

Ide Cathrine Boberg

# Giveratferd:

En empirisk analyse av hvordan konjunkturer og etnisk sammensetning påvirker innsamlet beløp til TV-aksjonen

Masteroppgave i samfunnsøkonomi

Trondheim, desember 2019

Veileder: Bjarne Strøm

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet

Fakultetet for økonomi

Institutt for samfunnsøkonomi



## Sammendrag

Formålet med denne masteroppgaven var å undersøke effekten av konjunkturer og etnisk sammensetning på giveratferd. Jeg konstruerte et paneldatasett på kommunenivå ved å koble informasjon fra innsamlingen til TV-aksjonen med data om arbeidsledighet, vestlig og ikke-vestlig innvandring og andre kommunale variabler. Regresjonsanalysen ble estimert ved hjelp av «Fixed Effects» metoden. Jeg finner som forventet at en økning i ledigheten vil redusere innsamlet beløp. Selv om innvandrersandelene hadde svake effekter hver for seg, kunne jeg ikke forkaste hypotesen om at innvandringsandelene simultant påvirker innsamlet beløp til TV-aksjonen. Det mest interessante resultatet var at innsamlet beløp til innenlandsformål er mindre følsomt for konjunkturer, her representert ved arbeidsledighet, sammenlignet med innsamlet beløp til utenlandsformål. Formålet for innsamlingen påvirker imidlertid ikke de separate eller simultane effektene av andelen vestlige og ikke-vestlige innvandrere på innsamlet beløp, men det at formålet er innenlands vil simultant påvirke effektene av de tre sentrale forklaringsvariablene, arbeidsledighet, vestlig og ikke-vestlig innvandring, på innsamlet beløp til TV-aksjonen.

## Abstract

The purpose of this master's thesis was to investigate the effect of macroeconomic fluctuations and ethnic composition on charitable behavior. I constructed a panel dataset at the municipal level by linking information from «TV-aksjonen» with data on unemployment, immigration, and other municipal variables. The regression analysis was estimated using the Fixed Effects method. As expected, I find that an increase in unemployment will reduce the amount donated. Although my two immigrant variables had weak effects separately, I could not reject the hypothesis that the two immigration variables simultaneously affect the amount collected to «TV-aksjonen». The most interesting result was that the donated amount is less sensitive to economic fluctuations when the donation goes to domestic purposes compared to when it goes to foreign purposes. The purpose of «TV-aksjonen» does not affect the effects of immigration, but the fact that the purpose is domestic will simultaneously affect the effects of all three central explanatory variables, unemployment, Western and non-Western immigration, on the amount collected for «TV-aksjonen».

## Forord

Denne masteroppgaven er en avslutning på et toårig masterprogram ved institutt for samfunnsøkonomi på NTNU. Jeg vil takke veilederen min, Bjarne Strøm for forslag til oppgavetema, utmerket veiledning og raske, konstruktive tilbakemeldinger. Eventuelle feil og mangler er mine egne.

Ide Cathrine Boberg

Trondheim, desember 2019

NTNU

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet

Masteroppgave

Fakultetet for økonomi

© Ide Cathrine Boberg

# Innhold

1 INNLEDNING OG DISPOSISJON	1
1.1 Motivasjon og bidrag	1
1.2 Problemstillinger	3
1.3 Disposisjon	4
2 TV-AKSJONEN	5
3 TEORETISK UTGANGSPUNKT	7
4 EMPIRISK BAKGRUNN	11
4.1 Kort oversikt	11
4.2 Effekter av konjunkturer	12
4.2.1 List og Peysakhovich (2011)	12
4.2.2 Meer, Miller og Wulfsberg (2017)	13
4.3 Effekter av etnisk sammensetning	14
4.3.1 O'Neill (2001)	14
4.3.2 Andreoni et al. (2016)	15
4.4 Effekter av spesifikke formål	15
4.4.1 Ribar og Wilhelm (1995)	16
4.4.2 Micklewright og Schnepf (2009)	16
4.5 Oppsummering	17
5 EMPIRISK STRATEGI OG TILRETTELEGGING	19
5.1 Empirisk strategi	19
5.2 Spesifikasjon av økonometrisk modell	20
5.3 Økonometriske utfordringer	21
5.3.1 «Utelatt variabel»-skjevhet	22
5.3.2 Feilspesifisert modell	23
5.3.3 Målefeil	24
5.3.4 Simultanitet	24
5.4 Estimeringsmetoden	25
5.5 Funksjonsform	27
5.5.1 Grunnmodellen	28
5.5.2 Utvidelse av grunnmodellen: interaksjoner	29
5.6 Oppsummering	30

6 DATABESKRIVELSE OG OPERASJONALISERING AV VARIABLENE	31
6.1 Variablene	31
6.1.1 Avhengig variabel	31
6.1.2 Forklaringsvariablene	32
6.1.3 Kontrollvariabler	35
6.1.4 Dummy-variabler	35
6.2 Deskriptiv statistikk	36
6.2.1 Innsamlet beløp per innbygger	37
6.2.2 Ledighetsraten	37
6.2.3 Prosentandel innvandrere	37
7 EMPIRISKE RESULTATER	39
7.1 Grunnmodell	39
7.1.1 Estimert Effekt	40
7.1.2 Robusthetssjekk	43
7.1.3 Oppsummering	47
7.2 Utvidet grunnmodell	48
7.2.1 Estimert effekt	49
7.2.2 Robusthetssjekk	50
7.2.3 Oppsummering	54
8 KONKLUSJON	55
REFERANSER	I
APPENDIX	IV
A – Liste over mottakerorganisasjoner	IV
B – Fullstendig deskriptiv statistikk	V
C – Regresjonsresultater fra grunnmodellen	VI



# 1 INNLEDNING OG DISPOSISJON

I dette innledende kapitlet vil jeg først presentere min motivasjon og oppgavens bidrag, før jeg legger frem mine valgte problemstillinger. Til slutt kommer disposisjonen for resten av oppgaven.

## 1.1 Motivasjon og bidrag

*«Charitable giving remains an important yet insufficiently examined component on human behavior. Investigation of the determinants of private charitable giving is valuable because total annual contributions to charitable organizations represent a sizeable amount. Second, from a methodological perspective, evidence on charitable behavior informs the development of theoretical economic models of public goods provision and altruism»*

– Ribar og Wilhelm (1995)

Kunnskapen vi i dag har om giveratferd og veldedighetsøkonomi er et resultat av omfattende forskning innenfor anvendt økonometri, økonomisk teori, spill-teori, eksperimentell økonomi og atferds-økonomi. Flere studier har forsøkt å svare på hvilke demografiske faktorer som mest sannsynlig påvirker giveratferd, men det strider fortsatt uenighet angående disse faktorene, og flere bekreftende konklusjoner kan bidra til å identifisere potensielle donorer og forstå hvorfor enkelte faktorer øker eller reduserer tilbøyeligheten for å donere penger til veldedighet. Formålet med denne analysen er å bidra til bedre forståelse av giveratferd ved å bruke demografiske og sosioøkonomiske faktorer, mer spesifikt arbeidsledighet og innvandring.

Med giveratferd menes personlige donasjoner til veldedighet. Veldedige organisasjoner og innsamlere, og andre involvert i filantropi ønsker å forstå forholdet mellom spesifikke demografiske karakteristikk og tilbøyeligheten for å donere penger og tid til veldedighet, for å bedre identifisere sin målgruppe. Mange veldedige organisasjoner er helt avhengige av private bidrag i tillegg til donasjoner fra bedrifter, offentlige tilskudd og

statlig finansiering, for å kunne opprettholde driften. Disse type organisasjoner har ofte begrensede ressurser, og er derfor tjent med å kunne identifisere målgruppen sin for å lettere kunne verve dem gjennom innsamlinger og kampanjer uten unødvendig ressursbruk.

Mye av den tilgjengelige empirien er basert på amerikanske data som i hovedsak undersøker betydningen av skattefradrag på giveratferd basert på individdata. I tillegg kommer mye av funnene innenfor giveratferdsforskningen fra empiriske eksperimenter (se blant annet Al-Ubaydli og Yeomans, 2015; Zargamee et al., 2016; Fong og Luttmer, 2009; Fong og Luttmer, 2011) hvor man undersøker agert giveratferd innenfor noen veldig spesifikke rammer. En svakhet ved disse resultatene er at de kan påvirkes av metodologiske utfordringer som blant annet eksperimentdesign og feiltolkninger. Færre har undersøkt betydningen av konjunktursituasjoner og etnisk sammensetning på giveratferd. Min oppgave bidrar med empiri fra Norge på betydningen av konjunkturer og etnisk sammensetning på faktisk giveratferd. Analysen utnytter informasjon fra en årlig innsamlingsaksjon som har pågått over lang tid med varierende formål men som arrangeres på samme måte hvert år. Informasjonen fra innsamlingen er på kommunenivå og kobling av denne informasjonen med data om arbeidsledighet, etnisk sammensetning og andre kommunale variabler gjør det mulig å undersøke betydningen av konjunkturer og etnisk sammensetning på giveratferd i Norge. Regresjonsanalysene jeg skal gjennomføre kan statistisk identifisere påvirkningen av disse ulike faktorene på innsamlet beløp. Denne analysen har altså som mål å tilføye norsk empiri til giveratferdsforskningen, ved å følge blant annet Ribar og Wilhelms (1995) eksempel, og bidra til økt forståelse av hvilke faktorer som påvirker giveratferd gjennom analysering av norsk kommunedata.



## 1.2 Problemstillinger

Oppgavens hovedfokus å undersøke hvordan ulike variabler, da særlig konjunkturer og etnisk sammensetning, empirisk påvirker faktisk giveratferd. For å undersøke dette har jeg valgt å ta utgangspunkt i paneldatamateriale på kommunenivå fra TV-aksjonen, og koble denne informasjonen med paneldata på konjunkturer, etnisk sammensetning og andre kommunale variabler. Basert på tidligere empiriske funn som presenteres i kapittel 4, og det datamaterialet jeg har tilgjengelig, vil denne analysens problemstilling fremstilles ved følgende spørsmål:

***Spørsmål 1:*** Påvirkes innsamlet beløp til TV-aksjonen av konjunktursituasjoner målt ved arbeidsledigheten?

***Spørsmål 2:*** Påvirkes innsamlet beløp til TV-aksjonen av andelen innvandrere fra vestlige land?

***Spørsmål 3:*** Påvirkes innsamlet beløp til TV-aksjonen av andelen innvandrere fra ikke-vestlige land?

Jeg velger å benytte arbeidsledighet for å representere økonomiske konjunkturer. Arbeidsledighet er en sentral konjunkturindikator og en av de viktigste indikatorene på økonomiens tilstand. Lav ledighet går normalt sammen med høy aktivitet og høy ledighet med lav aktivitet (Sparrman, 2012). I Norge har det gjennomgående vært lav arbeidsledighet sammenlignet med andre land, noe som kan bety at små endringer i ledigheten kan gi relativt store utslag på den økonomiske situasjonen i landet.

Norges demografi er preget av at vi er et relativt lite land med en stor andel som ikke har tilknytning til innvandring, men med økende innvandring blir mangfoldet stadig større. I dag er mangfold er passende beskrivelse av den etniske sammensetningen til den norske befolkningen. Per 1. januar 2013 var Norge hjem for mennesker som gjennom eget, foreldrenes eller besteforeldrenes fødeland hadde bakgrunn fra hele 223 land (Andreassen et al., 2013). Jeg velger å benytte innvandring som mål på den etniske sammensetningen i kommunene.

I tillegg til å undersøke effekten av konjunkturer og etnisk sammensetning, gir datamaterialet fra TV-aksjonen meg en unik mulighet til å undersøke om innsamlingens formål vil ha noe å si for innsamlet beløp. I og med at TV-aksjonens innsamling varierer mellom å gå til innenlands- eller utenlandsformål, kan jeg undersøke om effekten av de sentrale forklaringsvariablene påvirkes av formålet for innsamlingen. Jeg inkluderer dermed følgende spørsmål i min problemstilling:

**Spørsmål 4:** *Avhenger effekten av konjunktursituasjonen og innvandringsandelene av TV-aksjonens formål (innenlands eller utenlands)?*

Dette spørsmålet motiveres også av den tidligere empirien som jeg presenterer i kapittel 4.

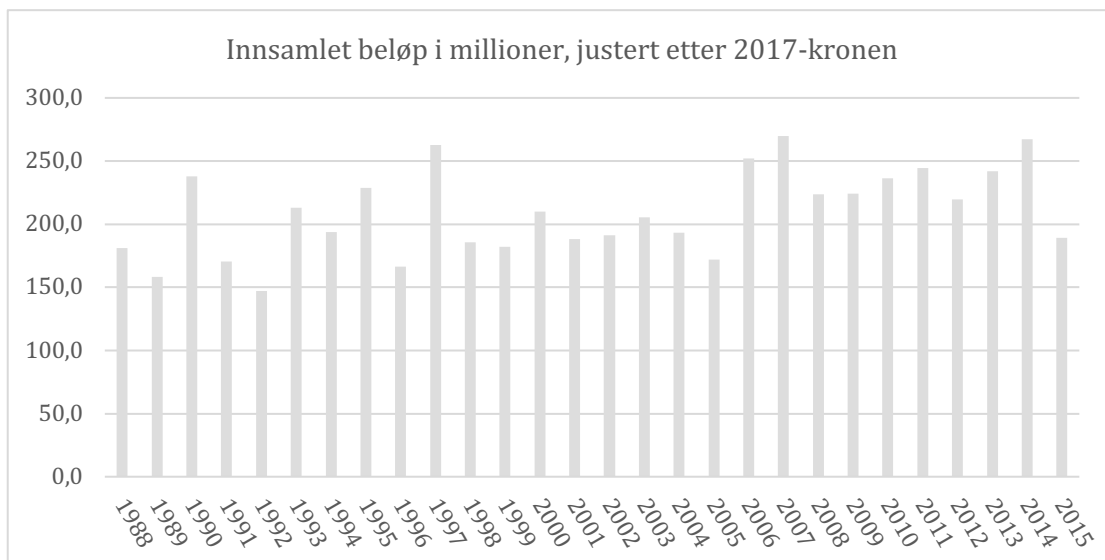
### 1.3 Disposisjon

Oppgaven består av åtte kapitler og er strukturert på følgende måte. I neste kapittel presenterer jeg TV-aksjonen, innsamlingsaksjonen jeg baserer min avhengige variabel på. I kapittel 3 etableres oppgavens teoretiske utgangspunkt ved gjennomgang av en enkel modellering av giveratferd på individnivå, deretter presenteres tidligere, relevant empiri i kapittel 4. Kapittel 5 omfatter analysens empiriske strategi og økonometriske spesifisering. Deretter kommer kapittel 6 som gir en grundig beskrivelse av datamaterialet anvendt i den empiriske analysen. I kapittel 7 presenterer jeg analysens resultater, og til slutt avrundes oppgaven med konklusjonen i kapittel 8.

## 2 TV-AKSJONEN

TV-aksjonen er en årlig, riksdekkende innsamlingsaksjon som har blitt arrangert siden 1974. TV-aksjonen eies av NRK og arrangeres i samarbeid med utvalgte organisasjoner (Se Appendix for fullstendig liste over mottakerorganisasjoner). NRKs innsamlingsråd<sup>1</sup> tildeler TV-aksjonen, følger opp innsamlingen i ettertid, og mottar rapporter og regnskap for bruken av det innsamlede beløpet. På selve aksjonsdagen har rundt 100.000 bøssebærere som mål å besøke alle Norges vel 2,3 millioner husstander for å samle inn penger til TV-aksjonen (NRK, 2019).

Aksjonen arrangeres den siste søndagen i oktober hvert år, og på denne dagen setter NRK1 av store deler av sin sendetid til å informere om TV-aksjonen og organisasjonen bak den. I tillegg har NRK flere programmer som omhandler TV-aksjonens formål i forkant av selve aksjonen. Dette gjør at innsamlingsresultatet ikke bare måles i kroner og øre, men at organisasjonen får satt søkelyset på saker som det ellers ikke er lett å informere om. Målt i innsamlede midler per person er TV-aksjonen verdens største innsamlingsaksjon og siden oppstarten av TV-aksjonen i 1974, har det norske folk sammen bidratt med mer enn 7,5 milliarder kroner (NRK, 2019).



Figur 1: Innsamlet beløp til TV-aksjonen. Kilde: NSD (2019)

<sup>1</sup> NRKs Innsamlingsråd for TV-aksjonen er et eksternt organ som er oppnevnt av NRKs styre (NRK, 2019).



### 3 TEORETISK UTGANGSPUNKT

Hvorfor donerer vi penger til veldedighet? Veldedige donasjoner gir ingen direkte eller indirekte økonomisk avkastning til donoren, slik at for den rasjonelle «nytte-maksimereren» vil det ikke være rimelig å gi bort penger til veldedige formål. Paradokset er at en vesentlig andel av befolkningen likevel velger å donere økonomiske bidrag til veldedighet.

