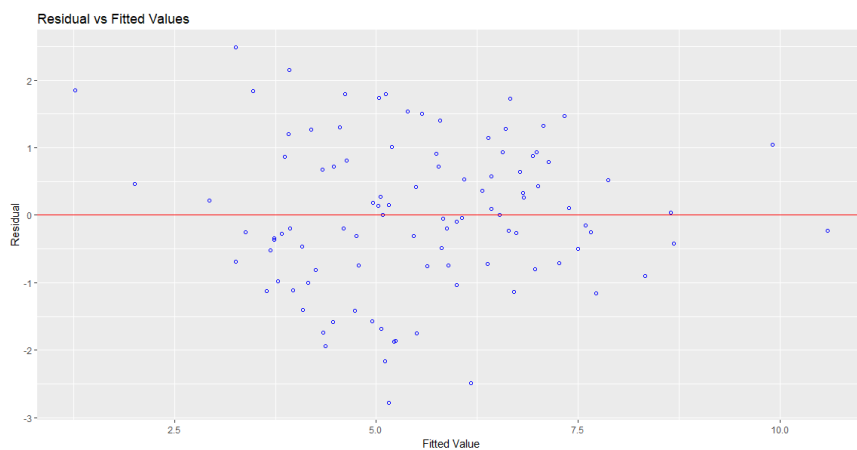
LPM, Probit og Logit med fixed effects												
	LPM (1)	LPM (2)	LPM (3)	LPM (4)	Probit (5)	Probit (6)	Probit (7)	Probit (8)	Logit (9)	Logit (10)	Logit (11)	Logit (12)
Drepte	0.016*** (0.004)	0.016*** (0.004)	0.016*** (0.004)	0.016*** (0.004)	0.081*** (0.023)	0.081** (0.032)	0.081** (0.032)	0.081** (0.033)	0.165*** (0.049)	0.165** (0.075)	0.165** (0.075)	0.165** (0.079)
Demokrati	0.028* (0.016)	0.028* (0.016)	0.028* (0.016)	0.028* (0.016)	0.109* (0.060)	0.109* (0.058)	0.109* (0.058)	0.109** (0.055)	0.187* (0.104)	0.187* (0.101)	0.187* (0.101)	0.187* (0.097)
Konstant	0.404*** (0.116)	0.404*** (0.124)	0.404*** (0.124)	0.404*** (0.106)	-0.253 (0.398)	-0.253 (0.404)	-0.253 (0.404)	-0.253 (0.353)	-0.354 (0.677)	-0.354 (0.698)	-0.354 (0.698)	-0.354 (0.616)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja
N	360				360				360			
R ²	0.209											
Justert R ²	0.157											
McFaddens R ²					0.206				0.208			
McFaddens justerte R ²					0.098				0.100			
Log Likelihood					-169.716				-169.217			
Akaike Inf. Crit.					385.432				384.435			
Residual standardfeil	0.413 (df = 337)											
F-verdi	4.050*** (df = 22; 337)											

Notabene: ***Signifikant på 1 prosent-nivå. **Signifikant på 5 prosent-nivå. *Signifikant på 10 prosent-nivå. Fixed effects er benyttet for år, naturkatastrofetype og region. Disse er ikke inkludert i tabellen. Drepte er nedskalert til tusendeler, addert 0,000000001, og logaritmetransformert.

5.1 Diagnostikk

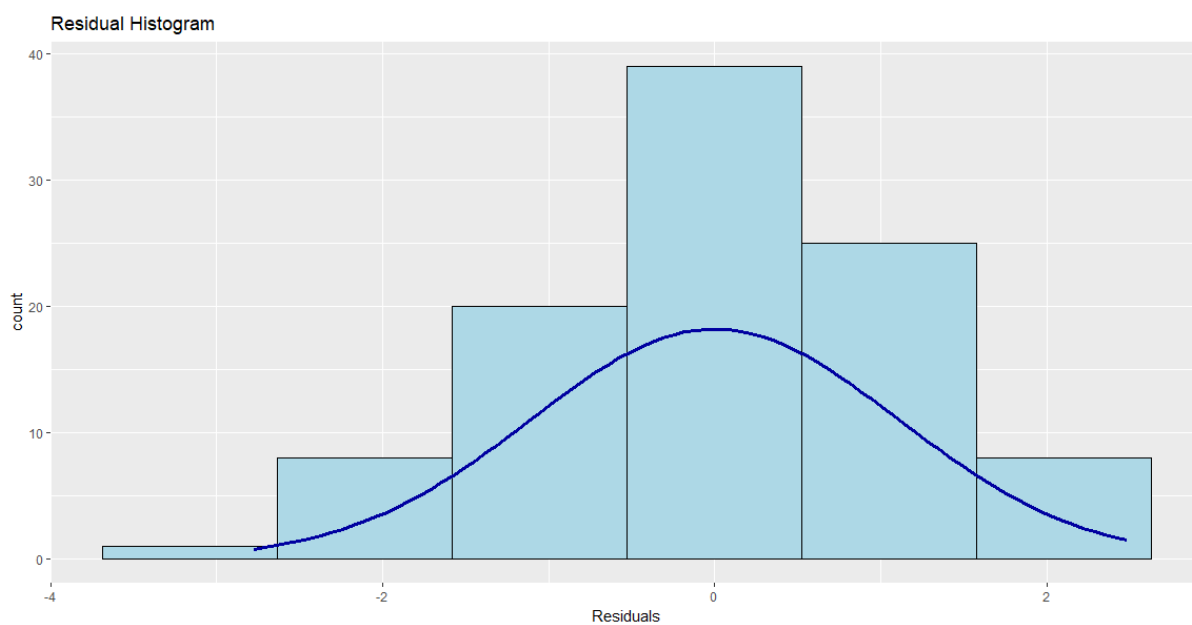
I det følgende har vi lagt ved diagnostikk av OLS-estimering (8) i første OLS-tabell. I OLS-estimering (8) er alle forklaringsvariabler inkludert og alle null-observasjoner er filtrert vekk, samt at den avhengige variabel er logaritmetransformert. Selv om filtrering av null-observasjoner sannsynligvis fører til en viss bias i estimatene, er det denne estimeringen som tilsynelatende er nærmest de ideelle forutsetningene for å dra inferens fra OLS-estimering. I følgende figur er residualverdiene satt opp mot fitted-verdiene, vi ser at verdiene er relativt tilfeldig spredt rundt 0:

Figur 1 – Residualverdier og fitted-verdier



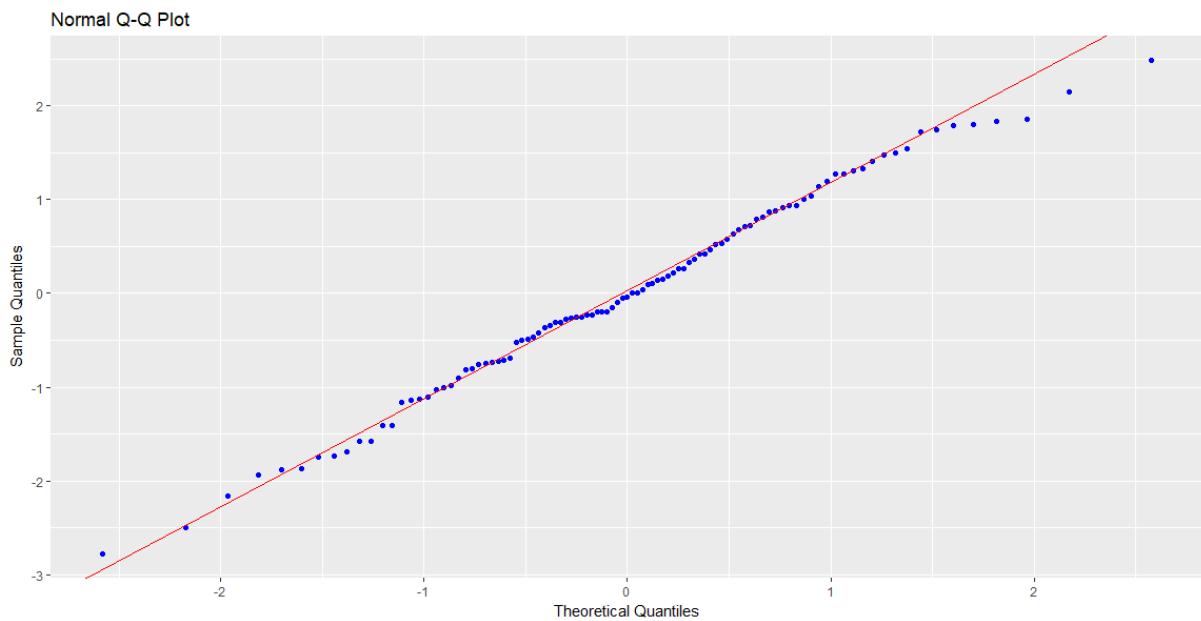
I følgende figur ser man et histogram av residualene:

Figur 2 – Histogram av residualene



I følgende figur ser man normalitetsplottet av nevnte estimering:

Figur 3 – Q-Q plot



Ved visuell inspeksjon ser forutsetningene for å dra inferens fra OLS-estimering ut til å holde, men det er også en fordel å utføre normalitetstester. Derfor har vi utført normalitetstester og kalkulert en korrelasjon mellom observerte residual og forventede residual under normalitet. Normalitetstestene og nevnte korrelasjon ser i stor grad ut til å være i tråd med resonnementet fra den visuelle inspeksjonen. Resultatet av normalitetstestene og den kalkulerte korrelasjonen presenteres i det følgende:

Tabell 25 – Normalitetstester

Test	Statistic	pvalue
Shapiro-wilk	0.9923	0.8374
Kolmogorov-Smirnov	0.0364	0.9993
Cramer-von Mises	7.0699	0.0000
Anderson-Darling	0.1839	0.9071

Figur 4 – Korrelasjon mellom observerte residual og forventede residual under normalitet

[1] 0.9972398

6.0 Diskusjon og kritikk

Resultatene fra analysen viser at koeffisientene for antall drepte og berørte i stor grad er signifikante, og har positive fortegn i alle estimeringer. Stort sett viser resultatene at Norge med større sannsynlighet vil gi, samt allokere større mengder bistand, desto høyere nivået av antall drepte og berørte er i det katastroferammede landet.

På en generell basis kan disse funnene sammenlignes med resultatene til Fink og Redaelli (2011), Drury, Olson og Van Belle (2005) og Strömberg (2007). Jevnt over viser også disse analysene en systematisk sammenheng mellom donert katastrofebistand og humanitære behov. Ser man nærmere på analysen til Fink og Redaelli (2011), viser OLS-estimeringen at Norge hadde et sentralt fokus på humanitær bistandsallokering også i perioden 1992-2004. I løpet av perioden økte Norge bistandsvolumet med katastrofeomfanget, og reduserte bistandsvolumet med mottakerlandets evne til å klare seg selv, målt med variabelen BNP per innbygger. Koeffisienten for antall drepte var positiv signifikant på 5%-nivå, samtidig som koeffisienten for antall berørte var ikke-signifikant i den aktuelle tidsperioden. Sammenligner man dette med resultatene fra vår periode, gir Tobit- og OLS-estimatene signifikante utslag for koeffisientene til både antall drepte og berørte i omtrent samtlige estimeringer. Uavhengig av hvor mange faktorer det kontrolleres for, fremkommer koeffisientene som signifikant i minst én av estimeringene i hver tabell. Likevel foreligger det en vesentlig forskjell som må poengteres i denne sammenligningen. OLS-estimatene til Fink og Redaelli (2011) kontrollerer for flere, og andre faktorer i sin modell. Dette har selvsagt en innvirkning på de endelige regresjonsresultatene. Ulik bruk av forklaringsvariabler gjør det vanskelig å fremme en påstand om at det foreligger et økt fokus på humanitær bistandsfordeling for Norge i perioden som vi analyser for. Fra LPM-, Probit- og Logit-analysene våre, ser man igjen at signifikansnivået for begge variablene tilsvarer resultatene til Fink og Redaelli (2011). Fortsatt tyder estimatene på at prinsippene fra GHD, FN og Utenriksdepartementet (2009) blir overholdt. Det er vanskelig å uttale noe konkret om effekten av den humanitære strategien fra 2008. Det ble uttalt løfter om økt administrativ kapasitet for revisjon og kontroll av de humanitære bistandsmidlene. Det ble også gitt løfter om investeringer i beredskapen etter naturkatastrofer. Det kan tenkes at disse tiltakene har vært med på å

dreie resultatene i retning av de humanitære prinsippene. Våre resultater ser i større grad ut til å være nærmere disse, enn resultatene i Fink og Redaelli (2011). Videre er det vanskelig å konstatere om Norge har oppnådd posisjonen som en av de ledende økonomiske og politiske partnerne innen internasjonal humanitær bistand. Vi mangler et sammenligningsgrunnlag for å verifisere eller avkrefte om dette målet fra strategien ser ut til å være oppnådd i forhold til andre donorland. Alt tatt i betraktning, støtter våre resultater hypotesene om at norsk humanitær bistand ved naturkatastrofer i utlandet er statistisk positivt assosiert med antall drepte og berørte, i landet der naturkatastrofen har skjedd.

For demokrati-indeksen ser vi et variert resultat mellom fortegnene i de ulike estimeringene og tabellene. De signifikante koeffisientene holder seg fortsatt positiv i alle tabellene der de er inkludert. Demokrati-indeksen er ikke signifikant i noen av tabellene hvor alle benyttede variabler er kontrollert for. Fra tabell 10 og 17 fremkommer det svake, men fortsatt signifikante indikasjoner på at Norge donerer mer bistand til land som er mindre demokratiske. Når det gjelder sannsynligheten for at bistand blir gitt, viser tabell 19 og 24 positive signifikante koeffisienter i enkelte av estimeringene. Her er indikasjonene noe sterkere enn for allokeringen, og varierer mellom 5% og 10% signifikansnivå.

Sammenligner vi resultatene med Fink og Redaelli (2011), ser det ut til at den systematiske sammenhengen mellom bistand og demokrati-indeksen er redusert i vår analyseperiode. Vi finner riktignok bevis for at både mengde og sannsynlighet for å motta bistand påvirkes av mottakerlandets styresett, men resultatene er kun gjeldende når få variabler er kontrollert for. I disse modellene er også forklaringsgraden relativt lav. Samtidig er det kun Probit-resultatene til Fink og Redaelli (2011) som viser et signifikant utslag for demokrati-indeksen. OLS-estimatene var ikke signifikant i deres analyseperiode. Med andre ord fant forfatterne indikasjoner på at mindre demokratiske land hadde større sannsynlighet for å motta katastrofebistand fra Norge.

Det virker ikke å være noen endring i retningen på koeffisienten til demokrati-indeksen i vår analyseperiode, sammenlignet med analyseperioden i Fink og Redaelli (2011). Det er ingen klare overordnede systematiske sammenhenger som peker dit at Norge allokterer mer eller mindre bistand i henhold til landets styresett. Dette kan igjen sees i sammenheng med

Norges humanitære strategi. Som det blir nevnt i strategien, vil de nye globale utfordringene fremme et behov for økt norsk engasjement. Dette engasjementet vil knyttes til humanitær innsats, fredsbygging og arbeid for å fremme menneskerettigheter og demokrati (Utenriksdepartementet 2009, 6). Samtidig konstaterer den norske regjeringen at det ikke er de nasjonale interessene som er grunnlaget for Norges humanitære politikk. Det er fortsatt de menneskelige behovene i katastroferammede land som er hovedfokuset (Utenriksdepartementet 2009, 6). Det er altså ikke fellestrekket om demokrati som skal styre allokeringen av disse bistandsmidlene. Selv om Norge ønsker å arbeide for å fremme demokrati, viser ikke våre resultater at dette er en faktor som påvirker mengden av bistanden som blir gitt. Som forklart i Fink og Redaelli (2011) vil demokratiske land også ha styrefunksjoner som kan gjøre behovet for humanitær bistand mindre. Mangel på demokrati kan derimot ha en tendens til å forverre omfanget av naturkatastrofer. At mindre demokratiske land mottar mer nødhjelp, vil derfor kunne være i tråd med de humanitære prinsippene. Samtidig ville det også brutt med de humanitære prinsippene dersom bistanden ble brukt som et pressmiddel for å innføre demokratiske reformer.

Ser man på resultatene til Drury, Olson og Van Belle (2005) ble det påvist at amerikanske OFDA, i stor grad, var mer tilbøyelige til å gi bistand til mer demokratiske land. Analysen ble gjennomført i tidsperioden 1964-1995. Dette resultatet er i samsvar med analysen til Fink og Redaelli (2011). De påviste også at USA, i stor grad, var mer tilbøyelige til å gi til mer demokratiske land mellom 1992-2004. Disse resultatene viser at USA, fra et historisk perspektiv, har foretrukket å gi nødhjelp til land som deler deres egne synspunkter om styresett. Dette var også forventningen til Drury, Olson og Van Belle (2005). De hevdet at like ideologier mellom land var med å skape tettere bånd, og at dette igjen gjorde donorland mer tilbøyelige til å hjelpe i nødsituasjoner. Av de overordnede resultatene som knyttes til de ulike tidsperiodene, kan det se ut som at Norge og USA påvirkes forskjellig av mottakerlandets styresett. Generelt sett står resultatene våre også i kontrast med forskningen på utviklingsbistand. Fra analysene til Younas (2008) og Alesina og Dollar (2000), er det stort sett en positiv sammenheng mellom den donerte bistanden fra DAC-medlemmene, og styresettet i de katastroferammede mottakerlandene. I henhold til vår hypotese, ser vi fremdeles enkelte bevis for at Norge fortsetter trenden med å gi bistand til mindre demokratiske land som i Fink og Redaelli (2011). Samtidig er muligens den systematiske sammenhengen mellom bistand og demokrati-indeksen noe redusert med tanke på signifikans, sett i sammenheng med resultatene til Fink og Redaelli (2011).

For handel ser vi særdeles svake indikasjoner på at dette innvirker på Norges allokeringstilstander for katastrofebistand. Koeffisienten er kun signifikant i tabell 8 og gir ikke utslag når det kontrolleres for flere variabler. I estimeringene ser vi at fortegnet stort sett er negativt for denne variabelen. Ser vi på den geografiske distansen mellom donor og mottaker, finner vi ingen indikasjoner som tilsier at denne faktoren har en systematisk sammenheng med katastrofebistanden gitt av Norge. Fortegnene for koeffisientene er også varierte, noe som gjør det vanskelig å antyde om geografisk nærliggende land er preferert i bistandsallokeringen.

I litteraturanalysen ble det stort sett påvist en positiv relasjon mellom handelsvariablene og bistand. Til tross for de ulike målene for handel i disse analysene, ser vi fremdeles at våre resultater står i kontrast med disse funnene. Bevisene er riktignok svake, men peker fortsatt mot at Norge konsentrerer sin bistand mot land det handles mindre med. Det kan tenkes at dette henger sammen med fokus på mindre utviklede land. Disse har generelt små økonomier med lite handel og gjerne lite utviklingsvennlig makroøkonomisk politikk som også kjennetegnes av mindre handelsåpenhet. Resultatene forsterker argumentet til Schraeder, Hook og Taylor (1998) og Faust og Ziaja (2012), som pekte på behovet for mer individuell granskning av donorland. De førstnevnte forfatterne knyttet dette argumentet til sine regresjonsresultater, som konkluderte med at ingen av donorlandene responderte helt likt når det gjaldt handel. Slike resultater kan være med å vise til de ulike insentivstrukturene som donorland har, jamfør tankegangen til Faust og Ziaja (2012). Samtidig påviste Schraeder, Hook og Taylor (1998) at Sverige og de andre nordiske landene delte resultatet om en positiv sammenheng mellom handel og bistand. Dette er resultater som igjen støtter påstanden til Neumayer (2003), som hevdet at de nordiske landene er likesinnede donorland. Disse kontrastene som oppstår i analysene, fremhever poenget om at donorlands tendenser vanskelig kan generaliseres til å gjelde for alle donorland. Videre ser man at påstanden til Neumayer (2003) blir svekket når man drar inn resultatene til Dreher, Mölders og Nunnenkamp (2010). Her ble det påvist at Sverige gir mindre bistand til ressurssterke mottakerland med større eksportmarked. Ser man det sistnevnte i kombinasjon med våre resultater, blir det igjen usikkert om de nordiske landene faktisk er så likesinnede. En kan også legge til at Fink og Redaelli (2011) fant at Norge hadde en signifikant negativ koeffisient for handelsåpenhet.

Selv om litteraturanalysen, i stor grad, viser en positiv sammenheng mellom handel og bistand, så er det fortsatt enkelte ulikheter som forsterker behovet for individuell granskning. Resultatene våre gir riktignok ikke tilfredsstillende bevis for å antyde at norsk bistand har en negativ sammenheng med handel, men de fremhever fortsatt forskjeller som kan eksistere mellom donorland, og poengterer at disse bør granskes bedre før man generaliserer eventuelle tendenser mellom handel og bistand.

Koeffisientene for BNP per innbygger har også forskjellige fortegn i analysen. Samtidig er de signifikante variablene konsekvent negative, som man ser fra tabell 5 og 7.

Mottakerlandets evne til å håndtere naturkatastrofer, som representert med variabelen BNP per innbygger, er altså ikke signifikant når vi kontrollerer for alle variablene i analysen. Det er kun enkelte estimeringer fra OLS som gir utslag, hvor det igjen antydes at bistandsvolumet fra Norge er det som påvirkes av denne faktoren.

For perioden 1992-2004 viser analysen til Fink og Redaelli (2011) en negativ koeffisient for BNP per innbygger, hvor denne kun er signifikant i allokeringsestimeringen. Sammenlignet med vår periode, ser Norge fremdeles ut til å rette bistanden mot de mer fattige mottakerlandene. Samtidig er bevisene for denne systematiske sammenhengen noe svekket i vår analyseperiode, da koeffisientene ikke er signifikant i estimeringene der alle variablene er kontrollert for. Videre ser man at litteraturen, i stor grad, peker mot negative sammenhenger mellom bistand og BNP per innbygger. De enkelte unntakene finner vi i litteraturen til Büthe (2013), Fink og Redaelli (2011), samt Dreher, Nunnekamp og Thiele (2011). Büthe (2013) hevdet at private donorer kunne være mer drevet av mottakers behov enn offentlige. Resultatene var også med å underbygge denne påstanden, da det ikke fremkom noe bevis for at den amerikanske regjeringen tok hensyn til dette. Ser man på den norske regjeringen som beslutningstaker i kontrast til den amerikanske, fremkommer det en konsekvent preferanse for de mer fattige landene når vi kombinerer analyseperioden vår med Fink og Redaelli (2011). Det at Norge søker å donere mindre bistand til de mer ressurssterke landene, er et tegn på at det ligger strategiske motiv bak nødhjelpen som er i tråd med de humanitære prinsippene. Heller ikke denne faktoren er med å bidra til potensiell skjevfordeling av de norske humanitære bistandsmidlene. I henhold til hypotesen, finner vi indikasjoner på at norsk humanitær bistand er negativt assosiert med BNP per innbygger for landet der naturkatastrofen har skjedd.

Våre resultater forutsetter at tilgjengelig data faktisk representerer den norske bistandsdistribusjon. Data for den humanitære bistanden, som er den mest sentrale variabelen i våre analyser, er basert på frivillig rapportering. Dette kan være et problem dersom rapportører har insentiv til å unnlate å rapportere riktig informasjon, eventuelt ikke rapportere informasjon i det hele tatt. Det samme kan tenkes å gjelde for andre variabler også. Likevel, de kildene vi har hentet data fra har vært benyttet av forskere med mer erfaring og fartstid innenfor fagfeltet. Selv om dette ikke nødvendigvis er en garanti for at data representerer den faktiske bistandsdistribusjon, kan det likevel være et tegn på kvalitet. Vi har heller ikke funnet kilder vi anser som mer passende eller troverdige enn de vi har benyttet. Vi velger derfor heller å være varsomme med vår tolkning av resultater.

Reverskausalitet kan også være en faktor som påvirker våre resultatets validitet. Analysen er begrenset til naturkatastrofer som oppstår uten særlig forvarsel og der selve naturfenomenet opphører i løpet av kort tid. Dette gjør at den potensielle effekten av bistand på forklaringsvariablene som omfatter humanitært behov reduseres, om ikke forsvinner helt. Det må likevel påpekes at slike effekter kan være til stede. En større bekymring har vært reverskausalitet på forklaringsvariabler som ikke er direkte relatert til selve naturkatastrofene. Det kan for eksempel tenkes at bistand har en effekt på både et rammet lands BNP per innbygger og den handel Norge har med dette mottakerlandet. Et av formålene med bistand er å redusere de ødeleggende konsekvensene naturkatastrofer har. Det kan derfor tenkes at bistand kan ha en forebyggende effekt på både handel og BNP per innbygger. Younas (2008, 665) forklarer derimot at forskning på bistand ikke finner klare bevis på at den skaper vekst. Han påpeker derfor at det vil være liten grunn til å tro at det finnes reverskausalitet mellom bistand og verdier som inntekt per innbygger og import. Dette argumentet burde også kunne gjelde for den type bistand vi forsker på og for de forklaringsvariabler vi har benyttet. Bruk av instrumentvariabler kunne vært et steg videre i retning av å forklare kausale forhold. I mangel på gode instrumentvariabler har vi derimot sett oss nødt til å bare stole på de resultatene vi har fått.

Det må også påpekes at sammenhenger som kunne indikert økonomisk og politisk selvinteresse, ikke nødvendigvis betyr at det er økonomisk og politisk selvinteresse som er årsaken til sammenhengene. En donor kan opptre altruistisk, men det kan likevel finnes positive korrelasjoner mellom for eksempel handel og bistand. Slike sammenhenger kan forklares av andre forhold som er vanskelig å modellere. I tillegg ville det vært naturlig at

de fleste donorland samarbeider med tanke på allokering av bistand. Dersom et donorland gir en betydelig sum til en naturkatastrofe, kan det hende at andre donorland ikke gir bistand eller gir mindre bistand som en følge av dette. Et annet poeng som må gjøres er at humanitær bistand også kan fungere som en kanal for annen type bistand. Det kan tenkes at det finnes land som ikke ønsker bistand fra land som Norge, men som godtar hjelp i ekstremtilfeller som naturkatastrofer. Donorland kan da ha insentiv til å øke bistand, mer enn hva det rene humanitære behovet skulle tilsi, for å kompensere for slike holdninger. I ekstremtilfeller kan muligens også naturkatastrofer være så ødeleggende at bistanden ikke er proporsjonal med resten av donasjonene. Det er ikke nødvendigvis noe galt i det, men det kan tenkes å ha en effekt på resultatene våre.

7.0 Oppsummering og konklusjon

Tidligere har vi utført en litteraturanalyse som endte med en beskrivelse av determinanter som har vært sentrale i bistandsforskning. Disse beskrivelsene ble kondensert til testbare hypoteser og satt i lys av norsk humanitær bistandsstrategi. Deretter ble metodebruk i tidligere forskning gjennomgått, som igjen ledet til en omfattende analyse av bistandsdata relatert til norsk humanitær bistand. I det følgende vil vi forklare begrensninger av forskningen, presentere styrker og svakheter, komme med refleksjoner angående muligheter for fremtidig forskning og samtidig oppsummere våre resultater.

