

Forord

Denne masteroppgaven markerer slutten på mastergraden min i samfunnsøkonomi ved NTNU.

Jeg vil takke veileder Fredrik Carlsen for gode og konstruktive tilbakemeldinger, raske svar, og for å ha vært tilgjengelig gjennom sommerferien. Jeg er også takknemlig for venner og lagkamerater som har gjort studietiden til en fantastisk tid.

Elisabeth Ingeberg Jørstad

Oslo, 1. september 2018

Sammendrag

Denne oppgaven bruker data fra European Social Survey (ESS) fra 2012, 2014 og 2016 for å vurdere sosioøkonomiske helseforskjeller i Norge og Europa. Som mål på sosioøkonomisk status bruker jeg utdanningsnivå, og som mål for helse bruker jeg selvrapportert helse. Jeg tar også hensyn til alder, kjønn, land og hvilket år respondenten er intervjuet. For å finne effekten av utdanning på helse bruker jeg den lineære sannsynlighetsmodellen.

Jeg presenterer flere teorier som forsøker å forklare sammenhengen mellom sosioøkonomisk status og helse. Der det går, tester jeg disse med dataene fra ESS. Gjennomgående viser samtlige resultater at de med lavest utdanningsnivå har dårligst helse, og de med høyest utdanningsnivå har best helse. Jeg finner at forskjellene ser ut til å være større i Norge enn i Europa for øvrig. Disse forskjellene er størst blant de under 40 og de eldre enn 70. Jeg finner også at de nordiske landene har større forskjeller enn Europa for øvrig, mens det er vanskelig å si klart om BNP (PPP) pr innbygger påvirker gradienten. Jeg klarer gjennomgående ikke å vise at resultatene mine er signifikante, grunnet svakheter i testmetoden min.

Abstract

This thesis uses data from the European Social Survey (ESS) from 2012, 2014 and 2016 to evaluate socioeconomic health differences in Norway and Europe. In order to measure socioeconomic status I use level of education, and as a measurement of health I use self-rated health. I also account for age, gender, country and which year the respondent was interviewed. To find the effect of education on health, I use the linear probability model.

I present several theories that try to explain the correlation between socioeconomic status and health. If possible, I test these with the ESS data. Overall all results show that those with lower levels of education have the worst health conditions, and those with higher levels of education have the best ones. I find that the differences appear to be bigger in Norway than in the rest of Europe. These differences are largest among those younger than 40 and those older than 70. I also find that the Nordic countries seem to have bigger differences than in Europe overall, while it is hard to establish whether GDP (PPP) per capita affects the gradient. I generally struggle to show that my results are significant, due to weaknesses in my testing method.

Innhold

| | | |
|----------|---|-----------|
| 1 | Innledning og oppbygning av oppgaven | 1 |
| 2 | Teorier om sosial ulikhet i helse | 3 |
| 2.1 | Den materialistiske forklaringen | 3 |
| 2.2 | Arbeidsmiljøforklaringen | 4 |
| 2.3 | Helseadferdsteorien | 6 |
| 2.4 | Velferdsstatteorien | 7 |
| 2.5 | Statusteorien | 8 |
| 2.6 | Livsløpsperspektivet | 9 |
| 3 | Data og deskriptiv statistikk | 11 |
| 3.1 | Datamateriale | 11 |
| 3.2 | Avhengig variabel | 12 |
| 3.2.1 | Selvrapportert helse | 12 |
| 3.3 | Uavhengige variable | 13 |
| 3.3.1 | Alder | 13 |
| 3.3.2 | Kjønn | 14 |
| 3.3.3 | År | 15 |
| 3.3.4 | Utdanning | 15 |
| 4 | Metode | 17 |
| 4.1 | Vekting | 17 |
| 4.2 | Lineær sannsynlighetsmodell | 19 |
| 4.3 | Test av teorier | 20 |
| 4.4 | Potensielle feilkilder | 21 |
| 4.4.1 | Heteroskedastisitet | 21 |
| 4.4.2 | Målefeil | 22 |
| 4.4.3 | Simultanitet | 23 |
| 4.4.4 | Seleksjonsskjevhet | 23 |
| 4.4.5 | Utelatt variabel-problemer | 24 |
| 4.4.6 | Multikollinearitet | 25 |
| 4.4.7 | Oppsummering | 25 |
| 5 | Resultater | 27 |
| 5.1 | Generelle regresjoner | 28 |
| 5.1.1 | Effekt av utdanning | 28 |
| 5.1.2 | Effekt av kjønn | 29 |

| | | |
|----------|--|-----------|
| 5.2 | Regresjoner knyttet til teorier | 30 |
| 5.2.1 | Den materialistiske forklaringen | 30 |
| 5.2.2 | Velferdstatteorien | 32 |
| 5.3 | Livsløpsperspektivet | 34 |
| 6 | Robusthet | 37 |
| 6.1 | Probit i stedet den lineære sannsynlighetsmodellen | 37 |
| 6.2 | Modellen uten de største landene | 38 |
| 6.3 | Modellen med data fra ett år | 38 |
| 7 | Oppsummering, diskusjon og avsluttende kommentarer | 40 |
| 8 | Referanser | 43 |

1 Innledning og oppbygning av oppgaven

De påfallende forskjellene i helsestatus og dødelighet etter sosioøkonomisk status er et av de meste overbevisende og veletablerte faktum i samfunnsvitenskaplig forskning

Mazunder m.fl (2012)

Det er velkjent at det er store sosioøkonomiske forskjeller i helse. Personer med høyere inntekt og lengre utdanning lever lenger enn de med lavere inntekt og kortere utdanning, og har også bedre selvrapportert helse (Cutler og Lleras-Muney 2006; Cutler m.fl. 2008; Eikemo m.fl. 2008). Denne sammenhengen er observert i en rekke land, og over lengre tid (Elstad 2005; Cutler m.fl. 2008).

Jeg begynner denne oppgaven med å definere sosioøkonomiske helseforskjeller. Det finnes en rekke helsevariasjoner mellom ulike grupper, men helseforskjeller i seg selv er ikke nødvendigvis det samme som sosioøkonomiske forskjeller i helse. Et eksempel på dette er at eldre gjennomgående har dårligere helse enn yngre, uten at dette sosiale helseforskjeller. WHO (2016) definerer tre egenskaper som bestemmer om helsevariasjoner også er sosiale helseforskjeller: Systematiske, sosialt frembrakte og urettferdige. Systematiske forskjeller er de som ikke er tilfeldige, men gjerne kan observeres mellom for eksempel ulike sosioøkonomiske grupper. De sosialt frembrakte forskjellene er de som ikke skyldes biologiske forskjeller, men derimot sosiale forskjeller. Stor forskjell i barne-dødelighet har tidligere vært et godt eksempel på dette, men den har minket betydelig (Eldstad 2005). Urettferdige forskjeller er som navnet antyder, forskjeller som skapes og opprettholdes av sosiale ordninger som oppfattes som urettferdige. Selv om dette ikke nødvendigvis defineres likt i alle land, vil de fleste være enige i at sosial status ikke burde avgjøre om noen skal få muligheten til å overleve. Felles for disse egenskapene er at de i alle fall i teorien er mulige å fjerne.

I en rekke land anses det som svært viktig å utjevne de sosiale forskjellen i helse. I Norge har vi Helseloven, hvis formål er å bidra til en samfunnsutvikling som fremmer folkehelse, herunder utjevner sosiale helseforskjeller”(Folkehelseloven §1). Helsegevinster i seg selv anses som et gode som ikke trenger å være samfunnsøkonomisk nyttig for å prioriteres, men har verdi i seg selv (Finansdepartementet 2014). Det er imidlertid viktig å bruke ressursene effektivt, og derfor anses det som interessant å vite hva som påvirker de sosioøkonomiske helseforskjellene.

I denne oppgaven bruker jeg European Social Survey (ESS) fra tre år til å se om sammenhengen mellom sosioøkonomisk status og helse er sterkere i Norge enn i resten av Europa. Jeg presenterer også en rekke teorier som forsøker å forklare de sosioøkonomiske helseforskjellene, og bruker resul-

tatene mine til å diskutere disse.

Sosioøkonomisk status kan måles på en rekke måter. De vanligste er utdanningsnivå og inntekt og/eller formue, men forskning har også sett på om yrkesstatus har betydning for helse (Cutler m.fl. 2008). I denne oppgaven bruker jeg på høyeste fullførte utdanningsnivå som indikator for sosioøkonomisk status. Inntekt og formue er valgt bort fordi ESS kun måler husholdningens inntekt, og ikke den disponible inntekten eller formuen per familiemedlem. Yrkesstatus hadde krevd en langt mer subjektiv inndeling enn utdanning gjør.

Når helse evalueres, er det to variabler som som regel måles: Dødelighet og selvrapportert helse. En tredje mulighet er å måle andelen med en hemmende langvarig sykdom. I denne oppgaven vil jeg se på selvrapportert helse. Dødelighet er utelukket ettersom det ikke måles i ESS, og hemmende langvarig sykdom er valgt bort fordi det er en mindre vanlig variabel. I tillegg har det vist seg at selvrapportert helse er en svært god indikator som fanger opp en rekke forhold, og Idler og Benyamini (1997) går så langt som å si at ”et individs helsestatus ikke kan evalueres uten [selvrapportert helse]”.

Resten av oppgaven er bygget opp på følgende måte: I kapittel 2 går jeg gjennom ulike teorier som forsøker å forklare sosioøkonomiske forskjeller i helse. I kapittel 3 presenterer jeg datamaterialet som brukes i oppgaven, og tilhørende deskriptiv statistikk. Kapittel 4 introduserer metodene jeg har brukt, og potensielle feilkilder som kan oppstå ved disse metodene. I kapittel 5 viser jeg resultatene fra regresjonene som har blitt kjørt. Deretter undersøker jeg i kapittel 6 robustheten til disse resultatene. I kapittel 7 avslutter jeg med å oppsummere oppgaven og reflektere over resultatene.

2 Teorier om sosial ulikhet i helse

I dette kapittelet introduserer jeg en rekke teorier som forsøker å forklare de sosioøkonomiske forskjellene i helse. Noen av teoriene fokuserer på ulike aspekter av sosioøkonomisk status, som spesifikt utdanning, mens andre omhandler generell sosioøkonomisk status.

Det finnes tre hovedinnfallsvinkler som knytter sammen utdanning og helse: (1) helse påvirker utdanning, (2) utdanning påvirker helse, og (3) andre underliggende faktorer påvirker begge slik at den observerte gradienten oppstår. Av disse er (2) den mest utbredte oppfatningen (Brekke m.fl. 2011), og teoriene jeg vil presentere tar stort sett utgangspunkt i at enten utdanning eller andre sosioøkonomiske faktorer påvirker helse.

2.1 Den materialistiske forklaringen

Ifølge Eldstad (2005) bruker den materialistiske forklaringen en naturvitenskapelig inspirert modell. Den tar utgangspunkt i det fysiske utgangspunktet rundt individet, og prøver å bruke dette til å forklare individets helse. Ifølge den materialistiske forklaringen vil elementer som under- og feilernæring, kalde og små boliger, klær som ikke er varme nok, forurenset drikkevann, manglende hygiene og andre materielle faktorer, ha en negativ effekt på kroppen. Dette vil igjen føre til en dårligere helsetilstand. Det er verdt å merke seg at denne teorien i liten grad legger skylden på individet, men heller på omgivelsene. Spesielt da denne teorien først vokste fram på 1800-tallet, ble disse omgivelsene oppfattet som noe man selv ikke kunne endre i nevneverdig grad, og det var et samfunnsansvar å løfte alle ut av denne fattigdommen.

Siden den materialistiske forklaringen først ble introdusert har imidlertid den materielle standarden økt betraktelig i alle samfunnslag, og det er fortsatt en vesentlig forskjell i helsestandarden mellom de ulike utdanningsnivåene. Dette tyder på at det ikke finnes en materiell grense som jevner ut forskjellene, men det utelukker ikke at den materialistiske forklaringen kan ha noe for seg. Det er mulig at høyere materiell standard ikke bare hjelper til det punktet der basisbehov er dekket, men at høyere materiell standard alltid vil lønne seg. En annen mulighet er at materiell standard ikke forklarer forskjellen mellom ulike grupper i samme land, men at den kan forklare forskjeller mellom land. Det er mulig at landene med lavere gjennomsnittlig levestandard også opplever større forskjeller fordi de med dårligst forhold er under en kritisk grense.

Det finnes lite forskning som direkte undersøker sammenhengen mellom materielle goder og helse, men til gjengjeld er det et veldokumentert at det er en sterk sammenheng mellom økonomiske ressurser og helse. Med økonomiske ressurser menes både inntekt (Dahl m.fl. 2008) og formue (Semyonov m.fl. 2013). Dette betyr ikke nødvendigvis at økonomiske ressurser alene bestemmer

helsenivå, men det gjør også at muligheten ikke kan utelukkes.