Den empiriske analysen baseres på en enkel modellering av giveratferd på individnivå som så aggregeres opp til kommunenivå. Standardiserte modeller av giveratferd antar at individet maksimerer nyttefunksjonen med hensyn til privat konsum og veldedige donasjoner. Jeg tar utgangspunkt i en modell fra Andreoni (1990) hvor det for enkelhetsskyld antas en økonomi med kun et privat gode og en veldedig innsamling. Individet ( $i$ ) kan velge å allokere inntekten ( $m_i$ ) mellom det private gode ( $x_i$ ) og et bidrag ( $g_i$ ) til den veldedige innsamlingen ( $G$ ). Budsjettbetingelsen er gitt som:

$$m_i = x_i + g_i \tag{1}$$

Nytten av å donere til veldedighet antas å ta to former. For det første kan nytten utledes av at bidraget er med på å øke totalt innsamlet beløp, dette er ofte referert til som «Public Good»-effekten. I tillegg kan nytten utledes direkte fra det å gi, bedre kjent som «Warm-Glow»-effekten (Atkinson, 2009). Nyttefunksjonens argument er følgelig gitt som:

$$U_i = U_i(x_i, g_i, G), \quad \left( \frac{\partial U_i}{\partial x_i} > 0, \frac{\partial U_i}{\partial g_i} > 0, \frac{\partial U_i}{\partial G} > 0 \right) \tag{2}$$

$x_i$  – privat gode

$g_i$  – individuelt bidrag til veldedig innsamling

$G = \sum_{i=1}^n g_i$  – totalt innsamlet beløp

I tilfellet med innsamlingene til TV-aksjonen er det totale beløpet som samles inn svært høyt, noe som kan føre til at «Public Good»-argumentet i nyttefunksjonen veier svært lite, dersom dette er tilfelle står vi igjen med følgende nyttefunksjon:

$$U_i = U_i(x_i, g_i) \tag{3}$$

Her er optimal tilpasning lik det relative prisforholdet mellom  $x_i$  og  $g_i$  som i denne stiliserte modellen er lik 1, altså den marginale substitusjonsraten i konsumet. Dette gir en giverfunksjon lik  $g_i = f(m_i)$  for gitte preferanser. Antar videre at disse preferansene kan illustreres ved følgende Cobb-Douglas nyttefunksjon:

$$U_i = \ln(x_i) + \beta_i \ln(g_i) \tag{4}$$

hvor  $\beta_i$  angir den enkeltes vektlegging av veldedighet. Ved å sette inn for  $x_i = m_i - g_i$  fra (1) og implisitt anta at inntekten  $m_i$  er eksogen, kan individets optimeringsproblem uttrykkes som:

$$\text{Max } U_i = \ln(m_i - g_i) + \beta_i \ln(g_i) \text{ mhp } g_i \tag{5}$$

Optimeringsproblemet gir følgende førsteordensbetingelse:

$$\frac{\partial U_i}{\partial g_i} = -\frac{1}{m_i - g_i} + \frac{\beta_i}{g_i} = 0 \tag{6}$$

Kan nå uttrykke  $g_i$  eksplisitt som:

$$g_i = \frac{\beta_i}{1 + \beta_i} \times m_i = f_i(\beta_i, m_i) \tag{7}$$

Individets nivå på bidrag til innsamlingen er altså en funksjon av inntekten  $m_i$  og individets preferanser angitt ved parameteren  $\beta_i$ .

Veletablerte teorier, datert tilbake til Becker (1961) og Andreoni (1990) gir verdifull innsikt om giveratferd, men i følge blant annet Atkinson (2009) er ikke disse velkjente teoriene helt tilfredsstillende forklaringer på giveratferd. Spesielt ikke i tilfellet av donasjoner til internasjonal utviklingshjelp, hvor «Public Good»-argumentet ofte er svakt, og det kan oppstå gratis-passasjer-problemer. I stedet foreslår han en tilnærming til individuell giveratferd som kombinerer betydningen av det felles gode og den personlige

gevinsten. I tillegg til at donoren antas å være genuint opptatt av innvirkningen på levestandarden til mottakerne, bryr han seg ikke om at bidraget skal fordeles på millioner av potensielle mottakere. På denne måten forsøker han å forklare hvordan gratis-passasjerproblemet ikke behøver å oppstå i en situasjon med mange potensielle donorer og mottakere. Della Vigna et al. (2010) presenterer et teoretisk rammeverk som deler motivasjonen inn i altruisme og sosialt press, og fastslår at sosialt press er en viktig faktor, spesielt når det kommer til dør-til-dør innsamlinger. På tross av mye arbeid innenfor veldedighets-feltet, er det fortsatt mange spørsmål, hva gjelder giveratferd, som gjenstår. Svaret på disse spørsmålene avhenger blant annet av hvordan vi forstår determinantene av individuell giveratferd og hvilken form veldedige preferanser tar.

Jeg vil imidlertid konsentrere meg om et mer generelt spørsmål om hvordan ulike økonomiske variabler empirisk påvirker faktisk giveratferd, og jeg baserer dermed analysen min på relasjon 7, den enkle individuelle giverfunksjonen. Jeg har ikke tilgang på individdata, og kommer derfor til å benytte en variant av den individuelle giverfunksjonen aggregert opp til kommunenivå:

$$\sum_{i=1}^n g_i = \sum_{i=1}^n f_i(\beta_i, m_i) \rightarrow \quad (8)$$

$$g_k = f_k(\beta_k, m_k) \quad (9)$$

$g_k$  – innsamlet beløp per innbygger i kommune k

$\beta_k$  – parameter som uttrykker preferansene for donering i kommune k

$m_k$  – inntekt per innbygger i kommune k

Jeg vil spesifisere preferanseparameteren,  $\beta_k$  i relasjon 9 som en funksjon av individkarakteristikk i kommunene. Denne spesifiseringen kommer jeg nærmere tilbake til i kapittel 5.





## 4 EMPIRISK BAKGRUNN

Ulike individer har ulike oppfatninger av, og holdninger til veldedige organisasjoner og innsamlinger, det er derfor viktig å kunne identifisere de individuelle karakteristikkene som er assosiert med tendensen til å donere til veldedighet. Den store tilgjengelige litteraturen peker på flere ulike faktorer når giveratferd skal forklares og begrunnes. Noen av disse vil bli gjort rede for i en kort oversikt over studier av giveratferd i avsnitt 4.1. Videre presenteres tidligere arbeid som spesifikt undersøker effekten av konjunkturer (List og Peysakhovich, 2011; Meer, Miller og Wilfsberg, 2017), etnisk sammensetting (O'Neill, 2001; Andreoni et al., 2016) og ulike formål for innsamling (Ribar og Wilhelm, 1995; Micklewright og Schnepf, 2009) på giveratferd.

### 4.1 Kort oversikt

Generelt assosieres giveratferd positivt med inntektsnivå (James og Sharpe, 2007) og formue (Andreoni og Scholz, 1998). Schlegelmilch et al. (1997) finner at de som føler de har mulighet til å avse mer inntekt, bidrar mer til veldedighet. Kasri (2013) studerer giveratferd i Indonesia og fastslår at det finnes positive effekter av inntekt på individets giveratferd, men finner samtidig at det ikke nødvendigvis er de med høyest inntekt som donerer mest til veldedighet. I følge Stern (2013) donerer de rikeste amerikanerne 1.3 prosent av inntekten sin, mens de fattigste donerer hele 3.2 prosent. Stern konkluderer med at de som donerer den største andelen av inntekten sin, først og fremst er lavtlønnede mennesker. Kjønn er og en viktig faktor når man skal studere karakteristikk som påvirker giveratferd. Schnepf (2008) finner at kvinner er mer tilbøyelige til å donere penger til veldedighet, samtidig som menn er mer generøse i mengden de donerer. Kasri (2013) derimot, ser ingen signifikant forskjell i giveratferd mellom kvinner og menn. Alder antas også å påvirke giveratferd. Bekkers og Wiepking (2011) finner blant annet et positivt forhold mellom alder og giveratferd, i deres studie er veldedige bidrag høyest blant de mellom 40 og 48 år. I følge Turcotte (2012) vil de med høyere utdanning gi mer til veldedighet sammenlignet med de som har lavere eller ingen utdanning. I Østerrike er veldedige bidrag til dyrevelferd, utviklingshjelp og menneskerettigheter positivt relatert til høyere utdanningsnivå (Bekkers og Wiepking, 2011).

Gitell og Tebaldi (2006) studerer giveratferd på tvers av amerikanske stater. De bruker regresjonsanalyse for å undersøke effekten av demografiske og sosioøkonomiske faktorer på giveratferd ved hjelp av blant annet skattedata fra skattemyndighetene (IRS). Deres analyse ser først og fremst på effekten av inntekt og skattefradrag, men de finner i tillegg at selv om inntekt er en av de viktigste faktorene til å forklare giveratferd, kan ikke denne faktoren alene forklare forskjellene i giveratferd mellom amerikanske stater. Analysen avdekker store avvik med hensyn til donering og inntekt per innbygger, som de andre variablene i modellen bidrar til å forklare. For eksempel når de tester betydningen av ulike utdanningsnivå, finner de argument for at stater med en høyere andel innbyggere med en master- eller doktorgrad har en tendens til å gi mer til veldedighet. Modellen deres gir også støtte til en hypotese om at etnisk sammensetning påvirker giveratferd. I følge deres analyse vil stater med en høyere prosentandel afroamerikanere, alt annet likt, ha en tendens til høyere gjennomsnittlig donering per innbygger til veldedighet.

## 4.2 Effekter av konjunkturer

Konjunktursvingninger i økonomien kan fungere som et proxy på inntektsvariasjon og vil kunne påvirke enkeltpersoners evne til å donere penger til veldedige organisasjoner. Dessuten kan høykonjunkturer gi flere og større bidrag, blant annet fordi giverne har en mer sikker ansettelsessituasjon og dermed en mer sikker fremtidig inntektskilde. Lavkonjunkturer kan imidlertid føre til usikre ansettelsesforhold og inntektsforhold, og følgelig mindre sjenerøse donorer.

### 4.2.1 List og Peysakhovich (2011)

List og Peysakhovich anvender aggregert tidsseriedata fra 1968 til 2007 for å undersøke individuell giveratferd. De benytter tidsserie-data fra The Giving USA Foundation som publiserer og analyserer trender i giveratferd som i hovedsak er basert på et skjema fra IRS for skattefritak som ideelle organisasjoner må levere. Funnene viser blant annet at endringer i individuell giveratferd reagerer syklisk på makroøkonomiske svingninger.

Analysen avdekker asymmetrisk respons på endringer i S&P 500-indeksen<sup>2</sup>: fra 1968 til 2008 var vekst i totale veldedige bidrag mye sterkere enn total vekst i S&P 500-indeksen. De ser tydelig at endringer i totale veldedige bidrag responderer kraftigere på positive enn negative endringer i S&P 500. De konkluderer med at individuell giveratferd er mer følsom for høykonjunkturer enn lavkonjunkturer i økonomien.

#### **4.2.2 Meer, Miller og Wulfsberg (2017)**

Meer, Miller og Wulfsberg studerer givermønstre før, under og etter finanskrisen<sup>3</sup> ved hjelp av paneldata på husstands nivå fra «The Panel Study of Income Dynamics» over tidsperioden 2001 til og med 2013. Dataen inkluderer demografiske faktorer, inntekt og formue i tillegg til informasjon om giveratferd det foregående året. De undersøker både sannsynligheten for å donere (ekstensiv margin) og størrelsen på donert beløp (intensiv margin), og kontrollerer for ulike forklaringsvariabler som inntekt og formue, og i enkelte tilfeller faste husstand-effekter. Resultatene indikerer at tilbøyeligheten for å donere til veldedighet falt kraftig som følge av finanskrisen i 2008, og holdt seg langt under observerte nivåer rundt midten av 2000-tallet. De veldedige bidragene reduseres i både ekstensiv og intensiv margin, og analysen avdekker at denne reduksjonen ikke kunne forklares av en nedgang i inntekt eller formue alene. Dette antyder at skift i holdninger til veldedighet og/eller usikkerhet kan være med på å forklare reduksjonen i veldedige donasjoner. Gitt tidligere resultater på vanedannende giveratferd og sen-påvirkninger av makroøkonomiske sjokk på giveratferd (Meer, 2013) antyder disse funnene at finanskrisen kan ha hatt alvorlige langsiktige negative konsekvenser for donering til veldedige formål i USA.

---

<sup>2</sup> S&P 500 er en aksjeindeks over 500 store amerikanske virksomheter. Indeksen ble opprettet i 1957.

<sup>3</sup> Finanskrisen (Engelsk: «The Great Recession») oppsto i 2008 som følge av at boligprisbobla i USA sprakk og store finansinstitusjoner som Lehman Brothers gikk konkurs. Krisen varte til mars 2009.

### 4.3 Effekter av etnisk sammensetning

Norges etniske mangfold øker og befolkningen blir mer og mer sammensatt. I 2012 vokste befolkningen med 1,3 prosent, og innvandringen sto for hele 72 prosent av denne veksten. (Andreassen et al., 2013). Litteraturen på etniske forskjeller innenfor giveratferd har generelt ikke fått så mye oppmerksomhet (Wilson, 2000), men flere og flere studier fokuserer på forholdet mellom etnisk sammensetning og giveratferd. Resultatene er imidlertid noe tvetydige. Flere studier finner at effekten av etnisitet forsvinner når man kontrollerer for andre demografiske faktorer som utdanning og inntekt (se for eksempel O'Neill, 2001; Mesch et al, 2002 og Conley, 2000). Van Slyke og Eschholz (2002) finner at hvite amerikanere er signifikant mer tilbøyelige til å donere og å donere mer enn afroamerikanere, og resultater fra en kanadisk studie av Andreoni et al. (2016) antyder at etnisk mangfold i urbane områder reduserer totale veldedige donasjoner. Disse funnene strider imidlertid mot de tidligere diskuterte resultatene til Gitell og Tebaldi (2006), som indikerer at stater med en høyere prosentandel afroamerikanere vil ha en tendens til høyere gjennomsnittlig donering per innbygger til veldedighet.

#### 4.3.1 O'Neill (2001)

O'Neill presenter en undersøkelse fra 1998-1999 på donerings- og frivillighetspraksis i California. Undersøkelsen som omfatter 3616 respondenter la særlig vekt på uformelle donasjoner og frivillighet, og mulige etnisitetsforskjeller i veldedig atferd. Analysen fant at hvite, afroamerikanske og asiatiske donerer og arbeider frivillig over et jevnt nivå. Latinamerikanere har noe lavere deltakelsesgrad, spesielt i frivillighetsarbeid, men når statistiske kontroller for inntekt, utdanning og innvandringsstatus benyttes, finner de imidlertid ingen forskjeller i giveratferd blant de fire gruppene.

### 4.3.2 Andreoni et al. (2016)

Andreoni et al. Undersøker sammenhengen mellom veldedige donasjoner og etnisk mangfold i urbane områder i Canada i tidsperioden mellom 1991 og 2006. De benytter seg av en individmodell aggregert opp til urbant FSA-nivå<sup>4</sup> med paneldata fra Statistics Canada. Datasettet inneholder informasjon om totalt donert beløp og totalt antall donorer til alle registrerte veldedige organisasjoner i Canada. De grupperer etnisitet som følger; hvit, svart, øst-/sørøst-asiatisk, sør-asiatisk, arabisk/vest-asiatisk, latinamerikansk, annet, og ikke-synlig minoritet. De to avhengige variablene er gjennomsnittlig donert beløp per voksen og andelen husstanders som donerer til veldedighet. De finner en landsdekkende gjennomsnittlig negativ effekt av etnisk mangfold på donasjoner til et representativt utvalg av veldedige organisasjoner, og de ser at en økning i etnisk mangfold fører til signifikante fall i veldedige donasjoner. De konkluderer med at etnisk sammensetning har en viktig rolle i bestemmelsen av inntekt til den veldedige sektoren totalt, som har betydelige implikasjoner i land som Canada og USA hvor det etniske mangfoldet bare fortsetter å øke. Resultatene indikerer at giveratferd er følsom overfor den etniske sammensetningen. De finner imidlertid at denne effekten kun er signifikant når det kommer til intensiv margin, altså hvor mye som doneres, ikke for ekstensiv margin, altså hvor stor andel av husholdningene som donerer.

### 4.4 Effekter av spesifikke formål

Til forskjell fra bidrag til blant annet lokale religiøse organisasjoner, utdanningsinstitusjoner, kultur, helse og velferd, vil ikke bidrag til store internasjonale organisasjoner som først og fremst bidrar med krisehjelp og fattigdomsbekjempelse gi noen direkte avkastning til donoren. Det er imidlertid ingen klar trend i forholdet mellom ulike typer veldedige organisasjoner og giveratferd, men forskning på spesifikke typer av veldedige organisasjoner, som blant annet nødhjelps- eller religiøse organisasjoner, finner ofte forskjeller mellom inntektsgrupper og forekomst av bidrag. Regnerus et al (1998) finner at de med høy inntekt er mer tilbøyelige til å donere til organisasjoner som jobber for å bekjempe fattigdom. Banks og Tanner (1999) ser at i Storbritannia har de med god råd en preferanse for å donere til formål som kunst og kultur, utdanning, fritidsaktiviteter,

---

<sup>4</sup> Et «forward sortation area» (FSA) er en geografisk inndeling av kanadiske områder basert på de tre første bokstavene i postnumrene.

miljø og økonomisk utvikling. Samtidig som lavtlønnede donorer er mer tilbøyelige til å donere til dyrevelferd og internasjonal nødhjelp. Funnene til Ribar og Wilhelm (1995) som presenteres i avsnitt 4.4.1 gir støtte til hypotesen om at formålet for TV-aksjonen vil påvirke effekten av de sentrale forklaringsvariablene på innsamlet beløp.