Et vesentlig poeng med resultatene fra analysen er at de kun gjelder for Norge i den tidsperioden som er analysert. Det vil si at resultatene bare gjelder for bistand innvilget av den norske regjering for perioden 2000-2012. Våre resultater vil derfor også overlape noe med resultatene fra tidligere forskning. Data for humanitær bistand, før og etter perioden, har enten vært vanskelig å oppdrive eller vært problematiske med tanke på analytiske implikasjoner. Databasen der bistandsdata er hentet fra har ikke lenger registreringer av transaksjoner før 2000. I tillegg var det svært få observasjoner etter 2012 som igjen førte til brudd med forutsetningene for påliteligheten til de analytiske modellene dersom observasjonene skulle inkluderes. En svakhet kan derfor være at analyseperioden er noe kort. Samtidig inneholder det endelige datasettet 360 observasjoner, der 101 var positive norske bistandsobservasjoner. En del av fokuset var også å se på om den norske bistandsdistribueringen har endret seg siden forrige gang den ble forsket på. Det var også ønskelig å kun analysere et land for å bedre forstå de sammenhengene andre forskere har konkludert med. Våre resultat strider mot de generelle trendene for bistand, også humanitær bistand, men er samtidig en støtte for at det kan finnes individuelle forskjeller mellom donorland.

Våre resultater er basert på en unik kombinasjon av forklaringsvariabler som har vært anvendt spesifikt for å forklare fordelingen av humanitær bistand. For en norsk kontekst er det kun resultatene i Fink og Redaelli (2011) som er direkte sammenlignbare med våre resultater, men analyseperiodene er som nevnt forskjellige. De har også benyttet flere forklaringsvariabler, uten at det nødvendigvis fører til bedre resultater. Vi skiller oss fra

deres verk med at vi har fokusert på de forklaringsvariablene som har skilt seg ut både ved selektering og allokering av humanitær bistand.

Et formål har vært å potensielt skape en basis for fremtidig forskning innenfor fagfeltet. Våre resultater tyder på at den norske bistandsdistribueringen i stor grad er basert på de humanitære behovene ved naturkatastrofer. Spesielt indikeres dette ved signifikansen av målene på humanitært behov på tvers av estimeringer og modelltyper i analysen. Man skal være forsiktig med å dra slutninger ut fra manglende signifikans på forklaringsvariablene som er ment å være mål på strategisk, politisk og økonomisk selvinteresse. Likevel kan manglende signifikans være en indikasjon på at det er de humanitære behovene som dominerer det norske bistandsbildet. Den stort sett negative koeffisienten til forklaringsvariabelen BNP per innbygger kan gi et inntrykk av at bistand blir gitt til mer ressursvake land, selv om denne trenden ikke er klar og tydelig. Det samme gjelder for handel, som for øvrig gjerne vil være korrelert med BNP per innbygger. Det kan tenkes at de negative koeffisientene for handel er tegn på at det ikke er økonomisk selvinteresse som er fokuset, men heller tvert imot at det er tatt hensyn til at det gjerne er de mest ressursvake landene som ofte lider mest. Geografisk distanse som også har vært brukt som en funksjon av økonomisk selvinteresse, men som likevel kan tenkes å være et bredere mål, har derimot hatt negativ koeffisienter som igjen muligens kan indikere en motstridende trend. En negativ koeffisient, selv om den ikke har vært signifikant, kan tolkes som at ved kontrollering av andre forhold, er det mulig at det faktisk gis mer til geografisk nærmere land. Likevel finnes det ingen klare indikasjoner på at et slikt forhold eksisterer, og vi velger derfor å la være å kommentere dette ytterligere. Koeffisientene til demokrati-indeksen har stort sett vært positiv og tyder på at bistand har vært selektert og allokert i retning av land som scorer høyere på demokrati-indeksen. Dette vil si land som gjerne er mer preget av politisk uro, mangel på politiske og sivile rettigheter og maktskjevheter blant befolkningen. Det kan tenkes at slike land også påvirkes såpass negativt av styremåten at konsekvensene av naturkatastrofene forverres relativt til andre land. En positiv koeffisient kan derfor tolkes som at bistandspolitikken tar stilling til dette ved selektering og allokering til mottakerlandene. Igjen må det likevel understrekes at man bør tolke slike resultater med varsomhet. Vi tolker resultatene i den retning at de er i tråd med de uttalte målene og prinsippene for humanitær bistand. Vi finner ingen klare tegn på at den norske bistandsdistribueringen ikke er human, ikke nøytral, partisk eller avhengig av andre forhold. Derimot finnes det indikasjoner på det motsatte, og det er en styrke at vi

har hatt muligheten til å stille analytiske resultater opp mot en uttalt strategi for den norske bistandsdistribueringen.

Vår forskning skiller seg også fra annen forskning ved at den benytter flere typer analytiske estimeringsmodeller. Vi mener det er en styrke at man kun analyserer ett donorland, som følge av at nasjonale trender potensielt viskes ut eller overstyres ved inkludering av flere donorlands bistandsdistribuering i en analyse. I løpet av analyseperioden er det også gjort tiltak, og som nevnt, nedfelt en strategi for hvordan den norske bistandsdistribueringen skal foregå. Slike faktorer mener vi fører til at det er nødvendig å separere bistandsforskningen for å unngå feilslutninger, som at bistand ikke blir gitt på basis av de humanitære prinsippene for et gitt utvalg av donorland. Vår forskning er et steg videre fra påstandene om at det kan finnes individuelle forskjeller blant donorland. I tillegg er våre valg fra litteraturanalyse til resultat transparente. Dette gjør det enklere å supplere med, samt nyansere fremtidig forskning. I løpet av forskningsperioden har vi måttet ta stilling til det vi anser som flere kritiske utfordringer. I forskning har disse tilsynelatende blitt neglisjert, eller i verst fall ikke blitt nevnt. Blant annet gjelder dette problematikken med å strukturere data og unngå egen bias i den endelige datasammensetningen. Vi mener det er en fordel at vi tilbyr et åpent innblikk i forskningen, og har strebet etter å la resultatene av våre valg være enklest mulig etterprøvbare.

Videre hadde det vært interessant å se om våre resultater hadde vært konsekvente ved å analysere ulike segment i forklaringsvariabler, som for eksempel handel. Det kan tenkes at handel av petroleum- og fiskeprodukt er mer sentrale for den norske økonomi, og at beslutningstakere derfor kunne ha insentiv til å distribuere mer bistand til land vi har slik type handel med. Det finnes også selvsagt andre varianter av mål for strategisk, politisk og økonomisk selvinteresse. Blant annet har databasen til Verdensbanken såkalte governance-indikatorer, som i stor grad forsøker å fange opp det samme som demokrati-indeksen vi har anvendt. Det kan tenkes at det finnes ulike segment innenfor dette området som skiller seg mer ut fra andre. I tillegg er våre resultater kun gyldige ut fra den basis at forutsetningene for inferens i fra de ulike modellestimeringene holder. Data preges av flere ekstremobservasjoner og faren for misspesifikasjon av modeller er dermed til stede. Forholdene mellom den avhengige variabel og forklaringsvariablene vi har benyttet er uansett de vi mener har passet data best. Likevel kan det tenkes at estimeringene kan

forbedres ved mer omfattende utprøving av transformeringer og eventuell fjerning av ekstremobservasjoner. I tillegg er det mulig å benytte samme fremgangsmåte for humanitær bistand registrert i OECD-databasen. Dog er ulempen at man ikke får bistand utelukkende relatert til naturkatastrofer i den avhengige variabel. Grunnet den avgrensede tidsperioden vi har hatt til disposisjon og det tidkrevende arbeidet med å analysere litteratur, sette sammen data fra flere ulike kilder, samt analysere og tolke denne data ved hjelp av ulike analytiske estimeringsmodeller, har vi måttet velge bort slike muligheter. Vi håper det er andre som kan videreføre vår forskning og bidra til at slike forhold belyses.

Vedlegg

Drptus = drepte i tusen, partus = berørte i tusen, exptus og imptus = eksport og import i tusen, aggc|pr = demokrati-indeksen, disttus = distanse i tusen, poptus = populasjon i tusen, ar = år, typeb = naturkatastrofetype, reg = region.

Vedlegg 1: Alle forklaringsvariabler

OLS, Tobit og LPM, Probit og Logit uten fixed effects

	OLS uten fixed effects									
	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	OLS (4)	OLS (5)	OLS (6)	OLS (7)	OLS (8)	OLS (9)	OLS (10)
log(drptus + 1e-09)	51.579 (36.635)	39.935 (30.919)	51.579* (30.919)	51.579** (24.819)	269.600 (170.076)	269.600 (179.495)	269.600 (179.495)	0.153*** (0.046)	0.153*** (0.068)	0.153*** (0.068)
log(partus + 1e-09)	108.234** (54.478)	138.708 (86.425)	108.234 (86.425)	108.234 (105.284)	881.257** (292.678)	881.257 (613.958)	881.257 (613.958)	0.230*** (0.079)	0.230** (0.089)	0.230*** (0.089)
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	-12.788 (147.751)	-36.258 (40.378)	-12.788 (40.378)	-12.788 (78.082)	139.880 (538.745)	139.880 (283.873)	139.880 (283.873)	-0.039 (0.151)	-0.039 (0.156)	-0.039 (0.156)
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-165.115 (263.446)	-395.880*** (126.565)	-165.115 (126.565)	-165.115 (294.656)	-488.442 (971.628)	-488.442 (486.080)	-488.442 (486.080)	-0.365 (0.263)	-0.365 (0.247)	-0.365 (0.247)
aggc pr	1.887 (144.045)	-4.061 (51.649)	1.887 (51.649)	1.887 (90.760)	-228.575 (522.334)	-228.575 (381.957)	-228.575 (381.957)	-0.117 (0.141)	-0.117 (0.148)	-0.117 (0.148)
disttus	-59.765 (67.889)	-82.311 (53.893)	-59.765 (53.893)	-59.765 (80.297)	-373.711 (263.713)	-373.711 (283.107)	-373.711 (283.107)	-0.123* (0.071)	-0.123* (0.074)	-0.123* (0.074)
log(poptus + 1e-09)	-43.571 (183.209)	-116.755 (100.745)	-43.571 (100.745)	-43.571 (113.325)	-893.272 (757.322)	-893.272 (652.249)	-893.272 (652.249)	-0.111 (0.205)	-0.111 (0.219)	-0.111 (0.219)
Constant	1.424.061 (1,479.578)	2.795.072** (1,122.366)	1.424.061 (1,122.366)	1.424.061 (2,689.291)	9.579.768* (5,674.581)	9.579.768 (5,804.044)	9.579.768 (5,804.044)	7.864*** (1,537)	7.864*** (1,765)	7.864*** (1,765)
Robust SE	NO	YES	YES	YES	NO	YES	YES	NO	YES	YES
Clustered SE	NO	NO	YES	YES	NO	NO	YES	NO	NO	YES
F-Filtered on y>0	NO	NO	NO	NO	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Log on y	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO
N	360	360	360	360	101	101	101	101	101	101
R2	0.036	0.163	0.036	0.163	0.100	0.100	0.100	0.260	0.260	0.260
Adjusted R2	0.017	0.100	0.017	0.100	0.030	0.030	0.030	0.260	0.260	0.260
Residual Std. Error	3,460.317 (df = 352)	6,128.660 (df = 93)	3,460.317 (df = 352)	6,128.660 (df = 93)	1,660 (df = 93)	1,660 (df = 93)	1,660 (df = 93)	1,660 (df = 93)	1,660 (df = 93)	1,660 (df = 93)
F-Statistic	1.902* (df = 7; 352)	2.581** (df = 7; 93)	1.902* (df = 7; 352)	2.581** (df = 7; 93)	6.030*** (df = 7; 93)	6.030*** (df = 7; 93)	6.030*** (df = 7; 93)	6.030*** (df = 7; 93)	6.030*** (df = 7; 93)	6.030*** (df = 7; 93)

Notes:
 ***Significant at the 1 percent level.
 **Significant at the 5 percent level.
 *Significant at the 10 percent level.

Tobit uten fixed effects

	Tobit(survreg) (1)	Tobit(censReg) (2)	Tobit(censReg) (3)	Tobit(censReg) (4)	Tobit(censReg) (5)
log(drptus + 1e-09)	424.342*** (130.704)	423.298*** (130.640)	424.972*** (100.087)	1.698*** (0.540)	1.680 (1.353)
log(partus + 1e-09)	1,046.202*** (225.021)	1,045.725*** (225.020)	1,048.353*** (228.583)	3.442*** (0.997)	3.449 (2.949)
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	-322.287 (390.936)	-322.709 (391.005)	-322.774 (510.060)	-2.003 (1.735)	-1.988 (2.285)
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-394.590 (686.543)	-393.032 (686.595)	-395.279 (935.520)	-1.367 (3.050)	-1.389 (3.557)
aggclpr	-28.422 (360.583)	-26.215 (360.601)	-29.018 (539.376)	0.230 (1.614)	0.225 (1.777)
disttus	-211.943 (186.819)	-210.302 (186.837)	-212.721 (261.160)	-0.192 (0.820)	-0.190 (0.848)
log(poptyus + 1e-09)	-680.344 (512.521)	-675.769 (512.546)	-681.960 (641.781)	-1.559 (2.252)	-1.573 (2.838)
logSigma		8.778*** (0.072)	8.779*** (0.037)	3.422*** (0.085)	3.425*** (0.572)
Constant	3,915.182 (4,107.995)	3,847.562 (4,108.338)	3,930.730 (4,935.954)	-7.069 (18.010)	-7.221 (23.131)
Log on y	No	No	No	Yes	Yes
Random effects estimation (BHHH)	No	No	Yes	No	Yes
N	360	360	360	360	360
Log Likelihood	-1,117.742	-1,117.742	-1,117.742	-604.388	-604.389
Akaike Inf. Crit.		2,253.484	2,253.484	1,226.776	1,226.779
Bayesian Inf. Crit.		2,288.459	2,288.459	1,261.751	1,261.754
chi2	55.185*** (df = 7)				

Notes:

***Significant at the 1 percent level.
**Significant at the 5 percent level.
*Significant at the 10 percent level.

LPM, Probit og Logit - uten fixed effects

	LPM (1)	LPM (2)	LPM (3)	LPM (4)	Probit (5)	Probit (6)	Probit (7)	Probit (8)	Logit (9)	Logit (10)	Logit (11)	Logit (12)
log(drptus + 1e-09)	0.013*** (0.005)	0.013*** (0.004)	0.013*** (0.004)	0.013*** (0.004)	0.057*** (0.020)	0.057** (0.025)	0.057** (0.025)	0.057** (0.026)	0.117*** (0.041)	0.117** (0.055)	0.117** (0.055)	0.117** (0.057)
log(partus + 1e-09)	0.016** (0.007)	0.016*** (0.006)	0.016*** (0.006)	0.016** (0.008)	0.120*** (0.035)	0.120*** (0.038)	0.120*** (0.038)	0.120*** (0.044)	0.199*** (0.061)	0.199*** (0.065)	0.199*** (0.065)	0.199*** (0.074)
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	-0.020 (0.019)	-0.020 (0.018)	-0.020 (0.018)	-0.020 (0.019)	-0.069 (0.061)	-0.069 (0.061)	-0.069 (0.061)	-0.069 (0.064)	-0.127 (0.105)	-0.127 (0.101)	-0.127 (0.101)	-0.127 (0.105)
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-0.021 (0.033)	-0.021 (0.031)	-0.021 (0.031)	-0.021 (0.036)	-0.049 (0.107)	-0.049 (0.101)	-0.049 (0.101)	-0.049 (0.112)	-0.070 (0.181)	-0.070 (0.170)	-0.070 (0.170)	-0.070 (0.184)
aggclpr	0.005 (0.018)	0.005 (0.018)	0.005 (0.018)	0.005 (0.019)	0.007 (0.057)	0.007 (0.054)	0.007 (0.054)	0.007 (0.058)	0.013 (0.095)	0.013 (0.091)	0.013 (0.091)	0.013 (0.098)
disttus	0.002 (0.009)	0.002 (0.008)	0.002 (0.008)	0.002 (0.008)	-0.006 (0.029)	-0.006 (0.028)	-0.006 (0.028)	-0.006 (0.030)	-0.014 (0.050)	-0.014 (0.050)	-0.014 (0.050)	-0.014 (0.051)
log(poptyus + 1e-09)	0.002 (0.023)	0.002 (0.021)	0.002 (0.021)	0.002 (0.024)	-0.054 (0.078)	-0.054 (0.075)	-0.054 (0.075)	-0.054 (0.083)	-0.089 (0.136)	-0.089 (0.130)	-0.089 (0.130)	-0.089 (0.142)
Constant	0.448** (0.186)	0.448** (0.178)	0.448** (0.178)	0.448*** (0.163)	0.416 (0.641)	0.416 (0.644)	0.416 (0.644)	0.416 (0.617)	0.884 (1.120)	0.884 (1.150)	0.884 (1.150)	0.884 (1.115)
Robust SE	No	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes
Clustered SE	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
N	360				360				360			
R2	0.082											
Adjusted R2	0.064											
Log Likelihood					-193.124				-192.346			
Akaike Inf. Crit.					402.248				400.692			
Residual Std. Error	0.435 (df = 352)											
F Statistic	4.489*** (df = 7; 352)											

Notes:

***Significant at the 1 percent level.
**Significant at the 5 percent level.
*Significant at the 10 percent level.

Margineffekter – Tobit med fixed effects

```
> summary(margEff(cens1))
```

	Marg. Eff.	Std. Error	t value	Pr(> t)	
log(drptus + 1e-09)	49.508	20.158	2.4560	0.0145641	*
log(partus + 1e-09)	186.200	35.694	5.2166	3.221e-07	***
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	5.251	59.799	0.0878	0.9300808	
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-117.433	123.658	-0.9497	0.3429765	
agglpr	30.425	61.511	0.4946	0.6211864	
disttus	-14.122	50.623	-0.2790	0.7804488	
log(poptyus + 1e-09)	-168.723	81.331	-2.0745	0.0388028	*
factor(ar)2002	120.079	288.973	0.4155	0.6780171	
factor(ar)2003	442.526	297.370	1.4881	0.1376677	
factor(ar)2004	255.166	310.253	0.8224	0.4114164	
factor(ar)2005	-153.108	340.142	-0.4501	0.6529107	
factor(ar)2006	-17.971	310.511	-0.0579	0.9538837	
factor(ar)2007	135.556	313.429	0.4325	0.6656651	
factor(ar)2008	-28.509	321.906	-0.0886	0.9294815	
factor(ar)2009	-321.182	350.729	-0.9158	0.3604620	
factor(ar)2010	86.372	318.853	0.2709	0.7866502	
factor(ar)2011	-418.976	381.723	-1.0976	0.2731807	
factor(ar)2012	-697.152	569.833	-1.2234	0.2220364	
factor(typeb)FLOOD	-760.753	212.428	-3.5812	0.0003932	***
factor(typeb)LANDSLIDE	-313.809	475.475	-0.6600	0.5097182	
factor(typeb)VOLCANO	-483.285	516.812	-0.9351	0.3504048	
factor(typeb)WIND	-754.901	253.856	-2.9737	0.0031579	**
factor(reg)EuropeCAsia	69.179	483.480	0.1431	0.8863097	
factor(reg)LatinAMCarib	583.823	245.517	2.3779	0.0179773	*
factor(reg)MidEastNAfri	-31.194	525.832	-0.0593	0.9527299	
factor(reg)SouthAsia	533.062	283.445	1.8807	0.0608970	.
factor(reg)SubsaharanAf	432.584	283.760	1.5245	0.1283453	.

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```
> summary(margEff(cens2))
```

	Marg. Eff.	Std. Error	t value	Pr(> t)	
log(drptus + 1e-09)	49.5327	26.1562	1.8937	0.059134	.
log(partus + 1e-09)	186.4328	41.9987	4.4390	1.233e-05	***
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	5.2361	80.2121	0.0653	0.947992	
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-117.4082	175.4600	-0.6691	0.503870	
agglpr	30.3555	96.1577	0.3157	0.752441	
disttus	-14.3089	80.9183	-0.1768	0.859749	
log(poptyus + 1e-09)	-169.0178	110.9448	-1.5234	0.128603	
factor(ar)2002	117.9898	446.1373	0.2645	0.791583	
factor(ar)2003	440.7778	468.6211	0.9406	0.347604	
factor(ar)2004	252.9170	478.6172	0.5284	0.597553	
factor(ar)2005	-155.6399	455.1519	-0.3420	0.732604	
factor(ar)2006	-20.1550	439.5952	-0.0458	0.963458	
factor(ar)2007	133.3260	463.2190	0.2878	0.773661	
factor(ar)2008	-30.8983	512.9947	-0.0602	0.952008	
factor(ar)2009	-324.0462	517.3058	-0.6264	0.531477	
factor(ar)2010	84.7673	504.3289	0.1681	0.866623	
factor(ar)2011	-422.2253	521.8489	-0.8091	0.419042	
factor(ar)2012	-702.0237	828.5077	-0.8473	0.397421	
factor(typeb)FLOOD	-761.8484	286.9183	-2.6553	0.008307	**
factor(typeb)LANDSLIDE	-314.2413	590.3214	-0.5323	0.594860	
factor(typeb)VOLCANO	-484.8972	672.3622	-0.7212	0.471305	
factor(typeb)WIND	-755.9633	377.7528	-2.0012	0.046186	*
factor(reg)EuropeCAsia	67.8290	775.3207	0.0875	0.930339	
factor(reg)LatinAMCarib	583.9992	355.7610	1.6415	0.101633	
factor(reg)MidEastNAfri	-32.3346	949.7067	-0.0340	0.972860	
factor(reg)SouthAsia	533.6446	407.8575	1.3084	0.191642	
factor(reg)SubsaharanAf	432.7354	431.1356	1.0037	0.316251	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```
> summary(margEff(cens3))
```

	Marg. Eff.	Std. Error	t value	Pr(> t)	
log(drptus + 1e-09)	0.349981	0.127590	2.7430	0.0064195	**
log(partus + 1e-09)	0.971506	0.219868	4.4186	1.348e-05	***
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	0.012279	0.401351	0.0306	0.9756116	
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-0.075433	0.816184	-0.0924	0.9264191	
aggc1pr	0.490390	0.414241	1.1838	0.2373300	
disttus	0.042254	0.334485	0.1263	0.8995501	
log(poptus + 1e-09)	-0.786313	0.537412	-1.4631	0.1443762	
factor(ar)2002	0.683277	1.890095	0.3615	0.7179533	
factor(ar)2003	3.238506	1.976273	1.6387	0.1022272	
factor(ar)2004	2.163941	2.051783	1.0547	0.2923484	
factor(ar)2005	-2.890682	2.252140	-1.2835	0.2002054	
factor(ar)2006	-1.479468	2.055542	-0.7197	0.4721894	
factor(ar)2007	0.476336	2.088721	0.2281	0.8197471	
factor(ar)2008	-1.005071	2.120072	-0.4741	0.6357597	
factor(ar)2009	-3.787739	2.298233	-1.6481	0.1002791	
factor(ar)2010	-7.383247	2.348846	-3.1434	0.0018214	**
factor(ar)2011	-5.347985	2.520350	-2.1219	0.0345868	*
factor(ar)2012	-7.049845	3.702833	-1.9039	0.0577895	.
factor(typeb)FLOOD	-5.175044	1.362512	-3.7982	0.0001734	***
factor(typeb)LANDSLIDE	-1.906052	3.258727	-0.5849	0.5590088	
factor(typeb)VOLCANO	-3.875089	3.483421	-1.1124	0.2667573	
factor(typeb)WIND	-4.519568	1.634418	-2.7652	0.0060070	**
factor(reg)EuropeCAsia	0.257651	3.179245	0.0810	0.9354578	
factor(reg)LatinAmCarib	3.825021	1.598558	2.3928	0.0172776	*
factor(reg)MidEastNAfri	-1.285620	3.468445	-0.3707	0.7111266	
factor(reg)SouthAsia	3.385674	1.897533	1.7843	0.0752989	.
factor(reg)SubSaharanAf	4.892771	1.907197	2.5654	0.0107450	*

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```
> summary(margEff(cens4))
```

	Marg. Eff.	Std. Error	t value	Pr(> t)	
log(drptus + 1e-09)	0.350118	0.158187	2.2133	0.02756	*
log(partus + 1e-09)	0.971422	0.333252	2.9150	0.00380	**
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	0.012263	0.426977	0.0287	0.97711	
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-0.076145	0.960871	-0.0792	0.93688	
aggc1pr	0.489867	0.512331	0.9562	0.33969	
disttus	0.041749	0.395810	0.1055	0.91606	
log(poptus + 1e-09)	-0.786979	0.644154	-1.2217	0.22268	
factor(ar)2002	0.683056	2.140657	0.3191	0.74986	
factor(ar)2003	3.240304	2.461233	1.3165	0.18890	
factor(ar)2004	2.165574	2.297443	0.9426	0.34657	
factor(ar)2005	-2.880201	2.389445	-1.2054	0.22892	
factor(ar)2006	-1.479922	2.219759	-0.6667	0.50543	
factor(ar)2007	0.477907	2.277968	0.2098	0.83396	
factor(ar)2008	-1.004471	2.340091	-0.4292	0.66802	
factor(ar)2009	-3.790052	2.718649	-1.3941	0.16422	
factor(ar)2010	-7.387731	3.478407	-2.1239	0.03442	*
factor(ar)2011	-5.349113	3.164581	-1.6903	0.09191	.
factor(ar)2012	-7.054662	4.728410	-1.4920	0.13666	
factor(typeb)FLOOD	-5.176711	2.047609	-2.5282	0.01193	*
factor(typeb)LANDSLIDE	-1.906382	3.200986	-0.5956	0.55188	
factor(typeb)VOLCANO	-3.881084	4.008476	-0.9682	0.33364	
factor(typeb)WIND	-4.522817	2.195736	-2.0598	0.04020	*
factor(reg)EuropeCAsia	0.254084	3.833396	0.0663	0.94719	
factor(reg)LatinAmCarib	3.825997	2.072757	1.8458	0.06581	.
factor(reg)MidEastNAfri	-1.288907	4.643541	-0.2776	0.78152	
factor(reg)SouthAsia	3.385968	2.325530	1.4560	0.14634	.
factor(reg)SubSaharanAf	4.892130	2.601683	1.8804	0.06094	.

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Margineffekter – Tobit uten fixed effects

```
> summary(margEff(cens21))
```

	Marg. Eff.	Std. Error	t value	Pr(> t)	
log(drptus + 1e-09)	73.2506	21.8470	3.3529	0.0008869	***
log(partus + 1e-09)	180.9599	38.4146	4.7107	3.562e-06	***
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	-55.8439	67.7103	-0.8247	0.4100755	
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-68.0132	118.9629	-0.5717	0.5678790	
aggclpr	-4.5365	62.3938	-0.0727	0.9420801	
disttus	-36.3922	32.3118	-1.1263	0.2608151	
log(poptus + 1e-09)	-116.9400	88.0829	-1.3276	0.1851687	

```
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```
> summary(margEff(cens22))
```

	Marg. Eff.	Std. Error	t value	Pr(> t)	
log(drptus + 1e-09)	73.5167	19.5025	3.7696	0.0001918	***
log(partus + 1e-09)	181.3567	39.5873	4.5812	6.433e-06	***
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	-55.8373	89.2042	-0.6259	0.5317549	
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-68.3801	160.9078	-0.4250	0.6711232	
aggclpr	-5.0199	93.2829	-0.0538	0.9571145	
disttus	-36.7990	45.2870	-0.8126	0.4170135	
log(poptus + 1e-09)	-117.9736	109.6337	-1.0761	0.2826350	