2.2 Arbeidsmiljøforklaringen

Arbeidsmiljøforklaringen tar utgangspunkt i at de med lavere sosioøkonomisk status, og kanskje spesielt lavere utdanning, ofte jobber i yrker der det fysiske arbeidsmiljøet er dårligere. Dette påvirker igjen helsen til disse arbeiderne. Arbeidsmiljøforklaringen kan altså ses på som et spesialtilfelle av den materialistiske forklaringen, som kun fokuserer på arbeidsomgivelsene.

Det er betydelige forskjeller i arbeidsmiljøbelastningen mellom ulike yrkesgrupper, og det er naturlig å anta at dette kan øke helseforskjellene. For å illustrere dette har jeg sett på tall fra to år; 2000 og 2016. De tilgjengelige dataene er forskjellige mellom årene, og derfor vil også framgangsmåten min være der.

Tabell 1 viser andelen norske menn som utsettes for arbeidsmiljøplager i 2000, etter utdanning (SSB Levekårsundersøkelsen 2000, referert i Eldstad 2005)¹.

Tabell 1: Prosentandel som opplever forskjellige arbeidsmiljøplager etter utdanningsnivå. Menn, Levekårsundersøkelsen 2000

| | Ungdomsskolen/ videregående lav | Høyskole/universitet |
|--|--|-----------------------------|
| Stor risiko for belastningsskader | 24 % | 4 % |
| Stor risiko for arbeidsulykker | 12 % | 3 % |
| Løfter 20kg+ mer enn 20g daglig | 16 % | 2 % |
| Løfter i ubekvemme stillinger | 48 % | 13 % |
| Utsatt for gass, støv o.l. | 28 % | 9 % |
| Utsatt for kulde på jobben | 39 % | 11 % |
| Utsatt for vibrasjoner fra maskiner o.l. | 30 % | 6 % |
| Arbeidstid vanlig dagarbeid | 66 % | 79 % |

Tilsvarende data er ikke tilgjengelig for noe senere tidspunkt. For å kunne vurdere om forskjellene er tilstede også i perioden ESS-tallene mine er fra, har jeg brukt SSB sine tall fra 2016 for arbeidsmiljøplager etter næring (SSB Levekårsundersøkelsen 2016). Det er også mulig å finne utdanningsnivå etter næring. Jeg har derfor klassifisert næringer etter om 75 % av arbeiderne har ungdomsskole/videregående eller høyskole/universitet som høyeste fullførte utdanning. Disse er

¹Da jeg kontaktet SSB fikk jeg beskjed om at dette ikke er informasjon tilgjengelig i Statistikkbanken, selv om de selv kan bruke det til forskning

jordbruk, skogbruk og fiske, bygge- og anleggsvirksomhet, varehandel og reprasjon av motorvogner, transport og lagring, og overnattings- og serveringsvirksomhet. Blant næringene med klar overvekt av lavere utdannede arbeidere, har jeg vektet snittet etter hvor mange Arbeidskraftundersøkelsen (SSB 2016) sier at det er i hver næring. Den eneste næringen der mer enn 75 % har høyere utdanning, er utdanning. Denne får derfor stå for seg selv. I tillegg har jeg valgt å inkludere helse- og sosialtjenester for seg selv. Her har 53 % høyere utdanning, og jeg har inkludert den ettersom sykepleiere vil være blant de med høyest utdanning jeg vil forvente at også må løfte tungt. Resultatene kan sees i tabell 2. Ettersom spørsmålene her ikke er stilt likt som de i 2000, kan ikke tallene sammenlignes direkte.

Tabell 2: Prosentandel som mesteparten av tiden utsettes for arbeidsmiljøplager, etter sektor. Begge kjønn, Levekårsundersøkelsen 2016

| | Ungdomsskolen /videregående | Undervisning | Helse- og so- sialtjenester |
|---|--------------------------------|--------------|--------------------------------|
| Stor risiko for arbeidsulykker | 6 % | 0 % | 2 % |
| Løfter minst 20 kg 5 eller flere ganger daglig | 17 % | 2 % | 10 % |
| Må løfte i ubekvemme stillin- ger mesteparten av tiden | 6 % | 1 % | 8 % |
| Utsatt for støv, gass eller damp, mesteparten av tiden | 7 % | 1 % | 1 % |
| Utsatt for sterk kulde, meste- parten av tiden | 13 % | 2 % | 4 % |
| Utsatt for vibrasjoner, meste- parten av tiden | 10 % | 0 % | 1 % |

Helse- og sosialsektoren stiller kun dårligere enn den lavere utdannede sektoren i én kategori, og ellers enten nærmere nivået til utdanningssektoren, eller omtrent midt mellom de to andre nivåene. Ettersom rundt halvparten i denne gruppen har lavere utdanning, gir ikke disse tallene grunnlag for å si at leger og sykepleiere med høyere utdanning har arbeidsforhold som kan måle seg med de vi finner i lavtutdannede grupper.

Tallene gir heller ikke et like presist bilde av sammenhengen mellom arbeidsmiljøplager og utdanning som tabell 1, ettersom det ikke er helt sikkert at det er de med lavest utdanning som trekker opp andelen med arbeidsmiljøplager i næringene der de fleste ikke har høyere utdanning. Det er imidlertid svært sannsynlig at det også i 2016 var flere blant de lavt utdannede som ble utsatt for arbeidsmiljøplager på jobb.

Begge tabellene tyder altså på at de med lavere utdanning opplever flere helseskadelige forhold på jobb enn de med høyere utdanning, og det er naturlig å anta at dette har en negativ effekt på helsen. Disse resultatene er kun basert på norske data, men også i andre land er det gjort forskning som undersøker sammenhengen mellom arbeidsmiljø og helse. Warren m.fl. (2004) fant for eksempel at utdanningsgradienten ble redusert med 15 % når de også tok hensyn til fysiske og psykososiale jobbkarakteristikker, der begge disse to var signifikante. Dette innebærer at 15 % av det som så ut som det var en utdanningseffekt, kom av arbeidsmiljøplager. Når det først ikke ble tatt hensyn til arbeidsmiljøplagene i regresjonen, ble utdanningseffekten overestimert. Dette er en vanlig metode for å undersøke hvor mye gradienten er påvirket av en spesifikk effekt, og brukes også i andre undersøkelser jeg referer til. Jeg bruker ikke denne metoden selv når jeg senere undersøker gradienten.

Warren m.fl. sin forskning er basert på amerikanske forhold. I Europa har Toch m.fl. (2014) sett på helse basert på arbeiderklasse. Forskningen deres viser at blant de ansatt i yrker som typisk domineres av lavt utdannede, er selvrapportert helse betydelig dårligere. Forskjellen minker betraktelig med en gang det tas hensyn til arbeidsforhold, både fysiske og psykososiale. Her var fysiske forhold den mest dominerende av de to faktorene. Arbeidsforhold var omtrent like viktig for helseforskjellen i Vest-Europa som i Sentral- og Øst-Europa.

Det finnes altså både data og forskning som tyder på at de med lavere utdanning også har dårligere arbeidsforhold, som også kan ha stor effekt på helsen. Det er imidlertid vanskelig å forklare hele forskjellen med dette.

2.3 Helseadferdsteorien

Ifølge Eldstad (2005) tar helseadferdsteorien utgangspunkt i individets vaner, handlemåter og forbruksmønstre. Forskjellene i helsetilstand forklares gjennom ulike livsstil i de forskjellige sosioøkonomiske gruppene, der de med lavere sosioøkonomisk status gjennomgående har mer helseskadelig adferd.

Helseadferdsteorien kan sees på som et motstykke til den materialistiske forklaringen: Sistnevnte legger mesteparten av skylden for helseforskjellene på omgivelsene, mens ifølge helseadferdsteorien er individets handlinger årsaken til vedkomnes helse.

Det finnes mye dokumentasjon på at det eksisterer adferdsforskjeller. De med høyere utdanning er sjeldnere røykere, mosjonører oftere, og spiser mer frukt og grønnsaker (Levekårsundersøkelsen 2016). Aarø (1986, via Eldstad (2005)) skriver i doktorgradsavhandlingen sin at så godt som alt som kalles *sunt* er mer vanlig i høystatusgrupper”. Også i andre land er dette forholdet dokumentert; Cutler m.fl. (2008) viser med amerikanske data at de med lavere utdanning også har flere

helseskadelige vaner², og Brunelli m.fl. (2012) viser det samme med europeiske data.

Det er også gjort undersøkelser som ser på hvor stor betydning adferd har på helse. Ifølge Folkehelseinstituttet (2016) har helseadferd en vesentlig effekt både på sykkelighet og dødelighet, og man kan tilskrive adferdsfaktorer hele 36,9 % av alle dødsfall i Norge i 2013. Ser man på dødsfall før fylte 70 år, stiger dette til 46,4%. Kostholds faktorer står for en vesentlig andel av dette, med 18,3% av alle dødsfall og 18,2 % av dødsfall under 70. For tobakksrøyk er disse tallene henholdsvis 14,5 % og 20,5 %. Det er altså forskjeller på når i livet ulik adferd påvirker helsen, og røyking ser spesielt ut til å ha en effekt på yngre mennesker.

Røyking står også fram som er tydelig eksempel på at de sosioøkonomiske forskjellene i helseadferd endres over tid: I Norge tyder blant annet reklame, filmer og romaner på at røyking først var mest utbredt i høyere sosiale lag. Etter hvert ble det også mer allment utbredt, og i 50-årene var 70 % av norske menn røykere. Fram mot 1985 ble denne andelen betydelig redusert, spesielt blant de med høyere utdanning. Siden dette har de med lavere utdanning vært overrepresentert blant røykere (Lund og Lund, 2005). Røyking har de siste årene sunket kraftig i popularitet, og fra 2005 til 2017 gikk andel dagligrøykere fra 25 % til 13 %. Blant de som ikke har fullført videregående utdanning gikk det fra 37 % til 22 %, mens blant de med høyere utdanning gikk det fra 12 % til 5 %. Denne nedgangen har vært relativt lik mellom kjønnene (Røykevaner, SSB 2017). Denne nedgangen i røyking har kommet med en sterk økning i snus (SSB, Røykevaner 2016), som foreløpig forskning tyder på at er langt mindre helseskadelig (GBD 2016 Risk Factors Collaborators).

Det er altså både vist at helseadferd er en vesentlig faktor for helse, og at helseadferden har en sosioøkonomisk gradient. Imidlertid har jeg ikke funnet studier som tyder på at hele gradienten kan forklares gjennom helseadferd. Lantz m.fl. (1998) anslår derimot at røyking, alkohol, mosjon og overvekt forklarer 10-30 % av de sosioøkonomiske forskjellene i dødelighet USA. Brunello m.fl. (2012) har funnet lignende resultater fra Europa; blant de over 50 kan helseadferd forklare rundt en tredjedel av gradienten på lang sikt, og en fjerdedel på kort sikt. Kort sikt er her definert som siste observasjonen før den nåværende.

2.4 Velferdsstatteorien

Forskjellige land har forskjellige velferdsregimer, og nordiske land skiller seg spesielt ut som sosialdemokratiske velferdsregimer. De viktigste målene da velferdsstatene ble utviklet, var en omfordeling mellom sosiale grupper og utvikling av et sosialt sikkerhetsnett (Esping-Andersen, 1990, via Fosse, 2016). Det er flere årsaker til at sosioøkonomiske helseforskjeller burde vært mindre i

²Vist ved at utdanningsgradienten av dødelighet blir mindre når helseadferd tas med i beregningen

egalitære samfunn enn i andre land. Teorien om dette er vil jeg referere til som velferdsstatteorien. Et av kjennetegnene på velferdsstatene er at offentlig sektor dominerer produksjonen av helsetjenester. Disse tjenestene er universalt tilgjengelige, og ikke avhengig av brukerens inntekt (Fosse, 2009). En annen grunn at helseforskjellene burde være mindre i de nordiske landene, er at det høye skattenivået og omfordelingen av økonomiske midler. Dersom høyere inntekt er korrelert med bedre helse, slik undersøkelser tyder på (Dahl m.fl. 2008), burde også en økonomisk utjevning føre til en utjevning av helseforskjeller.

Det finnes imidlertid også et argument for at de nordiske landene ikke nødvendigvis burde ha mindre sosiale forskjeller i helse enn andre land. Brekke m.fl. (2011) tar utgangspunkt i at et individs helse avhenger av hvordan det de oppnår bedømmes av de rundt. Dersom man ikke lykkes i et egalitært samfunn, for eksempel ved å ta høyere utdanning, vil dette oppfattes mer negativt enn om man kommer fra en lavstatusfamilie i et mindre egalitært land. Dette vil igjen føre til dårligere helse, ifølge forfatterens antagelse. Som et resultat av dette vil de sosioøkonomiske helseforskjellene øke.