#### **4.4.1 Ribar og Wilhelm (1995)**

Denne artikkelen bruker paneldata fra 1988-1991 på amerikanske stater for å undersøke effektene av skattepolitikk, inntekt og sosiopolitiske egenskaper på veldedige bidrag til internasjonal krisehjelp og utvikling. Analysen finner at denne typen veldedig formål er følsom for endringer i både inntekt og skattesatser. Utdanningsnivå, aldersfordeling, religiøsitet og politisk orientering inkluderes som påvirkende faktorer for giveratferd. Resultatene indikerer positive effekter av inntekt, mer positivt enn det som generelt er funnet når man ser på veldedige bidrag uavhengig av formål. Denne typen veldedige donasjoner er altså estimert til å være mer følsom for endringen i inntekt. Flere faktorer kan forklare dette resultatet. For det første, i motsetning til tidligere forskning, undersøker denne studien bidrag til et smalt sett med organisasjoner, som verken gir avkastning eller andre fordeler til givne. Bidrag som er motivert av rent altruistiske intensjoner eller av sterke preferanser for veldedighet, kan ha mer av egenskapene til et luksusgode enn bidrag som er motivert av mindre altruistiske intensjoner. Altså, det å donere uten å få noe igjen for det selv kan sammenlignes med et luksusgode, for eksempel det å donere til krisehjelp sammenlignet med det å donere til Kreftforeningen.

#### **4.4.2 Micklewright og Schnepf (2009)**

Micklewright og Schnepf undersøker bidrag til ulike formål. De benytter mikrodata fra britiske spørreundersøkelser som registrerer individuelle donasjoner til forskjellige typer veldedighet. De danner en oversikt over bidrag til internasjonale formål, og sammenligner dette med bidrag til andre formål. Sosioøkonomiske faktorer som påvirker begge typer donasjoner blir analysert, inkludert kjønn, sivilstand, yrkesstatus, utdanning og særlig inntekt. Internasjonal utvikling og nødhjelp er de formålene det doneres mest til, og de finner ut at dette kan skyldes en relativt høy frekvens av donasjoner og høyt gjennomsnittlig beløp donert, sammenlignet med andre formål. Fordelingen av

bidrag til internasjonale formål er veldig skjev (langt skjevere enn husstandenes inntektsfordeling), halvparten av alle donasjoner blir gitt av de topp ti prosentene som bidrar mest. De ser også at personer med høyere sosioøkonomisk bakgrunn er de som mest sannsynlig donerer til internasjonale veldedighetsorganisasjoner. Forholdet mellom å gi og inntekt er imidlertid likt for donasjoner til internasjonale formål og donasjoner til lokale formål.

#### 4.5 Oppsummering

Flere individuelle karakteristikk er assosiert med tendensen til å donere penger til veldedighet, men effektene av disse karakteristikkene er i følge litteraturen ganske varierende. Disse variasjonene kan skyldes flere faktorer. Blant annet de ulike metodene som benyttes, alt fra empiriske eksperiment til lange paneldata-analyser basert på forskjellige modeller og teorier. I tillegg finner vi variasjon i tidsperiodene analysert og hvilke land som analyseres. I hovedsak kommer de fleste arbeidene fra USA og Storbritannia, men den empiriske litteraturen suppleres fortløpende med resultater fra andre land, som for eksempel Malaysia (Noor et al. 2015), Australia (se for eksempel Lwin og Phau, 2010) og Østerrike (Bekkers og Wiepking, 2011). Ikke minst er det også stor variasjon i datamaterialet de ulike studiene baseres på, jeg har sett bruk av blant annet data fra forskjellige spørreundersøkelser og eksperiment, skattedata og diverse folketellingsdata.

På tross av mye variasjon i resultatene er det enkelte funn som går igjen. For det første ser vi at individuell giveratferd reagerer på makroøkonomiske svingninger. Som tidligere diskutert fant List og Peysakhovich (2011) at endringer i totale veldedige bidrag responderer kraftigere på høykonjunkturer sammenlignet med lavkonjunkturer. Samtidig fant Meer, Miller og Wulfsberg (2017) at finanskrisen kan ha hatt alvorlige langsiktige negative konsekvenser for donering til veldedige formål i USA. Trolig påvirkes altså giveratferd av konjunkturer. I min analyse representeres konjunkturer med kommunal gjennomsnittlig arbeidsledighetsrate, og hvis mine funn stemmer overens med mye av den tidligere forskningen kan jeg forvente at ledighetsraten, som et mål på lavkonjunktur, vil ha en estimert negativ effekt på innsamlet beløp til TV-aksjonen.

Flere studier finner at effekten av etnisitet forsvinner når man kontrollerer for andre demografiske faktorer som utdanning og inntekt (se for eksempel O'Neill, 2001; Mesch et al, 2002 og Conley, 2000), ellers varierer resultatene mellom negativ (blant annet Van Slyke og Eschholz, 2002; Andreoni et al., 2016) og positiv (Gitell og Tebaldi, 2006) effekt av minoriteter og etnisk mangfold. I min oppgave representeres etnisk sammensetning av vestlige og ikke-vestlige innvandrere. I og med at jeg i tillegg kontrollerer for flere demografiske faktorer som blant annet utdanning og alderssammensetning, kan det tenkes at heller ikke jeg kommer til å finne noen klar effekt av disse etnisitets-variablene.

Jeg finner ingen klar trend i forholdet mellom ulike typer veldedige formål og giveratferd i den tilgjengelige empirien, men det som er klart er at mye av forskningen som undersøker dette skiller mellom internasjonale og mer lokale formål, da disse to formålene har veldig ulike implikasjoner for donoren. Ribar og Wilhelm (1995) sammenligner donasjoner til internasjonale formål som nødhjelp og fattigdomsbekjempelse med et luksusgode. Luksusgoder har som kjent lav priselastisitet og høy inntektselastisitet, altså jo høyere inntekt, jo høyere etterspørsel. Hvis denne sammenligningen er representativ, kan jeg forvente at de årene TV-aksjonens innsamling går til formål i utlandet, vil muligens effekten av konjunkturer være sterkere sammenlignet med de årene innsamlingen går til innenlandsformål.



## 5 EMPIRISK STRATEGI OG TILRETTELEGGING

I dette kapitlet presenteres empirisk spesifikasjon og funksjonsform knyttet til grunnmodellen som estimeringen baseres på. Først introduseres empirisk strategi og spesifikasjon av den økonometriske modellen, deretter diskuteres potensielle økonometriske utfordringer og hvordan disse eventuelt kan håndteres under estimeringen. Til slutt presenteres valg av funksjonsform.

### 5.1 Empirisk strategi

Den empiriske analysen baserer seg, som tidligere nevnt, på en aggregert variant av den individuelle giverfunksjonen opp til kommunenivå. Den aggregerte giverfunksjonen vil både fange opp forskjeller i giveratferd mellom kommuner mellom de som gir (intensiv margin) og forskjeller i antallet som gir (ekstensiv margin).

$$g_k = f_k(\beta_k, m_k) \tag{10}$$

$g_k$  – innsamlet beløp per innbygger i kommune  $k$

$\beta_k$  – parameter som uttrykker preferansene for donering i kommune  $k$

$m_k$  – inntekt per innbygger i kommune  $k$

Preferanseparameteren,  $\beta_k$  spesifiseres som en funksjon av individkarakteristikk i kommunene. I mitt tilfelle er disse individkarakteristikkene forklarings- og kontrollvariablene jeg benytter i den empiriske analysen:

$$\beta_k = f_k \left( \begin{array}{l} \text{ledighetsraten, innvandringsratene, utdanningsnivå,} \\ \text{alderssammensetning, kvinneandel, formål} \end{array} \right) \tag{11}$$

Den empiriske analysen utføres stegvis. Først estimeres en regresjon av grunnmodellen med alle observasjoner og variabler inkludert. Deretter estimeres grunnmodellen med ulike sett av kontrollvariabler og uten de største kommunene for å kontrollere for robusthet. Til slutt utvides grunnmodellen til å inkludere interaksjoner mellom sentrale forklaringsvariabler og en dummy-variabel for formål for TV-aksjonen for å finne

effekten av formål på innsamlet beløp per innbygger og de sentrale forklaringsvariablene, i tillegg til å kontrollere for modellspesifikasjonens robusthet.

## 5.2 Spesifikasjon av økonometrisk modell

For å kunne fastslå en kausal sammenheng mellom to variabler må alt annet holdes likt, «*ceteris paribus*<sup>5</sup>». Den estimerte forventningsverdien til den avhengige variabelen i en «*ceteris paribus*»-analyse er generelt gitt som:

$$E(y|x, Z) \tag{12}$$

Hvor  $y$  er den avhengige variabelen,  $x$  er forklaringsvariabelen av interesse og  $Z$  er en rekkevektor av kontrollvariabler.

Dataene er organisert som paneldata, hvor vi har flere observasjoner av samme enhet over tid. Dette gir oss to dimensjoner av observasjoner, enhet og tid, som er indikert med forskrift  $i$  og  $t$ , som i dette tilfelle er kommuneenheten og år.

Grunnmodellen som analysene baseres på, tar utgangspunkt i en av de mest brukte empiriske modellen vi finner i litteraturen (blant annet Ribar og Wilhelm, 1995; Gitell og Tebaldi, 2006), en modell som regresser innsamlet beløp mot et sett av variabler som antas å påvirke giveratferd:

$$g_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3it} + \beta_4 Z_{it} + \delta_t + \gamma_t + u_{it} \tag{13}$$

---

<sup>5</sup> «*Ceteris paribus*» er latinsk og betyr «Andre relevante faktorer holdes konstant»

$g_{it}$  – innsamlet beløp per innbygger (avhengig variabel)

$\beta_0$  – konstantledd

$x_{1it}$  – ledighetsraten

$x_{2it}$  – prosentandel vestlige innvandrere

$x_{3it}$  – prosentandel ikke-vestlige innvandrere

$Z_{it}$  – rekkevektor av kontrollvariabler

$\delta_t$  – koeffisientvektor til en rekkevektor av års-dummyer<sup>6</sup>

$\gamma_t$  – dummyvariabel<sup>7</sup> som markerer når formålet for innsamlingen er innenlands

$u_{it}$  – stokastisk restledd

Års-dummyer inkluderes for å ivareta effekten av makrovariable som påvirker innsamlet beløp til tv-aksjonen, altså års-faste effekter.  $u_{it}$  er det stokastiske restleddet som representerer effekten av alle andre relevante variabler som ikke er inkludert i modellen. Parameterne av interesse er  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  og  $\beta_3$ . Ved hjelp av paneldata-strukturen vil disse kunne vise hvordan prosentandelen arbeidsledige og innvandrere påvirker innsamlet beløp per innbygger i kommunene. Her kan det imidlertid oppstå noen problemer som jeg presenterer i neste avsnitt.

### 5.3 Økonometriske utfordringer

Relasjon (13) kan estimeres med minste kvadraters metode (MKM) som vil gi forventningsrette og konsistente estimatorene så lenge visse forutsetninger er oppfylt; i tillegg til at modellen må være lineær i parameterne, tilfeldig utvalg og at det ikke er noen perfekt kollinearitet<sup>8</sup>, er det spesielt viktig at forklaringsvariablene er eksogene. Eksogene forklaringsvariabler innebærer at restleddet har nullgjennomsnitt gitt alle forklaringsvariablene, det vil si at forklaringsvariablene og funksjoner av forklaringsvariablene ikke kan være korrelert med restleddet:

$$E(u_{it} | \mathbf{x}_{it}) = 0 \tag{14}$$

---

<sup>6</sup> En års-dummy er lik 1 på tidspunkt  $t$  og lik 0 ellers

<sup>7</sup> Innenlands-dummy er lik 1 hvis året er 1991, 1992, 1997, 2004, 2008 eller 2013

<sup>8</sup> Ingen perfekt kollinearitet innebærer at forklaringsvariablene ikke kan være hverken konstante eller perfekt lineære funksjoner av en eller flere av de andre forklaringsvariablene.

Endogene forklaringsvariabler forårsaker forventingsskjeve og inkonsistente MKM-estimatorer. At ingen av forklaringsvariablene er korrelert med restleddet er en helt avgjørende forutsetning for at en «ceteris paribus»-analyse skal kunne avdekke en kausal sammenheng mellom den avhengige variabelen og de sentrale forklaringsvariablene. Brudd på denne forutsetningen skyldes at minst ett av fire hovedproblemer er til stede i analysen.

### 5.3.1 «Utelatt variabel»-skjevhet

Sentralt for denne analysen er «mulig utelatt variabel»-skjevhet. Alle variabler som potensielt påvirker innsamlet beløp, men som ikke inkluderes i modellen havner i restleddet. Problemet med utelatte variabler oppstår dersom en relevant utelatt variabel er korrelert med en eller flere av modellens forklaringsvariabler. Da vil også restleddet være korrelert med en eller flere forklaringsvariabler og forutsetningen i relasjon 14 vil ikke være oppfylt. Det vil si, forklaringsvariablene er ikke lenger eksogene, restleddet har ikke lenger nullgjennomsnitt gitt alle forklaringsvariablene, og vi kan få forventingsskjeve estimater fra modellen. Dette er et vanlig problem, da det generelt er umulig å ha oversikt over alle faktorene som kan påvirke modellens variabler, eller det ofte ikke er mulig å hente data for enkelte variabler.

I mitt tilfelle kan utelatelse av en inntektsvariabel være en mulig feilkilde. Inntekt er i tidligere empiri nevnt som en viktig forklaringsvariabel av giveratferd. I denne analysen utelates inntekt på grunn av manglende datamateriale. Det er sannsynlig at inntektsnivået i kommunene er korrelert med både donert beløp per innbygger og flere av forklaringsvariablene i analysen. Dette er altså en mulig kilde til «utelatt variabel»-skjevhet som jeg vil kontrollere for ved hjelp av en robusthetssjekk i kapittel 7.

Fordi vi har paneldata som varierer over tid og individ (her: kommuner), er det mulig å se på den uobserverbare faktoren  $u_{it}$  som en faktor bestående av to ulike komponenter (Wooldridge, 2012, s. 412):

1. Den konstante restledds-komponenten,  $a_i$ . Dette er modellens faste effekt, altså den kommunespesifikke restledds-komponenten, ofte referert til som uobserverbar heterogenitet.
2. Den idiosynkratiske restledds-komponenten,  $\varepsilon_{it}$ . Denne komponenten inkluderer uobserverte faktorer som både varierer mellom enheter og tid, som påvirker den avhengige variabelen.

Det sammensatte restleddet er altså gitt som:

$$u_{it} = a_i + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

For at modellen skal være forventningsrett og at restleddene har nullgjennomsnitt gitt alle forklaringsvariablene må følgende holde:

$$E(\varepsilon_{it} | \mathbf{x}_{it}, Z) = 0 \quad (16)$$

$$E(a_i | \mathbf{x}_{it}, Z) = 0 \quad (17)$$

Dette betyr at selv om det idiosynkratiske restleddet ikke er korrelert med noen forklaringsvariabel, kan det fortsatt oppstå problemer med heterogenitet dersom den uobserverte heterogeniteten, den kommunespesifikke restledds-komponenten  $a_i$  er korrelert med noen av forklaringsvariablene. Dette kalles «heterogenitet-skjevhet» og er skjevhet som oppstår dersom en relevant utelatt variabel er enhetsspesifikk og konstant over tid.

### 5.3.2 Feilspesifisert modell

Modellen er feilspesifisert dersom en utelatt variabel er en lineær funksjon av en av forklaringsvariablene. Dette kan oppstå dersom den lineære regresjonsmodellen ikke beskriver det *sanne* forholdet mellom den avhengige variabel og forklaringsvariablene.

Hvis for eksempel det sanne forholdet mellom innsamlet beløp til TV-aksjonen og ledighetsraten er gitt ved den lineære formen av ledighetsraten, blir modellen feilspesifisert dersom den naturlige logaritmen benyttes, eller omvendt. Det samme gjelder hvis det sanne forholdet er gitt ved for eksempel et andregradspolynom, men dette andregradsleddet utelates fra modellen. Jeg begrunner valg av funksjonsform i avsnitt 5.5.