```
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```
> summary(margEff(cens23))
```

	Marg. Eff.	Std. Error	t value	Pr(> t)	
log(drptus + 1e-09)	0.465422	0.142640	3.2629	0.0012111	**
log(partus + 1e-09)	0.943450	0.259666	3.6333	0.0003216	***
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	-0.549078	0.474621	-1.1569	0.2481091	
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-0.374599	0.836289	-0.4479	0.6544800	
aggclpr	0.063139	0.442385	0.1427	0.8865901	
disttus	-0.052572	0.224688	-0.2340	0.8151395	
log(poptus + 1e-09)	-0.427399	0.614915	-0.6951	0.4874814	

```
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```
> summary(margEff(cens24))
```

	Marg. Eff.	Std. Error	t value	Pr(> t)	
log(drptus + 1e-09)	0.460481	0.347712	1.3243	0.1863	
log(partus + 1e-09)	0.945487	0.757187	1.2487	0.2126	
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	-0.545123	0.609958	-0.8937	0.3721	
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-0.380863	0.966218	-0.3942	0.6937	
aggclpr	0.061658	0.486929	0.1266	0.8993	
disttus	-0.052142	0.232097	-0.2247	0.8224	
log(poptus + 1e-09)	-0.431125	0.763455	-0.5647	0.5726	

Margineffekter – Probit med fixed effects

```

Call1:
mfx::probitmfx(formula = birstum ~ log(drprius + 1e-09) + log(parius +
1e-09) + I(log(exprius + imprius + 1e-09)) + log(gdpprc2010rius +
1e-09) + aggc|pri + distrius + log(poptrius + 1e-09) + factor(ar) +
factor(typeb) + factor(reg), data = FINAL, control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:
log(drprius + 1e-09)      0.01659555  Std. Err.      2.5637  z      P>|z|
log(parius + 1e-09)      0.04726062  0.01139025  4.1492  3.336e-05 ***
I(log(exprius + imprius + 1e-09))  0.00190643  0.02007474  0.0950  0.9243415
log(gdpprc2010rius + 1e-09) -0.000091248  0.04012284 -0.0227  0.9818560
aggc|pri                 0.02880574  0.02100965  1.3711  0.1703526
distrius                 0.00215934  0.01665437  0.1297  0.8968386
log(poptrius + 1e-09)   -0.03899403  0.02624978 -1.4855  0.1374117
factor(ar)2002           0.04024804  0.10278056  0.3916  0.6953597
factor(ar)2003           0.21569930  0.13862209  1.5560  0.1197127
factor(ar)2004           0.12864117  0.13462220  0.9556  0.3392887
factor(ar)2005           -0.12067514  0.06983733 -1.7279  0.0839979
factor(ar)2006           -0.07572876  0.08128585 -0.9316  0.3515251
factor(ar)2007           0.02093096  0.11333212  0.1847  0.8534746
factor(ar)2008           -0.05040059  0.09099741 -0.5539  0.5796689
factor(ar)2009           -0.14359706  0.05895704 -2.4356  0.0148662 *
factor(ar)2010           -0.21718802  0.03950514 -5.4977  3.847e-08 ***
factor(ar)2011           -0.17489434  0.04693156 -3.7266  0.0001941 ***
factor(ar)2012           -0.18558267  0.04098500 -4.5281  5.953e-06 ***
factor(typeb)FLOOD      -0.27401520  0.07721773 -3.5486  0.0003873 ***
factor(typeb)LANDSLIDE -0.08772229  0.11371439 -0.7714  0.4404542
factor(typeb)VOLCANO    -0.14138360  0.08282830 -1.7069  0.0878317
factor(typeb)WIND       -0.16936255  0.04793270 -3.5333  0.0004103 ***
factor(reg)EuropecAsia  0.01011742  0.15983070  0.0633  0.9495269
factor(reg)LatinamCarib -0.21357967  0.09732109  2.1946  0.0281932 *
factor(reg)WidEastNAfri -0.05253843  0.14520126 -0.3618  0.7174777
factor(reg)southasia    0.19860867  0.12287778  1.6163  0.1060272
factor(reg)subsharanaf  0.29438448  0.12686931  2.3204  0.0203206 *

---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

df/dx is for discrete change for the following variables:
[1] "Factor(ar)2002"      "Factor(ar)2003"      "Factor(ar)2004"
[7] "Factor(ar)2008"      "Factor(ar)2009"      "Factor(ar)2010"
[13] "Factor(typeb)LANDSLIDE" "Factor(typeb)VOLCANO" "Factor(typeb)WIND"
[19] "Factor(reg)southasia" "Factor(reg)subsharanaf" "Factor(ar)2005"
"Factor(ar)2011"      "Factor(ar)2012"
"Factor(ar)2005"      "Factor(ar)2006"
"Factor(ar)2011"      "Factor(ar)2012"
"Factor(reg)EuropecAsia" "Factor(reg)LatinamCarib" "Factor(ar)2007"
"Factor(typeb)FLOOD"
"Factor(reg)WidEastNAfri"

```

Margineffekter – Probit uten fixed effects

Call:

```
mfx::probitmfx(formula = bistdum ~ log(drptus + 1e-09) + log(partus + 1e-09) + I(log(exptus + imptus + 1e-09)) + log(gdpprc2010tus + 1e-09) + aggclpr + disttus + log(poptyus + 1e-09), data = FINAL, control = list(maxit = 50))
```

Marginal Effects:

	dF/dx	Std. Err.	z	P> z	
log(drptus + 1e-09)	0.0179792	0.0060369	2.9782	0.002899	**
log(partus + 1e-09)	0.0376890	0.0108227	3.4824	0.000497	***
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	-0.0217739	0.0190985	-1.1401	0.254251	
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-0.0154005	0.0336094	-0.4582	0.646795	
aggclpr	0.0022872	0.0178629	0.1280	0.898115	
disttus	-0.0020271	0.0090856	-0.2231	0.823452	
log(poptyus + 1e-09)	-0.0171340	0.0246095	-0.6962	0.486281	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1					

Margineffekter – Logit med fixed effects

```

call: logitmfx(formula = b1stdum ~ log(drprtus + 1e-09) + log(partus +
1e-09) + I(log(exprtus + tmpus + 1e-09))) + log(gdpprc2010trus +
1e-09) + aggc1pr + distus + log(poptrus + 1e-09) + factor(ar) +
factor(typeb) + factor(reg), data = FINAL, control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:
          df/dx      std. Err.      z      P>|z|
log(drprtus + 1e-09)  0.01661283  0.006669008  2.4832  0.0130207 *
log(partus + 1e-09)  0.04588562  0.01096941  4.1831  2.87e-05 ***
I(log(exprtus + tmpus + 1e-09))  0.00199725  0.01883842  0.1060  0.9153663
log(gdpprc2010trus + 1e-09)  0.00069645  0.03754407  0.0186  0.9852000
aggc1pr  0.02912106  0.01986821  1.4657  0.1427270
distus  0.00477077  0.01559010  0.3060  0.7595949
log(poptrus + 1e-09)  -0.03779212  0.02431118  -1.5545  0.1200614
factor(ar)2002  0.04613865  0.09769841  0.4723  0.6367441
factor(ar)2003  0.21171806  0.14199267  1.4910  0.1359486
factor(ar)2004  0.12085944  0.13112578  0.9079  0.3639527
factor(ar)2005  -0.12001340  0.05648689  -2.1246  0.0336180 *
factor(ar)2006  -0.06966578  0.07067382  -0.9857  0.3242623
factor(ar)2007  0.00832512  0.09982557  0.0834  0.9333361
factor(ar)2008  -0.04438240  0.08066933  -0.5502  0.5821981
factor(ar)2009  -0.12360101  0.05243360  -2.3573  0.0184090
factor(ar)2010  -0.19157486  0.03850697  -4.9751  6.522e-07 ***
factor(ar)2011  -0.15197873  0.04407750  -3.4480  0.0005648 ***
factor(ar)2012  -0.16093055  0.04222792  -3.8110  0.0001384 ***
factor(typeb)FLOOD  -0.25597559  0.07811084  -3.2771  0.0010489 **
factor(typeb)LANDSLIDE  -0.16093055  0.04222792  -3.8110  0.0001384 ***
factor(typeb)VOLCANO  -0.07461501  0.10230408  -0.7293  0.4657904
factor(typeb)WIND  -0.12154519  0.07528008  -1.6146  0.1064032
factor(reg)EuropeCasta  -0.14654359  0.04384664  -3.3422  0.0008312 ***
factor(reg)LatinamCarib  0.0200047  0.15681312  0.1278  0.8983085
factor(reg)WidEastMafri  0.20714132  0.09951758  2.0815  0.0373923 *
factor(reg)SouthAsia  -0.02768982  0.14471107  -0.1913  0.8482594
factor(reg)SubsaharanAf  0.19621986  0.11266814  1.5467  0.1219294
---
signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

df/dx is for discrete change for the following variables:
[1] "factor(ar)2002"      "factor(ar)2003"      "factor(ar)2004"
[7] "factor(ar)2008"      "factor(ar)2009"      "factor(ar)2010"
[13] "factor(typeb)LANDSLIDE" "factor(typeb)VOLCANO" "factor(typeb)WIND"
[19] "factor(reg)southasia" "factor(reg)subsaharanaf"
"factor(ar)2005"      "factor(ar)2011"
"factor(reg)EuropeCasta" "factor(ar)2006"
"factor(ar)2012"      "factor(ar)2007"
"factor(typeb)FLOOD" "factor(typeb)LatinamCarib" "factor(reg)WidEastMafri"

```

Margineffekter – Logit uten fixed effects

Call:

```
mfx::logitmfx(formula = bisdum ~ log(drptus + 1e-09) + log(partus + 1e-09) + I(log(exptus + imptus + 1e-09)) + log(gdpprc2010tus + 1e-09) + aggc1pr + disttus + log(poptus + 1e-09), data = FINAL, control = list(maxit = 50))
```

Marginal Effects:

	dF/dx	Std. Err.	Z	P> z	
log(drptus + 1e-09)	0.0210265	0.0069091	3.0433	0.002340	**
log(partus + 1e-09)	0.0357797	0.0106427	3.3619	0.000774	***
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	-0.0227841	0.0187116	-1.2176	0.223360	
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-0.0125090	0.0325919	-0.3838	0.701121	
aggc1pr	0.0022973	0.0170730	0.1346	0.892963	
disttus	-0.0024841	0.0089800	-0.2766	0.782072	
log(poptus + 1e-09)	-0.0160105	0.0243101	-0.6586	0.510157	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Vedlegg 2: Et utvalg av forklaringsvariabler

OLS, Tobit og LPM, Probit og Logit uten fixed effects

OLS uten fixed effects										
	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	OLS (4)	OLS (5)	OLS (6)	OLS (7)	OLS (8)	OLS (9)	OLS (10)
Log(drptus + 1e-09)	75.248** (32.905)	81.024** (35.749)	75.248** (35.749)	75.248** (37.479)	326.883** (161.022)	326.883* (191.023)	326.883* (191.023)	0.174*** (0.044)	0.174*** (0.062)	0.174*** (0.062)
I(Log(exptus + imptus + 1e-09))	10.274 (87.801)	-42.763 (67.701)	10.274 (67.701)	10.274 (69.440)	87.119 (331.458)	87.119 (280.045)	87.119 (280.045)	0.022 (0.090)	0.022 (0.091)	0.022 (0.091)
Log(gddprc2010tus + 1e-09)	-202.163 (222.688)	-341.372** (145.936)	-202.163 (145.936)	-202.163 (263.842)	-517.367 (820.230)	-517.367 (506.272)	-517.367 (506.272)	-0.462** (0.222)	-0.462** (0.199)	-0.462** (0.199)
aggclpr	54.919 (139.634)	71.129* (43.013)	54.919 (43.013)	54.919 (66.945)	-19.481 (481.856)	-19.481 (165.995)	-19.481 (165.995)	-0.024 (0.130)	-0.024 (0.126)	-0.024 (0.126)
Constant	671.184 (1,054.924)	1,145.984 (767.434)	671.184 (767.434)	671.184 (1,318.214)	2,028.367 (3,470.688)	2,028.367 (2,663.175)	2,028.367 (2,663.175)	6.117*** (0.938)	6.117*** (1.022)	6.117*** (1.022)
Robust SE	NO	YES	YES	YES	NO	YES	YES	NO	YES	YES
Clustered SE	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO
Filtered on y>0	NO	NO	NO	NO	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Log on y	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	YES	YES	YES
N	360				101			101		
R2	0.024				0.060			0.231		
Adjusted R2	0.013				0.021			0.199		
Residual std. Error	3,468.027 (df = 355)				6,390.379 (df = 96)			1,727 (df = 96)		
F Statistic	2.173* (df = 4; 355)				1.539 (df = 4; 96)			7.221*** (df = 4; 96)		

Notes:
 ***Significant at the 1 percent level.
 **Significant at the 5 percent level.
 *Significant at the 10 percent level.

Tobit uten fixed effects

	Tobit(survreg) (1)	Tobit(censReg) (2)	Tobit(censReg) (3)	Tobit(censReg) (4)	Tobit(censReg) (5)
log(drptus + 1e-09)	555.063*** (131.333)	555.730*** (131.385)	555.831*** (88.873)	2.233*** (0.530)	2.132 (2.269)
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	-225.876 (237.130)	-227.997 (237.139)	-225.855 (308.073)	-1.407 (1.031)	-1.371 (1.881)
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-634.294 (598.400)	-633.170 (598.350)	-635.745 (870.856)	-2.404 (2.604)	-2.371 (3.766)
aggc1pr	138.262 (361.319)	136.410 (361.304)	138.477 (524.270)	0.593 (1.584)	0.587 (1.772)
logSigma		8.839*** (0.073)	8.841*** (0.022)	3.454*** (0.085)	3.457*** (0.805)
Constant	-905.893 (2,768.006)	-874.269 (2,767.691)	-910.787 (3,477.231)	-13.493 (12.077)	-14.419 (16.306)
Log on y	No	No	No	Yes	Yes
Random effects estimation (BHHH)	No	No	Yes	No	Yes
N		360	360	360	360
Log Likelihood	-1,129.259	-1,129.259	-1,129.259	-611.005	-611.031
Akaike Inf. Crit.		2,270.517	2,270.517	1,234.009	1,234.061
Bayesian Inf. Crit.		2,293.834	2,293.834	1,257.326	1,257.378
chi2	32.152*** (df = 4)				

Notes:

***Significant at the 1 percent level.
**Significant at the 5 percent level.
*Significant at the 10 percent level.

LPM, Probit og Logit - uten fixed effects

	LPM (1)	LPM (2)	LPM (3)	LPM (4)	Probit (5)	Probit (6)	Probit (7)	Probit (8)	Logit (9)	Logit (10)	Logit (11)	Logit (12)
log(drptus + 1e-09)	0.018*** (0.004)	0.018*** (0.003)	0.018*** (0.003)	0.018*** (0.004)	0.072*** (0.019)	0.072*** (0.027)	0.072*** (0.027)	0.072*** (0.027)	0.156*** (0.042)	0.156** (0.064)	0.156** (0.064)	0.156** (0.065)
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	-0.013 (0.011)	-0.013 (0.011)	-0.013 (0.011)	-0.013 (0.011)	-0.048 (0.035)	-0.048 (0.033)	-0.048 (0.033)	-0.048 (0.037)	-0.090 (0.059)	-0.090 (0.057)	-0.090 (0.057)	-0.090 (0.063)
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-0.028 (0.028)	-0.028 (0.027)	-0.028 (0.027)	-0.028 (0.030)	-0.077 (0.088)	-0.077 (0.081)	-0.077 (0.081)	-0.077 (0.092)	-0.127 (0.147)	-0.127 (0.136)	-0.127 (0.136)	-0.127 (0.153)
aggc1pr	0.008 (0.018)	0.008 (0.018)	0.008 (0.018)	0.008 (0.019)	0.020 (0.054)	0.020 (0.053)	0.020 (0.053)	0.020 (0.055)	0.030 (0.091)	0.030 (0.088)	0.030 (0.088)	0.030 (0.093)
Constant	0.497*** (0.133)	0.497*** (0.138)	0.497*** (0.138)	0.497*** (0.134)	0.186 (0.420)	0.186 (0.439)	0.186 (0.439)	0.186 (0.442)	0.546 (0.724)	0.546 (0.789)	0.546 (0.789)	0.546 (0.799)
Robust SE	No	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes
Clustered SE	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
N	360				360				360			
R2	0.068											
Adjusted R2	0.057											
Log Likelihood					-199.453				-198.187			
Akaike Inf. Crit.					408.906				406.374			
Residual Std. Error	0.437 (df = 355)											
F statistic	6.447*** (df = 4; 355)											

Notes:

***Significant at the 1 percent level.
**Significant at the 5 percent level.
*Significant at the 10 percent level.

Margineffekter – Tobit med fixed effects

```

> summary(margEff(cens1))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)      99.9461    24.6944  4.0473 6.442e-05 ***
I(log(exptus + imptus + 1e-09)) -20.7032    49.2750 -0.4202  0.67464
log(gdpprc2010tus + 1e-09) -53.8311   143.4564 -0.3752  0.70772
aggc1pr      79.7789    72.8244  1.0955  0.27409
factor(ar)2002    -50.6518   364.5840 -0.1389  0.88959
factor(ar)2003    362.5598   374.9755  0.9669  0.33430
factor(ar)2004    324.0441   396.7865  0.8167  0.41470
factor(ar)2005   -545.4065   435.5979 -1.2521  0.21141
factor(ar)2006   -277.6681   397.2342 -0.6990  0.48504
factor(ar)2007     90.1749   406.3813  0.2219  0.82453
factor(ar)2008   -124.0868   414.2058 -0.2996  0.76469
factor(ar)2009   -437.9156   446.4738 -0.9808  0.32739
factor(ar)2010    -83.1488   402.3833 -0.2066  0.83642
factor(ar)2011   -651.0794   491.0911 -1.3258  0.18582
factor(ar)2012   -977.1605   737.6075 -1.3248  0.18615
factor(typeb)FLOOD  -605.2645   252.5880 -2.3963  0.01711 *
factor(typeb)LANDSLIDE -1004.2568   613.4502 -1.6371  0.10256
factor(typeb)VOLCANO   -3.5581   654.7527 -0.0054  0.99567
factor(typeb)WIND   -593.6112   311.8040 -1.9038  0.05780 .
factor(reg)EuropeCAsia  126.2744   372.2534  0.3392  0.73466
factor(reg)LatinAmCarib  687.7544   290.8771  2.3644  0.01863 *
factor(reg)MidEastNAfri -249.5723   545.8675 -0.4572  0.64782
factor(reg)SouthAsia   654.5379   297.7161  2.1985  0.02860 *
factor(reg)SubsaharanAf  615.2025   320.6295  1.9187  0.05587 .
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens2))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)     100.0302    30.6678  3.2617  0.001222 **
I(log(exptus + imptus + 1e-09)) -20.6773    74.3342 -0.2782  0.781057
log(gdpprc2010tus + 1e-09) -53.7232   214.8562 -0.2500  0.802708
aggc1pr      79.9237   123.1153  0.6492  0.516669
factor(ar)2002    -52.8344   544.8108 -0.0970  0.922802
factor(ar)2003    360.8294   597.5761  0.6038  0.546372
factor(ar)2004    322.1801   575.7197  0.5596  0.576119
factor(ar)2005   -548.3121   588.2992 -0.9320  0.351995
factor(ar)2006   -280.0719   554.1261 -0.5054  0.613590
factor(ar)2007     87.8280   653.4622  0.1344  0.893164
factor(ar)2008   -126.5680   610.8168 -0.2072  0.835971
factor(ar)2009   -440.6340   620.9648 -0.7096  0.478450
factor(ar)2010    -84.6450   633.9734 -0.1335  0.893866
factor(ar)2011   -654.6554   643.3482 -1.0176  0.309616
factor(ar)2012   -982.6496  1086.6447 -0.9043  0.366490
factor(typeb)FLOOD  -605.7851   363.2219 -1.6678  0.096291 .
factor(typeb)LANDSLIDE -1005.6020   760.6509 -1.3220  0.187063
factor(typeb)VOLCANO   -3.6679   900.2100 -0.0041  0.996751
factor(typeb)WIND   -593.9978   457.5714 -1.2982  0.195130
factor(reg)EuropeCAsia  126.7702   530.6164  0.2389  0.811321
factor(reg)LatinAmCarib  688.6611   411.1320  1.6750  0.094863 .
factor(reg)MidEastNAfri -249.5314  1088.5320 -0.2292  0.818825
factor(reg)SouthAsia   656.1667   458.9135  1.4298  0.153702
factor(reg)SubsaharanAf  616.4394   501.0143  1.2304  0.219420
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

```
> summary(margEff(cens3))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)      0.567708  0.136863  4.1480 4.259e-05 ***
I(log(exptus + imptus + 1e-09)) -0.081965  0.288714 -0.2839  0.776665
log(gdpprc2010tus + 1e-09)  0.263437  0.831181  0.3169  0.751485
aggc1pr                 0.683278  0.433250  1.5771  0.115720
factor(ar)2002          -0.191657  2.114176 -0.0907  0.927822
factor(ar)2003           2.868017  2.213435  1.2957  0.195963
factor(ar)2004           2.374461  2.320098  1.0234  0.306845
factor(ar)2005          -4.749371  2.521514 -1.8835  0.060496 .
factor(ar)2006          -2.774444  2.313421 -1.1993  0.231269
factor(ar)2007           0.368254  2.374671  0.1551  0.876855
factor(ar)2008          -1.440223  2.406798 -0.5984  0.549980
factor(ar)2009          -4.306375  2.590459 -1.6624  0.097371 .
factor(ar)2010          -8.404042  2.592137 -3.2421  0.001306 **
factor(ar)2011          -6.387505  2.849100 -2.2419  0.025621 *
factor(ar)2012          -8.080134  4.196797 -1.9253  0.055039 .
factor(typeb)FLOOD      -4.243767  1.473851 -2.8794  0.004242 **
factor(typeb)LANDSLIDE  -5.068911  3.661172 -1.3845  0.167128
factor(typeb)VOLCANO    -1.416820  3.854733 -0.3676  0.713439
factor(typeb)WIND       -3.484459  1.805988 -1.9294  0.054529 .
factor(reg)EuropeCAsia  -0.386778  2.172513 -0.1780  0.858805
factor(reg)LatinAmCarib  3.944268  1.690460  2.3333  0.020228 *
factor(reg)MidEastNAfri -3.077999  3.188767 -0.9653  0.335111
factor(reg)SouthAsia    3.412962  1.753944  1.9459  0.052508 .
factor(reg)SubsaharanAf  5.381589  1.885242  2.8546  0.004578 **
```

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```
> summary(margEff(cens4))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)      0.564175  0.222753  2.5327  0.01177 *
I(log(exptus + imptus + 1e-09)) -0.082208  0.334591 -0.2457  0.806607
log(gdpprc2010tus + 1e-09)  0.263334  0.979283  0.2689  0.78817
aggc1pr                 0.687953  0.591778  1.1625  0.24585
factor(ar)2002          -0.188492  2.283321 -0.0826  0.93426
factor(ar)2003           2.892043  2.728332  1.0600  0.28991
factor(ar)2004           2.422694  2.534067  0.9560  0.33974
factor(ar)2005          -4.763507  2.972880 -1.6023  0.11003
factor(ar)2006          -2.785874  2.593336 -1.0742  0.28349
factor(ar)2007           0.380072  2.669333  0.1424  0.88686
factor(ar)2008          -1.413410  2.584148 -0.5470  0.58478
factor(ar)2009          -4.323688  3.086674 -1.4008  0.16221
factor(ar)2010          -8.431951  4.204960 -2.0052  0.04574 *
factor(ar)2011          -6.395917  3.862788 -1.6558  0.09871 .
factor(ar)2012          -8.120119  5.613816 -1.4465  0.14899
factor(typeb)FLOOD      -4.272031  2.081829 -2.0521  0.04094 *
factor(typeb)LANDSLIDE  -5.107031  3.854045 -1.3251  0.18604
factor(typeb)VOLCANO    -1.454600  4.411179 -0.3298  0.74179
factor(typeb)WIND       -3.512866  2.223075 -1.5802  0.11501
factor(reg)EuropeCAsia  -0.348774  2.347713 -0.1486  0.88199
factor(reg)LatinAmCarib  3.959375  2.327165  1.7014  0.08980 .
factor(reg)MidEastNAfri -3.081148  4.659565 -0.6613  0.50891
factor(reg)SouthAsia    3.429599  2.368177  1.4482  0.14850
factor(reg)SubsaharanAf  5.399377  2.938057  1.8377  0.06699 .
```

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Marginal effekter – Tobit uten fixed effects

```
> summary(margEff(cens21))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)      109.133   24.010  4.5454 7.538e-06 ***
I(log(exptus + imptus + 1e-09)) -44.774   46.391 -0.9651  0.3351
log(gdpprc2010tus + 1e-09) -124.340  117.911 -1.0545  0.2924
aggc1pr                 26.788   71.024  0.3772  0.7063
```

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```
> summary(margEff(cens22))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)      109.146   21.000  5.1975 3.421e-07 ***
I(log(exptus + imptus + 1e-09)) -44.350   60.481 -0.7333  0.4639
log(gdpprc2010tus + 1e-09) -124.839  171.409 -0.7283  0.4669
aggc1pr                 27.192   102.997  0.2640  0.7919
```

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```
> summary(margEff(cens23))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)      0.64190   0.14233  4.5100 8.827e-06 ***
I(log(exptus + imptus + 1e-09)) -0.40445   0.29489 -1.3715  0.1711
log(gdpprc2010tus + 1e-09) -0.69090   0.74865 -0.9229  0.3567
aggc1pr                 0.17031   0.45539  0.3740  0.7086
```

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```
> summary(margEff(cens24))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)      0.61263   0.62981  0.9727  0.3314
I(log(exptus + imptus + 1e-09)) -0.39385   0.52846 -0.7453  0.4566
log(gdpprc2010tus + 1e-09) -0.68137   1.06609 -0.6391  0.5231
aggc1pr                 0.16867   0.50706  0.3327  0.7396
```