Empirisk finnes det ikke noen holdepunkter for at gradienten i Norden er slakere enn i andre land. Tvert imot, Eikemo m.fl. (2008) er blant flere som har dokumentert høyere sosioøkonomiske helseforskjeller i velferdsstatene enn i andre europeiske land.

2.5 Statusteorien

Ifølge statusteorien skyldes den observerte gradienten sosiale forhold (Cutler m.fl. 2008). Teorien sier at forskjellene mellom ulike sosiale grupper ikke skyldes utdanning eller inntekt, men at de med høyere utdanning og inntekt som regel har en høyere posisjon i det sosiale hierarkiet. Hovedmekanismen i dette rammeverket er fight-or flight response, eller kamp-eller-flukt-reaksjonen. Individer med lavere sosial status opplever ifølge teorien mer stress, som en følge av underordnethet og mangel på kontroll. At stress har en negativ effekt på helse, har blitt dokumentert i flere situasjoner (Wilkinson, 1999, for gjennomgang av forskning).

Statusteorien er vanskelig å måle fordi det ikke er opplagt hvilken observerbar variabel som skal måles for å teste for helseforskjeller. Präg m.fl. (2016) ser på subjektiv sosial status. Respondentene har da fått spørsmål om å plassere seg selv på en skala fra 1 til 10, der 1 tilsvarer de på bunn i samfunnet og 10 de øverst i samfunnet. Basert på 29 land fra hele verden³, konkluderer de med at subjektiv sosial status er positivt relatert til selvrapportert helse i samtlige land, både før og etter

³Australia, Belgia, Bulgaria, Chile, Danmark, Filippinene, Finland, Frankrike, Israel, Japan, Kina, Kroatia, Latvia, Nederland, Norge, Polen, Portugal, Russland, Spania,, Slovakia, Slovenia, Sveits, Sverige, Sør-Afrika, Sør-Korea, Taiwan, Tsjekkia, Tyrkia og Tyskland

at de tar hensyn til inntekt, utdanning og yrke.

Daly m.fl. (2015) har derimot brukt objektive faktorer når de har undersøkt britiske data, bestemt hvert individs sosiale rang ut fra inntekten deres sammenlignet med de i samme region, de med samme utdanningsnivå, de av samme kjønn og de på omtrent samme alder.⁴ Også her fant forskerne signifikant effekt på egenrapportert helse.

En tredje metode for å måle sosial status kunne vært å undersøke hvordan respondentene rangerte sin egen status sammenlignet med sin egen omgangskrets, for å undersøke om en eventuell effekt kommer av å føle seg underordnet eller om den kommer av egenskaper de lavere i samfunnet innehar. Jeg har ikke funnet noe forskning som bruker denne metoden.

Det er altså ingen standard metode for å måle status, men flere av metodene som er brukt kan vise til resultater som tyder på at statusteorien har noe for seg.

2.6 Livsløpsperspektivet

Teoriene jeg har presentert hittil, handler stort sett om hva som påvirker helse. Livsløpsperspektivet fokuserer derimot på når i livsløpet ulike faktorer påvirker helsen, og i hvilken grad. I større grad enn de tidligere teoriene, tar livsløpsperspektivet utgangspunkt i observerte data og prøver å forklare virkeligheten etter dette.

Ifølge Elstad (2005) er helseforskjellene svært små mellom barn fra rike og fattige familier. Dette kan skyldes at det gjennomgående er god helse blant de yngste, og det dermed er vanskelig å se noen statistisk signifikante forskjeller. De sosioøkonomiske helseforskjellene øker fra 20-årsalderen, og de synker igjen mot slutten av livet.

Det at helseforskjellene blant de yngste ikke er betydelige, betyr ikke nødvendigvis at de tidlige årene i livet ikke påvirker helsen. De som ble utsatt for mye stress tidlig i livet, har også høyere dødelighet og er mer utsatt for kroniske lidelser. Barn med oppvokst i fattigdom eller som ble mishandlet av foreldrene, dør ofte tidligere, og har større sannsynlighet for å få en rekke sykdommer (Miller m.fl. 2011).

De ovennevnte faktorene vil kanskje ikke alene påvirke helse senere i livet, men mindre helsevennlige faktorer opptrer ofte sammen (Blane 1999, via Eldstad 2005). Dette gjelder ikke bare tidlig i livet, men også over tid. Lundberg (1993) omtaler dette som ”usunne livskarrierer”, der

⁴Respondentene i denne undersøkelsen ble bedt om å evaluere egen helse sammenlignet med de på egen alder, og ikke bare generelt, som også kan ha påvirket resultatene

vanskelige oppvekstskår påvirker skoleresultater, som igjen påvirker jobbmuligheter. Dårligere lønn og verre arbeidsforhold kan igjen gi dårligere helse, som beskrevet av den materialistiske forklaringen og arbeidsmiljøforklaringen. Det er naturlig å forvente at det motsatte gjerne blir resultatet for noen oppvokst med høyere sosioøkonomisk status; god utdanning, gode arbeidsforhold, god inntekt, mer helsevennlige vaner, og bedre tilgang til helsetjenester.

3 Data og deskriptiv statistikk

I dette kapittelet presenterer jeg først European Social Survey, som er datagrunnlaget jeg har jobbet med i denne oppgaven. Deretter presenterer jeg den avhengige og de uavhengige variablene jeg vil bruke i videre analyse.

3.1 Datamateriale

Jeg har valgt å bruke svarene fra European Social Survey fra 2012, 2014 og 2016. Fordelen ved dette er et at jeg får et høyt antall observasjoner. Ettersom bare halvparten av deltakerlandene har vært med i samtlige av disse tre årene, får jeg også med observasjoner fra flere land enn jeg ville om jeg kun forholdt meg til ett år. Samtidig er ikke observasjonene for langt fra hverandre i tid, og jeg kan dermed anta at forholdene i landene ikke har endret seg for mye mellom undersøkelsene.

Hele 99 % av respondentene har svart på samtlige variabler som jeg er interessert i, noe som utgjør 128 341 personer. I tillegg har jeg valgt å fjerne alle respondentene som er under 25 år. Dette er fordi jeg ønsker å se på effekten av utdanning, og det er mange under 25 år som ikke har fullført utdanningen sin. Etter denne begrensningen er utvalget på 112 986 personer.

Av de 30 landene som har vært med i ESS de siste tre rundene, er det kun 15 land som har data tilgjengelig fra samtlige år. Åtte av dem har data fra to år, og de resterende syv fra ett år. Tabell 3 viser hvilke land som har vært med hvilke år.

Tabell 3: Oversikt over deltakerland, etter antall år de har deltatt

| 1 år | 2 år | 3 år |
|---|---|--|
| Albania (2012), Bulgaria (2012), Italia (2012), Kosovo (2012), Kypros (2012), Slovakia (2012), Ukraina (2012) | Danmark (2012, 2014), Island (2012, 2016), Litauen (2012, 2014), Portugal (2012, 2014), Russland (2012, 2016), Spania (2012, 2014), Ungarn (2012, 2014), Østerrike (2014, 2016) | Belgia, Estland, Finland, Frankrike, Irland, Israel, Nederland, Norge, Polen, Slovenia, Storbritannia, Sveits, Sverige, Tsjekkia, Tyskland |

Ettersom oppgaven vil fokusere mer på Norge enn andre land, vil jeg beskrive deskriptiv statistikk både for samtlige land, for Norge alene, og for alle land utenom Norge. Jeg vil kalle disse kategoriene "Totalt", "Norge" og "Andre".

3.2 Avhengig variabel

Det er to avhengige variabler som skiller seg ut som vanlige å bruke: Dødelighet og selvrapportert helse. Ettersom kun sistnevnte måles i ESS, har jeg valgt å bruke denne som avhengig variabel.

3.2.1 Selvrapportert helse

Respondentene har svart på spørsmålet ”Hvordan er helsen din stort sett?”. De har i utgangspunktet kunne velge mellom fem alternativer når de har svart på spørsmålet; svært god, god, middels, dårlig og svært dårlig. Resultatene kan sees i tabellene under. Med frekvens menes hvor mange respondenter som har valgt dette svaralternativet. Andel er tilsvarende hvor stor del av respondentene som har svart dette.

Tabell 4: Frekvens og andel med ulike helsenivåer, Totalt

| Variabel | Frekvens | Andel |
|--------------------|----------|-------|
| Svært god helse | 23 766 | 0,210 |
| God helse | 46 841 | 0,415 |
| Middels helse | 32 053 | 0,284 |
| Dårlig helse | 8 546 | 0,076 |
| Svært dårlig helse | 1 780 | 0,016 |

Tabell 5: Frekvens og andel med ulike helsenivåer, Norge

| Variabel | Frekvens | Andel |
|--------------------|----------|--------|
| Svært god helse | 1 255 | 0,3240 |
| God helse | 1 702 | 0,440 |
| Middels helse | 671 | 0,173 |
| Dårlig helse | 204 | 0,053 |
| Svært dårlig helse | 41 | 0,011 |

Tabell 6: Frekvens og andel med ulike helsenivåer, Andre

| Variabel | Frekvens | Andel |
|--------------------|----------|-------|
| Svært god helse | 22 511 | 0,206 |
| God helse | 45 139 | 0,414 |
| Middels helse | 31 382 | 0,288 |
| Dårlig helse | 8 342 | 0,076 |
| Svært dårlig helse | 1 739 | 0,016 |

Jeg har valgt å lage dummyvariabelen *helse* for å dele respondentene inn i to kategorier. *helse* tar verdien 1 om respondenten har svært god eller god helse, og 0 om vedkommende har middels,

dårlig eller svært dårlig helse. Den neste tabellen viser gjennomsnittet av *helse* i hver av disse regionene, som tilsvarer andelen som har enten svært god eller god helse. Den nederste raden vil dermed vise andelen som har dårligere helse enn dette.

Tabell 7: Gjennomsnitt av variabelen *helse* for Totalt, Norge og Andre

| Variabel | Totalt | Norge | Andre |
|--------------|--------|-------|-------|
| <i>helse</i> | 0,625 | 0,763 | 0,620 |

3.3 Uavhengige variable

Som uavhengige variabler har jeg valgt å ta utgangspunkt i kjønn, alder, år og naturligvis utdanning. I selve analysen bruker jeg variablene for år og utdanning slik de presenteres her. Ettersom utdanning er den variabelen som vil være hovedfokuset i videre analyse, presenterer jeg den noe grundigere enn de andre variablene.

For å kontrollere for alder og kjønn, har jeg laget et sett dummyvariabler for hvert av kjønnene. Dette er for å fange opp at effekten av å bli ett eldre sannsynligvis ikke vil være konstant hele livet, og at det kan variere mellom kjønnene når alderseffekter slår inn. Dummyvariablene fanger opp alle i en aldersgruppe på fem år og av samme kjønn. Dette innebærer en dummyvariabel for menn i alderen 25-29 (kalt *m25_29*), og tilsvarende oppover. De i alderen 85+ vil bli samlet i en gruppe. De samme variablene finnes også for kvinner. Dette gir samlet 26 dummyvariabler.

3.3.1 Alder

Tabell 8 viser hvor stor andel av hvert kjønn som er i hver aldersgruppe. Summen av andelen av hvert kjønn i hver kategori blir altså 1.

Tabell 8: Effekt av utdanning etter kjønn, Totalt, Norge og Andre

| Alder | Totalt | | Norge | | Andre | |
|-------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|
| | Kvinner | Menn | Kvinner | Menn | Kvinner | Menn |
| 25-29 | 0,076 | 0,084 | 0,083 | 0,076 | 0,075 | 0,084 |
| 30-34 | 0,085 | 0,088 | 0,083 | 0,095 | 0,085 | 0,087 |
| 35-39 | 0,090 | 0,091 | 0,094 | 0,094 | 0,090 | 0,091 |
| 40-44 | 0,093 | 0,094 | 0,101 | 0,108 | 0,092 | 0,093 |
| 45-49 | 0,094 | 0,096 | 0,107 | 0,116 | 0,093 | 0,095 |
| 50-54 | 0,096 | 0,099 | 0,108 | 0,100 | 0,096 | 0,099 |
| 55-59 | 0,098 | 0,098 | 0,100 | 0,97 | 0,098 | 0,098 |
| 60-64 | 0,097 | 0,096 | 0,108 | 0,100 | 0,097 | 0,096 |
| 65-69 | 0,089 | 0,091 | 0,087 | 0,089 | 0,089 | 0,092 |
| 70-74 | 0,069 | 0,070 | 0,055 | 0,064 | 0,070 | 0,070 |
| 75-79 | 0,055 | 0,049 | 0,039 | 0,033 | 0,056 | 0,049 |
| 80-84 | 0,035 | 0,029 | 0,029 | 0,019 | 0,035 | 0,029 |
| 85+ | 0,024 | 0,017 | 0,026 | 0,018 | 0,024 | 0,017 |

Fra tabellene er det mulig å se at i nesten samtlige kategorier for kvinner over 60 er den norske andelen kvinner som tilhører denne kategorien, lavere enn i de øvrige landene. Det samme gjelder for menn over 55 år. Tilsvarende er det en høyere andel av de norske kvinnene som tilhører kategoriene under 60 år enn de i de øvrige europeiske landene, og det samme gjelder menn under 55. Det er altså en høyere andel yngre mennesker blant de norske respondentene enn de øvrige. Dette gjenspeiler seg i gjennomsnittsalderen, som er 51,5 blant de norske respondentene og 52,7 blant de øvrige.