### 5.3.3 Målefeil

Med målefeil menes generelt avvik mellom en teoretisk korrekt definert variabel, og den variabelen vi faktisk observerer, det vil si at en variabel har en godt definert kvantitativ effekt, men at den ikke observeres eksakt (Wooldridge, 2012, s. 287). I de fleste økonomiske analyser vil variablene ofte være beheftet med målefeil, dette vil i mange tilfeller skyldes mindre alvorlig unøyaktighet i data, mens i andre tilfeller er avvik mellom teoretisk variabel og det observerbare motstykket mer alvorlig. Målefeil i den forklarte variabelen er ikke spesielt alvorlig så lenge de ikke er systematisk relatert til noen av forklaringsvariablene i modellen. Målefeil i en eller flere forklaringsvariabler er derimot mer problematisk og kan skape skjevhet mot null i den tilhørende MKM-estimatoren.

En utfordring i min analyse kan være at ledighetsraten beregnes ut fra registrerte arbeidssøkere i Norge. Arbeidsledige regnes som personer registrert som arbeidssøkere ved arbeidskontorene, altså må man selv ha registrert seg som arbeidsledig for å kunne regnes med i statistikken, noe som innebærer at observert arbeidsledighet ikke nødvendigvis er den sanne arbeidsledigheten. En annen utfordringen jeg vil påpeke i denne sammenhengen er måling av innvandring. Inndelingen av innvandrere endres i 2008 fra vestlige og ikke-vestlige til verdensdel, noe som kan ha betydning for kontinuiteten i målingen av innvandring. Dette kommer jeg nærmere tilbake til i kapittel 6.

### 5.3.4 Simultanitet

Det siste av de fire hovedproblemene som kan forårsake endogene forklaringsvariabler er simultanitet. Simultanitet oppstår når minst én av forklaringsvariablene bestemmes samtidig som den avhengige variabelen (Wooldridge, 2012, s. 786). Hvis dette er tilfellet vil MKM-estimatorene typisk blir forventningsskjev og inkonsistente, fordi forklaringsvariabelen er korrelert med restleddet.

Hvis for eksempel innsamlet beløp til TV-aksjonen påvirker ledighetsraten samtidig som ledighetsraten påvirker innsamlet beløp til TV-aksjonen har vi et simultanitetsproblem. Dette er imidlertid ikke særlig sannsynlig. Det som derimot kan være tilfelle er at det kan finnes en eller flere utelatte variabler som påvirker både arbeidsledighet og

innsamlet beløp samtidig. Hvis dette er tilfelle har vi en variant av «utelatt variabel»-problemet.

## 5.4 Estimeringsmetoden

Både «utelatt variabel»-problemet, feilspesifisering av modellen, målefeil og simultanitet vil føre til forklaringsvariabler som er korrelert med restleddet. Som tidligere nevnt, selv om det idiosynkratiske restleddet ikke er korrelert med noen forklaringsvariabel, kan det fortsatt oppstå problemer med heterogenitet dersom den uobserverte heterogeniteten,  $a_i$  er korrelert med noen av forklaringsvariablene. Dette er, som tidligere diskutert, mest sannsynlig tilfellet i min analyse og problemet med heterogenitet vil være vanskelig å overse.

«Fixed Effects»-estimering benyttes som en mulig løsning på problemet med heterogenitet. Forutsetningene for at Fixed Effects estimatoren skal være forventningsrett og konsistent er som følger:

1. Linearitet
2. Tilfeldig utvalg
3. Ingen perfekt kollinearitet
4. Den forventede verdien av det idiosynkratiske restleddet må være lik null gitt forklaringsvariablene i alle tids-perioder og den uobserverte heterogeniteten:

$$E(\varepsilon_{it}|Z_i, a_i) = 0$$

For å illustrere Fixed Effects metoden tar jeg utgangspunkt i følgende generelle relasjon fra Wooldridge (2012, s. 435):

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + a_i + \varepsilon_{it} \tag{18}$$

$y_{it}$  – generell avhengig variabel  
 $\beta_0$  – konstantledd  
 $\beta_1$  – parameter  
 $x_{it}$  – forklaringsvariabel  
 $a_i$  – konstant restledds-komponent  
 $\varepsilon_{it}$  – idiosynkratisk restledds-komponent

Finner så det enhetsspesifikke gjennomsnittet som:

$$\bar{y}_i = \beta_1 \bar{x}_i + a_i + \bar{\varepsilon}_i \quad (19)$$

Hvor  $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$  osv. Fordi  $a_i$  er fast over tid, finner vi den i begge relasjonene.

Dersom vi trekker ligning (9) fra (8) kommer vi frem til følgende relasjon:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta_1(x_{it} - \bar{x}_i) + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (20)$$

Har nå en regresjonsmodell transformert til avvik fra enhetsspesifikt gjennomsnitt, hvor de enhetsspesifikke effektene ikke lenger inkluderes. Ved hjelp av denne transformasjonen tas kun variasjon innenfor hver enkelt kommune i betraktning og modellen kontrollerer for den uobserverte heterogeniteten som ikke kan utelukkes fra analysen. Fixed Effects estimatoren vil altså være forventingsrett og konsistent selv om det er uobservert heterogenitet i modellen.

For at Fixed Effects estimatoren skal være den beste lineære forventningsrette estimatoren må ytterligere to forutsetninger holde (Wooldridge, 2012, s. 458):

5. Variansen til det idiosynkratiske restleddet er konstant gitt forklaringsvariablene i alle tids-perioder og den uobserverte heterogeniteten, er konstant:

$$Var(\varepsilon_{it} | Z_i, a_i) = Var(\varepsilon_{it}) = \sigma_u^2 \quad (21)$$

6. For alle  $t \neq s$ , er de idiosynkratiske restleddene ukorrelerte gitt forklaringsvariablene i alle tids-perioder og den uobserverte heterogeniteten:

$$Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is} | Z_i, a_i) = 0 \quad (22)$$



Under disse forutsetningene vil Fixed Effects estimatorene være konsistente, men brudd på forutsetning 5 og 6 kan innebære heteroskedastisitet og seriekorrelasjon i restleddskomponentene. Dette kan føre til skjeve standardavvik som kan vanskeliggjøre statistisk inferens (Wooldridge, 2012, s. 459). Fordi heteroskedastisitet og seriekorrelasjon ikke kan utelukkes, benyttes cluster<sup>9</sup>-korrigerede standardavvik i den empiriske analysen. Dette gir robuste standardavvik i en situasjon med mer komplisert restledds-struktur.

Fordelen med å bruke en Fixed Effects estimator er altså at den vil gi konsistente estimatører selv om det er korrelasjon mellom en forklaringsvariabel og den uobserverbare heterogeniteten. Fixed Effects estimatoren transformerer modellen til avvik fra det enhetsspesifikke gjennomsnittet. På denne måten isoleres variasjonen innenfor hver enkelt kommune når modellen estimeres. Dette eliminerer den individuelle komponenten av restleddet, det vil si at tids-konstante, ikke-observerte forskjeller mellom kommunene ikke lenger inkluderes i modellen, slik at uobservert heterogenitet kontrolleres for.

Ulempene er blant annet at jeg nå har transformert bort all variasjon mellom kommunene. Ved statistisk estimering er det nødvendig med tilstrekkelig variasjon for å få presise estimater. Under Fixed Effects metoden tar man i betraktning mindre variasjon enn det en MKM estimering ville gjort, og det kan derfor forventes noe høyere standardavvik enn ved minste kvadraters metode.

## 5.5 Funksjonsform

Som forklart i avsnitt 5.3.2 kan feilspesifisering av den empiriske modellen gi forventningskjevne og inkonsistente estimatører. Jeg presenterer her de to ulike modellspesifikasjonene benyttet i min analyse.

---

<sup>9</sup> Cluster (norsk: klynge) utvalg er et utvalg av naturlige grupper, ofte mennesker (her: kommuner) (Wooldridge, 2012, s. 757)

### 5.5.1 Grunnmodellen

I hoved-analysen benyttes en log-lin-modell for å fange opp den ikke-lineære effekten av de sentrale forklaringsvariablene på den avhengige variabelen. Dette gjøres ved å anvende den naturlige logaritmen til innsamlet beløp til TV-aksjonen per innbygger som avhengig variabel:

$$\log(g_{it}) = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3it} + \beta_4 Z_{it} + \delta_t + \gamma_t + a_i + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

$g_{it}$  – innsamlet beløp per innbygger

$\beta_0$  – konstantledd

$x_{1it}$  – ledighetsraten

$x_{2it}$  – prosentandel vestlige innvandrere

$x_{3it}$  – prosentandel ikke-vestlige innvandrere

$Z_{it}$  – rekkevektor av kontrollvariabler

$\delta_t$  – koeffisientvektor til en rekkevektor av års-dummyser<sup>10</sup>

$\gamma_t$  – dummyvariabel<sup>11</sup> som markerer når formålet for innsamlingen er innenlands

$u_{it}$  – stokastisk restledd

Med denne modellen kan prosentvise endringer i innsamlet beløp undersøkes. Logaritmen til innsamlet beløp er å foretrekke fremfor den lineære måleenheten fordi den gir en bedre karakteristikk av forholdet mellom innsamlet beløp og de sentrale forklaringsvariablene. Det er nemlig sannsynlig at en økning i for eksempel ledighetsraten med én enhet vil forandre innsamlet beløp med en konstant prosent heller enn en konstant enhets økning. Den marginale effekten av en økning av ledighetsraten på innsamlet beløp til TV-aksjonen per innbygger er som følger:

$$\% \Delta g \approx 100 \beta_1 \Delta x_1^{12} \quad (24)$$

Når det gjelder modellspesifikasjon finnes det noen tommelfingerregler for bruk av logaritmer jeg har valgt å benytte meg av. Når en variabel er et positivt pengebeløp benyttes vanligvis den naturlige logaritmen. En variabel som er en andel eller prosentandel,

---

<sup>10</sup> En års-dummy<sub>t</sub> er lik 1 på tidspunkt  $t$  og lik 0 ellers

<sup>11</sup> Innenlands-dummy er lik 1 hvis året er 1991, 1992, 1997, 2004, 2008 eller 2013

<sup>12</sup> Dette er en tilnærming, eksakt effekt er:  $\% \Delta g = 100(\exp[\beta_1 \Delta x_1] - 1)$

som for eksempel ledighetsraten, er det mest hensiktsmessig å inkludere dem i original form. Dette er fordi regresjonskoeffisienter som involverer den originale variabelen vil ha en prosentpoengs endring. En svakhet med log-transformasjonen er at den ikke kan benyttes dersom en variabel tar verdi lik null eller en negativ verdi, funksjonen  $y = \log(x)$  er kun definert for  $x > 0$  (Wooldridge, 2012, s. 172). Som følge av dette er alle observasjoner for innsamlet beløp per innbygger som er lik null satt til «missing».

### 5.5.2 Utvidelse av grunnmodellen: interaksjoner

I utvidelsen av grunnmodellen inkluderes interaksjonsledd mellom de sentrale forklaringsvariablene og dummy-variabelen,  $\gamma_t$  – som marker om formålet til TV-aksjonen er innenlands:

$$\log(g_{it}) = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3it} + \beta_4 Z_{it} + \beta_{12} x_{1it} \gamma_t + \beta_{22} x_{2it} \gamma_t + \beta_{32} x_{3it} \gamma_t + \delta_t + \gamma_t + a_i + \varepsilon_{it}^{13} \quad (25)$$

Den utvidede grunnmodellens variabler defineres på samme måte som i avsnitt 5.5.1. Et interaksjonsledd er produktet av to forklaringsvariabler. Ved bruk av interaksjonsledd mellom de sentrale forklaringsvariablene og dummy-variabelen for innenlands formål, kan de marginale effektene av ledighet og innvandring, avhenge av om formålet til TV-aksjonen er innenlands eller utenlands. I dette tilfellet er den marginale effekten av for eksempel ledighetsraten gitt som:

$$\% \Delta y \approx 100(\beta_1 + \beta_{12} \gamma_t) \Delta x^{14} \quad (26)$$

Relasjon 25 tillater at den marginale effekten av ledighetsraten og variablene som representerer etnisk sammensetning kan variere mellom år med innenlands og utenlands formål for innsamlingen. I tillegg til å estimere effekten av formål for TV-aksjonen på de sentrale forklaringsvariablene, estimeres denne modellen som en robusthetssjekk i kapittel 7.

<sup>13</sup>  $\beta_{12} x_{1it} \gamma_t$ ,  $\beta_{22} x_{2it} \gamma_t$  og  $\beta_{32} x_{3it} \gamma_t$  er modellens interaksjonsledd mellom formålsdummyen  $\gamma_t$  og hhv ledighetsraten, vestlig innvandring og ikke-vestlig innvandring.

<sup>14</sup> Dett er en tilnærming. Eksakt effekt er:  $\% \Delta y = 100(\exp[(\beta_1 + \beta_{12} \gamma_t) \Delta x] - 1)$

## 5.6 Oppsummering

MKM-estimering kan gi forventningskjevne og inkonsistente estimatorer i tilfeller med utelatte variabler, feilspesifisering av modellen, målefeil eller simultanitet. Når man prøver å avdekke kausale sammenhenger er det viktig å unngå slike problemer. I tillegg til flere av de nevnte økonometriske utfordringene kan det være uobserverte faktorer, som er korrelerte med forklaringsvariablene i min modell, som er konstante over tid. Jeg benytter Fixed Effects estimering som en mulig løsning på «utelatt variabel»-problemet når de utelatte variablene er kommunespesifikke og ikke varierende over tid.

## 6 DATABESKRIVELSE OG OPERASJONALISERING AV VARIABLENE

For troverdigheten til Fixed Effects estimeringen er valg av variabler svært viktig. I dette kapittelet introduseres datamaterialet brukt for å estimere effekten av konjunkturer og etnisk sammensetting på årlig innsamlet beløp til TV-aksjonen, deretter defineres analysens variabler og deres mulige svakheter. Til slutt presenteres relevant deskriptiv statistikk av datasettet.

Datamaterialet er hentet med spesiell tillatelse fra Norsk samfunnsvitenskapelig datatjenestes kommunedatabase<sup>15</sup>. Analysene er gjennomført på et balansert paneldatasett med faste kommune-effekter, som vil si at analysen viser variasjon i de samme enhetene over den gitte tidsperioden. Kommunestrukturen som er benyttet er fra 2015 da Norge bestod av 428 kommuner. Data fra andre årstall er omregnet i forhold til kommuneendringer som har skjedd i mellomtiden, denne omregningen er basert på folketalloverføringene ved de ulike kommuneendringene.

### 6.1 Variablene

Datasettet består av totalt 21 variabler og analysene er basert på data fra tidsperioden 1988 til 2015. Antall observasjoner for alle kommunene i utvalget er 11984 for alle variablene utenom variabelen for innsamlet beløp til TV-aksjonen som mangler data fra 1989, 1991, 1992, 1994, 1998, 1999 og 2002, noe som gir totalt 8560 observasjoner når analysene kjøres.

#### 6.1.1 Avhengig variabel

Den avhengige variabelen er logaritmen til innsamlet beløp til TV-aksjonen per innbygger. For å kunne sammenligne data er tallene justeres i forhold til 2015-kronen ved hjelp av konsumprisindeksen. Statistikken over innsamlingsresultatene fra de årlige TV-

---

<sup>15</sup> Norsk samfunnsvitenskapelig datatjenestes kommunedatabase (NSD) er ikke ansvarlig for analyse av dataene eller for de tolkninger som er gjort i min analyse.

aksjonene er innhentet fra de ansvarlige organisasjonene det enkelte år. I tillegg til gaver fra regjeringen og andre organisasjoner, er innsamlet beløp fra Svalbard holdt utenfor. I analysen divideres innsamlet beløp på antall innbyggere i kommunene for å finne innsamlet beløp per innbygger.

$$\log(\text{innsamlet beløp per innbygger}) = \log\left(\frac{\text{Innsamlet beløp}}{\text{Innbyggertall}}\right) \quad (27)$$

Data fra TV-aksjonen kan være et godt mål på giveratferden i Norge fordi det er Norges største og lengstlevende nasjonale innsamlingsaksjon for humanitært arbeid og innsamlingsformål varierer for hvert år. Innsamlingen arrangeres i Oktober hvert år, og NSD samler inn data for alle Norges kommuner (unntatt Svalbard).

#### *Mulig svakhet ved den avhengige variabelen*

Som tidligere nevnt mangler variabelen for innsamlet beløp til TV-aksjonen observasjoner fra syv år i valgte tidsperiode. Denne dataen har vært forsøkt innsamlet ved å kontakte en rekke personer som jobber med TV-aksjonen, men da TV-aksjonens sekretariat byttes for hvert år med årets mottakerorganisasjon, har det ikke lyktes i å få tilgang på disse datamaterialene. Konsekvensen av dette er at de årene som mangler observasjoner for innsamlet beløp droppes fra analysen, og antall observasjoner reduseres fra 11984 til 8560. Manglende data kan føre til flere ulike problemer. Først og fremst vil fraværet av data bety en reduksjon i antall observasjoner i tidsdimensjonen, noe som er en ulempe når en «Fixed Effects» modell estimeres. Videre kan de manglende dataene føre til skjevhet i de estimerte parameterne, eller redusere representativiteten til utvalget. Selv om disse syv årene droppes fra analysen, er fortsatt 20 år med observasjoner inkludert, og jeg mener datagrunnlaget kan gi et rimelig representativt utvalg og troverdigheten kan derfor være tilstrekkelig høy.