Margineffekter – Probit med fixed effects

```

call:
mfx::probitmfx(formula = b1stdum ~ log(drpplus + 1e-09) + I(log(explus +
  1e-09)) + log(gdpprc2010tus + 1e-09) + aggc1pr +
  factor(ar) + factor(typeb) + factor(ereg), data = FINAL, control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:

log(drpplus + 1e-09)      df/dx      Std. Err.      Z      P>|z|
I(log(explus + 1e-09))  -0.00282540  0.01324641  -0.2133  0.8310967
log(gdpprc2010tus + 1e-09)  0.01756668  0.03825700  0.4592  0.6461081
aggc1pr                  0.03709716  0.02052181  1.8077  0.0706541
factor(ar)2002          -0.00084798  0.09832868  -0.0086  0.9931192
factor(ar)2003          0.17948678  0.13399677  1.3395  0.1804126
factor(ar)2004          0.13241118  0.13737461  0.9639  0.3351114
factor(ar)2005          -0.16447460  0.06299914  -2.6107  0.0090346 **
factor(ar)2006          -0.11300549  0.07754449  -1.4573  0.1450339
factor(ar)2007          0.018882841  0.11655428  0.1615  0.8716666
factor(ar)2008          -0.06289400  0.09485254  -0.6631  0.5072849
factor(ar)2009          -0.15326661  0.06704411  -2.2861  0.0222510 *
factor(ar)2010          -0.23941037  0.04252825  -5.6294  1.808e-08 ***
factor(ar)2011          -0.19592322  0.05112443  -3.8323  0.0001270 ***
factor(ar)2012          -0.20613172  0.04772676  -4.3190  1.567e-05 ***
factor(typeb)FLOOD      -0.20499353  0.07538469  -2.7193  0.0065420 **
factor(typeb)LANDSLIDE  -0.16553415  0.07398851  -2.2373  0.0252670 *
factor(typeb)VOLCANO     -0.05251665  0.15747030  -0.3335  0.7387554
factor(typeb)WIND        -0.13462154  0.06144716  -2.1909  0.0284626 *
factor(ereg)EuropeCasta -0.02243748  0.09490833  -0.2364  0.8131129
factor(ereg)LatinAmCar1b  0.19920215  0.09186523  2.1684  0.0301269 *
factor(ereg)MidEastNAF-i -0.11477274  0.09675177  -1.1863  0.2355197
factor(ereg)southasia    0.18207510  0.10051757  1.8114  0.0700827 *
factor(ereg)subsharanaf  0.29645500  0.11048286  2.6833  0.0072907 **

-----
signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

df/dx is for discrete change for the following variables:
[1] "factor(ar)2002"      "factor(ar)2003"      "factor(ar)2004"      "factor(ar)2005"
[7] "factor(ar)2008"      "factor(ar)2009"      "factor(ar)2010"      "factor(ar)2011"
[13] "factor(typeb)LANDSLIDE" "factor(typeb)VOLCANO" "factor(typeb)WIND"  "factor(ar)2005"
[19] "factor(ereg)southasia" "factor(ereg)subsharanaf" "factor(ereg)EuropeCasta" "factor(ar)2011"
"factor(ar)2006"      "factor(ar)2007"
"factor(typeb)FLOOD" "factor(ar)2012"
"factor(ereg)LatinAmCar1b" "factor(ereg)MidEastNAF-i"

```

Margineffekter – Probit uten fixed effects

```
Call:
mfx::probitmfx(formula = b1stdum ~ log(drptus + 1e-09) + I(log(exptus +
  imptus + 1e-09)) + log(gdpprc2010tus + 1e-09) + aggc1pr,
  data = FINAL, control = list(maxit = 50))
```

Marginal Effects:

	dF/dx	Std. Err.	z	P> z
log(drptus + 1e-09)	0.0234771	0.0058644	4.0033	6.246e-05 ***
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	-0.0155270	0.0112424	-1.3811	0.1672
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-0.0250715	0.0284878	-0.8801	0.3788
aggc1pr	0.0066346	0.0176188	0.3766	0.7065

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Margineffekter – Logit med fixed effects

```

call: logitmfx(formula = birstdum ~ log(drpplus + 1e-09) + I(log(exptus +
mfx: log(exptus + 1e-09)) + log(gdpprc2010tutus + 1e-09) + aggc1pr +
factor(ar) + factor(typeb) + factor(reg), data = FINAL, control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:

log(drpplus + 1e-09)      0.0276057  0.0073643  3.7486  0.0001778  ***
I(log(exptus + 1e-09)) -0.0025909  0.0127634 -0.2030  0.8391419
log(gdpprc2010tutus + 1e-09)  0.0183251  0.0364855  0.5023  0.6154864
aggc1pr                    0.0353269  0.0196700  1.7960  0.0724978  .
factor(ar)2002             -0.0005249  0.0897524 -0.0058  0.9953338
factor(ar)2003             0.1657025  0.1328886  1.2469  0.2124241
factor(ar)2004             0.0943041  0.1287320  0.7326  0.4638260
factor(ar)2005             -0.1505701  0.0540676 -2.7848  0.0053553  **
factor(ar)2006             -0.1074568  0.0658590 -1.6316  0.1027594
factor(ar)2007             0.0121460  0.1057051  0.1149  0.9085210
factor(ar)2008             -0.0643238  0.0815801 -0.7885  0.4304197
factor(ar)2009             -0.1376158  0.0576917 -2.3854  0.0170621  *
factor(ar)2010             -0.21388240  0.0407661 -5.2451  1.562e-07  ***
factor(ar)2011             -0.1745464  0.0465580 -3.7490  0.0001775  ***
factor(ar)2012             -0.1800492  0.0479813 -3.7525  0.0001751  ***
factor(typeb)FLOOD        -0.1437176  0.0657918 -2.1844  0.0289306  *
factor(typeb)LANDSLIDE    -0.0256837  0.1716184 -0.1497  0.8810360
factor(typeb)VOLCANO      -0.1122409  0.0564986 -1.9866  0.0469652  *
factor(typeb)WIND         -0.0383071  0.0871021 -0.4398  0.6600855
factor(reg)EuropeCasia   -0.0383071  0.0871021 -0.4398  0.6600855
factor(reg)Latinamcar1b  -0.1972057  0.0940948  2.0958  0.0360982  *
factor(reg)MideastNAfr1  -0.0992879  0.0866415 -1.1460  0.2518107
factor(reg)southasia     -0.1736842  0.1029829  1.6865  0.0916929  .
factor(reg)subsharanaf   0.3066517  0.1163573  2.6354  0.0084030  **

-----
signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

df/dx is for discrete change for the following variables:
[1] "factor(ar)2002"      "factor(ar)2003"      "factor(ar)2004"
[7] "factor(ar)2008"      "factor(ar)2009"      "factor(ar)2010"
[13] "factor(typeb)LANDSLIDE" "factor(typeb)VOLCANO" "factor(typeb)WIND"
[19] "factor(reg)southasia" "factor(reg)subsharanaf" "factor(ar)2005"
"factor(ar)2011"
"factor(ar)2006"
"factor(ar)2012"
"factor(ar)Latinamcar1b" "factor(ar)MideastNAfr1"
"factor(reg)EuropeCasia" "factor(reg)Latinamcar1b" "factor(ar)2007"

```

Margineffekter – Logit uten fixed effects

```

Call:
lmfx::logitmfx(formula = bistdum ~ log(drptus + 1e-09) + I(log(exptus +
  imptus + 1e-09)) + log(gdpprc2010tus + 1e-09) + aggc1pr,
  data = FINAL, control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:
              dF/dx  Std. Err.      z  P>|z|
log(drptus + 1e-09)  0.0288485  0.0069702  4.1389 3.49e-05 ***
I(log(exptus + imptus + 1e-09)) -0.0166193  0.0107805 -1.5416  0.1232
log(gdpprc2010tus + 1e-09) -0.0234867  0.0273022 -0.8602  0.3897
aggc1pr              0.0055714  0.0168108  0.3314  0.7403
-----
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Vedlegg 3: Antall drepte og berørte

OLS, Tobit og LPM, Probit og Logit uten fixed effects

OLS uten fixed effects

	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	OLS (4)	OLS (5)	OLS (6)	OLS (7)	OLS (8)	OLS (9)	OLS (10)
log(drptus + 1e-09)	46.449 (35.092)	36.676 (24.564)	46.449* (24.564)	46.449* (24.994)	169.292 (158.158)	169.292 (142.859)	169.292 (142.859)	0.140*** (0.044)	0.140** (0.055)	0.140** (0.055)
log(partus + 1e-09)	104.583** (52.415)	128.816 (84.762)	104.583 (84.762)	104.583 (97.148)	697.905*** (259.557)	697.905 (541.827)	697.905 (541.827)	0.193*** (0.072)	0.193** (0.088)	0.193** (0.088)
Constant	253.302 (386.708)	-112.733 (306.039)	253.302 (306.039)	253.302 (934.389)	-1,720.966 (1,786.346)	-1,720.966 (2,674.316)	-1,720.966 (2,674.316)	4.867*** (0.497)	4.867*** (0.551)	4.867*** (0.551)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Nei	Nei	Ja
Nullobservasjoner filtrert bort	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja
N	360				101			101		
R2	0.029				0.120			0.236		
Adjusted R2	0.024				0.103			0.221		
Residual Std. Error	3,448.574 (df = 357)				6,118.873 (df = 98)			1.704 (df = 98)		
F Statistic	5.403*** (df = 2; 357)				6.711*** (df = 2; 98)			15.177*** (df = 2; 98)		

Notes:

***Significant at the 1 percent level.
 **Significant at the 5 percent level.
 *Significant at the 10 percent level.

Tobit uten fixed effects

	Tobit(survreg) (1)	Tobit(censReg) (2)	Tobit(censReg) (3)	Tobit(censReg) (4)	Tobit(censReg) (5)
log(drptus + 1e-09)	329.323*** (123.007)	329.730*** (123.018)	329.571*** (97.682)	1.450*** (0.516)	1.407 (1.300)
log(partus + 1e-09)	750.734*** (200.754)	749.630*** (200.688)	752.568*** (218.988)	2.446*** (0.884)	2.461 (2.382)
logSigma		8.810*** (0.073)	8.811*** (0.033)	3.451*** (0.085)	3.461*** (0.666)
Constant	-7,500.971*** (1,432.039)	-7,492.055*** (1,431.302)	-7,516.487*** (1,379.027)	-42.052*** (6.371)	-42.693** (17.620)
Logaritmetransformert y		Nei	Nei	Ja	Ja
Random effects-estimering (BHHH)		Nei	Ja	Nei	Ja
N		360	360	360	360
Log Likelihood		-1,124.845	-1,124.846	-610.289	-610.305
Akaike Inf. Crit.		2,257.691	2,257.691	1,228.578	1,228.610
Bayesian Inf. Crit.		2,273.235	2,273.236	1,244.123	1,244.154
chi2	40.978*** (df = 2)				

Notes:

***Significant at the 1 percent level.
 **Significant at the 5 percent level.
 *Significant at the 10 percent level.

LPM, Probit og Logit uten fixed effects

	LPM (1)	LPM (2)	LPM (3)	LPM (4)	Probit (5)	Probit (6)	Probit (7)	Probit (8)	Logit (9)	Logit (10)	Logit (11)	Logit (12)
log(drptus + 1e-09)	0.012*** (0.004)	0.012*** (0.004)	0.012*** (0.004)	0.012*** (0.004)	0.046*** (0.018)	0.046** (0.022)	0.046** (0.022)	0.046** (0.023)	0.092** (0.036)	0.092** (0.046)	0.092** (0.046)	0.092** (0.048)
log(partus + 1e-09)	0.014** (0.007)	0.014*** (0.005)	0.014*** (0.005)	0.014** (0.007)	0.082*** (0.030)	0.082*** (0.031)	0.082*** (0.037)	0.082** (0.037)	0.131** (0.052)	0.131** (0.053)	0.131** (0.053)	0.131** (0.064)
constant	0.281*** (0.049)	0.281*** (0.043)	0.281*** (0.043)	0.281*** (0.048)	-0.775*** (0.200)	-0.775*** (0.209)	-0.775*** (0.209)	-0.775*** (0.235)	-1.202*** (0.353)	-1.202*** (0.375)	-1.202*** (0.375)	-1.202*** (0.429)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja
N	360				360				360			
R2	0.062											
Adjusted R2	0.057											
Log Likelihood					-198.779				-198.441			
Akaike Inf. Crit.					403.558				402.881			
Residual Std. Error	0.437 (df = 357)											
F Statistic	11.806*** (df = 2; 357)											

Notes:

***Significant at the 1 percent level.

**Significant at the 5 percent level.

*Significant at the 10 percent level.

Margineffekter – Tobit med fixed effects

> summary(margEff(cens1))

	Marg. Eff.	Std. Error	t value	Pr(> t)
log(drptus + 1e-09)	48.387	21.700	2.2298	0.0264230 *
log(partus + 1e-09)	160.228	35.106	4.5641	7.046e-06 ***
factor(ar)2002	39.693	310.600	0.1278	0.8983868
factor(ar)2003	354.620	318.126	1.1147	0.2657687
factor(ar)2004	249.471	336.649	0.7410	0.4591848
factor(ar)2005	-281.963	363.079	-0.7766	0.4379489
factor(ar)2006	-167.641	338.123	-0.4958	0.6203608
factor(ar)2007	35.640	340.876	0.1046	0.9167919
factor(ar)2008	-124.783	349.709	-0.3568	0.7214509
factor(ar)2009	-471.140	382.496	-1.2318	0.2189030
factor(ar)2010	-71.045	338.649	-0.2098	0.8339594
factor(ar)2011	-670.175	411.962	-1.6268	0.1047196
factor(ar)2012	-895.968	628.112	-1.4264	0.1546684
factor(typeb)FLOOD	-670.406	221.470	-3.0271	0.0026601 **
factor(typeb)LANDSLIDE	-299.597	519.818	-0.5764	0.5647643
factor(typeb)VOLCANO	-336.845	561.726	-0.5997	0.5491371
factor(typeb)WIND	-594.853	263.946	-2.2537	0.0248594 *
factor(reg)EuropeCasia	419.459	333.771	1.2567	0.2097254
factor(reg)LatinAMCarib	767.138	228.004	3.3646	0.0008552 ***
factor(reg)MidEastNAfri	197.980	440.180	0.4498	0.6531660
factor(reg)SouthAsia	709.012	235.210	3.0144	0.0027709 **
factor(reg)SubsaharanAf	871.778	240.547	3.6241	0.0003348 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

> summary(margEff(cens2))

	Marg. Eff.	Std. Error	t value	Pr(> t)
log(drptus + 1e-09)	48.392	28.519	1.6968	0.0906582 .
log(partus + 1e-09)	160.474	41.318	3.8838	0.0001238 ***
factor(ar)2002	37.272	487.847	0.0764	0.9391461
factor(ar)2003	352.434	480.743	0.7331	0.4640074
factor(ar)2004	247.019	510.068	0.4843	0.6284984
factor(ar)2005	-284.786	481.825	-0.5911	0.5548793
factor(ar)2006	-170.201	481.087	-0.3538	0.7237226
factor(ar)2007	32.848	507.574	0.0647	0.9484388
factor(ar)2008	-127.645	534.485	-0.2388	0.8113915
factor(ar)2009	-474.303	551.575	-0.8599	0.3904530
factor(ar)2010	-72.891	545.755	-0.1336	0.8938304
factor(ar)2011	-673.937	538.923	-1.2505	0.2119774
factor(ar)2012	-902.487	878.238	-1.0276	0.3048723
factor(typeb)FLOOD	-671.128	298.026	-2.2519	0.0249731 *
factor(typeb)LANDSLIDE	-299.471	634.074	-0.4723	0.6370219
factor(typeb)VOLCANO	-338.169	810.156	-0.4174	0.6766433
factor(typeb)WIND	-595.420	384.920	-1.5469	0.1228370
factor(reg)EuropeCasia	420.431	502.790	0.8362	0.4036393
factor(reg)LatinAMCarib	768.340	300.277	2.5588	0.0109420 *
factor(reg)MidEastNAfri	199.173	860.286	0.2315	0.8170524
factor(reg)SouthAsia	710.551	313.480	2.2667	0.0240467 *
factor(reg)SubsaharanAf	873.167	354.535	2.4629	0.0142847 *

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1


```

> summary(margEff(cens3))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)  0.333832  0.131088  2.5466  0.011323 *
log(partus + 1e-09)  0.838314  0.211805  3.9580  9.228e-05 ***
factor(ar)2002      0.374461  1.936533  0.1934  0.846789
factor(ar)2003      3.022414  2.022819  1.4942  0.136072
factor(ar)2004      2.043991  2.122758  0.9629  0.336293
factor(ar)2005     -3.382169  2.293256 -1.4748  0.141194
factor(ar)2006     -2.116977  2.119882 -0.9986  0.318693
factor(ar)2007      0.329676  2.160085  0.1526  0.878788
factor(ar)2008     -1.294660  2.189536 -0.5913  0.554721
factor(ar)2009     -4.235049  2.382135 -1.7778  0.076335 .
factor(ar)2010     -7.888298  2.379609 -3.3150  0.001017 **
factor(ar)2011     -6.189245  2.565929 -2.4121  0.016397 *
factor(ar)2012     -7.580025  3.860060 -1.9637  0.050388 .
factor(typeb)FLOOD -4.703438  1.371633 -3.4291  0.000681 ***
factor(typeb)LANDSLIDE -1.805329  3.392703 -0.5321  0.594994
factor(typeb)VOLCANO -3.097929  3.575092 -0.8665  0.386817
factor(typeb)WIND  -3.801631  1.642204 -2.3150  0.021217 *
factor(reg)EuropeCAsia 1.185007  2.057515  0.5759  0.565041
factor(reg)LatinAmCarib 4.371927  1.413781  3.0924  0.002152 **
factor(reg)MidEastNAfri -0.088234  2.749285 -0.0321  0.974417
factor(reg)SouthAsia 3.288418  1.466867  2.2418  0.025627 *
factor(reg)SubSaharanAf 6.010167  1.491532  4.0295  6.917e-05 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens4))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)  0.333800  0.164240  2.0324  0.04290 *
log(partus + 1e-09)  0.838571  0.308976  2.7140  0.00699 **
factor(ar)2002      0.374273  2.147663  0.1743  0.86176
factor(ar)2003      3.024982  2.386505  1.2675  0.20584
factor(ar)2004      2.046694  2.357053  0.8683  0.38584
factor(ar)2005     -3.376987  2.472813 -1.3656  0.17296
factor(ar)2006     -2.119721  2.288050 -0.9264  0.35489
factor(ar)2007      0.330925  2.335331  0.1417  0.88740
factor(ar)2008     -1.292808  2.363910 -0.5469  0.58481
factor(ar)2009     -4.239091  2.795359 -1.5165  0.13034
factor(ar)2010     -7.893935  3.502629 -2.2537  0.02486 *
factor(ar)2011     -6.191802  3.216684 -1.9249  0.05509 .
factor(ar)2012     -7.587170  4.786106 -1.5852  0.11385
factor(typeb)FLOOD -4.707685  1.964872 -2.3959  0.01713 *
factor(typeb)LANDSLIDE -1.810282  3.346210 -0.5410  0.58887
factor(typeb)VOLCANO -3.104708  4.292888 -0.7232  0.47005
factor(typeb)WIND  -3.806173  2.086339 -1.8243  0.06899 .
factor(reg)EuropeCAsia 1.187466  2.274940  0.5220  0.60203
factor(reg)LatinAmCarib 4.375255  1.864243  2.3469  0.01951 *
factor(reg)MidEastNAfri -0.087738  4.116013 -0.0213  0.98301
factor(reg)SouthAsia 3.292736  1.784891  1.8448  0.06595 .
factor(reg)SubSaharanAf 6.014579  2.374537  2.5329  0.01177 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Margineffekter – Tobit uten fixed effects

```

> summary(margEff(cens21))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)  61.948  22.585  2.7428  0.0063992 **
log(partus + 1e-09)  140.837  37.362  3.7695  0.0001914 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens22))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)  61.890  19.519  3.1707  0.0016524 **
log(partus + 1e-09)  141.325  39.355  3.5911  0.0003756 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens23))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)  0.41047  0.14252  2.8801  0.004216 **
log(partus + 1e-09)  0.69248  0.24310  2.8485  0.004648 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens24))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)  0.39555  0.35134  1.1258  0.2610
log(partus + 1e-09)  0.69206  0.64188  1.0782  0.2817

```

Marginal effekter – Probit med fixed effects

```

Call:
mfx::probitmfx(formula = b1stidum ~ log(drptus + 1e-09) + log(partus +
1e-09) + factor(ar) + factor(typ) + factor(reg), data = FINAL,
control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:
log(drptus + 1e-09)      0.0153014 0.0064728 2.3639 0.0180821 *
log(partus + 1e-09)     0.0402328 0.0106046 3.7939 0.0001483 ***
factor(ar)2002          0.0248885 0.0994567 0.2502 0.8023984
factor(ar)2003          0.1964317 0.1353104 1.4517 0.1465819
factor(ar)2004          0.1214526 0.1322979 0.9180 0.3586063
factor(ar)2005          -0.1314374 0.0674518 -1.9486 0.0513418 .
factor(ar)2006          -0.0933932 0.0773066 -1.2081 0.2270136
factor(ar)2007          0.0198293 0.1135711 -0.1746 0.8613955
factor(ar)2008          -0.0580407 0.0900711 -0.6444 0.5193244
factor(ar)2009          -0.1531087 0.0587236 -2.6073 0.0091265 **
factor(ar)2010          -0.2256695 0.0392745 -5.7460 9.140e-09 ***
factor(ar)2011          -0.1890774 0.0439045 -4.3066 1.658e-05 ***
factor(ar)2012          -0.1946358 0.0411626 -4.7285 2.262e-06 ***
factor(typ)FLOOD        -0.2367556 0.0743249 -3.1854 0.0014455 **
factor(typ)LANDSLIDE    -0.0819369 0.1223909 -0.6695 0.5031964
factor(typ)VOLCANO      -0.1154897 0.1068284 -1.0811 0.2796631
factor(typ)WIND         -0.1457786 0.0537700 -2.7112 0.0067050 **
factor(reg)Europcasia  0.0617820 0.1112479 0.5554 0.5786522
factor(reg)LatAmCarib   0.2279352 0.0846039 2.6941 0.0070569 **
factor(reg)MidEastNAFrt 0.0107414 0.1382440 0.0777 0.9380675
factor(reg)southasia    0.1764555 0.0903442 1.9531 0.0508020 .
factor(reg)SubsaharanaF 0.3422810 0.0947401 3.6128 0.0003029 ***

---
signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

df/dx is for discrete change for the following variables:
[1] "factor(ar)2002"      "factor(ar)2003"      "factor(ar)2004"      "factor(ar)2005"      "factor(ar)2006"      "factor(ar)2007"      "factor(ar)2008"
[8] "factor(ar)2009"      "factor(ar)2010"      "factor(ar)2011"      "factor(ar)2012"      "factor(ar)2012"      "factor(ar)2012"      "factor(ar)2008"
[15] "factor(typ)WIND"     "factor(reg)Europcasia" "factor(reg)LatAmCarib" "factor(reg)MidEastNAFrt" "factor(reg)southasia" "factor(reg)SubsaharanaF" "factor(typ)LANDSLIDE"

```

Margineffekter – Probit uten fixed effects

```
Call:
mfx::probitmfx(formula = bistdum ~ log(drptus + 1e-09) + log(partus +
1e-09), data = FINAL, control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:

```

	df/dx	Std. Err.	z	P> z
log(drptus + 1e-09)	0.0149289	0.0057067	2.6160	0.008895 **
log(partus + 1e-09)	0.0264790	0.0096269	2.7505	0.005950 **

```

---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Margineffekter – Logit med fixed effects

```
Call:
mfx::logitmfx(formula = bistdum ~ log(drptus + 1e-09) + log(partus +
1e-09) + factor(ar) + factor(typsb) + factor(reg), data = FINAL,
control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:

```

	df/dx	std. Err.	z	P> z
log(drptus + 1e-09)	0.0157919	0.0068010	2.3220	0.0202334 *
log(partus + 1e-09)	0.0386597	0.0103513	3.7348	0.0001879 ***
factor(ar)2002	0.0247986	0.0932849	0.2658	0.7903647
factor(ar)2003	0.1894929	0.1378401	1.3747	0.1692152
factor(ar)2004	0.1027717	0.1280595	0.8025	0.4222456
factor(ar)2005	-0.1355016	0.0541663	-2.5016	0.0123638 *
factor(ar)2006	-0.0901531	0.0671454	-1.3427	0.1793836
factor(ar)2007	0.0065794	0.1019009	0.0646	0.9485191
factor(ar)2008	-0.0586618	0.0788595	-0.7439	0.4569503
factor(ar)2009	-0.1377014	0.0517108	-2.6629	0.0077467 **
factor(ar)2010	-0.2036249	0.0385229	-5.2858	1.252e-07 ***
factor(ar)2011	-0.1696912	0.0418023	-4.0594	4.921e-05 ***
factor(ar)2012	-0.1733551	0.0425757	-4.0717	4.667e-05 ***
factor(typsb)FLOOD	-0.2214578	0.0742667	-2.9819	0.0028644 **
factor(typsb)LANDSLIDE	-0.0716697	0.1127076	-0.6359	0.5248473
factor(typsb)VOLCANO	-0.0923102	0.1066304	-0.8657	0.3866534
factor(typsb)WIND	-0.1259645	0.0496352	-2.5378	0.0111550 *
factor(reg)EuropecAsia	0.0561656	0.1123141	0.5001	0.6170215
factor(reg)Latinamcar1b	0.2256484	0.0867182	2.6021	0.0092864 **
factor(reg)MidEastNAfr1	0.0233571	0.1393031	0.1677	0.8668422
factor(reg)SouthAsia	0.1609051	0.0915412	1.7577	0.0787927 *
factor(reg)Subsaharanaf	0.3459514	0.0999184	3.4623	0.0005355 ***