3.3.2 Kjønn

Dummyvariabelen *kvinne* tar verdien 1 om respondenten er kvinne, og 0 om vedkommende er mann. Tabell 9 viser gjennomsnitt for *kvinne*, og dermed andelen kvinner blant respondentene. Tabellen viser at det blant respondentene er flest kvinner, men det er flest menn blant de norske respondentene.

Tabell 9: Gjennomsnitt for variabelen *kvinne*

| Variabel | Totalt | Norge | Andre |
|---------------|--------|-------|-------|
| <i>kvinne</i> | 0,538 | 0,467 | 0,541 |

3.3.3 År

Ettersom respondentene har svart på undersøkelsen i enten 2012, 2014 eller 2016, har jeg introdusert dummyvariabler som skal fange opp eventuelle variasjoner mellom årene. Dummyvariabelen *ar2012* tar verdien 1 om observasjonen er fra 2012 og 0 ellers, og tilsvarende tar dummyvariablene *ar2014* og *ar2016* verdien 1 om observasjonen er fra henholdsvis 2014 og 2016, og 0 ellers. Tabell 10 viser gjennomsnittet av hver av dummyene.

Tabell 10: Gjennomsnitt av variablene *ar2012*, *ar2014* og *ar2016*

| Variabel | Totalt | Norge | Andre |
|---------------|--------|-------|-------|
| <i>ar2012</i> | 0,418 | 0,352 | 0,421 |
| <i>ar2014</i> | 0,311 | 0,310 | 0,311 |
| <i>ar2016</i> | 0,270 | 0,338 | 0,268 |

Totalt var deltagelsen høyest i 2012, og lavest i 2016. Noe av denne forskjellen skyldes at fem land (Italia, Litauen, Portugal, Spania og Ungarn) ikke har klargjort resultatene sine fra 2016, og de er dermed ikke med her. Kun ett land (Lativa) har ikke klargjort resultatene sine fra 2014.

3.3.4 Utdanning

Jeg har tatt utgangspunkt i norsk standard for utdanningsgruppering fra SSB (Barrabés og Østli, 2016), som kan sees i tabell 11. Respondentene er delt inn i tre grupper basert på høyeste fullførte utdanningsnivå: Ungdomsskole, mellomnivå og universitet. For å skille mellom disse gruppene, har jeg laget dummyvariabler.

Tabell 11: Norsk standard for utdanningsgruppering

| Tredeling av nivå | Nivå | Nivånavn | Klassetrinn |
|---------------------------------------|------|--|--------------------------------|
| | 0 | Ingen utdanning, førskole- utdanning | Under skoleplikt |
| Obligatorisk utdanning | 1 | Barneskoleutdanning | 1.-7. klassetrinn |
| | 2 | Ungdomsskoleutdanning | 8.-10. klassetrinn |
| Mellomutdanning | 3 | Videregående grunnutdan- ning | 11.-12. klassetrinn |
| | 4 | Videregående, avsluttende | 13. klassetrinn + utdanning |
| | 5 | Påbygging til videregående | 14. klassetrinn + utdanning |
| Universitets- og høyskoleutdanning | 6 | Universitets- og høyskole- utdanning, lavere nivå | 14.-17. klassetrinn |
| | 7 | Universitets- og høyskole- utdanning, høyere nivå | 18.-19. klassetrinn |
| | 8 | Forskerutdanning | 20. klassetrinn + |

Dummyen *ungdom* tar verdien 1 dersom respondenten ikke har fullført høyere utdanning enn ungdomsskolen. Denne gruppen inkluderer altså ikke bare de som har ungdomsskolen som høyeste fullførte utdanningsnivå, men også om høyeste fullførte utdanningsnivå er lavere enn dette. I norsk standard for utdanningsgruppering tilsvarer dette nivå 0-2. Dummyen *mellom* omfatter alle hvis høyeste fullførte utdanningsnivå er på et mellomnivå, altså videregående skole eller annen form for påbygging til videregående utdanning. I Norge betyr sistnevnte stort sett fagskole. Dette vil være alle på nivå 3-5. Dummyen *universitet* tar verdien 1 om respondenten har fullført universitetsutdanning, eller nivå 6-8. Frekvens og gjennomsnitt for variablene *ungdom*, *mellom* og *universitet* kan sees i tabell 12. Gjennomsnittet av dummyvariabelen viser andelen som har dette utdanningsnivået som det høyeste de har fullført.

Tabell 12: Frekvens og gjennomsnitt av variablene *ungdom* og *mellom*

| Variabel | Totalt | Norge | Andre |
|--------------------|----------------|---------------|----------------|
| <i>ungdom</i> | 27 764 (0,246) | 577 (0,149) | 27 187 (0,249) |
| <i>mellom</i> | 56 783 (0,503) | 1 732 (0,447) | 55 051 (0,504) |
| <i>universitet</i> | 28 439 (0,252) | 1 564 (0,404) | 26 875 (0,246) |

Det er betydelig færre med laveste utdanningsnivå i Norge enn totalt. Det er også færre nordmenn på mellomnivået, og dermed langt flere med høyere utdanning.

4 Metode

I dette kapitlet presenterer jeg først hvilke metoder jeg vil bruke på dataene fra ESS for å få så riktige resultater som mulig. Etter dette diskuterer jeg en rekke potensielle feilkilder, og tester i noen grad om det er sannsynlig at resultatene mine vil være påvirket av disse.

4.1 Vekting

Jeg har brukt vektete tall for samtlige observasjoner. ESS har i utgangspunktet tre ulike former for vekting: Design-, etterstratifisering⁵ og befolkningsvekter. De to førstnevnte skal ikke brukes samtidig, mens sistnevnte kun skal brukes i kombinasjon med en av de andre. Designvektene tar hensyn til at noen grupper og regioner kan ha høyere sjanse enn andre for å velges til undersøkelsen, og gjør det mulig å få estimater der utvalget ikke er påvirket av seleksjonsskjevhet. Designvektene er inversen av sannsynligheten for at individet skal plukkes ut til undersøkelsen, skalert opp slik at summen av dem blir 1. Etterstratifiseringsvektene ligner på designvektene, men tar også hensyn til andre potensielle feilkilder, som feil knyttet til ikke-respondenter og samplingsfeil (overrepresentasjon av en del av utvalget). Disse vektene er ikke tilgjengelige for ESS 2016, så jeg bruker derfor designvektene i stedet. Befolkningsvektene brukes når data fra flere land kombineres, og man ønsker at estimeringen skal gjenspeile den totale befolkningen. Jeg har gjennomgående brukt dette i samtlige estimeringer, utenom de som kun bruker data fra ett land/Norge.

Den gjennomsnittlige vektingen av hver observasjon varierer mellom de ulike observasjonsårene. Jeg har derfor opprettet en variabel som tilsvarende vektingen en respondent har. Jeg har kalt denne variabelen ww . Gjennomsnittlig vekting per observasjon, samt standardavvik, er oppgitt i tabell 13.

Tabell 13: Gjennomsnittlig og standardavvik av vekting

| År | 2012 | 2014 | 2016 |
|------|---------------|---------------|---------------|
| ww | 1,013 (1,480) | 0,864 (1,056) | 1,153 (1,590) |

Dette innebærer at observasjonene fra 2016 i gjennomsnitt vektlegges mest, og de fra 2014 minst. Jeg har også testet enkelttilfeller og funnet ut at individer av identisk kjønn, alder, nasjonalitet og utdanning, men som er intervjuet i forskjellige år, vektet forskjellig. Etersom jeg ønsker at en respondent skulle veies likt som en identisk respondent som ble intervjuet et annet år, har jeg også prøvd å normalisere vektene, slik at gjennomsnittsrespondenten fra hvert år hadde samme vekt. Dette ble gjort ved å dele samtlige vekter på gjennomsnittsvekten fra det aktuelle året. Jeg har testet dette for flere land og aldersgrupper, og testene mine tyder på at denne normaliseringen virket mot sin hensikt, og heller gjorde forskjellene større. Jeg har derfor valgt å ikke bruke denne

⁵Post-stratification på engelsk

videre, men heller bruke de opprinnelige vektene, ettersom jeg ikke har funnet noen annen metode som kan sikre at like respondenter fra ulike år får samme vekt.

Et annet problem er at landene ikke har vært med like mange ganger. Slovakia har for eksempel kun vært med én gang, mens Norge har deltatt samtlige tre år. Selv om de to landene har lignende befolkningsstørrelse, vil dermed Norge telle omtrent tre ganger så mye som Slovakia. Den eneste måten å veie opp for dette på, ville vært å vekte de landene som ikke var med hver gang, tilsvarende mye mer. I tilfellet med Slovakia ville hver vekt blitt ganget med 3. Dette er imidlertid ikke en perfekt løsning. Det ene problemet har jeg vært inne på før: Identiske individer over forskjellige år vektet ikke nødvendigvis likt, og vekten hver respondent får vil avhenge av året vedkomne deltar. Videre har ikke hvert land den samme totale eller gjennomsnittlige vekten mellom hvert år, og men forholdet mellom totalvektene til landet vil likevel stemme mellom de ulike årene. Dette vil ikke lenger være tilfellet dersom jeg i praksis bruker vekten fra tidligere år. Som et konkret eksempel, er totalvekten for Norge 340,94, 348,78 og 363,08 i henholdsvis 2012, 2014 og 2016. For Slovakia er den 412,10 i 2012, og ettersom befolkningsmengden ikke har endret seg vesentlig i noen av landene i løpet av disse årene, vil Slovakia dermed være underrepresentert sammenlignet med Norge i 2014 og 2016. Denne metoden antar også at det ikke har vært noen endringer i Slovakia mellom 2012 og 2016. Jeg har imidlertid antatt liten endring over tid og behandler dataene som tverrsnittsdata, så dette burde ha begrenset betydning. Jeg har likevel valgt å ikke multiplisere opp vektene, men jeg vil sjekke om de påvirker resultatet vesentlig ved å sjekke om hovedresultatene skiller seg vesentlig fra resultatene for kun ett år. Dette skjer i 6.3.

Det er store forskjellene i befolkning mellom de ulike landene. Dette skaper ikke feil i undersøkelsen, men gjør at enkelte land veier svært tungt etter vekting. Dersom disse skiller seg vesentlig fra de andre, kan det vise seg at det som fremstår som europeiske effekter kun er effekter knyttet til noen få land. Det vil likevel da være effekter som gjelder en høy andel av europeere. Tabell 14 viser de fem største deltakerlandene rangert etter antall innbyggere (FN, 2017), hvor stor andel av befolkningen i samtlige deltakerland dette utgjør, og kumulativt hvor stor andel av totalbefolkningen dette og større deltakerland utgjør.

Tabell 14: Andel av befolkning deltakerland utgjør 2016, individuelt og kumulativt

| Land | Befolkning | Andel | Kumulativt |
|---------------|-------------------|--------------|-------------------|
| Russland | 143 964 513 | 21,10 % | 21,10 % |
| Tyskland | 81 914 672 | 12,00 % | 33,10 % |
| Storbritannia | 65 788 574 | 9,64 % | 42,74 % |
| Frankrike | 64 720 690 | 9,48 % | 52,23 % |
| Italia | 59 429 938 | 8,71 % | 60,94 % |

Russland utgjør altså hele 21 % av det totale utvalget, og de fem største landene (Russland,

Tyskland, Storbritannia, Frankrike og Italia) utgjør hele 61 % av befolkningen. I andre enden av skalaen er Island med 0,05 % av befolkningen i utvalget, og vil dermed i svært liten grad påvirke regresjonene mine. For å undersøke om resultatene mine holder seg selv uten påvirkningen fra de største landene, kjører jeg i 6.2 regresjonene uten først Russland, og så uten de fem største landene.