#### **6.1.2 Forklaringsvariablene**

For å studere effekten av konjunkturer og etnisk sammensetting på innsamlet beløp benytter jeg den kommunale arbeidsledighetsraten og prosentandel vestlige og ikke-vestlige innvandrere som sentrale forklaringsvariabler.

### 6.1.2a Arbeidsledighet

Den kommunale arbeidsledighetsraten beregnes fra årsgjennomsnittet for antall arbeidsledige kvinner og menn hentet fra NSD. Statistikken produseres på basis av register i Arbeidsdirektoratet. Arbeidsledige defineres som personer uten inntektsgivende arbeid som har meldt seg ved et arbeidskontor som arbeidssøker. Antall arbeidsledige divideres på arbeidsstyrken i hver kommune og ganges med 100 for å finne ledighetsraten. Ved arbeidsstyrken menes antall kvinner og menn mellom 16 og 66 år bosatt i Norge etter bostedskommune.

$$\text{Ledighetsraten} = \frac{\text{Årsgjennomsnittet for antall arbeidsledige}}{\text{Arbeidsstyrken}} \times 100 \quad (28)$$

Ledighetsraten benyttes som forklaringsvariabel fordi arbeidsledighet er en indikator for hvordan økonomien i en kommune er, og også innbyggernes økonomi.

#### *Mulig svakhet ved konjunkturvariabelen*

Som tidligere nevnt er inntektsnivå er ofte brukt som et tydeligere mål på økonomiske konjunkturer, men på grunn av lite tilgjengelig data i analysens periode, er ikke inntekt inkludert i analysen. Kommer tilbake til robusthetssjekk i kapittel 7, hvor jeg vil kontrollere for relevansen av inntekt ved å inkludere kun de årene jeg har inntektsdata fra i regresjonsanalysen.

### 6.1.2b Innvandring

På bakgrunn av folkeregisteropplysninger utarbeides det årlig statistikk over innvandrerbefolkningen fordelt på alder, kjønn, sivilstand, bosted, statsborgerskap og fødeland. Innvandrerbefolkningen omfatter førstegenerasjonsinnvandrere og personer født i Norge av to utenlands-fødte foreldre. Prosentandelen vestlige og ikke-vestlige innvandrere beregnes hver for seg ved å dividere på antall innbyggere i kommunen ganget med 100.

$$\text{Innvandringsraten} = \frac{\text{Antall innvandrere}}{\text{Innbyggertall}} \times 100 \quad (29)$$

Innvandringsratene benyttes som forklaringsvariabel fordi denne statistikken viser endringer som skjer og som dermed påvirker den etniske sammensetningen av folkemengden i de ulike kommunene.

### *Mulig svakhet ved innvandringsvariabelen*

Datamaterialet for antall innvandrere i de ulike kommunene er hentet fra to datasamlinger og slått sammen til en. Fra 1988 til 2008 er innvandrere gruppert etter vestlig og ikke-vestlig. Med vestlige land menes Norden, Vest-Europa<sup>16</sup>, Nord-Amerika<sup>17</sup> og Oseania. Med ikke-vestlige land menes Øst-Europa<sup>18</sup>, Asia, Afrika, Sør- og Mellom-Amerika og Tyrkia. Fra og med 2009 deles innvandrere inn etter verdensdeler; Europa unntatt Tyrkia, Afrika, Asia med Tyrkia, Nord-Amerika, Sør- og Mellom-Amerika og Oseania (NSD 2019).

For enkelhetsskyld har jeg valgt å benytte vestlig og ikke-vestlig som benevnning på innvandrere. For å kombinere de to datasamlingene har jeg i datasamlingen fra 2009 til 2015 generert en ny variabel for ikke-vestlige innvandrere som inkluderer innvandrere fra Afrika, Asia med Tyrkia, Sør- og Mellom-Amerika. For vestlige innvandrere genererte jeg en ny variabel med innvandrere fra Europa unntatt Tyrkia, Nord-Amerika og Oseania. Denne inndelingen er ikke helt konsekvent med den opprinnelige inndelingen i og med at jeg ikke klarer å skille mellom Øst- og Vest-Europa. Jeg kommer nærmere tilbake til dette i en robusthetssjekk i kapittel 7 hvor jeg undersøker om min innvandringsvariabel er tilstrekkelig konsistent med opprinnelig inndeling av vestlige og ikke-vestlige innvandrere.

---

<sup>16</sup> Vest-Europa inkluderer medlemslandene i EU og EFTA før EU-utvidelsen 1.mai 2004 og de europeiske småstatene med en økonomi knyttet til EU/EFTA (San Marino, Andorra mfl.) (NSD, 2019).

<sup>17</sup> Nord-Amerika inkluderer USA og Canada (NSD, 2019).

<sup>18</sup> Øst-Europa inkluderer Europa utenom medlemslandene i EU og EFTA før EU-utvidelsen 1.mai 2004 og de europeiske småstatene med en økonomi knyttet til EU/EFTA (NSD, 2019).



### 6.1.3 Kontrollvariabler

Kontrollvariabler inkluderes i analysen for å fange opp innflytelsen fra andre variabler som plausibelt kan påvirke giveratferd. I tidligere forskning er det gjort funn som kan indikere at sammenhengene kan variere med hensyn på individuelle faktorer som for eksempel kjønn, alder og utdanning. På bakgrunn av disse funnene, i tillegg til lite tilgjengelig data på andre tenkelige faktorer<sup>19</sup> er nettopp disse kontrollvariablene inkludert i denne analysen.

Utdanningsvariablene er delt inn i fire kategorier, prosentandel med fullført grunnskole, videregående, kort og lang høyere utdanning. Kort høyere utdanning defineres i følge NSD som alle som har fullført en universitets- og høyskoleutdanning av en varighet på inntil fire år, eventuelt 120 studiepoeng eller mer i universitets- og høyskolesystemet. Lang høyere utdanning defineres som alle som har fullført en universitets- og høyskoleutdanning på mer enn 4 år i tillegg til alle som har fullført en forskerutdanning uansett periode. Jeg inkluderer også variabler som kontrollerer for alderssammensetningen innad i kommunene. Her benyttes prosentandel av befolkningen i følgende aldersgrupper: 16-20, 21-30, 31-40, 41-50, 51-60 og 61-67 år. For å kontrollere for kjønn inkluderer jeg variabler for prosentandel kvinner og menn mellom 16 og 66. I tillegg er en variabel for folketall inkludert for å kontrollere for kommunestørrelse.

### 6.1.4 Dummy-variabler

Datasettet inneholder tre dummy-variabler. Dummy-variabelen *innenlands* markerer skillet mellom innenlands og utenlands formål for innsamlingen. Variabelen tar verdien 1 hvis året er 1991, 1992, 1997, 2004, 2008 eller 2013 og null ellers (se Appendix A for fullstendig liste over formål). Denne variabelen er inkludert for å kunne studere effekten av formålet til innsamlingen. Som nevnt i kapittel 4.4 kan dette ha stor påvirkning på hvem som velger å gi, og hvor mye de velger å gi til veldedighet. I tillegg inkluderes en dummy-variabel som markerer skillet mellom gammel og ny inndeling av innvandrere,

---

<sup>19</sup> For eksempel er politisk orientering, prosentandel minstepensjonister, prosentandel trygdemottakere, nivå av velferdstilbud i kommunene mfl. variabler jeg kunne tenkt meg å inkludere som kontrollvariabler dersom jeg hadde tilgang til slik data.

og dummy-variabler for hvert år som generelt ivaretar effekten av makrovariable som påvirker innsamlet beløp til TV-aksjonen.

## 6.2 Deskriptiv statistikk

Fordi den økonometriske analysen benytter paneldata, er det spesielt viktig å undersøke hvor stor variasjon det er i variablene. Variansen mellom (between) og i variablene (within) forteller noe om spredningen i utvalget. Between-variasjon er variasjon mellom kommunene, og within-variasjon er variasjon over tid innen hver kommune og total variasjon er summen av disse. Presenterer her kun deskriptiv statistikk for analysens sentrale variabler i og med at kontrollvariablene representerer en innviklet vektning av flere kausale faktorer, og det følgelig ikke gir mye mening å forsøke å putte dem i kontekst (se Appendix for fullstendig deskriptiv statistikk).

Tabell 1: deskriptiv statistikk for sentrale variabler

Variabel		Gjennomsnitt	Standardavvik
Innsamlet beløp per innbygger	Overall	37.34977	1.533241
	Between		1.157337
	Within		1.007184
Ledighetsraten	Overall	2.482481	1.265969
	Between		0.8093186
	Within		0.9742465
Prosentandel vestlige innvandrere	Overall	2.259405	2.141079
	Between		1.004748
	Within		1.89129
Prosentandel ikke-vestlige innvandrere	Overall	1.87825	1.740297
	Between		1.339073
	Within		1.113354

Fixed Effects estimeringen baseres på within-variasjon, og analysens troverdighet avhenger av at det er tilstrekkelig variasjon innad i kommunene. Hvis dette ikke er tilfelle, kan det potensielt være et utelatt-variabelproblem i estimeringen. Jeg beregner hvor mye within-variasjonen utgjør av den totale variasjonen for å undersøke om valg av estimeringsmetode er riktig. Total variasjon er det kvadrerte standardavviket, og er summen av between- og within- standardavvikene kvadrert.

### **6.2.1 Innsamlet beløp per innbygger**

Den gjennomsnittlige verdien på innsamlet beløp per innbygger er omtrent 37, med en between-variasjon målt ved standardavvik på 1.1 og within-variasjon målt ved standardavvik på 1.0. Total variasjon målt ved standardavvik er 1.5. Når jeg kvadrerer total standardavvik slik at jeg finner den totale variansen til innsamlet beløp, og dividerer kvadrert within-variasjon på total varians, finner jeg at within-variasjonen utgjør omkring 44 prosent av total variasjon, og derav at between-variasjonen utgjør 56 prosent. Dette tilsier at det generelt er høy variasjon både mellom og innen kommuner når det gjelder innsamlet beløp.

### **6.2.2 Ledighetsraten**

Den gjennomsnittlige verdien på ledighetsraten er omtrent på 2.5 prosent med en between-variasjon målt ved standardavvik på 0.8 prosentpoeng og en within-variasjon målt ved standardavvik på 0.9 prosentpoeng. Total variasjon er målt ved standardavvik på omtrent 1.3 prosentpoeng, slik at within-variasjonen utgjør rundt 48 prosent og between-variasjonen utgjør rundt 52 prosent av total variasjon. Dette betyr at det generelt er høy variasjon både mellom og innen kommuner når det gjelder arbeidsledighet i tidsperioden som studeres.

### **6.2.3 Prosentandel innvandrere**

Den gjennomsnittlige verdien på prosentandelen for vestlige og ikke-vestlige innvandrere er på henholdsvis 2.3 og 1.9 prosent. For prosentandelen vestlige innvandrere er between-variasjonen målt ved standardavvik på 1.0 prosentpoeng, within-variasjonen ved 1.9 og total variasjon ved 2.2. Det betyr at within-variasjonen utgjør rundt 75 prosent og between-variasjonen rundt 25 prosent av total variasjon. For prosentandelen ikke-vestlige innvandrere er between-variasjonen målt ved standardavvik på 1.3 prosentpoeng, within-variasjonen ved 1.1 og total variasjon ved 1.7. Det betyr at within-variasjonen utgjør rundt 42 prosent og between-variasjonen rundt 58 prosent. Dette tilsier at det er relativt høy variasjon innad i kommunene men lav variasjon mellom kommunene når det gjelder prosentandel vestlige innvandrere, mens det for prosentandelen ikke-vestlige innvandrere er generelt høy variasjon både mellom og innen kommuner i tidsperioden som studeres.



## 7 EMPIRISKE RESULTATER

Her presenteres resultatene fra estimering av grunnmodellen. Jeg gjennomfører også flere robusthetssjekker for å undersøke resultatenes troverdighet. Deretter utvides modellen til å inkludere interaksjoner mellom sentrale forklaringsvariabler og formål for TV-aksjonen for å finne betydning av formål på forklaringsvariablene og innsamlet beløp. Jeg undersøker også denne modellspesifikasjonens robusthet. I tabellene inkluderes kun de sentrale forklaringsvariablene og dummy-variabelen for innenlands formål (se Appendix C for fullstendig tabell fra grunnmodellen).

### 7.1 Grunnmodell

Jeg estimerer først en grunnmodell ala Ribar og Wilhelm (1995) for norske kommuner med MKM estimering uten transformasjon av variablene («Pooled MKM») med og uten års-dummyer, og Fixed Effects estimering. Standardavvikene er cluster-korrigerede. I grunnmodellen inkluderes alle observasjonene og variablene i utvalget, perioden for hovedanalysen er fra 1988 til 2015. Her presenteres og diskuteres hovedfunnene fra grunnmodellen.

Regresjonene av grunnmodellen er basert på ligningen presentert i avsnitt 5.5.1:

$$\log(g_{it}) = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3it} + \beta_4 Z_{it} + \delta_t + \gamma_t + a_i + \varepsilon_{it} \quad (30)$$

Koeffisientene av hovedinteresse er  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  og  $\beta_3$ . Disse koeffisientene viser hvordan de sentrale forklaringsvariablene påvirker innsamlet beløp per innbygger til TV-aksjonen. I tillegg har jeg valgt å inkludere den estimerte koeffisienten til dummy-variabelen for innenlands-formål,  $\gamma_t$ , i hovedresultatene. Som tidligere diskutert (se avsnitt 4.4) kan formål for innsamlinger ha stor påvirkning på om man velger å gi, og hvor mye de velger å gi til veldedighet. Dataene fra TV-aksjonen gir en gylden mulighet til å se på nettopp denne effekten, i og med at dette er en innsamling som arrangeres på samme måte og på samme tidspunkt hvert år, samtidig som formålet for innsamlingen varierer, særlig mellom innenlands og utenlands formål. Spesielt interessant vil det være å se hvilken effekt det at formålet er innenlands har de sentrale forklaringsvariablene.

### 7.1.1 Estimert Effekt

Her presenteres hovedresultatene fra regresjonen av logaritmen til innsamlet beløp per innbygger mot alle variablene i utvalget. I kolonne (1) er resultatene fra «Pooled MKM», i kolonne (2) har jeg kjørt den samme regresjonen men her er også års-dummys inkludert for å generelt ivareta effekten av makrovariable som kan påvirke innsamlet beløp til TV-aksjonen. I kolonne (3) har jeg benyttet Fixed Effects metode med års-dummys. Tabell 2 understreker at ved å benytte en Fixed Effects estimering vil standardavvikene bli større, i kolonne (3) er imidlertid standardavvikene cluster-korrigerte slik at forskjellen ikke er markant.

Tabell 2: Regresjon av hele utvalget

Avhengig variabel: logaritmen til innsamlet beløp pr innbygger

	(1)	(2)	(3)
Prosentandel arbeidsledige	-0.039*** [0.003]	-0.051*** [0.004]	-0.020*** [0.005]
Prosentandel vestlige innvandrere	0.017*** [0.002]	0.032*** [0.002]	-0.002 [0.003]
Prosentandel ikke-vestlige innvandrere	-0.017*** [0.002]	-0.010*** [0.002]	0.013*** [0.005]
TV-aksjonens formål er innenlands	0.149*** [0.008]	0.315*** [0.019]	0.299*** [0.019]
Konstantledd	7.708*** [0.306]	5.678*** [0.329]	3.685*** [0.442]
Observasjoner	8,560	8,560	8,560

(1) «Pooled» MKM, (2) «Pooled» MKM med års-dummys, (3) Fixed Effects med års-dummys

Robuste standardavvik i parentes

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

I tabell 2 ser vi at det å isolere variasjonen innenfor hver enkelt kommune når modellen estimeres vil gi noen endringer i resultatene sammenlignet med MKM hvor all variasjon tas i betraktning. Konstanten reduseres betydelig, altså vi har en lavere utgangsverdi til logaritmen til innsamlet beløp per innbygger. Den negative effekten av arbeidsledighet på innsamlet beløp reduseres noe og effektene av både vestlig og ikke-vestlig innvandring skifter fortegn. På bakgrunn av diskusjonen i kapittel 5 behandles kun resultatene fra Fixed Effects estimeringen (kolonne 3) i tabell 2, og jeg benytter kun Fixed Effects estimering i resten av analysen.

### 7.1.1a Effekt av arbeidsledighet

**Spørsmål 1:** *Påvirkes innsamlet beløp til TV-aksjonen av konjunktursituasjoner målt ved arbeidsledigheten?*

Den estimerte koeffisienten til variabelen for arbeidsledighet er  $-0.02$ . Dette er semi-elastisiteten av ledighetsraten på innsamlet beløp per innbygger, og med en t-verdi lik  $-4.26$  indikerer dette at når alt annet holdes konstant, vil en økning i ledigheten med 1 prosentpoeng (statistisk signifikant på 1%-nivå) redusere innsamlet beløp per innbygger med omtrent 2.0 prosent. Dette resultatet er som forventet, giveratferden antas å påvirkes negativt av lavkonjunktur (List og Peysakhovich, 2011).