```

---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

df/dx is for discrete change for the following variables:
[1] "factor(ar)2002"
[8] "factor(ar)2009"
[15] "factor(typsb)WIND"
      "factor(ar)2003"
      "factor(ar)2010"
      "factor(reg)EuropecAsia"
      "factor(ar)2004"
      "factor(ar)2011"
      "factor(ar)2005"
      "factor(ar)2012"
      "factor(ar)2006"
      "factor(ar)2007"
      "factor(ar)2008"
      "factor(ar)2009"
      "factor(ar)2010"
      "factor(ar)2011"
      "factor(ar)2012"
      "factor(ar)2006"
      "factor(ar)2007"
      "factor(ar)2008"
      "factor(ar)2009"
      "factor(ar)2010"
      "factor(ar)2011"
      "factor(ar)2012"
      "factor(typsb)FLOOD"
      "factor(typsb)LANDSLIDE"
      "factor(typsb)VOLCANO"
      "factor(reg)EuropecAsia"
      "factor(reg)Latinamcar1b"
      "factor(reg)MidEastNAfr1"
      "factor(reg)SouthAsia"
      "factor(reg)Subsaharanaf"

```

Marginaleffekter – Logit uten fixed effects

Call:
 mfx::logitmfx(formula = birstum ~ log(drptus + 1e-09) + log(partus + 1e-09), data = FINAL, control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:

	df/dx	Std. Err.	z	P> z
log(drptus + 1e-09)	0.0173121	0.0065260	2.6528	0.007983 **
log(partus + 1e-09)	0.0245740	0.0095677	2.5684	0.010216 *

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Vedlegg 4: Antall drepte og BNP per innbygger

OLS, Tobit og LPM, Probit og Logit uten fixed effects

OLS uten fixed effects

	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	OLS (4)	OLS (5)	OLS (6)	OLS (7)	OLS (8)	OLS (9)	OLS (10)
log(drptus + 1e-09)	78.156** (30.862)	76.955** (35.499)	78.156** (35.499)	78.156** (33.216)	339.190** (149.110)	339.190* (180.630)	339.190* (180.630)	0.175*** (0.040)	0.175*** (0.057)	0.175*** (0.057)
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-225.745 (169.498)	-453.177*** (115.986)	-225.745* (115.986)	-225.745 (308.254)	-400.703 (621.384)	-400.703 (263.791)	-400.703 (263.791)	-0.423** (0.168)	-0.423*** (0.154)	-0.423*** (0.154)
constant	1,009.513*** (261.276)	1,000.595** (424.954)	1,009.513** (424.954)	1,009.513 (751.096)	2,810.911*** (786.678)	2,810.911** (1,144.639)	2,810.911** (1,144.639)	6.233*** (0.213)	6.233*** (0.222)	6.233*** (0.222)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Nei	Nei	Ja
Nullobservasjoner filtrert bort	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja
N	360				101			101		
R2	0.023				0.060			0.231		
Adjusted R2	0.018				0.040			0.215		
Residual Std. Error	3,459.167 (df = 357)				6,327.153 (df = 98)			1.710 (df = 98)		
F Statistic	4.279** (df = 2; 357)				3.103** (df = 2; 98)			14.693*** (df = 2; 98)		

Notes:

***significant at the 1 percent level.
 **significant at the 5 percent level.
 *significant at the 10 percent level.

Tobit uten fixed effects

	Tobit(survreg) (1)	Tobit(censReg) (2)	Tobit(censReg) (3)	Tobit(censReg) (4)	Tobit(censReg) (5)
log(drptus + 1e-09)	523.758*** (121.817)	523.757*** (121.817)	524.587*** (85.171)	2.045*** (0.492)	2.015 (2.280)
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-993.168** (461.838)	-993.168** (461.838)	-994.549 (638.548)	-4.485** (2.023)	-4.484 (5.664)
logSigma		8.839*** (0.073)	8.841*** (0.020)	3.458*** (0.085)	3.463*** (0.858)
constant	-2,598.769*** (737.837)	-2,598.769*** (737.836)	-2,602.606*** (818.539)	-25.247*** (3.352)	-25.449*** (3.285)
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja
Random effects-estimering (BHHH)	Nei	Nei	Ja	Nei	Ja
N		360	360	360	360
Log Likelihood	-1,129.745	-1,129.745	-1,129.745	-611.960	-611.965
Akaike Inf. Crit.		2,267.489	2,267.490	1,231.920	1,231.930
Bayesian Inf. Crit.		2,283.034	2,283.034	1,247.465	1,247.474
chi2	31.180*** (df = 2)				

Notes:

***significant at the 1 percent level.
 **significant at the 5 percent level.
 *significant at the 10 percent level.

LPM, Probit og Logit uten fixed effects

	LPM (1)	LPM (2)	LPM (3)	LPM (4)	Probit (5)	Probit (6)	Probit (7)	Probit (8)	Logit (9)	Logit (10)	Logit (11)	Logit (12)
log(drptus + 1e-09)	0.017*** (0.004)	0.017*** (0.003)	0.017*** (0.003)	0.017*** (0.003)	0.065*** (0.017)	0.065*** (0.024)	0.065*** (0.024)	0.065*** (0.023)	0.136*** (0.037)	0.136*** (0.052)	0.136*** (0.052)	0.136*** (0.051)
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-0.049** (0.021)	-0.049** (0.020)	-0.049** (0.020)	-0.049** (0.023)	-0.147** (0.068)	-0.147** (0.065)	-0.147** (0.065)	-0.147** (0.074)	-0.254** (0.115)	-0.254** (0.109)	-0.254** (0.109)	-0.254** (0.125)
constant	0.396*** (0.033)	0.396*** (0.035)	0.396*** (0.035)	0.396*** (0.038)	-0.211** (0.104)	-0.211* (0.114)	-0.211* (0.114)	-0.211* (0.119)	-0.252 (0.179)	-0.252 (0.204)	-0.252 (0.204)	-0.252 (0.212)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja
N	360				360				360			
R2	0.064											
Adjusted R2	0.058											
Log Likelihood					-200.405				-199.369			
Akaike Inf. Crit.					406.810				404.739			
Residual Std. Error	0.437 (df = 357)											
F Statistic	12.111*** (df = 2; 357)											

Notes:

***significant at the 1 percent level.
 **significant at the 5 percent level.
 *significant at the 10 percent level.

Marginal effekter – Tobit med fixed effects

```
> summary(margEff(cens1))
```

	Marg. Eff.	Std. Error	t value	Pr(> t)
log(drptus + 1e-09)	100.090	23.932	4.1823	3.686e-05 ***
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-146.687	111.150	-1.3197	0.18783
factor(ar)2002	-23.413	364.420	-0.0642	0.94881
factor(ar)2003	400.392	375.027	1.0676	0.28645
factor(ar)2004	315.779	398.181	0.7931	0.42831
factor(ar)2005	-524.690	436.911	-1.2009	0.23063
factor(ar)2006	-286.279	397.384	-0.7204	0.47177
factor(ar)2007	116.892	404.681	0.2888	0.77287
factor(ar)2008	-103.477	411.615	-0.2514	0.80166
factor(ar)2009	-423.705	448.098	-0.9456	0.34505
factor(ar)2010	-49.956	399.760	-0.1250	0.90063
factor(ar)2011	-639.393	489.465	-1.3063	0.19234
factor(ar)2012	-957.458	736.458	-1.3001	0.19446
factor(typeb)FLOOD	-599.357	252.617	-2.3726	0.01823 *
factor(typeb)LANDSLIDE	-1000.243	618.047	-1.6184	0.10652
factor(typeb)VOLCANO	21.345	653.157	0.0327	0.97395
factor(typeb)WIND	-605.784	310.194	-1.9529	0.05166 .
factor(reg)EuropeASia	129.112	370.636	0.3484	0.72779
factor(reg)LatinAmCarib	650.225	264.384	2.4594	0.01442 *
factor(reg)MidEastNAfri	-54.836	513.225	-0.1068	0.91497
factor(reg)SouthAsia	590.569	291.642	2.0250	0.04366 *
factor(reg)SubSaharanAf	549.783	297.923	1.8454	0.06586 .

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```
> summary(margEff(cens2))
```

	Marg. Eff.	Std. Error	t value	Pr(> t)
log(drptus + 1e-09)	100.177	30.261	3.3104	0.001033 **
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-146.696	143.389	-1.0231	0.307013
factor(ar)2002	-25.352	545.759	-0.0465	0.962976
factor(ar)2003	398.910	582.774	0.6845	0.494130
factor(ar)2004	314.105	589.214	0.5331	0.594323
factor(ar)2005	-527.303	590.541	-0.8929	0.372541
factor(ar)2006	-288.444	553.272	-0.5213	0.602472
factor(ar)2007	114.866	649.646	0.1768	0.859761
factor(ar)2008	-105.643	601.873	-0.1755	0.860774
factor(ar)2009	-426.170	620.322	-0.6870	0.492547
factor(ar)2010	-51.138	629.030	-0.0813	0.935255
factor(ar)2011	-642.594	629.654	-1.0206	0.308201
factor(ar)2012	-962.340	1044.807	-0.9211	0.357675
factor(typeb)FLOOD	-599.941	358.785	-1.6721	0.095426 .
factor(typeb)LANDSLIDE	-1001.820	788.642	-1.2703	0.204853
factor(typeb)VOLCANO	21.156	888.420	0.0238	0.981016
factor(typeb)WIND	-606.349	461.647	-1.3134	0.189929
factor(reg)EuropeASia	129.413	515.266	0.2512	0.801846
factor(reg)LatinAmCarib	650.846	352.866	1.8445	0.065997 .
factor(reg)MidEastNAfri	-54.752	1019.719	-0.0537	0.957212
factor(reg)SouthAsia	591.907	445.808	1.3277	0.185173
factor(reg)SubSaharanAf	550.632	443.597	1.2413	0.215365

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

> summary(margEff(cens3))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09) 0.5788896 0.1340551 4.3183 2.072e-05 ***
log(gdpprc2010tus + 1e-09) -0.3966352 0.6443137 -0.6156 0.538580
factor(ar)2002 0.0064383 2.1252469 0.0030 0.997585
factor(ar)2003 3.1713322 2.2267729 1.4242 0.155322
factor(ar)2004 2.3660654 2.3417690 1.0104 0.313043
factor(ar)2005 -4.5447947 2.5409890 -1.7886 0.074581 .
factor(ar)2006 -2.7649170 2.3248216 -1.1893 0.235160
factor(ar)2007 0.6986196 2.3798078 0.2936 0.769274
factor(ar)2008 -1.1939226 2.4059265 -0.4962 0.620048
factor(ar)2009 -4.1626641 2.6122369 -1.5935 0.111983
factor(ar)2010 -8.0449594 2.5827224 -3.1149 0.001998 **
factor(ar)2011 -6.2291294 2.8555743 -2.1814 0.029847 *
factor(ar)2012 -7.9045522 4.2101039 -1.8775 0.061313 .
factor(typeb)FLOOD -4.1939060 1.4822334 -2.8295 0.004943 **
factor(typeb)LANDSLIDE -5.1418434 3.7170386 -1.3833 0.167486
factor(typeb)VOLCANO -1.1718959 3.8494097 -0.3044 0.760985
factor(typeb)WIND -3.6418835 1.8088865 -2.0133 0.044877 *
factor(reg)EuropeCasia -0.3691504 2.1750105 -0.1697 0.865330
factor(reg)LatinAMCarib 3.4257085 1.5480312 2.2129 0.027573 *
factor(reg)MidEastNAfri -1.6262545 3.0006876 -0.5420 0.588205
factor(reg)SouthAsia 2.8691776 1.7324213 1.6562 0.098622 .
factor(reg)SubsaharanAf 4.6868414 1.7592356 2.6641 0.008091 **
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens4))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09) 0.558004 0.241141 2.3140 0.02127 *
log(gdpprc2010tus + 1e-09) -0.395587 0.691489 -0.5721 0.56765
factor(ar)2002 0.029901 2.271557 0.0132 0.98951
factor(ar)2003 3.170870 2.753353 1.1516 0.25029
factor(ar)2004 2.465066 2.638836 0.9342 0.35086
factor(ar)2005 -4.446460 3.036517 -1.4643 0.14404
factor(ar)2006 -2.692606 2.599241 -1.0359 0.30098
factor(ar)2007 0.726141 2.664149 0.2726 0.78536
factor(ar)2008 -1.082532 2.545155 -0.4253 0.67087
factor(ar)2009 -4.084980 3.133632 -1.3036 0.19326
factor(ar)2010 -7.898034 4.235220 -1.8648 0.06307 .
factor(ar)2011 -6.047482 3.876590 -1.5600 0.11970
factor(ar)2012 -7.810586 5.539021 -1.4101 0.15943
factor(typeb)FLOOD -4.174027 2.166153 -1.9269 0.05483 .
factor(typeb)LANDSLIDE -5.089994 4.075520 -1.2489 0.21256
factor(typeb)VOLCANO -1.229928 4.363598 -0.2819 0.77822
factor(typeb)WIND -3.644000 2.344654 -1.5542 0.12108
factor(reg)EuropeCasia -0.254392 2.302625 -0.1105 0.91210
factor(reg)LatinAMCarib 3.378425 2.037859 1.6578 0.09828 .
factor(reg)MidEastNAfri -1.590248 4.403776 -0.3611 0.71824
factor(reg)SouthAsia 2.860801 2.217605 1.2900 0.19792
factor(reg)SubsaharanAf 4.617957 2.636126 1.7518 0.08072 .
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Marginal effekter – Tobit uten fixed effects

```

> summary(margEff(cens21))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09) 103.524 22.516 4.5978 5.941e-06 ***
log(gdpprc2010tus + 1e-09) -196.307 91.827 -2.1378 0.03321 *
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens22))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09) 103.684 20.029 5.1768 3.783e-07 ***
log(gdpprc2010tus + 1e-09) -196.572 127.217 -1.5452 0.1232
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens23))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09) 0.59040 0.13337 4.4269 1.273e-05 ***
log(gdpprc2010tus + 1e-09) -1.29466 0.58165 -2.2259 0.02665 *
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens24))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09) 0.58235 0.64053 0.9092 0.3639
log(gdpprc2010tus + 1e-09) -1.29604 1.59919 -0.8104 0.4182

```

Margineffekter – Probit med fixed effects

```

Call:
lmfx::probitmfx(formula = b1stdum ~ log(drptus + 1e-09) + log(gdpprc2010tus +
1e-09) + factor(ar) + factor(typeb) + factor(ereg), data = FINAL,
control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:
log(drptus + 1e-09)      df/dx      std. Err.      z      p>|z|
log(gdpprc2010tus + 1e-09) -0.0164809  0.02945284   3.8239  0.0001314 ***
log(ar)2002              0.0070208  0.0992961  -0.5590  0.5761839
log(ar)2003              0.1901660  0.1342031  1.4170  0.1564827
log(ar)2004              0.1296662  0.1363792  0.9508  0.3417175
log(ar)2005              -0.1576348  0.0659541  -2.3901  0.0168453 *
log(ar)2006              -0.1107544  0.0780323  -1.4193  0.1558000
log(ar)2007              0.0368539  0.1198926  0.3074  0.7585329
log(ar)2008              -0.0527068  0.0972129  -0.5422  0.5876953
log(ar)2009              -0.1489871  0.0694194  -2.1462  0.0318580 *
log(ar)2010              -0.2318124  0.0450381  -5.1470  2.646e-07 ***
log(ar)2011              -0.1921283  0.0334940  -3.5916  0.0003287 ***
log(ar)2012              -0.2049301  0.0502544  -4.0779  4.545e-05 ***
factor(typeb)FLOOD       -0.1973866  0.0744732  -2.6504  0.0080388 **
factor(typeb)LANDSLIDE  -0.1653209  0.0758976  -2.1782  0.0293904 *
factor(typeb)VOLCANO     -0.0423342  0.1596964  -0.2651  0.7909387
factor(typeb)WIND        -0.1367019  0.0609457  -2.2430  0.0248961 *
factor(ereg)EuropeCasta -0.0193641  0.0946136  -0.2047  0.8378338
factor(ereg)LatinAmCarib -0.1620109  0.0823682  1.9669  0.0491936 *
factor(ereg)MidEastNAFrt -0.0533861  0.1179628  -0.4526  0.6508604
factor(ereg)SouthAsia   0.1437166  0.0956064  1.5032  0.1327846
factor(ereg)SubsaharanAF 0.2417400  0.1006612  2.4015  0.0163271 *

-----
Stignif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

df/dx is for discrete change for the following variables:
[1] "factor(ar)2002"
[2] "factor(ar)2008"
[13] "factor(typeb)LANDSLIDE"
[19] "factor(ereg)SouthAsia"
      "factor(ar)2003"
      "factor(ar)2009"
      "factor(typeb)VOLCANO"
      "factor(ereg)SubsaharanAF"
      "factor(ar)2004"
      "factor(ar)2010"
      "factor(typeb)WIND"
      "factor(ar)2005"
      "factor(ar)2011"
      "factor(ereg)EuropeCasta"
      "factor(ereg)SubsaharanAF"
      "factor(ar)2006"
      "factor(ar)2012"
      "factor(typeb)LatinAmCarib"
      "factor(ereg)MidEastNAFrt"

```

Margineffekter – Probit uten fixed effects

Call:
 mfx::probitmfx(formula = bistdum ~ log(drptus + 1e-09) + log(gdpprc2010tus + 1e-09), data = FINAL, control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:

	dF/dx	Std. Err.	z	P> z
log(drptus + 1e-09)	0.0213354	0.0053935	3.9558	7.629e-05 ***
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-0.0480351	0.0220241	-2.1810	0.02918 *

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Margineffekter – Logit med fixed effects

Call:
 mfx::logitmfx(formula = bistdum ~ log(drptus + 1e-09) + log(gdpprc2010tus + 1e-09) + factor(ar) + factor(yped) + factor(ereg), data = FINAL, control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:

	dF/dx	std. Err.	z	P> z
log(drptus + 1e-09)	0.0281261	0.0071941	3.9066	9.245e-05 ***
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-0.0133674	0.0278350	-0.5018	0.6158116
factor(ar)2002	0.0053312	0.0909676	0.0608	0.9515156
factor(ar)2003	0.1749742	0.1336003	1.3097	0.1903026
factor(ar)2004	0.0901495	0.1274017	0.7076	0.4791936
factor(ar)2005	-0.1434818	0.0571567	-2.5103	0.0120622 *
factor(ar)2006	-0.1055188	0.0665299	-1.5860	0.1127308
factor(ar)2007	0.02588300	0.1092409	0.2364	0.8130839
factor(ar)2008	-0.0572217	0.0836270	-0.6842	0.4938181
factor(ar)2009	-0.1350138	0.0594484	-2.2711	0.0231403 *
factor(ar)2010	-0.2080169	0.0423562	-4.9111	9.055e-07 ***
factor(ar)2011	-0.1733672	0.0478244	-3.6251	0.0002889 ***
factor(ar)2012	-0.1803602	0.0493330	-3.6560	0.0002562 ***
factor(yped)FLOOD	-0.1787166	0.0729596	-2.4495	0.0143044 *
factor(yped)LANDSLIDE	-0.1420999	0.0685550	-2.0728	0.0381922 *
factor(yped)VOLCANO	-0.0149202	0.1745028	-0.0855	0.9318628
factor(yped)WIND	-0.1131826	0.0561529	-2.0156	0.0438403 *
factor(ereg)Europecastia	-0.0324311	0.0881562	-0.3679	0.7129615
factor(ereg)Latinamcarib	0.1609035	0.0826000	1.9480	0.0514167 .
factor(ereg)Mideastnafir	-0.0429377	0.1101281	-0.3899	0.6966189
factor(ereg)southasia	0.1331774	0.0959355	1.3882	0.1650773
factor(ereg)subsaharanaf	0.2490607	0.1051914	2.3877	0.0178995 *

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

dF/dx is for discrete change for the following variables:

[1] "factor(ar)2002"	"factor(ar)2003"	"factor(ar)2004"	"factor(ar)2005"	"factor(ar)2006"
[7] "factor(ar)2008"	"factor(ar)2009"	"factor(ar)2010"	"factor(ar)2011"	"factor(ar)2012"
[13] "factor(yped)LANDSLIDE"	"factor(yped)VOLCANO"	"factor(yped)WIND"	"factor(ereg)Europecastia"	"factor(ereg)Latinamcarib"
[19] "factor(ereg)southasia"	"factor(ereg)subsaharanaf"		"factor(ereg)Mideastnafir"	"factor(ar)2007"

Marginaleffekter – Logit uten fixed effects

Call:
mfx::logitmfx(formula = b1stdum ~ log(drptus + 1e-09) + log(gdpprc2010tus + 1e-09), data = FINAL, control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:

	dF/dx	Std. Err.	z	P> z
log(drptus + 1e-09)	0.0255520	0.0062819	4.0676	4.75e-05 ***
log(gdpprc2010tus + 1e-09)	-0.0475690	0.0214138	-2.2214	0.02632 *

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Vedlegg 5: Antall drepte og handel

OLS, Tobit og LPM, Probit og Logit uten fixed effects

OLS uten fixed effects

	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	OLS (4)	OLS (5)	OLS (6)	OLS (7)	OLS (8)	OLS (9)	OLS (10)
log(drptus + 1e-09)	84.935*** (31.989)	91.876** (39.257)	84.935** (39.257)	84.935* (44.824)	357.857** (150.658)	357.857* (194.679)	357.857* (194.679)	0.201*** (0.042)	0.201*** (0.059)	0.201*** (0.059)
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	-41.772 (74.680)	-112.011** (53.640)	-41.772 (53.640)	-41.772 (105.070)	-30.878 (267.764)	-30.878 (196.648)	-30.878 (196.648)	-0.083 (0.074)	-0.083 (0.076)	-0.083 (0.076)
constant	1,316.806 (844.160)	1,982.271*** (756.111)	1,316.806* (756.111)	1,316.806 (1,659.982)	2,986.201 (2,888.555)	2,986.201 (2,313.471)	2,986.201 (2,313.471)	6,946*** (0.799)	6,946*** (0.804)	6,946*** (0.804)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Nei	Nei	Ja
Nullobservasjoner filtrert bort	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja
N	360				101			101		
R2	0.019				0.056			0.191		
Adjusted R2	0.014				0.036			0.175		
Residual Std. Error	3,466.231 (df = 357)				6,340.132 (df = 98)			1,753 (df = 98)		
F Statistic	3.534** (df = 2; 357)				2.890* (df = 2; 98)			11.602*** (df = 2; 98)		

Notes:

***Significant at the 1 percent level.
**Significant at the 5 percent level.
*Significant at the 10 percent level.

Tobit uten fixed effects

	Tobit(survreg) (1)	Tobit(censReg) (2)	Tobit(censReg) (3)	Tobit(censReg) (4)	Tobit(censReg) (5)
log(drptus + 1e-09)	604.409*** (130.146)	604.850*** (130.179)	605.325*** (79.372)	2.405*** (0.526)	2.360 (2.544)
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	-384.407* (200.525)	-386.022* (200.547)	-384.834 (253.421)	-2.015** (0.878)	-2.004 (2.424)
logSigma		8.844*** (0.073)	8.845*** (0.020)	3.459*** (0.085)	3.462*** (0.820)
constant	1,010.581 (2,240.426)	1,029.618 (2,240.212)	1,010.612 (2,681.914)	-5.980 (9.761)	-6.355 (22.364)
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja
Random effects-estimering (BHHH)	Nei	Nei	Ja	Nei	Ja
N	360	360	360	360	360
Log Likelihood	-1,130.250	-1,130.250	-1,130.250	-611.799	-611.805
Akaike Inf. Crit.		2,268.499	2,268.500	1,231.597	1,231.610
Bayesian Inf. Crit.		2,284.044	2,284.044	1,247.141	1,247.154
chi2	30.170*** (df = 2)				

Notes:

***Significant at the 1 percent level.
**Significant at the 5 percent level.
*Significant at the 10 percent level.

LPM, Probit og Logit uten fixed effects

	LPM (1)	LPM (2)	LPM (3)	LPM (4)	Probit (5)	Probit (6)	Probit (7)	Probit (8)	Logit (9)	Logit (10)	Logit (11)	Logit (12)
log(drptus + 1e-09)	0.019*** (0.004)	0.019*** (0.003)	0.019*** (0.003)	0.019*** (0.004)	0.077*** (0.019)	0.077*** (0.028)	0.077*** (0.028)	0.077*** (0.028)	0.167*** (0.042)	0.167*** (0.067)	0.167** (0.067)	0.167*** (0.067)
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	-0.021** (0.009)	-0.021** (0.009)	-0.021** (0.009)	-0.021** (0.010)	-0.067** (0.029)	-0.067** (0.029)	-0.067** (0.029)	-0.067** (0.032)	-0.122** (0.050)	-0.122** (0.049)	-0.122** (0.049)	-0.122** (0.055)
constant	0.588*** (0.106)	0.588*** (0.107)	0.588*** (0.107)	0.588*** (0.115)	0.434 (0.336)	0.434 (0.351)	0.434 (0.351)	0.434 (0.381)	0.953* (0.577)	0.953 (0.623)	0.953 (0.623)	0.953 (0.683)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja
N	360				360				360			
R2	0.063											
Adjusted R2	0.057											
Log Likelihood					-200.176				-198.837			
Akaike Inf. Crit.					406.353				403.674			
Residual Std. Error	0.437 (df = 357)											
F Statistic	11.902*** (df = 2; 357)											

Notes:

***Significant at the 1 percent level.
**Significant at the 5 percent level.
*Significant at the 10 percent level.

Margineffekter – Tobit med fixed effects

> summary(margEff(cens1))

	Marg. Eff.	Std. Error	t value	Pr(> t)
log(drptus + 1e-09)	107.710	24.338	4.4256	1.302e-05 ***
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	-40.868	42.197	-0.9685	0.33348
factor(ar)2002	-36.387	365.032	-0.0997	0.92066
factor(ar)2003	371.983	374.361	0.9936	0.32111
factor(ar)2004	330.722	398.021	0.8309	0.40661
factor(ar)2005	-540.418	437.546	-1.2351	0.21765
factor(ar)2006	-273.846	399.877	-0.6848	0.49393
factor(ar)2007	136.064	405.792	0.3353	0.73760
factor(ar)2008	-71.017	413.238	-0.1719	0.86366
factor(ar)2009	-459.686	447.428	-1.0274	0.30497
factor(ar)2010	-70.930	399.700	-0.1775	0.85925
factor(ar)2011	-686.599	490.903	-1.3986	0.16284
factor(ar)2012	-955.304	729.469	-1.3096	0.19123
factor(typeb)FLOOD	-589.907	252.688	-2.3345	0.02016 *
factor(typeb)LANDSLIDE	-981.450	620.492	-1.5817	0.11465
factor(typeb)VOLCANO	76.659	649.620	0.1180	0.90613
factor(typeb)WIND	-621.097	312.398	-1.9882	0.04761 *
factor(reg)EuropeCasia	91.393	372.122	0.2456	0.80614
factor(reg)LatinAMCarib	515.602	260.528	1.9791	0.04862 *
factor(reg)MidEastNAfri	-221.513	513.393	-0.4315	0.66640
factor(reg)southAsia	682.688	278.645	2.4500	0.01479 *
factor(reg)subSaharanAF	590.697	301.576	1.9587	0.05098 .