4.2 Lineær sannsynlighetsmodell

Jeg har valgt å bruke lineær sannsynlighetsmodell (LPM) i analysen. Det innebærer at den sanne avhengige variabelen kun kan ha verdiene 0 og 1. Dette vil imidlertid ikke være tilfellet i estimeringene, og den forventede verdien til den avhengige variabelen vil da heller være sannsynligheten for at den sanne avhengige variabelen er 1 gitt de uavhengige variablene. Sagt på en annen måte, er

$$E[H|X] = \Pr(H = 1|X = x) = x'\beta \quad (1)$$

der H er den avhengige variabelen, x er en vektor med verdiene til de uavhengige variablene for individet, og β de tilhørende koeffisientene. Koeffisientene kan finnes gjennom forskjellige estimeringsmetoder, og jeg vil bruke minste kvadraters metode (MKM).

En av de fremste fordelene med LPM, er at det er lett å tolke resultatene. Dersom en koeffisient tar verdien a , vil en enhet økning i tilhørende uavhengig variabel kunne tolkes som at sannsynligheten for at den avhengige variabelen er 1, øker med a . En annen fordel er at den er enkel å estimere.

En av ulempene med LPM, er at den estimerte avhengige variabelen kan ta verdier som ikke er mellom 0 og 1. Dette innebærer en sannsynlighet lavere enn 0 % eller høyere enn 100 %, som ikke er mulig. En potensiell løsning på dette problemet er å heller bruke en probit-modell, og jeg vil derfor kontrollere noen av resultatene mine ved å sammenligne LPM-resultatene med de fra en probit-modell. Dette skjer i 6.1. En annen problematisk faktor er at den deriverte med hensyn til hver av de uavhengige variablene, er konstant. Modellen sier altså at et individ øker eller minker sin sannsynlighet i prosentpoeng for god helse uavhengig av hvor høy eller lav denne sannsynligheten er fra før. Det er imidlertid liten grunn til å tro at en med 99 % sjans for god helse vil påvirkes like mye av en helsestyrkende faktor som en som kun har 50 % sjans for god helse fra før. En probit-modell vil derimot klare å kompensere for dette (Dagsvik 2015).

Bruken av MKM krever at de fem Gauss-Markov-antagelsene er oppfylt (Woolridge 2013, s. 93):

1) Modellen kan skrives som

$$y = \beta_0 + \beta_1x_1 + \beta_2x_2 + \dots + \beta_kx_k + u, \quad (2)$$

der y er den avhengige variabelen, i mitt tilfelle *helse*, og x_i er de uavhengige variablene. β_i er de ukjente parametrene vi vil finne, og u er en uobservert tilfeldig feil.

2) Vi har et tilfeldig utvalg på n observasjoner, $\{x_{i1}, \dots, x_{ik}, y_i : i = 1, 2, \dots, n\}$, som følger modellen i forutsetning (1).

3) I utvalget er ingen av de uavhengige variablene konstante, og det er ingen eksakt lineære forhold mellom de uavhengige variablene.

4) Feilleddet u har forventningsverdi 0 uavhengig av verdien til de uavhengige variablene. Sagt mer matematisk,

$$E(u|x_1, \dots, x_k) = 0 \quad (3)$$

5) Feilen u har samme varians uansett verdien til de uavhengige variablene. Sagt mer matematisk,

$$Var(u|x_1, \dots, x_k) = \sigma^2, \quad (4)$$

der σ er konstant.

Kravet om konstant varians i restleddene, vil bli relevant i diskusjonen om heteroskedastisitet i neste delkapittel.

4.3 Test av teorier

For å forsøke å svare på om Norge skiller seg vesentlig fra de andre europeiske landene, har jeg kjørt regresjoner der jeg har brukt LPM for å finne koeffisientene som angir utdanningseffekten. For å kunne sammenligne Norge med de andre landene, har jeg kjørt regresjonene både for Norge, for de øvrige landene i undersøkelsen, og for alle samlet. Dette gjør det mulig å sammenligne gradientene i de ulike gruppene, og se om utdanning gjør større eller mindre forskjell for helse i Norge enn i andre land.

For å forsøke å svare på om teoriene stemmer, har jeg sammenlignet gradientene for ulike grupper. Jeg har da først identifisert hvilke faktorer som kan si noe om teorien, og så delt inn respondentene i grupper for å se om forskjellene mellom gruppene var vesentlige. Også dette har jeg gjort for samtlige land totalt, Norge separat og alle andre land enn Norge. For den materialistiske forklaringen innebærer dette at jeg har delt inn landene etter BNP (PPP) per innbygger. For livsløpsperspektivet har jeg delt inn etter alder, mens for velferdsstatteorien har jeg undersøkt de nordiske landene for seg. De øvrige teoriene har jeg ikke funnet en fornuftig metode for å undersøke validiteten av. Jeg har vurdert resultatene fra regresjonene for å se om de er i tråd med teoriene forventer.

Testene viser forskjell i gradientene, men dette er ikke alene nok til å kalle forskjellene signifi-

kante. Derfor har jeg også brukt en test for å forsøke å svare på om testene er signifikante. Denne er presentert i 5.1.1, der den først brukes.

4.4 Potensielle feilkilder

I dette delkapittelet vurderer jeg potensielle feilkilder, som kan påvirke resultatet. I tilfellene med heteroskedastisitet og multikollinearitet gjennomfører jeg også tester for å undersøke om dette påvirker resultatene, og veier eventuelt opp for dette når jeg kjører regresjoner. Jeg har derimot ikke funnet noen passende test eller justeringsmetode for noen av de andre potensielle feilkildene, så disse vil kun drøftes.

4.4.1 Heteroskedastisitet

Heteroskedastisitet innebærer at variansen til den uobserverte feilen, u , ikke er konstant. For å teste for heteroskedastisitet, har jeg gjennomført en Breuch-Pagan-test. Her er nullhypotesen at det ikke er heteroskedastisitet. For å teste dette, har jeg først predikert residualene etter en MKM-regresjon av den avhengige variabelen på de uavhengige variablene, og laget en ny variabel som er kvadratet av residualene. Deretter har jeg kjørt en MKM-regresjon med kvadratet av residualene som avhengig variabel, og de samme uavhengige variablene som i den opprinnelige regresjonen. Resultatet av denne regresjonen gir en F-verdi på hele 98, og jeg forkaster dermed tydelig nullhypotesen om at det ikke er heteroskedastisitet.

Det er ikke uventet at resultatet påvirkes av heteroskedastisitet. LPM oppfyller ikke en av Gauss-Markov-antagelsene, grunnet variansen. Etersom *helse* er en binær variabel, er variansen gitt ved

$$\text{Var}(\textit{helse}|\mathbf{x}) = p(\mathbf{x})[1 - p(\mathbf{x})] \quad (5)$$

der \mathbf{x} er de uavhengige variablene, og $p(\mathbf{x})$ er sjansen for at *helse* er lik 1. Dermed må det være heteroskedastisitet med mindre sannsynligheten ikke avhenger av noen av de uavhengige variablene (Woolridge 2013, s. 251). Dette fremstår som svært usannsynlig, og det vil dermed være heteroskedastisitet. Dette betyr ikke bias i estimeringen av koeffisienter (Woolridge 2013, s. 102), men kan innebære feil i t- og F-statistikkene fordi MKM ikke lenger har den minste variansen blant lineære forventningsrette estimatorene (Woolridge 2013 s. 102 og 252).

For mest mulig presise resultater, har jeg i estimeringene tatt hensyn til denne heteroskedastisiteten ved å legge til leddet *vce(robust)* ved slutten av regresjonen. Da brukes sandwich-estimatoren, som gir robuste standardavvik. Denne estimatoren er ikke like effektiv som standardestimatoren, men krever heller ikke like strenge forutsetninger.

4.4.2 Målefeil

Målefeil innebærer at de oppgitte målingene i undersøkelsen ikke stemmer med den sanne verdien (Woolridge 2013, s. 317-323). Dette kan skyldes at respondentene i undersøkelsen oppgir uriktig svar, enten bevisst eller ubevisst. Cawley og Choi (2015) har undersøkt i hvor stor grad amerikanere rapporterer sin egen helse nøyaktig, og konkluderer med at de høyt utdannede som regel rapporterer mer presist enn de med lavere utdanning. Det er langt vanligere å rapportere sin helse som bedre enn den er blant de med lavere utdanning. Det er derfor grunn til å tro at den observerte utdanningsgradienten kan være større enn resultatene alene viser. Det er også mulig at det er variasjoner mellom land i hvor presis egen helse rapportering er, og resultatene mine kan være påvirket av at det er noen land der det er vanligere å gi et uriktig bilde av egen helse.

Det er også mulig at spørsmålet om god helse oppfattes ulikt i forskjellige land, og at dette har påvirket resultatene. Eikemo m.fl. (2008) har undersøkt både hvordan individer i ulike europeiske land vurderer sin egen helse, og om de har varige helseproblemer som i noe eller stor grad hindrer dem i det daglige. Svarene til disse to spørsmålene var ofte sterkt korrelert, men sammenhengen varierte langt mer i sør-europeiske land enn de øvrige. En mulig forklaring på dette er at minst ett av spørsmålene har blitt oppfattet forskjellig her fra i resten av landene. Jeg har ikke funnet noen metode for å avgjøre om spørsmålet også har blitt oppfattet ulikt i mine resultater, eller for å veie opp for problemer dette eventuelt kan ha ført til.

Det kan også være at intervjueren noterer feil, eller at dataene feilbehandles før de offentliggjøres. Jeg har ingen måte å kontrollere dette på, men ettersom det stilles strenge krav til ESS vil jeg videre anta at det eventuelle omfanget av slike feil er av ubetydelig grad.

Woolridge (2012, s. 317-323) skiller mellom ulike utfall fra målefeil. Målefeil i avhengig variabel kan føre til skjevhet i MKM dersom de er systematisk relatert til en eller flere forklaringsvariabler. Cawley og Choi (2015) sin undersøkelse tyder på nettopp dette; at det er en sammenheng mellom utdanning og målefeil i helsevariabelen. Dersom målefeilene i avhengig variabel derimot er tilfeldige og uavhengige av forklaringsvariablene, kan MKM fortsatt brukes uten problemer.

Målefeil i uavhengige variable kan føre til at MKM gir skjeve resultater, og ikke bare i den forklaringsvariabelen med målefeil. Dette vil også være tilfellet når målefeilen er ukorrelert med den sanne verdien til forklaringsvariablene. Jeg anser det imidlertid som mindre sannsynlig at slike målefeil er vesentlige i regresjonene mine. Alder, kjønn og utdanning alle er variabler respondenten burde klare å avgi riktig svar på og det ikke er grunn til å tro at de tjener noe på å oppgi feil svar, og år og land er variabler som kun kan ha feil dersom ESS sentral har gjort feil.

Det kan altså ses på som sannsynlig at MKM gir skjeve resultater, og at utdanningsgradien-

ten kan være større enn den framstår. Utover dette anser jeg det som lite sannsynlig at det finnes målefeil som vesentlig påvirker resultatene.

4.4.3 Simultanitet

Dersom den avhengige variabelen bestemmes samtidig som minst en av forklaringsvariablene, kan det oppstå problemer med simultanitet (Woolridge 2013, s. 555). Dersom dette er tilfellet, betyr det at minst en uavhengig variabel blir bestemt samtidig som den avhengige variabelen, og derfor er korrelert med restleddet. Dette gjør den uavhengige variabelen endogen, som igjen fører til skjevhet i MKM-regresjonen.

I denne sammenhengen kan det være fornuftig å dra fram statusteorien. Status kan selvfølgelig påvirkes av utdanning, men det er også godt dokumentert at de med høyere medfødt status gjerne tar høyere utdanning (Björklund og Salvanes, 2010). Ifølge statusteorien er det også status som påvirker helse. Dersom teorien stemmer, kan det altså være et simultanitetsproblem mellom den avhengige variabelen og utdanningsvariablene. Dette er dessverre vanskelig å teste i praksis, og dermed også vanskelig å ta hensyn til videre i oppgaven.

4.4.4 Seleksjonsskjevhet

MKM er blant flere estimeringsmetoder som antar at utvalget ikke har seleksjonsskjevhet. Seleksjonsskjevhet oppstår når utvalget ikke er representativt, altså at individer med bestemte egenskaper er over- eller underrepresentert i utvalget.

Verbeek (2012, s. 257-260) trekker fram tre grunner til at seleksjonsskjevhet vanligvis oppstår. Den første handler om et utvalg som ikke er representativt. I ESS har alle potensielle respondenter (altså hele befolkningen) en kjent sannsynlighet for å velges, og vekter brukes for å gjøre regresjonene representative. Vektene jeg har brukt tar kun hensyn til sannsynligheten for at hver person blir valgt, og det ville sannsynligvis gitt mer presise resultater om jeg kunne brukt etterstratifiseringsvektene. Designvektene burde imidlertid også hjelpe godt på dette potensielle problemet.