### 7.1.1b Effekt av innvandring

**Spørsmål 2:** *Påvirkes innsamlet beløp til TV-aksjonen av andelen innvandrere fra vestlige land?*

**Spørsmål 3:** *Påvirkes innsamlet beløp til TV-aksjonen av andelen innvandrere fra ikke-vestlige land?*

Den estimerte koeffisienten til variabelen for prosentandel vestlig innvandring er  $-0.002$  med en tilhørende t-verdi på  $-0.7$ . Den estimerte koeffisienten til variabelen for prosentandel ikke-vestlig innvandring er  $0.013$  med en tilhørende t-verdi lik  $2.64$ . Hver for seg er det kun koeffisienten til variabelen for prosentandel ikke-vestlige innvandrere som er signifikant. Alt annet likt, vil en økning i andelen ikke-vestlige innvandrere med 1 prosentpoeng statistisk signifikant øke innsamlet beløp per innbygger med omtrent 1.3 prosent. Dette resultatet bekrefter at effektene man ofte finner av etnisitet er tvetydige, siden effekten av innvandringsandelen i norske kommuner på innsamlet beløp til TV-aksjonen er liten og ikke signifikant. Velger derfor å benytte en F-test til å teste om begge innvandringsvariablene er simultant signifikante. Tester følgende nullhypotese mot alternativ hypotese:

$$H_0: \beta_2 = \beta_3 = 0$$

$$H_1: \beta_2 \neq \beta_3 \neq 0$$

Tabell 3: F-test vestlig og ikke-vestlig innvandring

Avhengig variabel: Logaritmen til innsamlet beløp per innbygger

$$F_{(2, 427)} = 4.43$$

$$Prob > F = 0.0124$$

Stata finner F-verdien som 4.43 med en p-verdi på 1,24. Vi kan altså forkaste nullhypotesen på konvensjonelle signifikansnivåer. Med en så lav p-verdi kan vi si at nullhypotesen ikke er sann, som betyr at koeffisientene til prosentandelene med vestlige og ikke-vestlige innvandrere er simultant ulik null. Disse to variablene har en statistisk signifikant simultan effekt på innsamlet beløp til TV-aksjonen, og det å utelukke disse variablene er ikke en gyldig forenkling av den generelle modellen.

#### 7.1.1c Simultan effekt av arbeidsledighet og innvandring

Benytter igjen en F-test for å teste om alle tre sentrale forklaringsvariabler er simultant signifikante. Tester følgende nullhypotese mot alternativ hypotese:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$$

$$H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq 0$$

Tabell 4: F-test arbeidsledighet, vestlig og ikke-vestlig innvandring

Avhengig variabel: Logaritmen til innsamlet beløp per innbygger

$$F_{(3, 427)} = 8.19$$

$$Prob > F = 0.000$$

Også her forkaster vi nullhypotesen. Alle de tre sentrale forklaringsvariablene er statistisk simultant signifikante. Dette betyr at disse tre variablene bidrar til å forklare variasjonene i innsamlet beløp til TV-aksjonen.



#### 7.1.1d Effekt av formål

De årene TV-aksjonens formål har vært innenlands i løpet av denne analysens tidsperiode har innsamlingen gått til Rådet for Psykisk Helse (1992), Kreftforeningen (1997), Kirkens Bymisjon (2004), Blå Kors Norge (2008) og Nasjonalforeningen for Folkehelsen (2013). Jeg ønsker å undersøke effekten av at innsamlingen går til disse type formål på innsamlet beløp. Hvordan formålet påvirker effekten av de sentrale forklaringsvariablene kommer jeg tilbake til i kapittel 7.2.

Den estimerte koeffisienten til dummy-variabelen for innenlands formål er 0.299 med en tilhørende t-verdi på 15.74. Dette indikerer at alt annet likt, vil det at TV-aksjonens formål er innenlands statistisk signifikant øke innsamlet beløp per innbygger med omtrent 29.9 prosent. Dette er en ganske markant økning, og det vil bli interessant å se hvordan det at TV-aksjonens formål er innenlands påvirker effekten av de sentrale forklaringsvariablene.

#### 7.1.2 Robusthetssjekk

Resultatene kan antas å være robuste dersom de ikke endres signifikant som følge av mindre endringer i modellspesifiseringen. Resultatet fra grunnmodellen i tabell 2 tilsier at arbeidsledighetsraten har en signifikant svakt negativ effekt, samtidig som ikke-vestlig innvandring har en signifikant svakt positiv effekt på innsamlet beløp. Innenlands-dummyen er estimert til å ha en markant positiv effekt, mens koeffisienten til vestlig innvandringsandel ikke er statistisk signifikant på noe signifikansnivå. Innvandringsvariablene er imidlertid simultant signifikante, det samme gjelder alle de tre sentrale forklaringsvariablene samlet.

Jeg vil undersøke hvorvidt disse resultatene er robuste. Først estimerer jeg flere varianter av grunnmodellen med ulike sett av kontrollvariabler, deretter utelater jeg observasjonene fra de ti største kommunene i Norge. I tillegg inkluderes en robusthetssjekk hvor jeg undersøker betydningen av å utelate inntektsvariabelen ved å kjøre grunnmodellen fra en alternativ analyseperiode hvor jeg har tilgang på inntektsdata, og en robusthetssjekk hvor jeg undersøker betydningen av inndelingen av innvandrere ved å kjøre modellen kun for den tidsperioden hvor innvandrervariabelen opprinnelig var

inndelt i vestlige og ikke-vestlige innvandrere, altså en periode hvor jeg hadde samme definisjon av inndelingen av vestlige og ikke-vestlige innvandrere.

### 7.1.2a Ulike sett av kontrollvariabler

Estimerer her grunnmodellen med ulike sett av kontrollvariabler. I kolonne 1 har jeg utelatt alle utdanningsvariablene, i kolonne 2 har jeg utelatt alle aldersvariablene, i kolonne 3 har jeg utelatt folketallsvariablen og i kolonne 4 har jeg utelatt alle kontrollvariablene.

Tabell 5: Robusthetssjekk med ulike sett av kontrollvariabler

Avhengig variabel: logaritmen til innsamlet beløp per innbygger

	(1)	(2)	(3)	(4)
Prosentandel arbeidsledige	-0.023*** [0.005]	-0.023*** [0.005]	-0.021*** [0.005]	-0.024*** [0.005]
Prosentandel vestlige innvandrere	-0.003 [0.003]	-0.005 [0.003]	-0.004 [0.003]	-0.005 [0.003]
Prosentandel ikke-vestlige innvandrere	0.010** [0.005]	0.011** [0.005]	0.012*** [0.004]	0.012** [0.005]
Tv-aksjonens formål er innenlands	0.279*** [0.014]	0.300*** [0.019]	0.307*** [0.019]	0.305*** [0.014]
Konstantledd	4.295*** [0.194]	2.894*** [0.387]	3.735*** [0.453]	3.372*** [0.013]
Observasjoner	8,560	8,560	8,560	8,560

(1) Uten utdanningsvariabler, (2) Uten aldersvariabler, (3) Uten folketall, (4) Uten kontrollvariabler

Robuste standardavvik i parentes

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Resultatene endres ikke nevneverdig under noen av estimeringene. Dette kan antyde at resultatene fra hovedanalysen er robuste og troverdige, og uavhengig av hvilke sett av kontrollvariabler som inkluderes.

### 7.1.2b Utelater de største kommunene

Andelen innvandrere er generelt høyere i noen av de største byene og kommunene sammenlignet med resten av landet. Jeg har derfor estimert en modell der jeg utelater de ti største kommunene i Norge fra estimeringen. Disse kommunene er per 2018 Oslo, Bergen, Trondheim, Stavanger, Bærum, Kristiansand, Fredrikstad, Sandnes, Tromsø og Drammen. 34% av befolkningen bor til sammen i disse ti kommunene (Statistisk Sentralbyrå, 2018). Antall totale observasjoner reduseres her fra 8560 til 8360.

Tabell 6: Robusthetssjekk utelater de ti største kommunene  
Avhengig variabel: logaritmen til innsamlet beløp per innbygger

	(1)	(2)
Prosentandel arbeidsledige	-0.020*** [0.005]	-0.024*** [0.005]
Prosentandel vestlige innvandrere	-0.002 [0.003]	-0.006** [0.003]
Prosentandel ikke-vestlige innvandrere	0.008** [0.003]	0.007** [0.003]
TV-aksjonens formål er innenlands	0.297*** [0.019]	0.268*** [0.014]
Konstantledd	3.700*** [0.447]	3.386*** [0.013]
Observasjoner	8,360	8,360

(1) Alle kontrollvariabler, (2) Ingen kontrollvariabler

Robuste standardavvik i parentes

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Resultatene endres ikke nevneverdig når jeg utelater de ti største kommunene, eller når jeg i tillegg utelater alle kontrollvariablene. Dette kan antyde at resultatene fra hovedanalysen er robuste og troverdige.

### 7.1.2c Undersøker betydning av utelatelse av inntektsvariabelen

Inntekt inngår som en sentral forklaringsvariabel i teorimodellen diskutert i kapittel 3. Jeg har imidlertid ikke tilgang på inntektsdata for hele analyseperioden, og benytter derfor ledighetsraten som delvis fanger opp samme konjunktoreffekt som inntektsnivået. Jeg undersøker betydningen av å utelate inntektsvariabelen ved å kjøre grunnmodellen fra en alternativ analyseperiode hvor jeg har tilgang på både inntekts- og ledighetsdata.

Variabelen *inntekt* er også hentet fra NSD og angir bruttoinntekt for alle personer som er 17 år eller eldre. Bruttoinntekt defineres her som summen av lønn, pensjoner, næringsinntekter og kapitalinntekter. Skillet ved 17 år er satt fordi en fra fylte 17 år normalt skal føre egen selvangivelse. Alle personer bosatte i landet er inkludert i selvangivelsesstatistikken, uavhengig av om de har levert selvangivelse eller ikke. Hovedkilden for selvangivelsesstatistikken er Skattedirektoratets register over den personlige selvangivelsen. Variabelens observasjoner går fra 1993 til 2009, dette blir dermed alternativ analyseperiode og totalt antall observasjoner reduseres fra 8560 til 4998.

Tabell 7: Robusthetsjekk – inntektsvariabelen  
Avhengig variabel: logaritmen til innsamlet beløp per innbygger

	(1)	(2)
Log(inntekt)	0.032 [0.092]	0.070 [0.088]
Prosentandel arbeidsledige	-0.023*** [0.007]	
Prosentandel vestlige innvandrere	-0.009 [0.006]	
Prosentandel ikke-vestlige innvandrere	0.012** [0.006]	
Konstantledd	2.974** [1.379]	2.545** [1.042]
Observasjoner	4,998	4,998

(1) Inkluderer alle forklarings- og kontrollvariabler, (2) Inkluderer kun inntektsvariabelen

Robuste standardavvik i parentes

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Med t-verdier lik 0.35 og 0.8 er ikke inntektsvariabelen signifikant på noe signifikansnivå. Dette indikerer at det å utelate variabelen fra hovedanalysen mest sannsynlig ikke vil føre til de problemene diskutert i avsnitt 5.3.1. Dette bekrefter robustheten til modellspesifiseringen hvor inntekt er utelatt.

### 7.1.2d Undersøker betydning av inndeling av innvandrere

Grunnmodellen benytter, som tidligere nevnt, data basert på to ulike definisjoner av innvandrersvariablene; en fra 1988-2008 og en annen fra 2009-2015. Ved å kjøre modellen kun for tidsperioden hvor innvandrersvariabelen opprinnelig var inndelt i vestlige og ikke-vestlige innvandrere, fra 1988 til 2008, undersøker jeg robustheten til mine innvandringsvariabler. Antall observasjoner reduseres fra 8560 til 5564.

Tabell 8: Robusthetssjekk – innvandringsvariablene

Avhengig variabel: logaritmen til innsamlet beløp per innbygger

	(1)
Prosentandel arbeidsledige	-0.022*** [0.006]
Prosentandel vestlige innvandrere	-0.008 [0.009]
Prosentandel ikke-vestlige innvandrere	0.014*** [0.005]
TV-aksjonens formål er innenlands	0.154** [0.078]
Konstantledd	3.363*** [0.633]
Observasjoner	5,564

Robuste standardavvik i parentes

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Heller ikke i denne spesifikasjonen observerer jeg noen nevneverdig endring i resultater. Dette kan i tillegg til å antyde at resultatene fra hovedanalysen er robuste og troverdige, bety at den genererte innvandringsvariabel er tilstrekkelig konsistent med opprinnelig inndeling av vestlige og ikke-vestlige innvandrere, og at bruk av denne ikke har noen betydelig effekt på estimeringen.

### 7.1.3 Oppsummering

Ut i fra estimeringene ovenfor ser resultatene fra grunnmodellen svært robuste ut. I hovedestimeringen finner jeg, som forventet, at en økning i ledighetsraten med 1 prosentpoeng reduserer innsamlet beløp per innbygger med omtrent 2.0 prosent. Dette funnet bekreftes i alle robusthetssjekkene jeg gjennomfører. Jeg finner og at hver for seg er det kun variabelen for andelen ikke-vestlig innvandrere som er signifikant, men at de to

innvandringsvariablene har simultant en effekt på innsamlet beløp til TV-aksjonen. Det å utelate disse variablene fra modellen vil altså ikke være riktig. Resultatene indikerer og at de årene TV-aksjonens formål er innenlands vil innsamlet beløp per innbygger øke med omtrent 29.9 prosent sammenlignet med de årene formålet er utenlands. Ingen av disse resultatene endres nevneverdig i de gjennomførte robusthetssjekkene. I tillegg har jeg undersøkt betydningen av å utelate inntektsvariabelen grunnet lite tilgjengelig data-materiale, og betydningen av de to ulike inndelingene av innvandrere jeg har benyttet. Her finner jeg ingen signifikant effekt av inntekt, eller endring i resultater og konkludere med at verken utelatelse av inntekt eller de ulike inndelingene av innvandrere har noen signifikant betydning for modellens resultater.

## 7.2 Utvidet grunnmodell

**Spørsmål 4:** *Avhenger effekten av konjunktursituasjonen og innvandringsandelene av TV-aksjonens formål (innenlands eller utenlands)?*

For å undersøke spørsmål 4 fra kapittel 1 utvider jeg grunnmodellen til å inkludere interaksjoner mellom sentrale forklaringsvariabler og dummy-variabelen for innenlandsformål. Modellen uten interaksjonsledd forutsetter at effekten av forklaringsvariablene er uavhengig formålet for innsamlingen. Ved å inkludere interaksjonsledd åpnes det for at den estimerte effekten av forklaringsvariablene kan variere mellom år med innenlands- og utenlandsformål for innsamlingen til TV-aksjonen. I tillegg fungerer denne utvidede modellen som en robusthetssjekk av modellspesifiseringen i hovedanalysen.

Den alternative modellspesifiseringen baseres på relasjonen presentert i avsnitt 5.5.2:

$$\log(g_{it}) = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3it} + \beta_4 Z_{it} + \beta_{12} x_{1it} \gamma_t + \beta_{22} x_{2it} \gamma_t + \beta_{32} x_{3it} \gamma_t + \delta_t + \gamma_t + a_i + \varepsilon_{it} \quad (31)$$

Koeffisientene av hovedinteresse er  $\beta_{12}$ ,  $\beta_{22}$  og  $\beta_{32}$ . Disse koeffisientene viser hvordan effekten av de sentrale forklaringsvariablene påvirkes når TV-aksjonens formål er innenlands.

### 7.2.1 Estimert effekt

Her presenteres hovedresultatene fra estimeringen av den utvidede grunnmodellen, ligning 31. I kolonne (1) er alle forklarings- og kontrollvariabler inkludert når regresjonsanalysen kjøres. Som tidligere har jeg også her benyttet Fixed Effects estimering med cluster-korrigerede standardavvik.

Tabell 9: Utvidet modell

Avhengig variabel: logaritmen til innsamlet beløp

	(1)
Prosentandel arbeidsledige	-0.023*** [0.005]
Prosentandel vestlige innvandrere	-0.002 [0.003]
Prosentandel ikke-vestlige innvandrere	0.012*** [0.004]
Innenlands*ledighetsraten	0.016*** [0.005]
Innenlands*vestlige innvandrere	-0.001 [0.003]
Innenlands*ikke-vestlige innvandrere	0.001 [0.003]
Konstantledd	3.676*** [0.441]
Observasjoner	8,560

Robuste standardavvik i parentes

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

#### 7.2.1a Arbeidsledighet

Resultatene i tabell 9 tilsier en positiv interaksjonseffekt mellom ledigheten og dummyvariabelen for innenlandsformål. Koeffisienten foran ledighetsvariabelen er statistisk signifikant estimert til -0.023, mens koeffisienten foran interaksjonsleddet mellom ledighet og innenlandsformål også er statistisk signifikant og gitt som 0.016. Det betyr at den negative ledighetseffekten er 0.016 svakere i tallverdi i år hvor formålet for innsamlingen er innenlands sammenlignet med de årene formålet er utenlands. Med andre ord vil en økning i ledigheten med ett prosentpoeng generelt gi en reduksjon i innsamlet beløp på omtrent 2.3 prosent i år med utenlandsformål, mens i år hvor formålet er innenlands vil en tilsvarende økning i ledigheten redusere innsamlet beløp med omtrent 0.7 prosent. Innsamlet beløp til innenlandsformål er altså mindre følsomt for konjunkturer

sammenlignet med innsamlet beløp til utenlandsformål. Dette er et interessant resultat, som jeg kommer tilbake til i konklusjonen i kapittel 8.