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

> summary(margEff(cens2))

	Marg. Eff.	Std. Error	t value	Pr(> t)
log(drptus + 1e-09)	107.803	29.951	3.5993	0.0003671 ***
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	-40.885	57.670	-0.7089	0.4788532
factor(ar)2002	-38.396	552.207	-0.0695	0.9446072
factor(ar)2003	370.458	592.650	0.6251	0.5323379
factor(ar)2004	329.005	583.252	0.5641	0.5730717
factor(ar)2005	-543.135	594.363	-0.9138	0.3614724
factor(ar)2006	-276.086	557.366	-0.4953	0.6206830
factor(ar)2007	133.986	642.421	0.2086	0.8349156
factor(ar)2008	-73.247	601.898	-0.1217	0.9032152
factor(ar)2009	-462.240	629.932	-0.7338	0.4635868
factor(ar)2010	-72.128	633.466	-0.1139	0.9094146
factor(ar)2011	-689.926	638.675	-1.0802	0.2808077
factor(ar)2012	-960.253	1035.570	-0.9273	0.3544521
factor(typeb)FLOOD	-590.543	353.811	-1.6691	0.0960302 .
factor(typeb)LANDSLIDE	-983.159	800.696	-1.2279	0.2203515
factor(typeb)VOLCANO	76.467	858.179	0.0891	0.9290523
factor(typeb)WIND	-621.733	450.031	-1.3815	0.1680331
factor(reg)EuropeCasia	91.659	536.734	0.1708	0.8645054
factor(reg)LatinAMCarib	516.216	368.216	1.4019	0.1618563
factor(reg)MidEastNAfri	-221.510	999.695	-0.2216	0.8247770
factor(reg)southAsia	684.071	427.675	1.5995	0.1106468
factor(reg)subSaharanAF	591.537	467.683	1.2648	0.2068109

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

> summary(margEff(cens3))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)      0.597207  0.135697  4.4010 1.449e-05 ***
I(log(exptus + imptus + 1e-09)) -0.107081  0.250934 -0.4267 0.669849
factor(ar)2002          -0.031357  2.126102 -0.0147 0.988241
factor(ar)2003           3.093450  2.222302  1.3920 0.164842
factor(ar)2004           2.375535  2.342758  1.0140 0.311317
factor(ar)2005          -4.590997  2.541096 -1.8067 0.071704 .
factor(ar)2006          -2.728776  2.336300 -1.1680 0.243639
factor(ar)2007           0.723479  2.386363  0.3032 0.761946
factor(ar)2008          -1.122950  2.416703 -0.4647 0.642475
factor(ar)2009          -4.266953  2.604835 -1.6381 0.102339
factor(ar)2010          -8.086225  2.587123 -3.1256 0.001929 **
factor(ar)2011          -6.364075  2.851424 -2.2319 0.026281 *
factor(ar)2012          -7.924604  4.194762 -1.8892 0.059730 .
factor(typeb)FLOOD      -4.169447  1.481814 -2.8137 0.005185 **
factor(typeb)LANDSLIDE -5.091979  3.729678 -1.3653 0.173085
factor(typeb)VOLCANO    -1.037584  3.837579 -0.2704 0.787038
factor(typeb)WIND       -3.673458  1.821910 -2.0163 0.044567 *
factor(reg)EuropeAsia  -0.452794  2.184317 -0.2073 0.835907
factor(reg)LatinAMCarib 3.070263  1.538987  1.9950 0.046851 *
factor(reg)MidEastNAfri -2.063343  3.010567 -0.6854 0.493585
factor(reg)SouthAsia    3.137009  1.638620  1.9144 0.056415 .
factor(reg)SubsaharanAf 4.809248  1.785712  2.6932 0.007432 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens4))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)      0.595321  0.247207  2.4082 0.01657 *
I(log(exptus + imptus + 1e-09)) -0.107757  0.275183 -0.3916 0.69562
factor(ar)2002          -0.030779  2.291847 -0.0134 0.98929
factor(ar)2003           3.104922  2.757349  1.1261 0.26095
factor(ar)2004           2.398659  2.607842  0.9198 0.35834
factor(ar)2005          -4.600426  3.070870 -1.4981 0.13505
factor(ar)2006          -2.735562  2.630301 -1.0400 0.29908
factor(ar)2007           0.729666  2.682886  0.2720 0.78581
factor(ar)2008          -1.108999  2.571409 -0.4313 0.66654
factor(ar)2009          -4.276194  3.174797 -1.3469 0.17891
factor(ar)2010          -8.099530  4.295766 -1.8855 0.06023 .
factor(ar)2011          -6.371244  3.922577 -1.6242 0.10526
factor(ar)2012          -7.943929  5.578518 -1.4240 0.15537
factor(typeb)FLOOD      -4.184351  2.152950 -1.9435 0.05279 .
factor(typeb)LANDSLIDE -5.115689  4.113301 -1.2437 0.21448
factor(typeb)VOLCANO    -1.058618  4.313892 -0.2454 0.80630
factor(typeb)WIND       -3.689093  2.353347 -1.5676 0.11792
factor(reg)EuropeAsia  -0.435782  2.359886 -0.1847 0.85361
factor(reg)LatinAMCarib 3.074371  1.978622  1.5538 0.12117
factor(reg)MidEastNAfri -2.063732  4.444833 -0.4643 0.64273
factor(reg)SouthAsia    3.144629  2.208584  1.4238 0.15543
factor(reg)SubsaharanAf 4.815891  2.771355  1.7377 0.08317 .
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Margineffekter – Tobit uten fixed effects

```

> summary(margEff(cens21))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)      118.721   23.525  5.0466 7.186e-07 ***
I(log(exptus + imptus + 1e-09)) -75.769   39.213 -1.9322 0.05412 .
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens22))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)      118.810   20.122  5.9046 8.254e-09 ***
I(log(exptus + imptus + 1e-09)) -75.533   49.968 -1.5116 0.1315
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens23))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)      0.69040   0.13949  4.9494 1.151e-06 ***
I(log(exptus + imptus + 1e-09)) -0.57859   0.24983 -2.3159 0.02113 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens24))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)      0.67842   0.70989  0.9557 0.3399
I(log(exptus + imptus + 1e-09)) -0.57599   0.67955 -0.8476 0.3972

```

Marginaleffekter – Probit med fixed effects

```

Call:
mfx::probitmfx(formula = bitrdum ~ log(drptus + 1e-09) + I(log(exptus +
  imptus + 1e-09)) + factor(ar) + factor(typeb) + factor(ereg),
  data = FINAL, control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:
log(drptus + 1e-09)      0.0255778      df/dx      Std. Err.      Z      P>|z|
I(log(exptus + imptus + 1e-09)) -0.0038051      -0.0038051      0.0115574      -0.3292      0.7419801
Factor(ar)2002      0.0035897      0.0035897      0.0989969      0.0365      0.9549729
Factor(ar)2003      0.1864621      0.1337239      1.3944      0.1632026
Factor(ar)2004      0.1275101      0.1359518      0.9379      0.3482923
Factor(ar)2005      -0.1588745      0.0654085      -2.4290      0.0151423 *
Factor(ar)2006      -0.1099773      0.0786023      -1.3992      0.1617642
Factor(ar)2007      0.0363690      0.1197758      0.3036      0.7614006
Factor(ar)2008      -0.0511515      0.0980601      -0.5216      0.6019252
Factor(ar)2009      -0.1515570      0.0681106      -2.2252      0.0260706 *
Factor(ar)2010      -0.2326818      0.0447528      -5.1993      2.001e-07 ***
Factor(ar)2011      -0.1948563      0.0521584      -3.7359      0.0001871 ***
Factor(ar)2012      -0.2050759      0.0498796      -4.1114      3.932e-05 ***
Factor(ar)20112      -0.1963040      0.0744087      -2.6382      0.0083351 **
Factor(typeb)FLOOD      -0.1638727      0.0770311      -2.1274      0.0333903 *
Factor(typeb)LANDSLIDE      -0.0393053      0.1609237      -0.2442      0.8070387
Factor(typeb)VOLCANO      -0.1372235      0.0611544      -2.2439      0.0248398 *
Factor(typeb)WIND      -0.0214112      0.0942592      -0.2272      0.8203053
Factor(ereg)EuropeCasia      0.1459388      0.0809585      1.8026      0.0714451
Factor(ereg)LatinAmCarib      -0.0674522      0.1124459      -0.5999      0.5485972
Factor(ereg)wideastNAFrti      0.1586934      0.0907907      1.7479      0.0804806
Factor(ereg)SouthAsia      0.2509267      0.1018378      2.4640      0.0137402 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

df/dx is for discrete change for the following variables:
[1] "Factor(ar)2002"      "Factor(ar)2003"      "Factor(ar)2004"
[7] "Factor(ar)2008"      "Factor(ar)2009"      "Factor(ar)2010"
[13] "Factor(typeb)LANDSLIDE" "Factor(typeb)VOLCANO" "Factor(typeb)WIND"
[19] "Factor(ereg)SouthAsia" "Factor(ereg)SubsaharaAF"
"Factor(ar)2005"
"Factor(ar)2011"
"Factor(ereg)EuropeCasia"
"Factor(ar)2006"
"Factor(ar)2012"
"Factor(ereg)LatinAmCarib"
"Factor(ar)2007"
"Factor(typeb)FLOOD"
"Factor(ereg)wideastNAFrti"

```

Margineffekter – Probit uten fixed effects

```
Call:
mfx::probitmfx(formula = bistdum ~ log(drptus + 1e-09) + I(log(exptus +
  imptus + 1e-09)), data = FINAL, control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:

```

	dF/dx	Std. Err.	z	P> z
log(drptus + 1e-09)	0.0251465	0.0058155	4.3240	1.532e-05 ***
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	-0.0218919	0.0095209	-2.2993	0.02149 *

```
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Margineffekter – Logit med fixed effects

```
Call:
mfx::logitmfx(formula = bistdum ~ log(drptus + 1e-09) + I(log(exptus +
  imptus + 1e-09)) + factor(ar) + factor(tp) + factor(reg),
  data = FINAL, control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:

```

	dF/dx	Std. Err.	z	P> z
log(drptus + 1e-09)	0.0288422	0.0072389	3.9843	6.767e-05 ***
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	-0.0030818	0.0110052	-0.2800	0.7794506
Factor(ar)2002	0.0047394	0.0906025	0.0523	0.9582822
Factor(ar)2003	0.1712688	0.1327740	1.2899	0.1970759
Factor(ar)2004	0.0886004	0.1266960	0.6993	0.4843554
Factor(ar)2005	-0.1440835	0.0567951	-2.5369	0.0111839 *
Factor(ar)2006	-0.1043731	0.0670825	-1.5359	0.1197338
Factor(ar)2007	0.0255233	0.1091347	0.2339	0.8150860
Factor(ar)2008	-0.0562148	0.0842955	-0.6669	0.5048504
Factor(ar)2009	-0.1365676	0.0585109	-2.3341	0.0195930 *
Factor(ar)2010	-0.2084137	0.0422354	-4.9346	8.033e-07 ***
Factor(ar)2011	-0.1750813	0.0469385	-3.7300	0.0001915 ***
Factor(ar)2012	-0.1801742	0.0491395	-3.6666	0.0002458 ***
Factor(tp)2012	-0.1768951	0.0727117	-2.4328	0.0149814 *
Factor(tp)FL00D	-0.1403738	0.0695229	-2.0191	0.0434766 *
Factor(tp)LANDSLIDE	-0.0119986	0.1736185	-0.0683	0.9455294
Factor(tp)VOLCANO	-0.1132997	0.0563017	-2.0124	0.0441812 *
Factor(reg)EUROPECASTA	-0.0324176	0.0880583	-0.3681	0.7127703
Factor(reg)LATINAMCARIB	0.1469351	0.0816272	1.8001	0.0718486
Factor(reg)MIDEASTNAFRI	-0.0542650	0.1046906	-0.5183	0.6042233
Factor(reg)SOUTHASTA	0.1473462	0.0915046	1.6103	0.1073411 *
Factor(reg)SUBSAHARANAf	0.2589034	0.1067389	2.4256	0.0152841 *

```
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

df/dx is for discrete change for the following variables:
[1] "Factor(ar)2002" "Factor(ar)2003" "Factor(ar)2004" "Factor(ar)2005"
[7] "Factor(ar)2008" "Factor(ar)2009" "Factor(ar)2010" "Factor(ar)2011"
[13] "Factor(tp)FL00D" "Factor(tp)LANDSLIDE" "Factor(tp)VOLCANO" "Factor(ar)2012"
[19] "Factor(reg)EUROPECASTA" "Factor(reg)LATINAMCARIB" "Factor(reg)MIDEASTNAFRI"
"Factor(reg)SOUTHASTA" "Factor(reg)SUBSAHARANAf"
```

Marginaleffekter – Logit uten fixed effects

Call:
 mfx::logitmfx(formula = birstum ~ log(drptus + 1e-09) + I(log(exptus + imptus + 1e-09)), data = FINAL, control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:

	dF/dx	Std. Err.	Z	P> Z
log(drptus + 1e-09)	0.0308504	0.0068587	4.4980	6.859e-06 ***
I(log(exptus + imptus + 1e-09))	-0.0225848	0.0090479	-2.4961	0.01256 *

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Vedlegg 6: Antall drepte og distanse

OLS, Tobit og LPM, Probit og Logit uten fixed effects

OLS uten fixed effects

	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	OLS (4)	OLS (5)	OLS (6)	OLS (7)	OLS (8)	OLS (9)	OLS (10)
log(drptus + 1e-09)	81.679*** (30.873)	76.072** (37.383)	81.679** (37.383)	81.679** (34.419)	355.909** (146.483)	355.909* (185.106)	355.909* (185.106)	0.192*** (0.041)	0.192*** (0.057)	0.192*** (0.057)
disttus	-68.669 (63.032)	-86.491 (52.988)	-68.669 (52.988)	-68.669 (67.741)	-287.457 (238.562)	-287.457 (224.931)	-287.457 (224.931)	-0.105 (0.066)	-0.105 (0.066)	-0.105 (0.066)
constant	1,414.601** (558.607)	1,547.194** (742.910)	1,414.601* (742.910)	1,414.601 (1,103.420)	4,963.211** (2,049.473)	4,963.211* (2,706.571)	4,963.211* (2,706.571)	6.919*** (0.567)	6.919*** (0.591)	6.919*** (0.591)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Nei	Nei	Ja
Nullobservasjoner filtrert bort	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja
N	360	360	360	360	360	360	360	101	101	101
R2	0.022	0.022	0.022	0.022	0.069	0.069	0.069	0.202	0.202	0.202
Adjusted R2	0.016	0.016	0.016	0.016	0.050	0.050	0.050	0.185	0.185	0.185
Residual Std. Error	3,462.000 (df = 357)				6,294.108 (df = 98)			1,742 (df = 98)		
F Statistic	3.980** (df = 2; 357)				3.652** (df = 2; 98)			12.376*** (df = 2; 98)		

Notes:

***Significant at the 1 percent level.
 **Significant at the 5 percent level.
 *Significant at the 10 percent level.

Tobit uten fixed effects

	Tobit(survreg) (1)	Tobit(censReg) (2)	Tobit(censReg) (3)	Tobit(censReg) (4)	Tobit(censReg) (5)
log(drptus + 1e-09)	548.538*** (123.346)	548.727*** (123.352)	549.390*** (83.489)	2.140*** (0.502)	2.074 (2.630)
disttus	-122.306 (176.137)	-123.304 (176.118)	-122.676 (236.559)	0.019 (0.771)	0.001 (0.793)
logSigma		8.845*** (0.073)	8.846*** (0.023)	3.471*** (0.085)	3.478*** (0.965)
constant	-2,171.613 (1,582.691)	-2,161.576 (1,582.177)	-2,173.180 (2,102.959)	-28.162*** (7.016)	-28.461*** (8.992)
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja
Random effects-estimering (BHHH)	Nei	Nei	Ja	Nei	Ja
N	360	360	360	360	360
Log Likelihood	-1,131.873	-1,131.873	-1,131.873	-614.482	-614.497
Akaike Inf. Crit.		2,271.746	2,271.747	1,236.963	1,236.995
Bayesian Inf. Crit.		2,287.291	2,287.291	1,252.508	1,252.539
chi2		26.923*** (df = 2)			

Notes:

***Significant at the 1 percent level.
 **Significant at the 5 percent level.
 *Significant at the 10 percent level.

LPM, Probit og Logit uten fixed effects

	LPM (1)	LPM (2)	LPM (3)	LPM (4)	Probit (5)	Probit (6)	Probit (7)	Probit (8)	Logit (9)	Logit (10)	Logit (11)	Logit (12)
log(drptus + 1e-09)	0.017*** (0.004)	0.017*** (0.003)	0.017*** (0.003)	0.017*** (0.003)	0.067*** (0.017)	0.067*** (0.024)	0.067*** (0.024)	0.067*** (0.023)	0.138*** (0.037)	0.138*** (0.052)	0.138*** (0.052)	0.138*** (0.051)
disttus	0.001 (0.008)	0.001 (0.008)	0.001 (0.008)	0.001 (0.008)	0.001 (0.026)	0.001 (0.025)	0.001 (0.025)	0.001 (0.028)	0.005 (0.044)	0.005 (0.042)	0.005 (0.042)	0.005 (0.048)
constant	0.360*** (0.071)	0.360*** (0.067)	0.360*** (0.067)	0.360*** (0.077)	-0.310 (0.226)	-0.310 (0.219)	-0.310 (0.219)	-0.310 (0.251)	-0.441 (0.386)	-0.441 (0.375)	-0.441 (0.375)	-0.441 (0.431)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja
N	360	360	360	360	360	360	360	360	360	360	360	360
R2	0.050											
Adjusted R2	0.045											
Log Likelihood					-202.762				-201.878			
Akaike Inf. Crit.					411.523				409.757			
Residual Std. Error	0.440 (df = 357)											
F Statistic	9.385*** (df = 2; 357)											

Notes:

***Significant at the 1 percent level.
 **Significant at the 5 percent level.
 *Significant at the 10 percent level.

Margineffekter – Tobit med fixed effects

```

> summary(margEff(cens1))

```

	Marg. Eff.	Std. Error	t value	Pr(> t)
log(drptus + 1e-09)	101.282	24.046	4.2121	3.254e-05 ***
disttus	-43.526	57.940	-0.7512	0.45304
factor(ar)2002	-63.518	365.842	-0.1736	0.86227
factor(ar)2003	358.615	373.841	0.9593	0.33811
factor(ar)2004	273.107	400.298	0.6823	0.49555
factor(ar)2005	-598.195	439.646	-1.3606	0.17454
factor(ar)2006	-333.416	398.414	-0.8369	0.40327
factor(ar)2007	91.138	403.541	0.2258	0.82146
factor(ar)2008	-133.096	411.662	-0.3233	0.74666
factor(ar)2009	-522.195	450.478	-1.1592	0.24720
factor(ar)2010	-172.143	398.488	-0.4320	0.66602
factor(ar)2011	-786.242	485.308	-1.6201	0.10615
factor(ar)2012	-956.862	732.912	-1.3056	0.19259
factor(typeb)FLOOD	-605.482	254.853	-2.3758	0.01807 *
factor(typeb)LANDSLIDE	-906.347	612.870	-1.4789	0.14012
factor(typeb)VOLCANO	78.649	652.252	0.1206	0.90410
factor(typeb)WIND	-566.621	308.588	-1.8362	0.06722 .
factor(reg)EuropeCAsia	-176.150	539.419	-0.3266	0.74421
factor(reg)LatinAmCarib	575.527	255.866	2.2493	0.02514 *
factor(reg)MidEastNAfri	-409.769	617.710	-0.6634	0.50755
factor(reg)SouthAsia	598.197	328.266	1.8223	0.06930 .
factor(reg)SubsaharanAF	647.788	289.191	2.2400	0.02574 *

```

---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens2))

```

	Marg. Eff.	Std. Error	t value	Pr(> t)
log(drptus + 1e-09)	101.346	31.492	3.2182	0.001416 **
disttus	-43.598	92.578	-0.4709	0.637992
factor(ar)2002	-64.766	551.130	-0.1175	0.906522
factor(ar)2003	357.767	585.545	0.6110	0.541614
factor(ar)2004	272.048	599.874	0.4535	0.650475
factor(ar)2005	-599.989	588.620	-1.0193	0.308787
factor(ar)2006	-334.838	551.160	-0.6075	0.543920
factor(ar)2007	89.863	650.739	0.1381	0.890249
factor(ar)2008	-134.502	600.339	-0.2240	0.822860
factor(ar)2009	-523.881	632.995	-0.8276	0.408472
factor(ar)2010	-172.820	646.129	-0.2675	0.789271
factor(ar)2011	-788.475	618.785	-1.2742	0.203463
factor(ar)2012	-960.080	1019.209	-0.9420	0.346877
factor(typeb)FLOOD	-606.005	338.421	-1.7907	0.074244 .
factor(typeb)LANDSLIDE	-907.668	786.864	-1.1535	0.249514
factor(typeb)VOLCANO	78.427	887.353	0.0884	0.929625
factor(typeb)WIND	-567.093	444.763	-1.2750	0.203175
factor(reg)EuropeCAsia	-176.505	879.338	-0.2007	0.841035
factor(reg)LatinAmCarib	575.982	352.580	1.6336	0.103275
factor(reg)MidEastNAfri	-410.317	1154.306	-0.3555	0.722463
factor(reg)SouthAsia	598.993	506.650	1.1823	0.237938
factor(reg)SubsaharanAF	648.302	460.063	1.4092	0.159713

```

---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

```

> summary(margEff(cens3))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)  0.57727  0.13444  4.2938 2.301e-05 ***
disttus             -0.18705  0.34014 -0.5499 0.582739
factor(ar)2002      -0.13470  2.12819 -0.0633 0.949571
factor(ar)2003       3.05952  2.21695  1.3801 0.168486
factor(ar)2004       2.17845  2.35060  0.9268 0.354714
factor(ar)2005      -4.80545  2.55236 -1.8827 0.060599 .
factor(ar)2006      -2.91296  2.32455 -1.2531 0.211030
factor(ar)2007       0.63810  2.37108  0.2691 0.788005
factor(ar)2008      -1.29766  2.40367 -0.5399 0.589647
factor(ar)2009      -4.44500  2.61093 -1.7025 0.089594 .
factor(ar)2010      -8.39651  2.57916 -3.2555 0.001247 **
factor(ar)2011      -6.62379  2.81311 -2.3546 0.019117 *
factor(ar)2012      -7.82884  4.20155 -1.8633 0.063289 .
factor(typeb)FLOOD  -4.24061  1.49115 -2.8439 0.004730 **
factor(typeb)LANDSLIDE -4.81503  3.67975 -1.3085 0.191591
factor(typeb)VOLCANO -1.03307  3.83889 -0.2691 0.788012
factor(typeb)WIND   -3.53138  1.80077 -1.9610 0.050700 .
factor(reg)EuropeCAsia -1.63693  3.16291 -0.5175 0.605121
factor(reg)LatinAmCarib  3.22659  1.50432  2.1449 0.032679 *
factor(reg)MidEastNAfri -3.00410  3.62332 -0.8291 0.407636
factor(reg)SouthAsia   2.66538  1.94222  1.3723 0.170873
factor(reg)SubsaharanAf  4.81400  1.70225  2.8280 0.004965 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens4))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)  0.57606  0.24190  2.3814 0.01780 *
disttus             -0.18779  0.38979 -0.4818 0.63029
factor(ar)2002      -0.13430  2.27138 -0.0591 0.95289
factor(ar)2003       3.06674  2.72617  1.1249 0.26142
factor(ar)2004       2.19172  2.59764  0.8437 0.39942
factor(ar)2005      -4.81173  3.09126 -1.5566 0.12052
factor(ar)2006      -2.91751  2.60884 -1.1183 0.26423
factor(ar)2007       0.64207  2.68106  0.2395 0.81088
factor(ar)2008      -1.28854  2.55606 -0.5041 0.61451
factor(ar)2009      -4.45075  3.17295 -1.4027 0.16162
factor(ar)2010      -8.40554  4.26424 -1.9712 0.04952 *
factor(ar)2011      -6.62886  3.83587 -1.7281 0.08488 .
factor(ar)2012      -7.84001  5.48081 -1.4304 0.15352 .
factor(typeb)FLOOD  -4.25054  2.17096 -1.9579 0.05107 .
factor(typeb)LANDSLIDE -4.82859  4.04567 -1.1935 0.23351
factor(typeb)VOLCANO -1.04636  4.37572 -0.2391 0.81115
factor(typeb)WIND   -3.54091  2.29592 -1.5423 0.12395
factor(reg)EuropeCAsia -1.63068  3.67518 -0.4437 0.65754
factor(reg)LatinAmCarib  3.22937  1.93866  1.6658 0.09669 .
factor(reg)MidEastNAfri -3.00821  5.02930 -0.5981 0.55015
factor(reg)SouthAsia   2.66825  2.31316  1.1535 0.24952
factor(reg)SubsaharanAf  4.81825  2.61469  1.8428 0.06625 .
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Margineffekter – Tobit uten fixed effects

```

> summary(margEff(cens21))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)  109.675  22.889  4.7917 2.432e-06 ***
disttus             -24.645  35.246 -0.6992 0.4849
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens22))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)  109.790  19.703  5.5723 4.969e-08 ***
disttus             -24.516  47.149 -0.5200 0.6034
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens23))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)  0.619963  0.135792  4.5655 6.873e-06 ***
disttus             0.005442  0.223318  0.0244 0.9806
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens24))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)  0.60099879  0.74467350  0.8071 0.4202
disttus             0.00029744  0.22978613  0.0013 0.9990

```

Margineffekter – Probit med fixed effects


```

> mfx::probitmfx(bistdum ~ log(drpplus+0.000000001) + disttus + factor(ar) + factor(typeb) + factor(reg), data=FINAL, control = list(maxit=50))
Call:
mfx::probitmfx(formula = bistdum ~ log(drpplus + 1e-09) + disttus + factor(ar) + factor(typeb) + factor(reg), data = FINAL, control = list(maxit = 50))
Factor(ar) + factor(typeb) + factor(reg)