Den andre grunnen er ikke-respondenter, som altså velger å ikke oppgi informasjon. For ESS er dette et tredelt problem: Grupper som ikke svarer på enkeltspørsmål, grupper som ikke ønsker å være med i undersøkelsen, og land som ikke er med i undersøkelsen. De to førstnevnte handler om at enkelte karakteristikk kan være over- eller underrepresentert blant de som velger å ikke svare på spørsmål. Skjevheten kan ikke bare være blant lett målbare og kontrollerbare faktorer slik som inntekt, men også holdninger. I denne oppgaven vil det være en fare for at enkelte grupper ikke er representert, og kanskje mest spesifikt kan det være at de med dårligst helse som ikke har orket å

delta i undersøkelsen. Det er vanskelig å teste for dette. Det siste punktet handler om at enkelte land ikke er med i undersøkelsen. Ingen av Bosnia og Herzegovina, Hellas, Hviterussland, Kroatia, Latvia, Luxembourg, Makedonia, Malta, Moldova, Montenegro, Romania, Serbia og Tyrkia er med i ESS noen av de tre årene. Det store flertallet av disse landene er østeuropeiske land med lavere BNP (PPP) per innbygger enn det europeiske gjennomsnittet, og dersom det er egenskaper som er sterkt representert i denne regionen eller inntektsgruppen, vil disse bli underrepresentert i regresjonene.

Seleksjonsproblemet er ignorertbart dersom sjansen for å være med i utvalget og den avhengige variabelen er uavhengige av hverandre. Det er altså irrelevant om seleksjonen er knyttet til alder, kjønn, utdanning eller undersøkelsesår, men vesentlig om den er knyttet til selvrapportert helse (Verbeek 2012, s. 257-258). Det er sannsynlig at minst noen av de potensielle problemene jeg har nevnt er gjeldene, og påvirker regresjonene mine. Jeg har ikke klart å ta hensyn til dem, og må dermed bare huske dem når resultatene tolkes.

4.4.5 Utelatt variabel-problemer

En av forutsetningene for bruken av MKM, er at den sanne modellen er den som brukes i regresjonen. Det er imidlertid mulig at det finnes variabler som er utelatt fra regresjonen, enten fordi jeg ikke har data på dem, eller fordi jeg ikke har tenkt på dem. Et typisk eksempel på det første vil være medfødte egenskaper, som gener. Noen vil ha større sannsynlighet for sykdom allerede fra fødselen av, og dette vil ofte ikke fanges opp av noen av variablene jeg har tilgang til.

Dersom regresjonen mangler en variabel, er ikke første Gauss-Markov-antagelse oppfylt. Dette vil igjen ofte gi forventningskjevde estimerte koeffisienter. Unntaket er dersom den utelatte variabelen ikke er korrelert med noen av de andre variablene (Wooldrige 2012, s. 90). Dersom det først oppstår skjevhet, vil retningen på denne avhenge av om det er en positiv eller negativ korrelasjon mellom den utelatte variabelen og variabelen den er korrelert med. Det er altså vanskelig å fastslå retningen på skjevheten, uten å vite hva potensielle utelatte variabler er. Det er også vanskelig å teste generelt for utelatte variable, men det vil derimot være mulig å teste ved hjelp av en instrumentvariabel dersom man har mistanker om at en spesifikk variabel er utelatt (Wooldridge 2013, s. 514). Det har jeg ikke, og det er dermed ikke gjennomført noen slik test i denne oppgaven.

Ettersom helse påvirkes av en rekke variabler, er det naturlig å anta at regresjonene mine har skjevheter. Dette har ikke blitt justert for, og dette burde være i minnet når resultatene diskuteres.

4.4.6 Multikollinearitet

Multikollinearitet innebærer høy eller perfekt korrelasjon mellom to eller flere uavhengige variabler (Woolridge 2013, s. 94-98). Dersom det er perfekt korrelasjon, vil den tredje Gauss-Markov-antagelsen ikke lenger være gyldig, og MKM kan dermed ikke brukes. Dersom det kun er høy korrelasjon vil det derimot antagelsene være gyldige, men høyere korrelasjon kan gjøre variansen stor, som igjen vil bety større usikkerhet knyttet til resultatene. Det er vesentlig å nevne at dette kun vil påvirke variansen til de variablene med høy korrelasjon. I analysen min er det en rekke uavhengige variabler som i hovedsak er med som kontrollvariabler, der variansen altså er av mindre betydning. Problemer med høy korrelasjon vil altså kun ha vesentlig betydning dersom det påvirker noen av variablene jeg ser fokuserer på i analysen.

Mine tester tyder på at det ikke er multikollinearitet. Dette ville vært tilfellet om jeg inkluderte for eksempel samtlige land med hver sin dummyvariabel, men jeg har unngått dette problemet ved å utelate en variabel, i tilfellet med land dummyvariabelen som indikerer at personen er fra Norge. For å teste om variablene *ungdom* og *mellom* er sterkt korrelert med noen av de andre variablene, har jeg sett på korrelasjonsmatrisen i STATA. Den høyeste korrelasjonen jeg finner mellom en av utdanningsdummyene og en av de andre variablene, er 0,136 (mellom *ungdom* og *spania*), som kan sies å være lav korrelasjon. Jeg har også testet VIF (variance inflation factor), som tar utgangspunkt i R^2 . Tommelfingerregelen sier at VIF-verdier under 10 tyder på at det ikke er multikollinearitet. Dersom jeg kjører regresjonen vektet og med hensyn til heteroskedastisitet, er det noen få landdummyer som får verdier over 10, men begge utdanningsvariablene får verdier under 2. Dersom jeg kjører regresjonen uten vektning eller hensyn til heteroskedastisitet, er ingen av VIF-verdiene over 3. Jeg konkluderer dermed med at det ikke finnes multikollinearitet som vesentlig påvirker resultatene mine.

4.4.7 Oppsummering

Det er en rekke økonomiske utfordringer som kan påvirke resultatet. Jeg har klart å utelukke at multikollinearitet påvirker resultatene mine vesentlig, og tar i regresjonen hensyn til heteroskedastisitet. Det er imidlertid en rekke andre økonomiske utfordringer jeg ikke klarer å ta hensyn til å regresjonene, og jeg må dermed regne med skjevhet i resultatene mine, uten at jeg kan si noe om hvilken vei dette går. Det vil derfor være viktig å huske at estimatene ikke nødvendigvis stemmer fullstendig når videre analyse gjøres.

5 Resultater

For å best finne effekten av utdanning på helse, har jeg regressert følgende ligning:

$$\begin{aligned} helse = & \beta_0 + \beta_1 \text{ungdom} + \beta_2 \text{mellom} + \beta_3 k30_34 + \dots + \beta_{27} m85 \\ & + \beta_{28} \text{osterrike} + \dots + \beta_{56} \text{kosovo} + \beta_{57} \text{ar2012} + \beta_{58} \text{ar2014} + u \quad (6) \end{aligned}$$

β_i er her koeffisientene for de ulike variablene, som skal estimeres i regresjonen. $\beta_3 - \beta_{27}$ er koeffisientene for de ulike dummyvariablene som representerer alder og kjønn, mens $\beta_{28} - \beta_{56}$ er koeffisientene til landdummyene. Disse er for enkelhets skyld ikke skrevet ut. Rekkefølgen på de førstnevnte er leddene med kvinner i stigende alder, og så tilsvarende med menn. Rekkefølgen på landdummyene er den samme som når de presenteres i ESS; alfabetisk på engelsk. u er restleddet, og det antas at dette oppfyller Gauss-Markov-antagelsene for restledd.

Jeg er interessert i koeffisientene β_1 og β_2 , ettersom disse beskriver hvor mye sjansen for god helse endres etter utdanningsnivå. De øvrige koeffisientene er kontrollvariable, og jeg rapporterer derfor kun utdanningskoeffisientene i denne oppgaven. De estimerte koeffisientene kan tolkes som effekten på helse av å ha ungdomsskole eller mellomnivå som høyeste fullførte utdanning, i stedet for en universitetsgrad. En økning på n vil øke sannsynligheten for at individet har god helse med n prosentpoeng.

I estimeringene som viser utdanningseffekten, er det gjennomgående svært lave p-verdier. Der ikke annet er oppgitt, er p-verdien 0,001 eller bedre. De få stedene der p-verdien kun er 0,05, har jeg indikert dette med *. p-verdiene indikerer at det er $(1 - p) * 100$ % sjanse for at koeffisienten ikke er lik 0.

Gjennom oppgaven tar jeg utgangspunkt i en med universitetsutdannelse, og sett på utdanningsgradienten i de andre gruppene i forhold til utgangspunktet. Koeffisientene skal dermed tolkes som forskjellen i prosentpoeng for hvor god sjanse et individ i denne gruppen har for god helse, sammenlignet med en med høyere utdanning.

Gradientene jeg finner er negative, ettersom de høyest utdannede har bedre helse. Jeg omtaler imidlertid de mest negative koeffisientene som "store" og "høye". Dette kan sees på som at jeg omtaler absoluttverdien av dem, ettersom jeg er interessert i størrelsen på forskjellene.

5.1 Generelle regresjoner

I dette delkapittelet viser jeg resultatene fra regresjoner som ikke er knyttet til en spesifikk teori, for å se på gradienten i Norge sammenlignet med i andre europeiske land.

5.1.1 Effekt av utdanning

Resultatene fra regresjonen der jeg kun sammenligner effekten av utdanning basert på land, er i tabell 15.

Tabell 15: Utdanningseffekt for Totalt, Norge og Andre

| Land | Totalt | Norge | Andre |
|---------------|----------------|----------------|----------------|
| <i>ungdom</i> | -0,173 (0,007) | -0,207 (0,024) | -0,173 (0,007) |
| <i>mellom</i> | -0,084 (0,006) | -0,115 (0,014) | -0,083 (0,006) |
| <i>høyere</i> | | | |

I likhet med tidligere forskning (Eikemo m.fl. 2008), viser dataene fra ESS at utdanningsgradienten er større i Norge enn i de øvrige europeiske landene. Forskjellen er størst mellom de med lavest og de med høyest utdanning. For å finne ut om forskjellene faktisk er signifikante, har jeg gjennomført en test i STATA. Kommandoen jeg bruker er *suest*, fulgt av *test*-kommandoen. Jeg referer til denne testen som *suest*-testen. Testen sammenligner koeffisienter fra regresjoner fra ulike utvalg, og indikerer om det er en signifikant forskjell mellom dem. Nullhypotesen er at de to koeffisientene er like. Testen gir p-verdier, og dersom disse er lave nok kan nullhypotesen forkastes med $(1-p)*100$ % sikkerhet. Med andre ord betyr en verdi lavere enn 0,05 at verdiene er forskjellige med minst 95 % sikkerhet. Denne testen kan ikke kombineres med vektning, og alle individene i undersøkelsen vil dermed telle likt. Dette gjør resultatene langt mer usikre, og det kan dermed hende at en p-verdi som tilsynelatende ikke er lav nok til å være signifikant, ville vært det med en mer presis test. Resultatene fra *suest*-testene burde derfor tillegges begrenset betydning.

Tabell 16 viser p-verdien til hver kombinasjon.

Tabell 16: p-verdier fra *suest*-test mellom de ulike variablene

| | Totalt | Norge | Andre |
|---------------|---------------|-------|-------|
| Totalt | <i>ungdom</i> | 0,476 | 0,440 |
| | <i>mellom</i> | 0,040 | 0,233 |
| Norge | <i>ungdom</i> | | 0,474 |
| | <i>mellom</i> | | 0,044 |

Etter å ha gjennomført testen, kan jeg si med over 95 % sikkerhet at koeffisientene til *mellom* har signifikante forskjeller mellom Norge og Total, og Norge og Andre. Testen gir ingen klare svar for

de andre koeffisientene, men utelukkende basert på koeffisientene ser det ut til at Norge skiller seg ut med større gradient også blant de med laveste fullførte utdanningsnivå.

5.1.2 Effekt av kjønn

Ingen av teoriene mine omhandler kjønn, men jeg ønsker likevel å undersøke om det er en faktor som påvirker resultatene. Derfor viser tabell 17 koeffisientene fordelt etter kjønn.