### 7.2.1b Innvandring

Fra tabell 9 ser vi at interaksjonseffektene mellom dummyvariabelen for innenlandsformål og begge de to innvandringsvariablene ikke er statistisk signifikante. Dette tilsier at formålet for innsamlingen ikke påvirker de separate effektene av andelen vestlige og ikke-vestlige innvandrere på innsamlet beløp til TV-aksjonen.

### 7.2.1c Simultan signifikans

Jeg vil nå undersøke om interaksjonseffektene er simultant signifikante med en F-test. Jeg tester følgende nullhypotese mot alternativ hypotese:

$$H_0: \beta_{12} = \beta_{22} = \beta_{32} = 0$$

$$H_1: \beta_{12} \neq \beta_{22} \neq \beta_{32} \neq 0$$

Tabell 10: F-test interaksjonseffekter

Avhengig variabel: Logaritmen til innsamlet beløp per innbygger

$$F_{(3, 427)} = 3.63$$

$$Prob > F = 0.0131$$

F-verdien er 3.63 og jeg kan dermed forkaste nullhypotesen på konvensjonelle signifikansnivå. Dette betyr at interaksjonseffektene mellom dummyvariabelen for innenlandsformål og de sentrale forklaringsvariablene er simultant signifikante. Det at formålet for innsamlingen er innenlands vil altså simultant påvirke effekten av forklaringsvariablene på innsamlet beløp til TV-aksjonen.

## 7.2.2 Robusthetssjekk

Jeg undersøker også den utvidede grunnmodellens robusthet. Jeg velger først å kjøre separate regresjoner for interaksjonsleddene til innvandringsvariablene og arbeidsledighetsvariabelen. Deretter utelates også her de 10 største kommunene målt i innbyggertall som en robusthetssjekk.



### 7.2.2a Arbeidsledighet

Resultatet fra den utvidede grunnmodellen i tabell 9 indikerer at interaksjonseffekten mellom ledighetsraten og dummyvariabelen for innenlandsformål er signifikant positiv. For å undersøke troverdigheten til dette resultatet kjører jeg to nye regresjonsanalyser. I kolonne (1) har jeg estimert en modell hvor jeg regresserer den avhengige variabelen mot kun ledighetsvariabelen og den tilhørende interaksjonsvariabelen med innenlandsformål. I kolonne (2) estimerer jeg en variant av den utvidede grunnmodellen hvor jeg utelater interaksjonsleddene for innvandring og innenlandsformål.

Tabell 11: Robusthet – arbeidsledighet  
Avhengig variabel: logaritmen til innsamlet beløp per innbygger

	(1)	(2)
Prosentandel arbeidsledige	-0.028*** [0.005]	-0.023*** [0.005]
Innenlands*ledighetsraten	0.016*** [0.005]	0.016*** [0.005]
Konstantledd	3.324*** [0.009]	3.669*** [0.440]
Observasjoner	8,560	8,560

(1) Kun ledighets- og tilhørende interaksjonsvariabel (2) Alle forklaringsvariabler er inkludert

Robuste standardavvik i parentes

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Bortsett fra den estimerte koeffisienten til ledighetsvariabelen i kolonne (1) er hovedresultatene fra denne robusthetssjekken helt identisk med resultatene i tabell 9. Dette tyder på at resultatene fra den utvidede grunnmodellen er robuste.

### 7.2.2b Innvandring

Resultatet fra den utvidede grunnmodellen i tabell 9 indikerer at interaksjonseffekten mellom verken formål og vestlige innvandrere eller interaksjonen mellom formål og ikke-vestlige innvandrere er statistisk signifikant. Jeg undersøker troverdigheten til disse resultatene på samme måte som i avsnitt 7.2.1a.

Tabell 12: Robusthet – innvandring

Avhengig variabel: logaritmen til innsamlet beløp per innbygger

	(1)	(2)
Prosentandel vestlige innvandrere	-0.007** [0.003]	-0.002 [0.003]
Prosentandel ikke-vestlige innvandrere	0.011** [0.004]	0.012*** [0.004]
Innenlands*vestlige innvandrere	-0.001 [0.003]	-0.000 [0.003]
Innenlands*ikke-vestlige innvandrere	0.001 [0.003]	0.000 [0.003]
Konstantledd	3.324*** [0.009]	3.685*** [0.443]
Observasjoner	8,560	8,560

(1) Kun innvandrings- og tilhørende interaksjonsvariabler (2) Alle forklaringsvariabler inkludert

Robuste standardavvik i parentes

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Resultatene i tabell 12 bekrefter resultatene i tabell 9 som indikerte at interaksjonene mellom innenlandsformål og innvandringsvariablene ikke er signifikante. Benytter igjen en F-test for å undersøke om interaksjonsvariablene i dette tilfellet er simultant signifikante. Tester følgende nullhypotese mot alternativ hypotese:

$$H_0: \beta_{22} = \beta_{32} = 0$$

$$H_1: \beta_{22} \neq \beta_{32} \neq 0$$

Tabell 13: F-test robuste interaksjonseffekter, innvandring

Avhengig variabel: Logaritmen til innsamlet beløp per innbygger

$$F_{(2, 427)} = 0.01$$

$$Prob > F = 0.9871$$

Med en så lav F-verdi som Stata her beregner kan vi ikke forkaste nullhypotesen på noe signifikansnivå, det vil si at interaksjonsvariablene mellom innvandringsvariablene og formålsdummyen heller ikke er simultant signifikante. Dette støtter resultatet fra tabell 9 som indikerte at formålet for innsamlingen ikke påvirker effekten av innvandring, verken vestlig eller ikke-vestlig, på innsamlet beløp til TV-aksjonen.

### 7.2.2c Utelater de største kommunene

Utelater igjen de ti største kommunene i Norge fra estimeringen som en robusthets-sjekk. I kolonne (1) har jeg kjørt den opprinnelige utvidede grunnmodellen uten de ti største kommunene. I kolonne (2) utelates innvandringsinteraksjonene og i kolonne (3) utelates ledighetsinteraksjonen. Dersom resultatene jeg får nå skiller seg lite fra hovedresultatene, kan den utvidede grunnmodellen antas å være nokså troverdig.

Tabell 14: Robusthet – utelater de største kommunene  
Avhengig variabel: logaritmen til innsamlet beløp per innbygger

	(1)	(2)	(3)
Prosentandel arbeidsledige	-0.023*** [0.005]	-0.023*** [0.005]	-0.020*** [0.005]
Prosentandel vestlige innvandrere	-0.002 [0.003]	-0.002 [0.003]	-0.002 [0.003]
Prosentandel ikke-vestlige innvandrere	0.009** [0.004]	0.008** [0.003]	0.009** [0.004]
Innenlands*ledighetsraten	0.016*** [0.005]	0.015*** [0.005]	
Innenlands*vestlig innvandring	-0.002 [0.003]		-0.000 [0.003]
Innenlands*ikke-vestlig innvandring	-0.002 [0.002]		-0.002 [0.002]
Konstantledd	3.695*** [0.446]	3.684*** [0.444]	3.704*** [0.447]
Observasjoner	8,360	8,360	8,360

(1) Alle interaksjoner (2) kun ledighetsinteraksjon (3) kun innvandringsinteraksjoner

Robuste standardavvik i parentes

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Resultatene i tabell 14 er konsistente med hovedresultatene fra den utvidede grunnmodellen vi finner i tabell 9. Benytter igjen en F-test for å undersøke om interaksjonsvariablene i dette tilfellet er simultant signifikante. Jeg tester følgende nullhypotese mot alternativ hypotese:

$$H_0: \beta_{12} = \beta_{22} = \beta_{32} = 0$$

$$H_1: \beta_{12} \neq \beta_{22} \neq \beta_{32} \neq 0$$

Tabell 15: F-test robuste interaksjonseffekter

Avhengig variabel: Logaritmen til innsamlet beløp per innbygger

$$F_{(3, 427)} = 3.55$$

$$Prob > F = 0.0147$$

F-verdien er 3.55, jeg kan altså forkaste nullhypotesen på konvensjonelle signifikansnivå. Dette støtter funnene i avsnitt 7.2.1; interaksjonseffektene mellom dummyvariabelen for innenlandsformål og de sentrale forklaringsvariablene er simultant signifikante. Det at formålet for innsamlingen er innenlands vil altså simultant påvirke effekten av forklaringsvariablene på innsamlet beløp til TV-aksjonen.

### **7.2.3 Oppsummering**

Det mest interessante resultatet fra den utvidede grunnmodellen er at innsamlet beløp til innenlandsformål er mindre følsomt for konjunkturer, her representert ved arbeidsledighet, sammenlignet med innsamlet beløp til utenlandsformål. Formålet for innsamlingen påvirker imidlertid ikke de separate eller simultane effektene av andelen vestlige og ikke-vestlige innvandrere på innsamlet beløp, men det at formålet er innenlands vil simultant påvirke effektene av de tre sentrale forklaringsvariablene, arbeidsledighet, vestlig og ikke-vestlig innvandring, på innsamlet beløp til TV-aksjonen. Disse funnene støttes av alle robusthetssjekkene jeg gjennomfører.

## 8 KONKLUSJON

I denne oppgaven har jeg undersøkt hvordan konjunkturer og etnisk sammensetning påvirker giveratferd. Jeg har motivert problemstillingen min med en grunnleggende teoretisk modellering av giveratferd, supplert med resultater fra flere relevante empiriske arbeider. Jeg baserte den empiriske analysen på en aggregert variant av den individuelle giverfunksjonen opp til kommunenivå. Paneldatasettet har jeg selv konstruert ved hjelp av de variablene jeg hadde tilgang på fra NSD. I hovedanalysen estimerte jeg en regresjon av grunnmodellen med alle observasjoner og variabler inkludert, deretter utvidet jeg denne grunnmodellen til å inkludere interaksjoner mellom sentrale forklaringsvariabler og en dummy-variabel for formål for TV-aksjonen for å finne effekten av formål på de sentrale forklaringsvariablene.

I hovedestimeringen finner jeg, som forventet, at en økning i ledighetsraten med 1 prosentpoeng reduserer innsamlet beløp per innbygger med omtrent 2.0 prosent. Dette funnet bekreftes i alle robusthetssjekkene jeg gjennomfører. Dette samsvarer med mye av den tidligere empirien. Som tidligere nevnt har jeg benyttet arbeidsledighet som en indikator på økonomiske konjunkturer. Flere studier, blant annet de to artiklene jeg presenterte i avsnitt 4.2 har funnet en sammenheng mellom konjunkturer og individuell giveratferd. Denne sammenhengen er ganske intuitiv, da individets økonomiske situasjon gjerne påvirker hvordan man velger å bruke pengene sine. Har man dårligere råd, vil betalingsvilligheten på enkelte goder reduseres. Da vil det være sannsynlig å kutte de godene man selv har minst nytte av, som for eksempel donasjoner til veldedige formål.

Jeg fant at hver for seg var kun variabelen for andelen ikke-vestlig innvandrere signifikant, men simultant hadde de to innvandringsvariablene en effekt på innsamlet beløp til TV-aksjonen. Dette resultatet var som forventet basert på de tidligere funnene jeg har sett på, hvor resultatene ofte er motstridene og svake. De fleste studiene jeg har betraktet har konkludert med at effekten av etnisitet forsvinner når man kontrollerer for andre demografiske faktorer som utdanning og inntekt (se blant annet O'Neill, 2001; Mesch et al, 2002 og Conley, 2000). Selv om innvandrerandelene hadde svake effekter hver for seg, kunne jeg ikke forkaste hypotesen om at innvandringsandelene simultant påvirker innsamlet beløp til TV-aksjonen. Innvandringen i Norge er altså en påvirkende faktor for

giveratferden, i følge mine analyser. Gitell og Tebaldi (2006) mener at grunnen til deres estimerte positive effekt av andelen afroamerikanere på veldedige donasjoner kan være kulturelt. De foreslår at afro-amerikanere kan ha en kultur for å være mer veldedige, og at dette også påvirker innbyggere som berøres av den afroamerikanske kulturen i enkelte stater. Negative effekter av etnisk mangfold har flere foreslåtte begrunnelser i litteraturen. Blant annet foreslår (Alesina og La Ferrara, 2002) at individer blir mindre villige til å bidra til veldedige formål som også vil gagne «andre grupper mennesker» enn bare sine egne. Jackson (2010) finner at i fragmenterte samfunn kan ulike grupper med ulike preferanser for veldedighet gjøre det vanskeligere å samle inn veldedige midler til ulike formål. I mine analyser finner jeg en positiv effekt av andelen ikke-vestlige innvandrere. Det kan tenkes at denne positive effekten kan skyldes kultur slik som Gitell og Tebaldi (2006) foreslår, men teoriene fra land som USA og Canada om hvordan etnisitet påvirker giveratferd gjelder nødvendigvis ikke for Norge. Det kan være andre mekanismer i den etniske sammensetningen som påvirker veldedig atferd. Norge er imidlertid et land som opplever en pågående økning i etnisk mangfold, og selv om dette kanskje går mer over i atferds-økonomi, kunne dette vært et interessant tema å studere videre.

Resultatene indikerer og at de årene TV-aksjonens formål er innenlands vil innsamlet beløp per innbygger øke med omtrent 29.9 prosent sammenlignet med de årene formålet er utenlands. Folk gir altså mer til formål innenlands enn utenlands. At dette skyldes års-faste makroeffekter, som for eksempel en høy styringsrente, utelukkes i og med at jeg benytter meg av års-dummys som fanger opp slike effekter. Det kan tenkes at motivasjonen for å bidra til innsamlingen økes når formålet er nærmere for den enkelte donor, som flere kanskje direkte berøres av. Ta for eksempel mottakerorganisasjonene Kreftforeningen og Landsforeningen mot kreft, som har samlet inn noen av de høyeste beløpene noen sinne i TV-aksjonens historie (NRK, 2019). Over 32 000 nye krefttilfeller ble diagnostisert bare i 2016. De fleste nordmenn kjenner eller vet av noen som er eller har vært rammet av kreft. I tillegg er akkumulert risiko for å utvikle kreft fram til 75 års alder 30.1% for kvinner og 35.7% for menn (Larsen et al., 2018). Dette kan tenkes å bidra til å øke den personlige gevinsten av å donere til et slikt formål.

Det mest interessante resultatet fra den utvidede grunnmodellen er at innsamlet beløp til innenlandsformål er mindre følsomt for konjunkturer, her representert ved arbeidsledighet, sammenlignet med innsamlet beløp til utenlandsformål. Her vil jeg igjen påpeke at Ribar og Wilhelm (1995) sammenligner donasjoner, særlig donasjoner til internasjonale formål som nødhjelp og fattigdomsbekjempelse med et luksusgode. Luksusgoder har som kjent lav priselastisitet og høy inntektselastisitet, altså jo høyere inntekt, jo høyere etterspørsel. Her finner jeg at disse type donasjoner er mer følsomme for konjunkturer sammenlignet med donasjoner til mer lokale formål, noe som basert på denne teorien er et intuitivt resultat. Jo lavere inntekt, eller mindre stabil inntektskilde man har, jo lettere kutter man luksusgoder med høy inntektselastisitet fra forbruket. Formålet for innsamlingen påvirker imidlertid ikke de separate eller simultane effektene av andelen vestlige og ikke-vestlige innvandrere på innsamlet beløp, men det at formålet er innenlands vil simultant påvirke effektene av de tre sentrale forklaringsvariablene, arbeidsledighet, vestlig og ikke-vestlig innvandring, på innsamlet beløp til TV-aksjonen. Formålet vil altså som forventet påvirke effekten av de sentrale forklaringsvariablene.

Den måten jeg undersøker effekten av formål her er ganske unik, og jeg finner som sagt at formålet for TV-aksjonen påvirker både innsamlet beløp (ekstensiv margin) og hvem som donerer (intensiv margin). Det kan imidlertid være underliggende faktorer min modell ikke fanger opp, som kan bidra til å forklare disse variasjonene. Et eksempel kan være at flere individer har som tradisjon å bidra til TV-aksjonen, og at formålet ikke har noe å si for dem. Det hadde vært interessant å kunne benytte individdata for nærmere undersøkelser av dette.