Marginal Effects:

log(drpplus + 1e-09) 0.0247786 0.0065333 3.7927 0.000149 ***
disttus              -0.0094028 0.0159051 -0.5912 0.554398
factor(ar)2002       0.0006902 0.0980913 0.0070 0.994386
factor(ar)2003       0.1874968 0.137727 1.4016 0.161033
factor(ar)2004       0.1174049 0.1346518 0.8719 0.383255
factor(ar)2005       -0.1639498 0.0634017 -2.5859 0.009713 **
factor(ar)2006       -0.1150830 0.0765601 -1.5032 0.132794
factor(ar)2007       0.0358279 0.1192595 0.3004 0.763857
factor(ar)2008       -0.0559063 0.0960744 -0.5819 0.560630
factor(ar)2009       -0.1554623 0.0663985 -2.3414 0.019214 *
factor(ar)2010       -0.2371001 0.0430741 -5.5045 3.703e-08 ***
factor(ar)2011       -0.1983773 0.0496705 -3.9939 6.501e-05 ***
factor(ar)2012       -0.2034843 0.0510181 -3.9885 6.500e-05 ***
factor(typeb)FLOOD   -0.1596218 0.0753510 -2.6790 0.007385 **
factor(typeb)LANDSLIDE -0.2018630 0.0789296 -2.0223 0.043142 *
factor(typeb)VOLCANO -0.0387285 0.1611646 -0.2403 0.810095
factor(typeb)WIND    -0.1347387 0.0610917 -2.2055 0.027418 *
factor(reg)EuropecAsia -0.0755084 0.1203810 -0.6272 0.530498
factor(reg)LatinAmCarib -0.1520457 0.0798293 1.9046 0.056828
factor(reg)MideastNAfri -0.1054217 0.1155283 -0.9125 0.361496
factor(reg)southasia 0.1285931 0.1064156 1.2084 0.226892
factor(reg)subsaharanaf 0.2447145 0.0979119 2.4993 0.012443 *
---
Stignif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

df/dx its for discrete change for the following variables:
[1] "factor(ar)2002" "factor(ar)2003" "factor(ar)2004" "factor(ar)2005" "factor(ar)2006"
[7] "factor(ar)2008" "factor(ar)2009" "factor(ar)2010" "factor(ar)2011" "factor(ar)2012"
[13] "factor(typeb)LANDSLIDE" "factor(typeb)VOLCANO" "factor(typeb)WIND" "factor(reg)EuropecAsia" "factor(reg)LatinAmCarib"
[19] "factor(reg)southasia" "factor(reg)subsaharanaf" "factor(reg)MideastNAfri"

```

Margineffekter – Probit uten fixed effects

Call:
 mfx::probitmfx(formula = bistdum ~ log(drptus + 1e-09) + disttus,
 data = FINAL, control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:

	dF/dx	Std. Err.	Z	P> Z
log(drptus + 1e-09)	0.02204160	0.00543607	4.0547	5.02e-05 ***
disttus	0.00047752	0.00836401	0.0571	0.9545

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Margineffekter – Logit med fixed effects

Call:
 mfx::logitmfx(formula = bistdum ~ log(drptus + 1e-09) + disttus +
 factor(ar) + factor(typeb) + factor(ereg), data = FINAL, control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:

	dF/dx	Std. Err.	Z	P> Z
log(drptus + 1e-09)	0.02807431	0.00719035	3.9044	9.444e-05 ***
disttus	-0.00695644	0.01512884	-0.4598	0.6436506
Factor(ar)2002	0.00082746	0.08993002	0.0092	0.9926586
Factor(ar)2003	0.17143359	0.13290735	1.2899	0.1970948
Factor(ar)2004	0.08185656	0.12546112	0.6524	0.5141138
Factor(ar)2005	-0.14818095	0.05549000	-2.6704	0.0075759 **
Factor(ar)2006	-0.10858666	0.06549818	-1.6579	0.0973462 .
Factor(ar)2007	0.02502517	0.10873551	0.2301	0.8179774
Factor(ar)2008	-0.06100913	0.08219961	-0.7422	0.4579619
Factor(ar)2009	-0.13957420	0.05737228	-2.4328	0.0149834 *
Factor(ar)2010	-0.21197377	0.04133389	-5.1258	2.962e-07 ***
Factor(ar)2011	-0.17813260	0.04523207	-3.9382	8.210e-05 ***
Factor(ar)2012	-0.17966355	0.04963487	-3.6197	0.0002949 ***
Factor(typeb)FLOOD	-0.18105615	0.07390536	-2.4498	0.0142921 *
Factor(typeb)LANDSLIDE	-0.13700354	0.07132992	-1.9207	0.0547693 .
Factor(typeb)VOLCANO	-0.01018248	0.17703576	-0.0575	0.9541337
Factor(typeb)WIND	-0.11154986	0.05630040	-1.9813	0.0475539 *
Factor(ereg)Europecasi	-0.07027782	0.11124739	-0.6317	0.5275662
Factor(ereg)Latnamcar1b	0.15221660	0.08011785	1.8999	0.0574451 .
Factor(ereg)MidEastNAfr1	-0.08172288	0.11009414	-0.7423	0.4579056
Factor(ereg)Southasia	0.12344951	0.10664417	1.1576	0.2470341
Factor(ereg)Subsaharanaf	0.25469815	0.10198344	2.4974	0.0125091 *

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

dF/dx is for discrete change for the following variables:

[1] "factor(ar)2002"	"factor(ar)2003"	"factor(ar)2004"	"factor(ar)2005"	"factor(ar)2006"
[7] "factor(ar)2008"	"factor(ar)2009"	"factor(ar)2010"	"factor(ar)2011"	"factor(ar)2012"
[13] "factor(typeb)LANDSLIDE"	"factor(typeb)VOLCANO"	"factor(typeb)WIND"	"factor(ereg)Europecasi"	"factor(ereg)Latnamcar1b"
[19] "factor(ereg)Southasia"	"factor(ereg)Subsaharanaf"		"factor(ereg)MidEastNAfr1"	

Marginaleffekter – Logit uten fixed effects

Call:
 mfx::logitmfx(formula = bistdum ~ log(drptus + 1e-09) + disttus,
 data = FINAL, control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:

	dF/dx	Std. Err.	Z	P> z
log(drptus + 1e-09)	0.02612539	0.00631421	4.1376	3.51e-05 ***
disttus	0.00092468	0.00822736	0.1124	0.9105

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Vedlegg 7: Antall drepte og demokrati-indeksen

OLS, Tobit og LPM, Probit og Logit uten fixed effects

OLS uten fixed effects

	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	OLS (4)	OLS (5)	OLS (6)	OLS (7)	OLS (8)	OLS (9)	OLS (10)
log(drptus + 1e-09)	75.920** (31.171)	77.051** (34.925)	75.920** (34.925)	75.920** (34.373)	342.975** (154.067)	342.975* (189.011)	342.975* (189.011)	0.182*** (0.043)	0.182*** (0.059)	0.182*** (0.059)
aggclpr	120.567 (122.581)	188.340** (56.014)	120.567** (56.014)	120.567 (109.822)	109.976 (430.152)	109.976 (141.939)	109.976 (141.939)	0.088 (0.119)	0.088 (0.125)	0.088 (0.125)
constant	399.056 (528.792)	-57.883 (204.752)	399.056* (204.752)	399.056 (505.480)	2,201.539 (1,962.353)	2,201.539* (1,140.819)	2,201.539* (1,140.819)	5.710*** (0.545)	5.710*** (0.566)	5.710*** (0.566)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Nei	Nei	Ja
Nullobservasjoner filtrert bort	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja	Ja
N	360				101			101		
R2	0.021				0.056			0.185		
Adjusted R2	0.016				0.037			0.169		
Residual Std. Error	3,463.061 (df = 357)				6,338.449 (df = 98)			1,760 (df = 98)		
F Statistic	3.868** (df = 2; 357)				2.918* (df = 2; 98)			11.158*** (df = 2; 98)		

Notes:

***Significant at the 1 percent level.
 **Significant at the 5 percent level.
 *Significant at the 10 percent level.

Tobit uten fixed effects

	Tobit (survreg) (1)	Tobit (censReg) (2)	Tobit (censReg) (3)	Tobit (censReg) (4)	Tobit (censReg) (5)
log(drptus + 1e-09)	518.455*** (123.690)	518.729*** (123.703)	519.225*** (87.078)	2.034*** (0.501)	2.019 (2.290)
aggclpr	370.929 (322.931)	369.169 (322.872)	371.642 (464.058)	1.636 (1.424)	1.633 (2.500)
logSigma		8.845*** (0.073)	8.846*** (0.020)	3.468*** (0.085)	3.467*** (0.861)
Constant	-4,648.719*** (1,505.374)	-4,639.491*** (1,504.777)	-4,656.263** (1,967.822)	-34.453*** (6.668)	-34.483** (14.007)
Logaritmetransformert y	Nei	Nei	Nei	Ja	Ja
Random effects-estimering (BHHH)	Nei	Nei	Ja	Nei	Ja
N	360	360	360	360	360
Log Likelihood	-1,131.452	-1,131.452	-1,131.453	-613.820	-613.820
Akaike Inf. Crit.	2,270.905	2,270.905	2,270.905	1,235.640	1,235.641
Bayesian Inf. Crit.		2,286.449	2,286.450	1,251.184	1,251.185
chi2	27.764*** (df = 2)				

Notes:

***Significant at the 1 percent level.
 **Significant at the 5 percent level.
 *Significant at the 10 percent level.

LPM, Probit og Logit uten fixed effects

	LPM (1)	LPM (2)	LPM (3)	LPM (4)	Probit (5)	Probit (6)	Probit (7)	Probit (8)	Logit (9)	Logit (10)	Logit (11)	Logit (12)
log(drptus + 1e-09)	0.016*** (0.004)	0.016*** (0.003)	0.016*** (0.003)	0.016*** (0.003)	0.064*** (0.017)	0.064*** (0.023)	0.064*** (0.023)	0.064*** (0.023)	0.132*** (0.037)	0.132*** (0.050)	0.132*** (0.050)	0.132*** (0.049)
aggclpr	0.021 (0.016)	0.021 (0.015)	0.021 (0.015)	0.021 (0.016)	0.056 (0.048)	0.056 (0.046)	0.056 (0.046)	0.056 (0.049)	0.092 (0.080)	0.092 (0.077)	0.092 (0.077)	0.092 (0.082)
constant	0.282*** (0.067)	0.282*** (0.065)	0.282*** (0.065)	0.282*** (0.073)	-0.519** (0.211)	-0.519** (0.208)	-0.519** (0.208)	-0.519** (0.233)	-0.771** (0.362)	-0.771** (0.364)	-0.771** (0.364)	-0.771** (0.411)
Robuste standardfeil	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja	Ja
Grupperte standardfeil	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei	Ja	Ja
N	360				360				360			
R2	0.055											
Adjusted R2	0.050											
Log Likelihood					-202.079				-201.216			
Akaike Inf. Crit.					410.158				408.431			
Residual Std. Error	0.439 (df = 357)											
F Statistic	10.369*** (df = 2; 357)											

Notes:

***Significant at the 1 percent level.
 **Significant at the 5 percent level.
 *Significant at the 10 percent level.

Margineffekter – Tobit med fixed effects

```
> summary(margEff(cens1))
```

	Marg. Eff.	Std. Error	t value	Pr(> t)	
log(drptus + 1e-09)	98.435	23.837	4.1296	4.591e-05	***
agglpr	99.965	64.650	1.5462	0.122987	
factor(ar)2002	-58.790	364.820	-0.1611	0.872074	
factor(ar)2003	342.973	373.764	0.9176	0.359476	
factor(ar)2004	316.501	396.711	0.7978	0.425543	
factor(ar)2005	-565.844	434.544	-1.3022	0.193756	
factor(ar)2006	-304.850	396.354	-0.7691	0.442353	
factor(ar)2007	51.833	404.015	0.1283	0.897992	
factor(ar)2008	-156.172	412.434	-0.3787	0.705179	
factor(ar)2009	-472.591	445.686	-1.0604	0.289739	
factor(ar)2010	-147.500	395.451	-0.3730	0.709390	
factor(ar)2011	-731.573	484.078	-1.5113	0.131659	
factor(ar)2012	-1000.606	740.223	-1.3518	0.177360	
factor(typeb)FLOOD	-600.671	253.019	-2.3740	0.018157	*
factor(typeb)LANDSLIDE	-945.270	606.708	-1.5580	0.120167	
factor(typeb)VOLCANO	10.165	656.766	0.0155	0.987661	
factor(typeb)WIND	-558.121	307.818	-1.8132	0.070700	.
factor(reg)EuropeCAsia	143.343	371.289	0.3861	0.699690	
factor(reg)LatinAmCarib	715.968	275.228	2.6014	0.009696	**
factor(reg)MidEastNAfri	-271.219	512.891	-0.5288	0.597290	
factor(reg)SouthAsia	738.238	273.479	2.6994	0.007297	**
factor(reg)SubsaharanAf	757.596	271.311	2.7924	0.005532	**

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```
> summary(margEff(cens2))
```

	Marg. Eff.	Std. Error	t value	Pr(> t)	
log(drptus + 1e-09)	98.524	30.376	3.2434	0.00130	**
agglpr	100.058	100.639	0.9942	0.32082	
factor(ar)2002	-61.104	550.001	-0.1111	0.91160	
factor(ar)2003	341.145	600.680	0.5679	0.57046	
factor(ar)2004	314.489	577.951	0.5441	0.58670	
factor(ar)2005	-568.875	585.197	-0.9721	0.33170	
factor(ar)2006	-307.373	556.001	-0.5528	0.58075	
factor(ar)2007	49.388	652.727	0.0757	0.93973	
factor(ar)2008	-158.766	611.412	-0.2597	0.79528	
factor(ar)2009	-475.443	623.570	-0.7625	0.44632	
factor(ar)2010	-149.008	642.334	-0.2320	0.81669	
factor(ar)2011	-735.222	627.074	-1.1725	0.24184	
factor(ar)2012	-1006.323	1085.767	-0.9268	0.35468	
factor(typeb)FLOOD	-601.315	332.777	-1.8070	0.07166	.
factor(typeb)LANDSLIDE	-946.967	749.278	-1.2638	0.20716	
factor(typeb)VOLCANO	9.871	905.817	0.0109	0.99131	
factor(typeb)WIND	-558.690	442.152	-1.2636	0.20726	
factor(reg)EuropeCAsia	143.728	523.554	0.2745	0.78385	
factor(reg)LatinAmCarib	716.804	374.522	1.9139	0.05648	.
factor(reg)MidEastNAfri	-271.228	1021.964	-0.2654	0.79086	
factor(reg)SouthAsia	739.704	419.783	1.7621	0.07896	.
factor(reg)SubsaharanAf	758.583	420.180	1.8054	0.07191	.

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

> summary(margEff(cens3))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)  0.55697   0.13241  4.2064 3.333e-05 ***
aggclpr             0.63022   0.38042  1.6566 0.0985250 .
factor(ar)2002      -0.15665   2.11155 -0.0742 0.9409051
factor(ar)2003       2.93042   2.20348  1.3299 0.1844509
factor(ar)2004       2.36004   2.32041  1.0171 0.3098478
factor(ar)2005      -4.71898   2.51549 -1.8760 0.0615265 .
factor(ar)2006      -2.81302   2.30239 -1.2218 0.2226460
factor(ar)2007       0.36499   2.36075  0.1546 0.8772236
factor(ar)2008      -1.47563   2.39396 -0.6164 0.5380495
factor(ar)2009      -4.24790   2.57741 -1.6481 0.1002619
factor(ar)2010      -8.37788   2.55595 -3.2778 0.0011555 **
factor(ar)2011      -6.33862   2.79137 -2.2708 0.0237920 *
factor(ar)2012      -8.05042   4.20502 -1.9145 0.0564082 .
factor(typeb)FLOOD  -4.24761   1.47332 -2.8830 0.0041927 **
factor(typeb)LANDSLIDE -5.06276   3.62848 -1.3953 0.1638519
factor(typeb)VOLCANO -1.45846   3.85232 -0.3786 0.7052294
factor(typeb)WIND   -3.46019   1.78694 -1.9364 0.0536602 .
factor(reg)EuropeCAsia -0.33270   2.16247 -0.1539 0.8778199
factor(reg)LatinAmCarib  4.11877   1.60064  2.5732 0.0105050 *
factor(reg)MidEastNAfri -2.69245   2.99122 -0.9001 0.3687023
factor(reg)SouthAsia    3.25579   1.59451  2.0419 0.0419448 *
factor(reg)SubSaharanAf  5.32204   1.58018  3.3680 0.0008451 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens4))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)  0.55622   0.22188  2.5068 0.01265 *
aggclpr             0.63193   0.49462  1.2776 0.20227
factor(ar)2002      -0.15653   2.26194 -0.0692 0.94487
factor(ar)2003       2.93837   2.70897  1.0847 0.27884
factor(ar)2004       2.37463   2.54185  0.9342 0.35086
factor(ar)2005      -4.72747   2.95981 -1.5972 0.11116
factor(ar)2006      -2.81998   2.57064 -1.0970 0.27343
factor(ar)2007       0.36792   2.66487  0.1381 0.89027
factor(ar)2008      -1.46987   2.57096 -0.5717 0.56789
factor(ar)2009      -4.25613   3.03949 -1.4003 0.16235
factor(ar)2010      -8.39159   4.06447 -2.0646 0.03973 *
factor(ar)2011      -6.34745   3.63705 -1.7452 0.08186 .
factor(ar)2012      -8.06674   5.57004 -1.4482 0.14848
factor(typeb)FLOOD  -4.25811   2.05407 -2.0730 0.03893 *
factor(typeb)LANDSLIDE -5.07957   3.84050 -1.3226 0.18686
factor(typeb)VOLCANO -1.47053   4.41221 -0.3333 0.73913
factor(typeb)WIND   -3.47003   2.20522 -1.5736 0.11653
factor(reg)EuropeCAsia -0.32206   2.27106 -0.1418 0.88732
factor(reg)LatinAmCarib  4.12582   2.22684  1.8528 0.06479 .
factor(reg)MidEastNAfri -2.69437   4.43282 -0.6078 0.54371
factor(reg)SouthAsia    3.26195   2.07228  1.5741 0.11641
factor(reg)SubSaharanAf  5.33062   2.54214  2.0969 0.03675 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Margineffekter – Tobit uten fixed effects

```

> summary(margEff(cens21))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)  103.798   23.127  4.4882 9.713e-06 ***
aggclpr             73.871    64.967  1.1371  0.2563
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens22))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)  103.878   20.120  5.1628 4.054e-07 ***
aggclpr             74.352    93.217  0.7976  0.4256
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens23))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)  0.59005   0.13652  4.3221 2.008e-05 ***
aggclpr             0.47442   0.41330  1.1479  0.2518
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> summary(margEff(cens24))
      Marg. Eff. Std. Error t value Pr(>|t|)
log(drptus + 1e-09)  0.58591   0.64571  0.9074  0.3648
aggclpr             0.47403   0.71391  0.6640  0.5071

```

Marginal effekter – Probit med fixed effects

```

Call:
mfx::probitmfx(formula = b1strdum ~ log(dprptus + 1e-09) + aggc1pr +
  factor(ar) + factor(typeb) + factor(ereg), data = FINAL, control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:

log(dprptus + 1e-09)      0.0241882  0.0064514  3.7493  0.0001773  ***
aggc1pr                   0.0325902  0.0178659  1.8242  0.0681290  .
factor(ar)2002            0.0013151  0.0986613  0.0133  0.9893650
factor(ar)2003            0.1838285  0.1339165  1.3727  0.1698426
factor(ar)2004            0.1339030  0.1375050  0.9738  0.3301536
factor(ar)2005            -0.1626541  0.0635033  -2.5614  0.0104266 *
factor(ar)2006            -0.1130898  0.0771267  -1.4663  0.1425705
factor(ar)2007            0.0219527  0.1166567  0.1882  0.8507340
factor(ar)2008            -0.0623539  0.0944044  -0.6605  0.5089344
factor(ar)2009            -0.1504808  0.0679759  -2.2137  0.0268468 *
factor(ar)2010            -0.2275174  0.0426991  -3.5626  2.658e-08 ***
factor(ar)2011            -0.1929697  0.0518221  -3.7237  0.0001963 ***
factor(ar)2012            -0.2057149  0.0484838  -4.2430  2.206e-05 ***
factor(typeb)FLOOD        -0.2049294  0.0752535  -2.7232  0.0064655 **
factor(typeb)LANDSLIDE   -0.1669978  0.0727049  -2.2969  0.0216229 *
factor(typeb)VOLCANO     -0.0536764  0.1563970  -0.3432  0.7314435
factor(typeb)WIND        -0.1348056  0.0609608  -2.2113  0.0270117 *
factor(ereg)EuropeCasia  -0.0214766  0.0949611  -0.2262  0.8210751
factor(ereg)LatinamCarib 0.2071222  0.0876965  2.3618  0.0181861 *
factor(ereg)MidEastNAfri -0.0992869  0.0984664  -1.0083  0.3132943
factor(ereg)SouthAsia    0.1642403  0.0899064  1.8268  0.0677311 .
factor(ereg)Subsaharanaf 0.2791756  0.0913405  3.0564  0.0022399 **

-----
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

df/dx is for discrete change for the following variables:
[1] "Factor(ar)2002"      "Factor(ar)2003"      "Factor(ar)2004"
[7] "Factor(ar)2008"      "Factor(ar)2009"      "Factor(ar)2010"
[13] "Factor(typeb)LANDSLIDE" "Factor(typeb)VOLCANO" "Factor(typeb)WIND"
[19] "Factor(ereg)SouthAsia" "Factor(ereg)Subsaharanaf"
"Factor(ar)2005"
"Factor(ar)2011"
"Factor(ereg)EuropeCasia"
"Factor(ar)2006"
"Factor(ar)2012"
"Factor(ereg)LatinamCarib"
"Factor(ar)2007"
"Factor(typeb)FLOOD"
"Factor(ereg)MidEastNAfri"

```

Margineffekter – Probit uten fixed effects

```

Call:
mfx::probitmfx(formula = birstdum ~ log(drptus + 1e-09) + aggc1pr,
  data = FINAL, control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:
              df/dx Std. Err.      z    P>|z|
log(drptus + 1e-09) 0.0210543 0.0054249 3.8810 0.000104 ***
aggc1pr             0.0183613 0.0156012 1.1769 0.239229
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Margineffekter – Logit med fixed effects

```

Call:
mfx::logitmfx(formula = birstdum ~ log(drptus + 1e-09) + aggc1pr +
  factor(ar) + factor(typeb) + factor(reg), data = FINAL, control = list(maxit = 50))

Marginal Effects:
Log(drptus + 1e-09)
aggc1pr
Factor(ar) 2002
Factor(ar) 2003
Factor(ar) 2004
Factor(ar) 2005
Factor(ar) 2006
Factor(ar) 2007
Factor(ar) 2008
Factor(ar) 2009
Factor(ar) 2010
Factor(ar) 2011
Factor(ar) 2012
Factor(typeb) FLOOD
Factor(typeb) LANDSLIDE
Factor(typeb) VOLCANO
Factor(typeb) WIND
Factor(reg) EuropeCas1a
Factor(reg) Latinamcar1b
Factor(reg) MideastNAFr1
Factor(reg) Southasia
Factor(reg) Subsharana1

df/dx Std. Err.      z    P>|z|
0.0270073 0.0071342 3.7856 0.0001533 ***
0.0305626 0.0171202 1.7852 0.0742323 .
0.0012223 0.0902646 0.0135 0.9891960
0.1708481 0.1332228 1.2824 0.1996938
0.0956984 0.1292645 0.7403 0.4590996
-0.1487573 0.0546958 -2.7197 0.0065337 **
-0.1077632 0.0655449 -1.6441 0.1001526
0.0151372 0.1062276 0.1425 0.8866869
-0.0633091 0.0815100 -0.7767 0.4373336
-0.1351344 0.0386914 -2.3025 0.0213095 *
-0.2121353 0.0409294 -5.1830 2.184e-07 ***
-0.1721606 0.0471852 -3.6486 0.0002637 ***
-0.1800147 0.0485904 -3.7047 0.0002116 ***
-0.1874608 0.0744216 -2.5189 0.0117721 *
-0.1456134 0.0645517 -2.2538 0.0240855 *
-0.0273466 0.1703205 -0.1606 0.8724401
-0.1128563 0.0561097 -2.0114 0.0442882 *
Factor(reg) EuropeCas1a 0.0870070 -0.4472 0.6547603
Factor(reg) Latinamcar1b 0.2052611 0.0893519 2.2972 0.0216061 *
Factor(reg) MideastNAFr1 -0.0842779 0.0894774 -0.9419 0.3462492
Factor(reg) Southasia 0.1526328 0.0906812 1.6832 0.0923401 .
Factor(reg) Subsharana1 0.2843003 0.0955403 2.9757 0.0029231 **

Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

df/dx is for discrete change for the following variables:
[1] "factor(ar)2002" "factor(ar)2003" "factor(ar)2004" "factor(ar)2005"
[7] "factor(ar)2008" "factor(ar)2009" "factor(ar)2010" "factor(ar)2011"
[13] "factor(typeb)LANDSLIDE" "factor(typeb)VOLCANO" "factor(typeb)WIND"
[19] "factor(reg)Southasia" "factor(reg)Subsharana1"

```

Margineffekter – Logit uten fixed effects

```
Call:
mfx::logitmfx(formula = bistdum ~ log(drptus + 1e-09) + aggclpr,
  data = FINAL, control = list(maxit = 50))
```

Marginal Effects:

	dF/dx	Std. Err.	z	P> z
log(drptus + 1e-09)	0.0248985	0.0063131	3.9439	8.015e-05 ***
aggclpr	0.0174419	0.0151189	1.1537	0.2486

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Vedlegg 8: BNP deflator

GDP DEFLATOR (USD)

	GDP DEFLATOR	
år	(US)	faktor
1998	77,9071774	1,28357878
1999	79,099408	1,26423197
2000	80,8993307	1,23610417
2001	82,7429462	1,20856223
2002	84,0131535	1,1902898
2003	85,6884231	1,16701879
2004	88,0446158	1,13578779
2005	90,877573	1,1003815
2006	93,6695744	1,06758252
2007	96,1624368	1,03990709
2008	98,0487711	1,0199006
2009	98,7933876	1,01221349
2010	100	1
2011	102,064627	0,97977137
2012	103,94471	0,96204992
2013	105,623425	0,94675968
2014	107,306138	0,93191314
2015	108,684993	0,92009023
2016	110,071596	0,90849959

Vedlegg 9: R-script – utgangspunkt

```
# Laste inn R-pakker
```

```
library(readxl)
```

```
library(ggplot2)
```

```
library(censReg)
```

```
library(foreign)
```

```
library(AER)
```

```
library(truncreg)
```

```
library(survival)
```

```
library(stargazer)
```

```
library(ggplot2)
```

```
library(GGally)
```



```
library(lmtest)
```

```
library(sandwich)
```

```
library(multiwayvcov)
```

```
library(moments)
```

```
library(olsrr)
```

```
library(car)
```

```
library(mfx)
```

```
# Laste inn datasett - skriv inn filbane med filtype - f.eks:
```

```
C:/Users/username/Desktop/dataset.xlsx
```

```
FINAL <- read_excel("C:/Users/username/Desktop/dataset.xlsx")
```

```
View(FINAL)
```

```
# Feste bruk av datasettet
```

```
attach(FINAL)
```

```
# Estimeringsmodeller og matriser:
```

```
# Tobitmodeller med fixed effects
```

```
surv1 <- survreg(Surv(jbistus, jbistus>0, type="left") ~ log(drptus+0.000000001) +  
log(partus+0.000000001) + I(log(exptus+imptus+0.000000001)) +  
log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr + disttus + log(poptus+0.000000001) +  
factor(ar) + factor(typeb) + factor(reg), dist="gaussian", data=FINAL)
```

```
cens1 <- censReg(jbistus ~ log(drptus+0.000000001) + log(partus+0.000000001) +  
I(log(exptus+imptus+0.000000001)) + log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr +  
disttus + log(poptus+0.000000001) + factor(ar) + factor(typeb) + factor(reg), left=0,  
right=Inf, iterlim="10000", data=FINAL)
```

```
cens2 <- censReg(jbistus ~ log(drptus+0.000000001) + log(partus+0.000000001) +  
I(log(exptus+imptus+0.000000001)) + log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr +  
disttus + log(poptus+0.000000001) + factor(ar) + factor(typeb) + factor(reg), left=0,  
right=Inf, nGHQ = 4, method = "BHHH", iterlim="10000", data=FINAL)
```

```

cens3 <- censReg(log(jbistus+0.000000001) ~ log(drptus+0.000000001) +
log(partus+0.000000001) + I(log(exptus+imptus+0.000000001)) +
log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr + disttus + log(poptus+0.000000001) +
factor(ar) + factor(typeb) + factor(reg), left=log(0.000000001), right=Inf, iterlim="10000",
data=FINAL)
cens4 <- censReg(log(jbistus+0.000000001) ~ log(drptus+0.000000001) +
log(partus+0.000000001) + I(log(exptus+imptus+0.000000001)) +
log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr + disttus + log(poptus+0.000000001) +
factor(ar) + factor(typeb) + factor(reg), left=log(0.000000001), right=Inf, nGHQ = 4,
method = "BHHH", iterlim="10000", data=FINAL)

# Tobitmodeller uten fixed effects

surv21 <- survreg(Surv(jbistus, jbistus>0, type="left") ~ log(drptus+0.000000001) +
log(partus+0.000000001) + I(log(exptus+imptus+0.000000001)) +
log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr + disttus + log(poptus+0.000000001),
dist="gaussian", data=FINAL)
cens21 <- censReg(jbistus ~ log(drptus+0.000000001) + log(partus+0.000000001) +
I(log(exptus+imptus+0.000000001)) + log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr +
disttus + log(poptus+0.000000001), left=0, right=Inf, iterlim="10000", data=FINAL)
cens22 <- censReg(jbistus ~ log(drptus+0.000000001) + log(partus+0.000000001) +
I(log(exptus+imptus+0.000000001)) + log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr +
disttus + log(poptus+0.000000001), left=0, right=Inf, nGHQ = 4, method = "BHHH",
iterlim="10000", data=FINAL)
cens23 <- censReg(log(jbistus+0.000000001) ~ log(drptus+0.000000001) +
log(partus+0.000000001) + I(log(exptus+imptus+0.000000001)) +
log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr + disttus + log(poptus+0.000000001),
left=log(0.000000001), right=Inf, iterlim="10000", data=FINAL)
cens24 <- censReg(log(jbistus+0.000000001) ~ log(drptus+0.000000001) +
log(partus+0.000000001) + I(log(exptus+imptus+0.000000001)) +
log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr + disttus + log(poptus+0.000000001),
left=log(0.000000001), right=Inf, nGHQ = 4, method = "BHHH", iterlim="10000",
data=FINAL)

```