Tabell 17: Effekt av utdanning etter kjønn, Totalt, Norge og Andre

| Kjønn | Totalt | | Norge | | Andre | |
|---------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Kvinner | Menn | Kvinner | Menn | Kvinner | Menn |
| <i>ungdom</i> | -0,180 (0,009) | -0,172 (0,010) | -0,238 (0,036) | -0,187 (0,032) | -0,180 (0,009) | -0,171 (0,010) |
| <i>mellom</i> | -0,086 (0,008) | -0,083 (0,008) | -0,115 (0,022) | -0,114 (0,019) | -0,086 (0,008) | -0,083 (0,008) |
| <i>høyere</i> | | | | | | |

Umiddelbart ser det ut til at spesielt norske kvinner uten høyeste utdanningsnivå har en betydelig verre gradient enn andre kvinner med tilsvarende utdanning. Norske menn med utdanning på mellomnivå ser ut til å ha en verre gradient enn tilsvarende menn andre steder i Europa. For å undersøke for statistisk signifikans, har jeg gjennomført *suest*-tester som tidligere mellom landgruppene, med separate tabeller for kvinner og menn. Resultatene finnes i tabell 18 og 19.

Tabell 18: Test av betydning for land, kvinner

| | Totalt | Norge | Andre |
|---------------|---------------|-------|-------|
| Totalt | <i>ungdom</i> | 0,220 | 0,432 |
| | <i>mellom</i> | 0,213 | 0,633 |
| Norge | <i>ungdom</i> | | 0,224 |
| | <i>mellom</i> | | 0,223 |

Tabell 19: Test av betydning for land, menn

| | Totalt | Norge | Andre |
|---------------|---------------|-------|-------|
| Totalt | <i>ungdom</i> | 0,782 | 0,850 |
| | <i>mellom</i> | 0,118 | 0,270 |
| Norge | <i>ungdom</i> | | 0,795 |
| | <i>mellom</i> | | 0,123 |

Ingen av p-verdiene i tabellene er lave nok til å forkaste nullhypotesen om at koeffisientene ikke er like, og det er dermed ikke mulig å utelukke at gradientene er de samme i Norge som i de andre kategoriene.

5.2 Regresjoner knyttet til teorier

5.2.1 Den materialistiske forklaringen

Under den tidligere diskusjonen av den materialistiske forklaringen, nevnte jeg at det er mulig helseforskjellene er større i fattigere land, som igjen kan tyde på at det finnes en materialistisk grense for helse. For å undersøke dette har jeg delt inn landene etter justert BNP per innbygger i USD, og sett på hvor stor helsegradienten er i hver av gruppene. Jeg har valgt å dele dem inn i land med over \$40 000, \$20 001-\$40 000, og under \$20 000. Tabell 20 viser hvilke land som er i hver gruppe, ifølge Det internasjonale pengefondet (IMF). To av disse landene (Albania og Kosovo) har IMF måttet estimere tall for, men det er svært sannsynlig at de begge likevel er plassert i riktig gruppe, ettersom estimatet er langt fra å plassere dem i en av de andre kategoriene.

Tabell 20: Land etter justert BNP per innbygger, 2016

| \leq \$20 000 | \$20 001- \$40 000 | $>$ \$40 000 |
|--------------------------|---|--|
| Albania, Kosovo, Ukraina | Bulgaria, Estland, Israel, Italia, Litauen, Polen, Portugal, Russland, Slovakia, Slovenia, Spania, Tsjekkia, Ungarn | Belgia, Danmark, Finland, Frankrike, Island, Irland, Nederland, Norge, Sverige, Sveits, Storbritannia, Tyskland, Østerrike |

Jeg har kjørt regresjonen på nytt for hver av disse gruppene. Utdanningsgradientene i hver av dem er oppgitt i tabell 21.

Tabell 21: Utdanningseffekt etter BNP (PPP) per innbygger

| BNP (PPP) | \leq \$20 000 | \$20 001-\$40 000 | $>$ \$40 000 |
|---------------|------------------|-------------------|----------------|
| <i>ungdom</i> | -0,153 (0,034) | -0,147 (0,011) | -0,194 (0,009) |
| <i>mellom</i> | -0,060** (0,026) | -0,072 (0,010) | -0,091 (0,007) |
| <i>høyere</i> | | | |

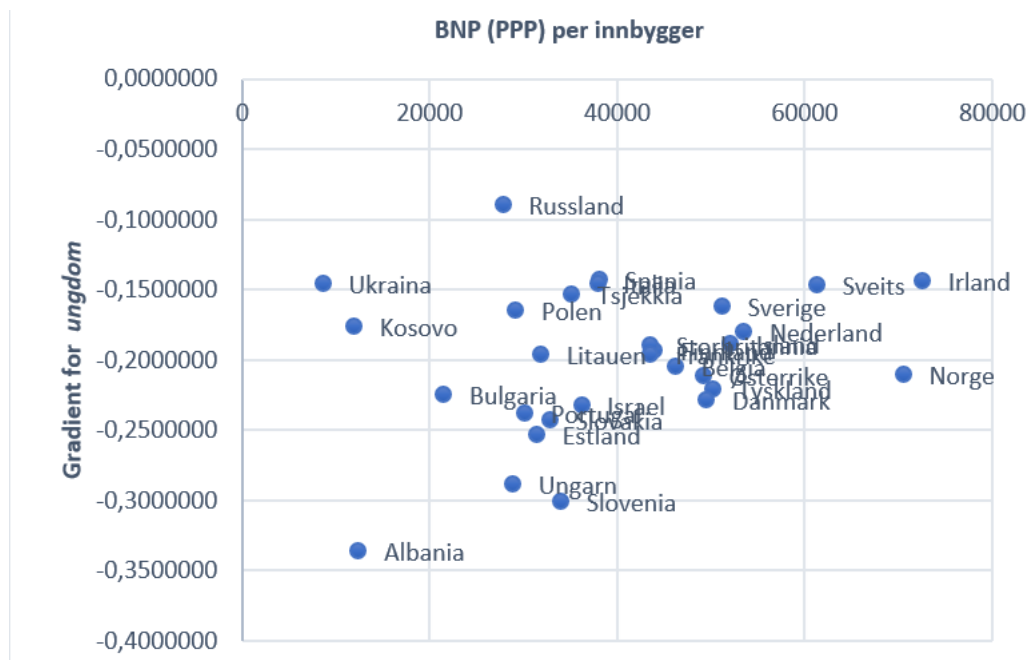
Som ved de tidligere regresjonene har jeg også kjørt *suest*-testen her. Da jeg presenterte testen, sa jeg også at vekting ikke er brukt, og at dette kan gjøre utslag. I dette tilfellet er det kun tre land som utgjør den ene kategorien, og Ukraina har hele 90 % av deres samlede innbyggere. Figur 1 og 2 viser hvert land etter gradienten for *ungdom/mellom* og BNP (PPP) pr innbygger. Albania skiller seg vesentlig fra de andre landene med lignende BNP pr innbygger, og vil med *suest*-testen vektet like mye som langt mer folkerike Ukraina. For å ta hensyn til dette har jeg gjennomført *suest*-testen to ganger, den ene gangen med og den andre gangen uten å inkludere Albania. Resultatene kan sees i tabell 22.

Tabell 22: Test av betydning av BNP (PPP) per innbygger

| | | $\leq \$20\ 000$ | $\$20\ 001 - \$40\ 000$ | $> \$40\ 000$ |
|---|---------------|------------------|-------------------------|---------------|
| $\leq \$20\ 000$ inkl. | <i>ungdom</i> | | 0,782 | 0,850 |
| Albania | <i>mellom</i> | | 0,118 | 0,270 |
| $\leq \$20\ 000$ ekskl. | <i>ungdom</i> | | 0,005 | 0,007 |
| Albania | <i>mellom</i> | | 0,104 | 0,235 |
| $\\$20\ 001 - \\$40\ 000$ | <i>ungdom</i> | | | 0,669 |
| | <i>mellom</i> | | | 0,134 |

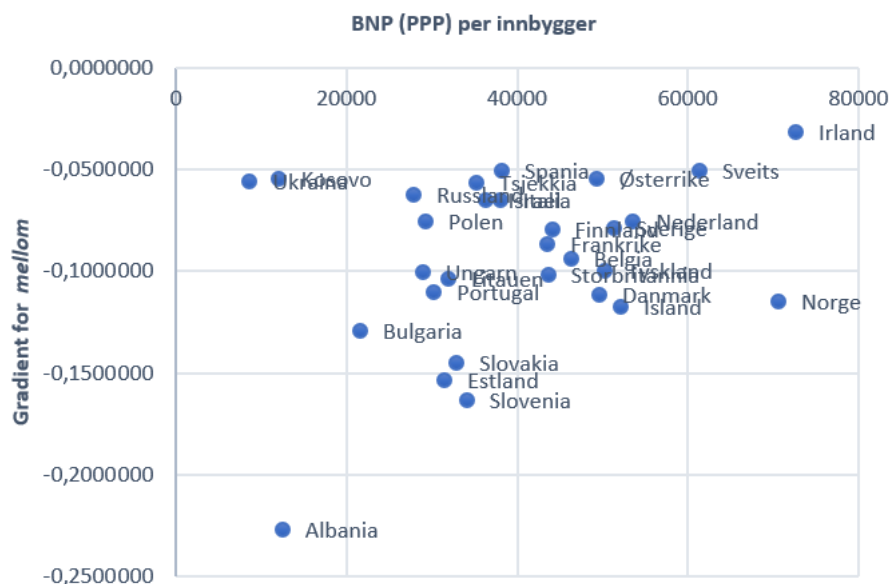
Resultatene med Albania tyder på at det ikke er signifikante forskjeller mellom noen av gruppene. Resultatene uten Albania tyder derimot på at det er signifikant forskjell mellom utdanningsgradienten i de to gruppene. Dette stemmer dårlig overens med tabell 21, der gradienten for de to gruppene med lavest BNP er svært relativt like. En forklaring på dette kan være at i tabell 21 er resultatene for kategorien $\$20\ 001 - \$40\ 000$ sterkt påvirket av Russland. Figur 1 og 2 viser at Russland skiller seg fra de øvrige landene med langt mindre gradienter. I testen teller ikke Russland mer enn de andre landene, og dette har påvirket resultatet. Testen sier altså svært lite i dette tilfellet, og oppgaven ville vært betydelig bedre dersom testen klarte å ta hensyn til vekting.

Figur 1: Gradient for *ungdom* etter BNP (PPP) per innbygger



Utdanningseffekten ser ut til å være størst i de rikeste landene, uavhengig av hvilket skolenivå jeg ser på i tabell 21. Heller ikke disse resultatene er signifikante ifølge *suest*-testen. Som da jeg fokuserte på forskjellen mellom de to laveste gruppene, kan dette være sterkt påvirket av at alle

Figur 2: Gradient for *mellom* etter BNP (PPP) per innbygger



respondentene er vektet likt, uavhengig av land. Tabell 21 alene gir inntrykk av at forskjellene er der, og det at standardavvikene er såpass små støtter opp under at forskjellene er signifikante, på tross av hva testen sier. Jeg vil derfor anta at forskjellene mellom de to rikeste gruppene er reelle.

Det virker naturlig å anta at ingen eller svært få i de rikeste landene har færre materielle goder enn de med lavest utdanning i den mellomste gruppa. Dersom antagelsene minstemmer, finnes det to mulige forklaringer:

- (1) Det finnes en kritisk grense som avgjør om leveforholdene er gode nok til å oppnå god helse, men denne er mye høyere enn antatt. Derfor har svært få i de mindre rike landene oppnådd den, og derfor er forskjellene mindre her. I rike land har derimot deler av befolkningen nådd denne grensa, som er hvorfor gradienten er større her. Jeg har da antatt at høyere utdanning bedrer sjansene for å nå denne grensa, ettersom sammenhengen mellom inntekt og utdanning er tydelig dokumentert.
- (2) Den materialistiske forklaringen klarer ikke å gjøre rede for de sosioøkonomiske helseforskjellene som sees i Europa

5.2.2 Velferdstatteorien

Velferdsstatteorien sier i utgangspunktet at de nordiske landene burde ha mindre helseforskjeller, ettersom velferdsstaten sørger for å jevne ut forskjeller. Regresjonene jeg allerede har gjort, tyder på at Norge har større forskjeller enn det øvrige Europa. Jeg vil derfor teste om dette også gjelder de nordiske landene som helhet, og ikke bare Norge. Tabell 23 viser utdanningseffekten totalt, for Norden, og for Europa utenom Norden. Norden er definert som Norge, Sverige, Danmark, Finland og Island.

Tabell 23: Utdanningseffekt etter grupper med land

| Land | Totalt | Norden | Norden ekskl Norge | Andre |
|---------------|----------------|----------------|-----------------------|----------------|
| <i>ungdom</i> | -0,173 (0,007) | -0,197 (0,012) | -0,193 (0,013) | -0,173 (0,007) |
| <i>mellom</i> | -0,084 (0,006) | -0,094 (0,007) | -0,089 (0,008) | -0,083 (0,006) |
| <i>høyere</i> | | | | |

Det ser altså ut til at utdanningsgradienten er større i velferdsstatene enn i det øvrige Europa. Dette gjelder Norden sett under ett, men det er også tydelig at det ikke bare er Norge som trekker opp snittet for Norden. Når jeg kun kjører regresjonen med de andre landene, er det også en større gradient enn blant de øvrige landene i undersøkelsen. Gradienten er imidlertid sterkere i Norge enn i gruppen bestående av de øvrige nordiske landene. For å undersøke signifikansen til resultatene, har jeg også kjørt en *suest*-test. Resultatet kan sees i tabell 24. Her er ikke Norge tatt med som en egen kategori, ettersom Norge allerede er testet opp mot det øvrige Europa tidligere.