En annen interessant videreføring av denne analysen kan være å studere om det finnes noen «lagged effect» på innsamlet beløp. Små nabo-kommuner er kjent for å konkurrere om å gi mest til TV-aksjonen per innbygger, og de kommunene som topper statistikkene for innsamlet beløp vil gjerne beholde sin plassering. Det kunne derfor vært interessant å se om donert beløp i foregående år har noen effekt på donert beløp per innbyggere.

## Referanser

- Al-Ubaydli, O. og Yeomans, M. (2015). «Do people donate more when they perceive a single beneficiary whom they know? A field experimental test of the identifiability effect». *Journal of Behavioral and Experimental Economics*. Volum 66, s. 96-103.
- Alesina, A., La Ferrara, E. (2002). «Who trusts others?». *Journal of Public Economics*. Volum 85, s. 207-234
- Andreassen, K.K., Dzamarija, M.T. og Slaastad, T.I. (2013). «Stort mangfold i lille Norge». *Samfunnsspeilet* 5/2013. Hentet fra <https://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/attachment/151661?ts=142b3125768>
- Andreoni, J. (1990). «Impure Altruism and Donations to Public Goods: A Theory of Warm-Glow Giving». *Economic Journal* 100 (401), s. 464-77.
- Andreoni, J., Payne, A.A., Smith, J. og Karp, D. (2016). «Diversity and donations: The effect of religious and ethnic diversity on charitable giving». *Journal of Economic Behavior & Organization* 128 (2016), s. 47-58.
- Andreoni, J. og Scholz, J. (1998). «An Econometric Analysis of Charitable Giving with Interdependent Preferences». *Economic Inquiry*. Volum 36, 3. utgave, s. 410-428.
- Atkinson, A.B. (2009). «Giving overseas and public policy». *Journal of Public Economics* 93 (2009), s. 647-653.
- Banks, J. og Tanner, S. (1999) «Patterns in Household Giving: Evidence From U.K. Data». *International Journal of Voluntary and Nonprofit Organizations*. Volum 10, 2. utgave, s. 167-178.
- Becker, G.S. (1961). «Notes on an economic analysis of philanthropy». *National Bureau of Economic Research*.
- Bekkers, R. og Wiepking, P. (2011). «A literature review of empirical studies of philanthropy». *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly* 40(5), s. 942-974.
- Conley, D. (2000), «The racial wealth gap: Origins and implications for philanthropy in the African American community». *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly* Volum 29, s. 530-540.
- DellaVigna, S., List, J., og Malmendier, U. (2010). «Testing for Altruism and Social Pressure in Charitable Giving». Working Paper. Hentet fra: <https://eml.berkeley.edu/~ulrike/Papers/charsocpress10-06-17.pdf>
- Fong, C.M., og Luttmer, E.F.P. (2009). «What determines giving to Hurricane Katrina victims? Experimental evidence on racial group loyalty». *American Economic Journal: Applied Economics* 2009. Første utgave, s. 64-87.
- Fong, C.M. og Luttmer, E.F.P. (2011). «Do fairness and race matter in generosity? Evidence from a nationally representative charity experiment». *Journal of Public Economics*. Volum 95, 5. utgave, s. 372-394.
- Gitell, R. og Tebaldi, E., (2006) «Charitable Giving: Factors Influencing Giving in U.S. States». *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, vol. 35, no. 4, s. 721-736.
- Jackson, K. (2010). «Public Good Provision, Diversity, and Distribution. » Wilfrid Laurier University, Mimeo.
- James, R.N. og Sharpe, D.L. (2007) «The Nature and Causes of the U-Shaped Charitable Giving Profile». *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, volum 36, 2. utgave, s. 218-238.
- Kasri, R. A. (2013). «Giving behaviours in Indonesia: motives and marketing implications for Islamic charities». *Journal of Islamic Marketing*, s. 306-324.



Larsen, I.K., Ursin, G. og Weiderpass, E. (2018). «Kreft i Norge». Skrevet av Kreftregisteret for Folkehelse-  
apporten. Oppdatert 24.01.2018. Hentet fra: <https://www.fhi.no/nettpub/hin/ikke-smittsomme/kreft/>

List, J.A. og Peysakhovich, Y. (2011). «Charitable Gifts are More Sensitive to Economic Booms than Busts». *Economics Letters* 110, s. 166-169.

Lwin, M. og Phau, I. (2010) «Characteristics of charitable donors in Australia» School of Marketing Curtin  
Business School Curtin University of Technology.

Meer, J. (2013). «The Habit of Giving». *Economic Inquiry*. Volum 51, 4. utgave, s. 2002–2017.

Meer, J., Miller, D. og Wulfsberg, E. (2017). «The Great Recession and charitable giving». *Applied Econom-  
ics Letters*, 2017.

Mesch, D.J., Rooney, P.M., Chin, W. og Steinberg, K. (2002). «The effects of race, gender, and measurement  
on giving and volunteering: Indiana as a test case.» Presented at ARNOVA.

Micklewright, J. og Schnepf, S.V. (2009). «Who Gives Charitable Donations for Overseas Development?». *Journal of Social Policy*, April 2009.

Noor, A.H.B.M, Isa, N.A.M., Irpan, H.M., Bahrom, H.B., Salleh, A.B.M., Ridzuan, A.R.B. (2015). «Characteristics  
Affecting Charitable Donations Behavior: Empirical Evidence from Malaysia». *Procedia Economics and Fi-  
nance*. Volum 31, s. 563-572.

NRK (2019). «TV-aksjon i NRK siden 1974». Publisert av NRK Kommunikasjon. Oppdatert 21.11.2019.  
Hentet fra: <https://www.nrk.no/etikk/tv-aksjon-i-nrk-siden-1974-1.6500507>

O'Neill, M. (2001). «Research on giving and volunteering: methodological considerations». *Nonprofit and  
Voluntary Sector Quarterly*. Volum 30, 3. utgave, s. 505–514.

Regnerus, M.D., Smith, C. Og Sikkink, D. (1998) «Who Gives to the Poor? The Influence of Religious Tradi-  
tion and Political Location on the Personal Generosity of Americans toward the Poor». *Journal for the Sci-  
entific Study of Religion*. Volum 37, 3. utgave, s. 481-493.

Ribar, D.C. og Wilhelm, M.O. (1995). «Charitable Contributions to International Relief and Development». *National Tax Journal*. Volum 48, 2. utgave, s. 229-44.

Schlegelmilch, B.B., Diamantopoulos, A. og Love, A. (1997). «Characteristics affecting charitable donations:  
empirical evidence from Britain». *Journal of Marketing Practice: Applied Marketing Science*. Volum 3,  
første utgave, s. 14-28.

Schnepf, G. P. (2007). «Gender Differences in Charitable Giving». IZA DP No. 3242, s. 3-31.

Sparrman, V. (2012). «Arbeidsledighet som konjunkturindikator og forklaringsfaktor i makromodeller». *Økonomiske Analyser* 5/2012. Statistisk Sentralbyrå. Hentet fra [https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/oa\\_201205/sparrman.pdf](https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/oa_201205/sparrman.pdf)

Statistisk Sentralbyrå (2018). «Norges 100 Mest Folkerike Kommuner». Publisert 4.desember 2018 i se-  
rien SSB skole. Hentet fra: <https://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/norges-100-mest-folkerike-kommuner>

Stern, K. (2013). «Why the Rich Don't Give to Charity». *The Atlantic*, utgave: April 2013. Hentet fra:  
<http://www.theatlantic.com/magazine/archive/2013/04/why-the-rich-dont-give/309254>

Turcotte, M. (2012). «Charitable giving by Canadians». *Canadian Social Trends*, s. 18-36

Van Slyke, D.M., Eschholz, S. (2002). «Are Women More Generous Than Men? Gender Differences in Motivations for Charitable Giving». Paper presented at the Annual Conference of the Association for Research on Nonprofits and Voluntary Action, Montreal, Quebec, Canada, November 2002.

Wilson, J. (2000). «Volunteering». *Annual Review of Sociology*. Volum 26, s. 215–240.

Wooldridge, J.M. (2012). «Introductory econometrics: A modern approach» (6. utgave). South-Western, Cengage learning.

Zarghamee, H.S., Messer, K.D., Fooks, J.R., Schulze, W.D., Wu, S. and Yan, J. (2016). «Nudging charitable giving: Three field experiments». *Journal of Behavioral and Experimental Economics*. Volum 66, s. 137-149.

# Appendix

## A – Liste over mottakerorganisasjoner

Følgende organisasjoner har stått for TV-aksjonene i de årene som er inkludert i denne analysen. Beløpene er justert etter 2017-kronen:

Tabell 16: Liste over mottakerorganisasjoner

År	Mottakerorganisasjon	Formål	Innsamlet beløp
1988	Flyktningerådet	Utenlands	181,1 millioner
1989	«Kvinner i den tredje verden»	Utenlands	158,1 millioner
1990	Redd Barna	Utenlands	238,1 millioner
1991	Atlas-Alliansen	Utenlands	170,5 millioner
1992	Rådet for psykisk helse	Innenlands	147,1 millioner
1993	Norges Røde Kors	Utenlands	213,1 millioner
1994	Norsk Folkehjelp	Utenlands	193,8 millioner
1995	Frelsesarmeen	Utenlands	228,6 millioner
1996	«Miljø for livet»	Utenlands	166,6 millioner
1997	Kreftforeningen	Innenlands	262,6 millioner
1998	Flyktningehjelpen	Utenlands	185,7 millioner
1999	Amnesty International	Utenlands	181,9 millioner
2000	SOS-barnebyer	Utenlands	210,0 millioner
2001	Kirkens Nødhjelp	Utenlands	188,1 millioner
2002	Atlas-Alliansen	Utenlands	191,2 millioner
2003	Redd Barna	Utenlands	205,4 millioner
2004	Kirkens Bymisjon + Rådet for psykisk helse	Innenlands	193,2 millioner
2005	FOKUS - Forum for Kvinner og Utviklingsspørsmål	Utenlands	172,2 millioner
2006	Leger Uten Grenser	Utenlands	252,2 millioner
2007	«Sammen for Barn»	Utenlands	270,0 millioner
2008	Blå Kors Norge	Innenlands	223,5 millioner
2009	CARE Norge	Utenlands	224,3 millioner
2010	Flyktningehjelpen	Utenlands	236,1 millioner
2011	Norsk Folkehjelp	Utenlands	244,7 millioner
2012	Amnesty International Norge	Utenlands	219,8 millioner
2013	Nasjonalforeningen for folkehelsen	Innenlands	242,1 millioner
2014	Kirkens Nødhjelp	Utenlands	267,2 millioner
2015	Regnskogfondet	Utenlands	189,0 millioner

Kilde: NRK (2019)

## B – Fullstendig deskriptiv statistikk

Tabell 17: Deskriptiv statistikk – alle variabler

<b>Variabel</b>		<b>Gjennomsnitt</b>	<b>Standardavvik</b>
Innsamlet beløp per innbygger	Overall	37.34977	1.533241
	Between		1.157337
	Within		1.007184
Ledighetsraten	Overall	2.482481	1.265969
	Between		0.8093186
	Within		0.9742465
Prosentandel vestlige innvandrere	Overall	2.259405	2.141079
	Between		1.004748
	Within		1.89129
Prosentandel ikke-vestlige innvandrere	Overall	1.87825	1.740297
	Between		1.339073
	Within		1.113354
Prosentandel 16-20 år	Overall	6.967492	1.016068
	Between		0.5287767
	Within		0.867997
Prosentandel 21-30 år	Overall	12.36462	2.189195
	Between		1.289195
	Within		1.77594
Prosentandel 31-40 år	Overall	13.14888	1.767415
	Between		1.348793
	Within		1.143945
Prosentandel 41-50 år	Overall	13.48778	1.367618
	Between		0.8265326
	Within		1.090303
Prosentandel 51-60 år	Overall	11.62082	2.228484
	Between		0.8095653
	Within		2.076589
Prosentandel 61-67 år	Overall	7.05935	1.613027
	Between		0.9277571
	Within		1.320251
Prosentandel fullført grunnskole-utdanning	Overall	48.26864	12.3508
	Between		9.992592
	Within		7.274299
Prosentandel fullført videregående utdanning	Overall	55.19288	7.059813
	Between		6.464472
	Within		2.854071
Prosentandel fullført kort høyere utdanning	Overall	16.56372	5.230679
	Between		3.573413
	Within		3.823545
Prosentandel fullført lang høyere utdanning	Overall	3.119945	2.259522
	Between		1.926278
	Within		1.184589
Folkemengden 1.jan	Overall	10677.9	30955.72
	Between		30816.45
	Within		3277.576
Prosentandel kvinner 16-66 år	Overall	30.76035	1.903003
	Between		1.706569
	Within		0.8459349
Prosentandel menn 16-66 år	Overall	33.06561	1.533241
	Between		1.157337
	Within		1.007184

## C – Regresjonsresultater fra grunnmodellen

Tabell 18: Regresjon av hele utvalget  
Avhengig variabel: logaritmen til innsamlet beløp pr innbygger

	(1)	(2)	(3)
Prosentandel arbeidsledige	-0.039*** [0.003]	-0.051*** [0.004]	-0.020*** [0.005]
Prosentandel vestlige innvandrere	0.017*** [0.002]	0.032*** [0.002]	-0.002 [0.003]
Prosentandel ikke-vestlige innvandrere	-0.017*** [0.002]	-0.010*** [0.002]	0.013*** [0.005]
Fullført grunnskole som andel av personer 16-66 år	-0.005*** [0.001]	0.002 [0.001]	0.001 [0.002]
Fullført videregående skole som andel av personer 16-66 år	-0.007*** [0.001]	-0.000 [0.001]	0.004** [0.002]
Fullført kort universitetsutdanning som andel av personer 16-66 år	0.003* [0.002]	0.011*** [0.002]	0.005 [0.004]
Fullført lang universitetsutdanning som andel av personer 16-66 år	-0.016*** [0.003]	-0.006* [0.003]	0.005 [0.007]
Prosentandel 16-20 år	-0.035*** [0.006]	-0.005 [0.006]	-0.019*** [0.005]
Prosentandel 21-30 år	-0.014*** [0.004]	-0.016*** [0.004]	-0.020*** [0.005]
Prosentandel 31-40 år	-0.041*** [0.005]	-0.034*** [0.005]	-0.023*** [0.006]
Prosentandel 41-50 år	-0.034*** [0.005]	-0.051*** [0.005]	-0.024*** [0.006]
Prosentandel 51-60 år	-0.020*** [0.004]	-0.022*** [0.004]	-0.011** [0.005]
Prosentandel 61-67 år	-0.038*** [0.005]	-0.024*** [0.005]	-0.015*** [0.005]
Yrkesaktive menn (16-66år) som prosentandel av befolkningen	0.010** [0.005]	0.025*** [0.004]	0.017*** [0.004]
Yrkesaktive kvinner (16-66år) som prosentandel av befolkningen	-0.063*** [0.005]	-0.052*** [0.004]	-0.002 [0.005]
Folkemengden 1.jan	-0.000*** [0.000]	-0.000*** [0.000]	0.000*** [0.000]
Ny inndeling av immigranter fra vestlig/ikke-vestlig til verdensdel	0.045*** [0.014]	-0.019 [0.030]	-0.074 [0.083]
TV-aksjonens formål er innenlands	0.149*** [0.008]	0.315*** [0.019]	0.299*** [0.019]
Årstall = 1990		0.389*** [0.019]	0.322*** [0.014]
Årstall = 1993		0.205*** [0.022]	0.075*** [0.023]
Årstall = 1995		0.274*** [0.023]	0.136*** [0.031]
Årstall = 1997		0.309*** [0.031]	0.207*** [0.042]
Årstall = 2000		0.403***	0.261***

Årstall = 2001		[0.026]	[0.042]
		0.194***	0.042
Årstall = 2003		[0.027]	[0.045]
		0.387***	0.182***
Årstall = 2004		[0.028]	[0.050]
		0.031	-0.166***
Årstall = 2005		[0.034]	[0.062]
		0.234***	0.021
Årstall = 2006		[0.029]	[0.058]
		0.441***	0.241***
Årstall = 2007		[0.029]	[0.059]
		0.075**	-0.120*
Årstall = 2008		[0.029]	[0.062]
		0.057*	-0.129*
Årstall = 2009		[0.034]	[0.071]
		0.336***	0.261***
Årstall = 2010		[0.022]	[0.031]
		0.349***	0.283***
Årstall = 2011		[0.021]	[0.029]
		0.309***	0.256***
Årstall = 2012		[0.020]	[0.025]
		0.214***	0.182***
Årstall = 2013, utelatt pga multikollinearitet		[0.019]	[0.020]
		-	-
Årstall = 2014		0.301***	0.290***
		[0.018]	[0.013]
Årstall = 2015, utelatt pga multikollinearitet		-	-
Konstantledd	7.708***	5.678***	3.685***
	[0.306]	[0.329]	[0.442]
Observasjoner	8,560	8,560	8,560

(1) «Pooled» MKM, (2) «Pooled» MKM med års-dummyer, (3) Fixed Effects med års-dummyer

Robuste standardavvik i parentes

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1