```
# OLS - med og uten robuste SE og clustering - med fixed effects
```

```
lm1 <- lm(jbistus ~ log(drptus+0.000000001) + log(partus+0.000000001) +  
I(log(exptus+imptus+0.000000001)) + log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr +  
disttus + log(poptus+0.000000001) + factor(ar) + factor(typeb) + factor(reg), data =  
FINAL)
```

```
vcov_land <- cluster.vcov(lm1, FINAL$land)
```

```
lm1rob <- coeftest(lm1, vcov = vcovHC(lm1, method="arrelano", type="HC1"))
```

```
lm1robclust <- coeftest(lm1, vcov = vcovHC(lm1, method="arrelano", type="HC1",  
cluster="land"))
```

```
lm1robclust2 <- coeftest(lm1, vcov_land)
```

```
lm10obs <- lm(jbistus ~ log(drptus+0.000000001) + log(partus+0.000000001) +  
I(log(exptus+imptus+0.000000001)) + log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr +  
disttus + log(poptus+0.000000001) + factor(ar) + factor(typeb) + factor(reg),  
subset(FINAL, jbistus>0))
```

```
lm10obsrob <- coeftest(lm10obs, vcov = vcovHC(lm10obs, method="arrelano",  
type="HC1"))
```

```
lm10obsrobclust <- coeftest(lm10obs, vcov = vcovHC(lm10obs, method="arrelano",  
type="HC1", cluster="land"))
```

```
lm10obsylog <- lm(log(jbistus) ~ log(drptus+0.000000001) + log(partus+0.000000001) +  
I(log(exptus+imptus+0.000000001)) + log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr +  
disttus + log(poptus+0.000000001) + factor(ar) + factor(typeb) + factor(reg),  
subset(FINAL, jbistus>0))
```

```
lm10obsylogrob <- coeftest(lm10obsylog, vcov = vcovHC(lm10obsylog,  
method="arrelano", type="HC1"))
```

```
lm10obsylogrobclust <- coeftest(lm10obsylog, vcov = vcovHC(lm10obsylog,  
method="arrelano", type="HC1", cluster="land"))
```

```
# OLS - med og uten robuste SE og clustering - uten fixed effects
```

```

lm21 <- lm(jbistus ~ log(drptus+0.000000001) + log(partus+0.000000001) +
I(log(exptus+imptus+0.000000001)) + log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr +
disttus + log(poptus+0.000000001), data = FINAL)
vcov_land2 <- cluster.vcov(lm21, FINAL$land)
lm21rob <- coeftest(lm1, vcov = vcovHC(lm21, method="arrelano", type="HC1"))
lm21robclust <- coeftest(lm21, vcov = vcovHC(lm21, method="arrelano", type="HC1",
cluster="land"))
lm21robclust2 <- coeftest(lm21, vcov_land)

lm210obs <- lm(jbistus ~ log(drptus+0.000000001) + log(partus+0.000000001) +
I(log(exptus+imptus+0.000000001)) + log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr +
disttus + log(poptus+0.000000001), subset(FINAL, jbistus>0))
lm210obsrob <- coeftest(lm210obs, vcov = vcovHC(lm210obs, method="arrelano",
type="HC1"))
lm210obsrobclust <- coeftest(lm210obs, vcov = vcovHC(lm210obs, method="arrelano",
type="HC1", cluster="land"))

lm210obsylog <- lm(log(jbistus) ~ log(drptus+0.000000001) + log(partus+0.000000001) +
I(log(exptus+imptus+0.000000001)) + log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr +
disttus + log(poptus+0.000000001), subset(FINAL, jbistus>0))
lm210obsylogrob <- coeftest(lm210obsylog, vcov = vcovHC(lm210obsylog,
method="arrelano", type="HC1"))
lm210obsylogrobclust <- coeftest(lm210obsylog, vcov = vcovHC(lm210obsylog,
method="arrelano", type="HC1", cluster="land"))

# LPM - med og uten robuste SE og clustering - med fixed effects

lpm1 <- lm(bistdum ~ log(drptus+0.000000001) + log(partus+0.000000001) +
I(log(exptus+imptus+0.000000001)) + log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr +
disttus + log(poptus+0.000000001) + factor(ar) + factor(typeb) + factor(reg),
data=FINAL)
vcov_land_dum <- cluster.vcov(lpm1, FINAL$land)
lpm1rob <- coeftest(lpm1, vcov = vcovHC(lpm1, method="arrelano", type="HC1"))

```

```
lpm1robclust <- coeftest(lpm1, vcov = vcovHC(lpm1, method="arrelano", type="HC1",  
cluster="land"))
```

```
lpm1robclust2 <- coeftest(lpm1, vcov_land_dum)
```

```
# LPM - med og uten robuste SE og clustering - uten fixed effects
```

```
lpm21 <- lm(bistdum ~ log(drptus+0.000000001) + log(partus+0.000000001) +  
I(log(exptus+imptus+0.000000001)) + log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr +  
disttus + log(poptyus+0.000000001), data=FINAL)
```

```
vcov_land_dum2 <- cluster.vcov(lpm21, FINAL$land)
```

```
lpm21rob <- coeftest(lpm21, vcov = vcovHC(lpm21, method="arrelano", type="HC1"))
```

```
lpm21robclust <- coeftest(lpm21, vcov = vcovHC(lpm21, method="arrelano",  
type="HC1", cluster="land"))
```

```
lpm21robclust2 <- coeftest(lpm21, vcov_land_dum2)
```

```
# Probit - med og uten robuste SE og clustering - med fixed effects
```

```
glmprob1 <- glm(bistdum ~ log(drptus+0.000000001) + log(partus+0.000000001) +  
I(log(exptus+imptus+0.000000001)) + log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr +  
disttus + log(poptyus+0.000000001) + factor(ar) + factor(typeb) +  
factor(reg),data=FINAL,control = list(maxit=50),family=binomial(probit))
```

```
vcov_land_prob <- cluster.vcov(glmprob1, FINAL$land)
```

```
glmprob1rob <- coeftest(glmprob1, vcov = vcovHC(glmprob1, method="arrelano",  
type="HC1"))
```

```
glmprob1robclust <- coeftest(glmprob1, vcov = vcovHC(glmprob1, method="arrelano",  
type="HC1", cluster="land"))
```

```
glmprob1robclust2 <- coeftest(glmprob1, vcov_land_prob)
```

```
# McFaddens Pseudo R-squared for glmprob1
```

```
1 - glmprob1$deviance/glmprob1$null.deviance
```

```
# Probit - med og uten robuste SE og clustering - uten fixed effects
```

```

glmprob21 <- glm(bistdum ~ log(drptus+0.000000001) + log(partus+0.000000001) +
I(log(exptus+imptus+0.000000001)) + log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr +
disttus + log(poptus+0.000000001),data=FINAL,control =
list(maxit=50),family=binomial(probit))
vcov_land_prob2 <- cluster.vcov(glmprob21, FINAL$land)
glmprob21rob <- coeftest(glmprob21, vcov = vcovHC(glmprob21, method="arrelano",
type="HC1"))
glmprob21robclust <- coeftest(glmprob21, vcov = vcovHC(glmprob21,
method="arrelano", type="HC1", cluster="land"))
glmprob21robclust2 <- coeftest(glmprob21, vcov_land_prob2)

```

Logit - med og uten robuste SE og clustering - med fixed effects

```

glmlog1 <- glm(bistdum ~ log(drptus+0.000000001) + log(partus+0.000000001) +
I(log(exptus+imptus+0.000000001)) + log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr +
disttus + log(poptus+0.000000001) + factor(ar) + factor(typeb) +
factor(reg),data=FINAL,control = list(maxit=50),family=binomial(logit))
vcov_land_log <- cluster.vcov(glmlog1, FINAL$land)
glmlog1rob <- coeftest(glmlog1, vcov = vcovHC(glmlog1, method="arrelano",
type="HC1"))
glmlog1robclust <- coeftest(glmlog1, vcov = vcovHC(glmlog1, method="arrelano",
type="HC1", cluster="land"))
glmlog1robclust2 <- coeftest(glmlog1, vcov_land_log)

```

Logit - med og uten robuste SE og clustering - uten fixed effects

```

glmlog21 <- glm(bistdum ~ log(drptus+0.000000001) + log(partus+0.000000001) +
I(log(exptus+imptus+0.000000001)) + log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr +
disttus + log(poptus+0.000000001),data=FINAL,control =
list(maxit=50),family=binomial(logit))
vcov_land_log2 <- cluster.vcov(glmlog21, FINAL$land)
glmlog21rob <- coeftest(glmlog21, vcov = vcovHC(glmlog21, method="arrelano",
type="HC1"))

```

```

glmlog21robclust <- coefptest(glmlog21, vcov = vcovHC(glmlog21, method="arrelano",
type="HC1", cluster="land"))
glmlog21robclust2 <- coefptest(glmlog21, vcov_land_log2)

# Stargazer-oppsett for resultatene for humanitær bistand

stargazer(
lm1,lm1rob,lm1robclust,lm1robclust2,lm10obs,lm10obsrob,lm10obsrobclust,lm10obsylog
,lm10obsylogrob,lm10obsylogrobclust,
title = "OLS med fixed effects",
type="text",
dep.var.labels.include=FALSE,
model.numbers=TRUE,
model.names=FALSE,
dep.var.caption = "",
column.labels =
c("OLS","OLS","OLS","OLS","OLS","OLS","OLS","OLS","OLS","OLS"),
add.lines = list(c("Robust
SE","No","Yes","Yes","Yes","No","Yes","Yes","No","Yes","Yes"), c("Clustered
SE","No","No","Yes","Yes","No","No","Yes","No","No","Yes"), c("Filtered on
y>0","No","No","No","No","Yes","Yes","Yes","Yes","Yes","Yes"), c("Log on
y","No","No","No","No","No","No","No","Yes","Yes","Yes")),
style="qje")

stargazer(
lm21,lm21rob,lm21robclust,lm21robclust2,lm210obs,lm210obsrob,lm210obsrobclust,lm2
10obsylog,lm210obsylogrob,lm210obsylogrobclust,
title = "OLS uten fixed effects",
type="text",
dep.var.labels.include=FALSE,
model.numbers=TRUE,
model.names=FALSE,
dep.var.caption = "",

```

```

column.labels =
c("OLS","OLS","OLS","OLS","OLS","OLS","OLS","OLS","OLS","OLS"),
add.lines = list(c("Robust
SE","No","Yes","Yes","Yes","No","Yes","Yes","No","Yes","Yes"), c("Clustered
SE","No","No","Yes","Yes","No","No","Yes","No","No","Yes"), c("Filtered on
y>0","No","No","No","No","Yes","Yes","Yes","Yes","Yes","Yes"), c("Log on
y","No","No","No","No","No","No","No","Yes","Yes","Yes")),
style="qje")

```

```

stargazer(
surv1,cens1,cens2,cens3,cens4,
title = "Tobit med fixed effects",
type="text",
dep.var.labels.include=FALSE,
model.numbers=TRUE,
model.names=FALSE,
dep.var.caption = "",
column.labels =
c("Tobit(survreg)","Tobit(censReg)","Tobit(censReg)","Tobit(censReg)","Tobit(censReg)
"),
add.lines = list(c("Log on y","No","No","No","Yes","Yes"), c("Random effects estimation
(BHHH)","No","No","Yes","No","Yes")),
style="qje")

```

```

stargazer(
surv21,cens21,cens22,cens23,cens24,
title = "Tobit uten fixed effects",
type="text",
dep.var.labels.include=FALSE,
model.numbers=TRUE,
model.names=FALSE,
dep.var.caption = "",

```



```

column.labels =
c("Tobit(survreg)", "Tobit(censReg)", "Tobit(censReg)", "Tobit(censReg)", "Tobit(censReg)
"),
add.lines = list(c("Log on y", "No", "No", "No", "Yes", "Yes"), c("Random effects estimation
(BHHH)", "No", "No", "Yes", "No", "Yes")),
style="qje")

```

```

stargazer(
lpm1, lpm1rob, lpm1robclust, lpm1robclust2, glmprob1, glmprob1rob, glmprob1robclust, glmpr
rob1robclust2, glmlog1, glmlog1rob, glmlog1robclust, glmlog1robclust2,
title = "LPM, Probit og Logit - med fixed effects",
type="text",
dep.var.labels.include=FALSE,
model.numbers=TRUE,
model.names=FALSE,
dep.var.caption = "",
column.labels = c("LPM", "LPM", "LPM",
"LPM", "Probit", "Probit", "Probit", "Probit", "Probit", "Logit", "Logit", "Logit", "Logit"),
add.lines = list(c("Robust
SE", "No", "Yes", "Yes", "Yes", "No", "Yes", "Yes", "Yes", "No", "Yes", "Yes", "Yes"),
c("Clustered
SE", "No", "No", "Yes", "Yes", "No", "No", "Yes", "Yes", "No", "No", "Yes", "Yes")),
style="qje")

```

```

stargazer(
lpm21, lpm21rob, lpm21robclust, lpm21robclust2, glmprob21, glmprob21rob, glmprob21robc
lust, glmprob21robclust2, glmlog21, glmlog21rob, glmlog21robclust, glmlog21robclust2,
title = "LPM, Probit og Logit - uten fixed effects",
type="text",
dep.var.labels.include=FALSE,
model.numbers=TRUE,
model.names=FALSE,
dep.var.caption = "",

```

```

column.labels = c("LPM", "LPM", "LPM",
"LPM", "Probit", "Probit", "Probit", "Probit", "Probit", "Logit", "Logit", "Logit", "Logit"),
add.lines = list(c("Robust
SE", "No", "Yes", "Yes", "Yes", "No", "Yes", "Yes", "Yes", "No", "Yes", "Yes", "Yes"),
c("Clustered
SE", "No", "No", "Yes", "Yes", "No", "No", "Yes", "Yes", "No", "No", "Yes", "Yes")),
style="qje")

```

```
# Marginal effects for Tobit med fixed effects
```

```

summary(margEff(cens1))
summary(margEff(cens2))
summary(margEff(cens3))
summary(margEff(cens4))

```

```
# Marginal effects for Tobit uten fixed effects
```

```

summary(margEff(cens21))
summary(margEff(cens22))
summary(margEff(cens23))
summary(margEff(cens24))

```

```
# Marginal effects for Probit med fixed effects
```

```

mfx::probitmfx(bistdum ~ log(drptus+0.000000001) + log(partus+0.000000001) +
I(log(exptus+imptus+0.000000001)) + log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr +
disttus + log(poptus+0.000000001) + factor(ar) + factor(typeb) +
factor(reg),data=FINAL,control = list(maxit=50))

```

```
# Marginal effects for Probit uten fixed effects
```

```

mfx::probitmfx(bistdum ~ log(drptus+0.000000001) + log(partus+0.000000001) +
I(log(exptus+imptus+0.000000001)) + log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr +
disttus + log(poptus+0.000000001),data=FINAL,control = list(maxit=50))

```

```
# Marginal effects for Logit med fixed effects
```

```
mfx::logitmfx(bistdum ~ log(drptus+0.000000001) + log(partus+0.000000001) +  
I(log(exptus+imptus+0.000000001)) + log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr +  
disttus + log(poptyus+0.000000001) + factor(ar) + factor(typeb) +  
factor(reg),data=FINAL,control = list(maxit=50))
```

```
# Marginal effects for Logit uten fixed effects
```

```
mfx::logitmfx(bistdum ~ log(drptus+0.000000001) + log(partus+0.000000001) +  
I(log(exptus+imptus+0.000000001)) + log(gdpprc2010tus+0.000000001) + aggclpr +  
disttus + log(poptyus+0.000000001),data=FINAL,control = list(maxit=50))
```

```
# Diagnostikk for OLS - log on y og positive observasjoner
```

```
plot(fitted(lm10obsylog),residuals(lm10obsylog))  
ols_plot_resid_qq(lm10obsylog)  
ols_plot_resid_fit(lm10obsylog)  
ols_plot_resid_hist(lm10obsylog)  
ols_test_normality(lm10obsylog)  
ols_test_correlation(lm10obsylog)
```

```
library(DescTools)
```

```
PseudoR2(glmprob1)
```

```
PseudoR2(glmlog1)
```

```
PseudoR2(glmprob1, which = "McFaddenAdj")
```

```
PseudoR2(glmlog1, which = "McFaddenAdj")
```

Referanseliste

- Alesina, Alberto og David Dollar. 2000. "Who Gives Foreign Aid to Whom and Why?" *Journal of Economic Growth* 5, nr. 1: 33-63. <http://www.jstor.org/stable/40216022>.
- Berthélemy, Jean-Claude og Ariane Tichit. 2004. "[Bilateral donors' aid allocation decisions--a three-dimensional panel analysis](https://doi.org/10.1016/j.iref.2003.11.004)" *International Review of Economics & Finance* 13, nr 3: 253-274. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2003.11.004>.
- Brech, Viktor og Niklas Potrafke. 2013. "Donor Ideology and Types of Foreign Aid" CESifo Working Paper Series nr. 4314 (Juni). <https://ssrn.com/abstract=2291881>.
- Burnside, Craig og David Dollar. 2000. "Aid, Policies, and Growth" *American Economic Review* 90, nr. 4: 847-868.
- Büthe, Tim. 2013. "Private vs. Public Allocation of US Humanitarian and Development Aid" *Paper for presentation at the Conference on Research Frontiers in Foreign Aid* (April). https://www.princeton.edu/~pcglobal/conferences/aid2013/papers/Buthe_PrincetonAid_Apr2013.pdf.
- CEPII. i.d.b "About CEPII" Lest 9. mai. <http://www.cepii.fr/CEPII/en/cepii/cepii.asp>.
- CEPII. i.d.b "GeoDist" Lest 10. mai. http://www.cepii.fr/CEPII/fr/bdd_modele/presentation.asp?id=6
- Coburn, Andrew. W., Robin J. S. Spence og Antonios Pomonis. 1994. "Vulnerability and Risk Assessment" v.2. *New York: Disaster Management Training Programme and United Nations Development Programme*
- Dreher, Axel, Florian Mölders og Peter Nunnenkamp. 2010. «Aid delivery through non-governmental organisations: Does the aid channel matter for the targeting of Swedish aid?» *World Economy* 33, nr. 2: 147–176.

Dreher, Axel, Peter Nunnenkamp og Rainer Thiele. 2011. "Are 'New' Donors Different? Comparing the Allocation of Bilateral Aid Between nonDAC and DAC Donor Countries" *World Development* 39, nr. 11: 1950-1968,

<https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:wdevel:v:39:y:2011:i:11:p:1950-1968>.

Drury, A. C., Richard Stuart Olson og Douglas A. Van Belle. 2005. "The Politics of Humanitarian Aid: U.S. Foreign Disaster Assistance, 1964–1995." *The Journal of Politics*, 67(2): 454–73

Emad, Mohammed A., Christopher Naugler og Behrouz H. Far. 2015. "Chapter 32 - Emerging Business Intelligence Framework for a Clinical Laboratory Through Big Data Analytics" i *Emerging Trends in Computer Science and Applied Computing* av Quoc Nam Tran og Hamid Arabnia, 557-602. Boston: Morgan Kaufmann.

EM-DAT. i.d.a. "Frequently asked questions" Lest 8. mai 2018.

<http://www.emdat.be/frequently-asked-questions>.

EM-DAT. i.d.b. "EM-DAT Glossary". Lest 8. mai 2018. <http://www.emdat.be/Glossary>.

EM-DAT. i.d.c. "Welcome to the EM-DAT website" Lest 8. mai 2018.

<http://www.emdat.be/>.

Faust, Jörg og Sebastian Ziaja. 2012. "German aid allocation and partner country selection: development-orientation, self-interests and path dependency" *Discussion Paper German Development Institute / Deutsches Institut für Entwicklungspolitik (DIE)* (Juli).

Fink, Günther og Silvia Redaelli. 2011. "Determinants of International Emergency Aid—Humanitarian Need Only?" *World Development* 39, nr. 5: 741-757.

<https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2010.09.004>.

FN. 2017. "Nødhjelp" Sist oppdatert 6. oktober 2017.

http://www.fn.no/Tema/Fattigdom/Noedhjelp#_hva-er-humanitr-ndhjelp.

Freedom House. i.d.a. "About us" Lest 15. Februar 2018.

<https://freedomhouse.org/about-us>

Freedom House. i.d.b. "Methodology" Lest 15. Februar 2018.

<https://freedomhouse.org/report/methodology-freedom-world-2018>

FTS. i.d.a. "About FTS" Lest 21. November 2017 <https://fts.unocha.org/content/about-fts-1>

FTS. i.d.b. "Why we need FTS" Lest 25. November 2017

<https://fts.unocha.org/content/why-we-need-fts>

GHD. i.d.a. "About us" Lest 5. Februar 2018.

<https://www.ghdinitiative.org/ghd/gns/about-us/about-ghd.html>

GHD. i.d.b. "23 Principles and Good Practice of Humanitarian Donorship" Lest 28. Mars 2018. <https://www.ghdinitiative.org/ghd/gns/principles-good-practice-of-ghd/principles-good-practice-ghd.html>.

Heiss, Florian. 2016. *Using R for Introductory Econometrics* CreateSpace Independent Publishing Platform 1. <http://www.urfie.net/read.html>.

Henningsen, Arne. 2012. "Estimating Censored Regression Models in R using the censReg Package" Lest 27. april 2018. <https://cran.r-project.org/web/packages/censReg/vignettes/censReg.pdf>.

Jepma, Catrinus. 1997. "On the Effectiveness of Development Aid" *World Bank*, Unpublished.

Kreps, Gary A.. 1984. "Sociological Inquiry and Disaster Research" *Annual Review of Sociology* 10: 309-330.

McDonald, John F. og Robert A. Moffit. 1980. "The Uses of Tobit Analysis" *The Review of Economics and Statistics*. The MIT Press. 62 (2): 318–321. doi:10.2307/1924766. JSTOR 1924766.

McFadden, Daniel L.. 1974. "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior" in *Frontiers in Econometrics*, av Paul Zarembka, 105–142. New York: Academic Press.

Mileti, Dennis S.. 1999. "Disasters by Design: A Reassessment of Natural Hazards in the United States." Washington, DC: Joseph Henry Press.

Munck, Gerardo L. og Jay Verkuilen. 2002. "CONCEPTUALIZING AND MEASURING DEMOCRACY Evaluating Alternative Indices" *COMPARATIVE POLITICAL STUDIES* 35, nr. 1: 5-34.

Neumayer, Eric. 2003. *The pattern of giving aid: The impact of good governance on development assistance*. London og New York: Routledge Studies.

Norad. 2015. "Slik er norsk bistand organisert" Sist oppdatert 16. februar 2015. <https://www.norad.no/om-bistand/slik-er-norsk-bistand-organisert/>.

OECD. i.d. "Frequently Asked Questions" Lest 15. februar 2018. <http://www.oecd.org/dac/financing-sustainable-development/development-finance-data/faq.htm>

OFDA. 1990. OFDA Annual Report FY. Washington: *Agency for International Development*.

Oxford Dictionaries. i.d. "Natural disaster" Lest 11. desember 2017. https://en.oxforddictionaries.com/definition/natural_disaster.

Peterson, Timothy M.. 2017. "US Disaster Aid and Bilateral Trade Growth" *Foreign Policy Analysis* 13 nr. 1: 93–111, <https://doi.org/10.1093/fpa/orw046>

Regjeringen. 2008. "The Norwegian Government launches humanitarian strategy"
Publisert 15.09.2008.

https://www.regjeringen.no/en/aktuelt/humanitarian_strategy/id526419/

Riksrevisjonen. 2017. "Om Riksrevisjonen" Publisert 08.05.2017.

<https://www.riksrevisjonen.no/OmRiksrevisjonen/Sider/OmRiksrevisjonen.aspx>

Schraeder, Peter J., Steven W. Hook og Bruce Taylor. 1998. "Clarifying the Foreign Aid Puzzle: A Comparison of American, Japanese, French, and Swedish Aid Flows." *World Politics*, 50(2): 294-323. doi:10.1017/S0043887100008121

Språkrådet. i.d. "Bokmålsordboka" Lest 7. desember 2017.

<https://ordbok.uib.no/perl/ordbok.cgi?OPP=naturkatastrofe>.

Strömberg, David. 2007. "Natural Disasters, Economic Development, and Humanitarian Aid" *Journal of Economic Perspectives*, 21(3): 199-222.

The World Bank. i.d.a. "What we do" Lest 9. mai 2018.

<http://www.worldbank.org/en/about/what-we-do>.

The World Bank. i.d.b. "What is the difference between current and constant data?" Lest 9. mai 2018. <https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/114942-what-is-the-difference-between-current-and-constan>.

The World Bank. i.d.c. "About us" Lest 9. mai 2018.

<https://data.worldbank.org/about>

Tingley, Dustin. 2010. "Donors and domestic politics: Political influences on foreign aid effort" *The Quarterly Review of Economics and Finance* 50, nr. 1: 40-49.

<https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:quaeco:v:50:y:2010:i:1:p:40-49>.

UCLA. i.d. "Tobit Models | R Data Analysis Examples" Lest 10. mai 2018.

<https://stats.idre.ucla.edu/r/dae/tobit-models/>.

UN Comtrade. i.d.a. “Download trade data” Lest 8. mai 2018.

<https://comtrade.un.org/data>.

UN Comtrade. i.d.b. “Harmonized Commodity Description and Coding Systems (HS)”

Lest 9. mai 2018. <https://unstats.un.org/unsd/tradekb/Knowledgebase/50018/Harmonized-Commodity-Description-and-Coding-Systems-HS>.

UN Comtrade. 2010. “Calculation of dollar value in trade statistics - Current value or constant dollar value” Sist oppdatert i 2010.

<https://unstats.un.org/unsd/tradekb/Knowledgebase/Calculation-of-dollar-value-in-trade-statistics-Current-value-or-constant-dollar-value>.

UN Comtrade. 2016. “What is UN Comtrade?” Sist oppdatert i 2016.

<https://unstats.un.org/unsd/tradekb/Knowledgebase/50075/What-is-UN-Comtrade>.

Utenriksdepartementet. 2009. “Norway’s Humanitarian Policy - Report no. 40 (2008-2009)”

https://www.regjeringen.no/contentassets/413c2f69eead4531906c34b273d9185a/en-gb/pdfs/stm200820090040000en_pdfs.pdf

Utenriksdepartementet. 2013. “Norway’s Humanitarian Policy – Annual report 2013”

<https://www.regjeringen.no/globalassets/upload/ud/vedlegg/humanitc3a6rt20arbeid/hum-report-2013.pdf>

WGI. i.d. “Frequently Asked Questions” Lest 20. februar 2018.

<http://info.worldbank.org/governance/wgi/#faq>.

Willetts, Peter. 2006. “What is a Non-Governmental Organization?” Sist oppdatert 15.

august 2006. <http://www.staff.city.ac.uk/p.willetts/CS-NTWKS/NGO-ART.HTM>.

Wooldridge, Jeffrey M.. 2016. *Introductory Econometrics A Modern Approach*. Boston: Cengage Learning.

Younas, Javed. 2008. "Motivation for bilateral aid allocation: Altruism or trade benefits"
European Journal of Political Economy 24, nr. 3: 661-674.
<https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:poleco:v:24:y:2008:i:3:p:661-674>.