Tabell 24: Test av effekten av å være et nordisk land

| | Totalt | Norden | Andre |
|---------------|---------------|--------|-------|
| Totalt | <i>ungdom</i> | 0,137 | 0,429 |
| | <i>mellom</i> | 0,088 | 0,452 |
| Norden | <i>ungdom</i> | | 0,165 |
| | <i>mellom</i> | | 0,119 |

En naturlig konklusjon er altså at velferdsstatteorien ikke stemmer. Jeg har heller ikke klart å vise at gradientene er signifikant forskjellige, men det framstår likevel som sannsynlig at helseforskjellene er større i de nordiske landene. Det er derimot mulig at Brekke m.fl. har rett i at de som ikke lykkes i egalitære samfunn, får større negative konsekvenser fra dette enn de som ikke lykkes i andre samfunn. For å se på om det er de egalitære forholdene ved samfunnet som gjør at Norge har større forskjeller enn de andre nordiske landene, har jeg sett på gini-indeksen for de nordiske landene. Et lavere tall her tilsvarer mindre ulikhet i landet. Tabell 25 viser at Norge er midt blant de nordiske landene, og dette gir altså ikke grunnlag for å si at Norge er mer egalitært enn de andre nordiske landene. Forskjellen i gini-koeffisientene til de nordiske landene er imidlertid svært liten, så det kan ikke sies at denne tabellen med sikkerhet rangerer de nordiske landene riktig etter egalitæritet. Dersom Norge ikke er mer egalitært enn de øvrige nordiske landene, betyr det at teorien til Brekke m.fl. ikke kan forklare hele forskjellen alene.

Tabell 25: Gini-koeffisienten til nordiske land

| Land | Gini |
|----------|-------|
| Island | 0,246 |
| Danmark | 0,256 |
| Norge | 0,257 |
| Finnland | 0,260 |
| Sverige | 0,274 |

5.3 Livsløpsperspektivet

Jeg har også drøftet muligheten for at effekten av utdanning vil være forskjellig på ulike tidspunkt i livet. Derfor viser tabell 26-28 effekten av utdanning etter alder; totalt, for Norge, og for andre.

Tabell 26: Effekt av utdanning etter alder, Totalt

| Aldersgruppe | 25-39 | 40-54 | 55-69 | 70+ |
|---------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| <i>ungdom</i> | -0,131 (0,014) | -0,184 (0,014) | -0,212 (0,012) | -0,146 (0,016) |
| <i>mellom</i> | -0,066 (0,010) | -0,092 (0,011) | -0,082 (0,011) | -0,086 (0,016) |
| <i>høyere</i> | | | | |

Tabell 27: Effekt av utdanning etter alder, Norge

| Aldersgruppe | 25-39 | 40-54 | 55-69 | 70+ |
|---------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|
| <i>ungdom</i> | -0,267 (0,062) | -0,167 (0,050) | -0,190 (0,042) | -0,226 (0,052) |
| <i>mellom</i> | -0,111 (0,023) | -0,121 (0,023) | -0,107 (0,031) | -0,121* (0,052) |
| <i>høyere</i> | | | | |

Tabell 28: Effekt av utdanning etter alder, Andre

| Aldersgruppe | 25-39 | 40-54 | 55-69 | 70+ |
|---------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| <i>ungdom</i> | -0,130 (0,014) | -0,184 (0,014) | -0,213 (0,013) | -0,145 (0,016) |
| <i>mellom</i> | -0,066 (0,010) | -0,091 (0,011) | -0,081 (0,011) | -0,085 (0,016) |
| <i>høyere</i> | | | | |

Også her er det vesentlig å sjekke om resultatene er signifikant forskjellige fra hverandre. I tabell 29-31 har jeg gjort dette for Totalt, Norge og Andre.

Tabell 29: Tester av alderseffekt, Totalt

| | | 25-39 | 40-54 | 55-69 | 70+ |
|--------------|---------------|--------------|--------------|--------------|------------|
| 25-39 | <i>ungdom</i> | | 0,000 | 0,000 | 0,002 |
| | <i>mellom</i> | | 0,000 | 0,000 | 0,001 |
| 40-54 | <i>ungdom</i> | | | 0,025 | 0,000 |
| | <i>mellom</i> | | | 0,093 | 0,706 |
| 55-69 | <i>ungdom</i> | | | | 0,000 |
| | <i>mellom</i> | | | | 0,405 |

Tabell 30: Tester av alderseffekt, Norge

| | | 25-39 | 40-54 | 55-69 | 70+ |
|--------------|---------------|--------------|--------------|--------------|------------|
| 25-39 | <i>ungdom</i> | | 0,213 | 0,295 | 0,615 |
| | <i>mellom</i> | | 0,753 | 0,899 | 0,843 |
| 40-54 | <i>ungdom</i> | | | 0,746 | 0,412 |
| | <i>mellom</i> | | | 0,693 | 0,986 |
| 55-69 | <i>ungdom</i> | | | | 0,568 |
| | <i>mellom</i> | | | | 0,789 |

Tabell 31: Tester av alderseffekt, Andre

| | | 25-39 | 40-54 | 55-69 | 70+ |
|--------------|---------------|--------------|--------------|--------------|------------|
| 25-39 | <i>ungdom</i> | | 0,000 | 0,000 | 0,018 |
| | <i>mellom</i> | | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 40-54 | <i>ungdom</i> | | | 0,021 | 0,028 |
| | <i>mellom</i> | | | 0,079 | 0,742 |
| 55-69 | <i>ungdom</i> | | | | 0,000 |
| | <i>mellom</i> | | | | 0,347 |

For kategoriene Totalt og Andre er nesten alle resultatene signifikante. For ni av tolv sammenligninger er det mer enn 95 % sikkert at utdanningsnivå påvirker helsegradienten forskjellig i de forskjellige aldersgruppene. For Norge er ingen av resultatene signifikante, men det ville også krevd større gradientforskjeller her enn i de andre for å få signifikante resultater. Utelukkende basert på tabell 27 er det likevel betydelige forskjeller i hvordan alder påvirker utdanningsgradienten også i Norge.

Basert på tabell 26-28 er det forskjeller mellom Norge og de andre europeiske landene på når i livet utdanningsgradientene er størst. Jeg vil også teste dette ved å sammenligne gradientene for samme aldersgruppe. Dette skjer i tabell 32-35.

Tabell 32: Tester av forskjell i utdanningsgradient mellom land, 25-39 år

| | | Totalt | Norge | Andre |
|---------------|---------------|---------------|--------------|--------------|
| Totalt | <i>ungdom</i> | | 0,054 | 0,020 |
| | <i>mellom</i> | | 0,017 | 0,014 |
| Norge | <i>ungdom</i> | | | 0,053 |
| | <i>mellom</i> | | | 0,017 |

Tabell 33: Tester av forskjell i utdanningsgradient mellom land, 40-54 år

| | | Totalt | Norge | Andre |
|---------------|---------------|---------------|--------------|--------------|
| Totalt | <i>ungdom</i> | | 0,429 | 0,702 |
| | <i>mellom</i> | | 0,197 | 0,501 |
| Norge | <i>ungdom</i> | | | 0,434 |
| | <i>mellom</i> | | | 0,208 |

Tabell 34: Tester av forskjell i utdanningsgradient mellom land, 55-69 år

| | | Totalt | Norge | Andre |
|---------------|---------------|---------------|--------------|--------------|
| Totalt | <i>ungdom</i> | | 0,308 | 0,324 |
| | <i>mellom</i> | | 0,990 | 0,821 |
| Norge | <i>ungdom</i> | | | 0,308 |
| | <i>mellom</i> | | | 0,999 |

Tabell 35: Tester av forskjell i utdanningsgradient mellom land, 70+ år

| | | Totalt | Norge | Andre |
|---------------|---------------|---------------|--------------|--------------|
| Totalt | <i>ungdom</i> | | 0,364 | 0,343 |
| | <i>mellom</i> | | 0,627 | 0,546 |
| Norge | <i>ungdom</i> | | | 0,362 |
| | <i>mellom</i> | | | 0,623 |

Ingen av tabellene 33-35 har signifikante resultater. Tabell 32 viser derimot at helsegradienten for de med ungdomsskoleutdanning er nesten 95 % sikkert forskjellig i Norge enn fra de andre landene, og mer enn 98 % sikkert forskjellig blant de med mellomnivå som høyeste fullførte utdanning. Det ser altså ut til at det i Norge er en større gradient i begynnelsen av livet, og men at dette jevner seg ut etter hvert. Mot slutten av livet er den igjen større i Norge, men ikke data som viser at denne forskjellen er signifikant. Det er heller ikke sikkert at de over 70 nødvendigvis er sammenlignbare på tvers av land, ettersom forventet levealder vil variere mellom landene.

6 Robusthet

I løpet av oppgaven har jeg flere ganger nevnt potensielle svakheter med metodene mine. I dette kapitlet undersøker jeg først om bruken av den lineære sannsynlighetsmodellen gir andre resultater enn ved en annen modell, i dette tilfellet probit-modellen. Deretter ser jeg på om regresjonene mine endres vesentlig dersom jeg utelukker de største landene i undersøkelsen, eller kun ser på ett år.

6.1 Probit i stedet den lineære sannsynlighetsmodellen

Da jeg presenterte den lineære sannsynlighetsmodellen (LPM) i 4.2, nevnte jeg også at den har noen svakheter. En av de fremste er at LPM kan estimere sannsynligheter over 1 eller under 0, som ikke gjenspeiler virkeligheten. Det er også utviklet modeller uten denne svakheten, der de mest kjente er logit og probit. Etersom de to gir svært lignende resultater, vil jeg kun benytte sistnevnte, som også er vanligst i økonometri (Woolridge 2013, s. 584-587).

Sannsynligheter utenfor intervallet $[0, 1]$ kan unngås ved å ha en funksjon på formen

$$P(\text{helse} = 1|\mathbf{x}) = G(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k) = G(\beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}), \quad (7)$$

der $\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k$ skrives som $\beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}$, og G er en funksjon som kun tar verdier mellom 0 og 1, altså er $0 < G(z) < 1 \forall z \in \mathbb{R}$. I tilfellet med probit er G den kumulative normalfordelingsfunksjonen, altså

$$G(z) = \int_{-\infty}^z \phi(v)dv = \int_{-\infty}^z (2\pi)^{-1/2} \exp(-v^2/2)dv \quad (8)$$

Samtlige regresjoner jeg har gjort med den lineære sannsynlighetensmodellen, har jeg også gjort med probit. Hvilken av to koeffisienter som var størst, var likt med begge modeller i samtlige tilfeller. Tabell 36 viser et eksempel på dette, med resultatene fra en probit-regresjon tilsvarende den i tabell 15.

Tabell 36: Utdanningseffekt etter land

| Land | Totalt | Norge | Andre |
|---------------|----------------|----------------|----------------|
| <i>ungdom</i> | -0,524 (0,021) | -0,682 (0,072) | -0,522 (0,021) |
| <i>mellom</i> | -0,265 (0,018) | -0,421 (0,053) | -0,264 (0,018) |
| <i>høyere</i> | | | |

Koeffisientene kan ikke leses like direkte som for LPM, ettersom modellen ikke er lineær og koeffisientene dermed ikke er tilsvarende de deriverte. Resultatene står imidlertid likevel: Høyere

utdanningsnivå er korrelert med bedre helse, og gradientene er større i Norge enn i de øvrige landene i undersøkelsen.

6.2 Modellen uten de største landene

I 4.1 skrev jeg at noen få land har en svært stor andel av totalbefolkningen i deltakerlandene. For å undersøke om og eventuelt hvordan dette har påvirket resultatene, har jeg gjennomført regresjoner der jeg har utelukket først Russland, og så de fem største landene. Resultatene fra dette kan sees i tabell 37.

Tabell 37: Utdanningseffekt etter land ekskl. Russland og ekskl. de fem største landene

| Land | Totalt | Totalt ekskl. Russland | Totalt ekskl. fem største |
|---------------|----------------|-------------------------------|----------------------------------|
| <i>ungdom</i> | -0,173 (0,007) | -0,186 (0,007) | -0,173 (0,007) |
| <i>mellom</i> | -0,084 (0,006) | -0,087 (0,005) | -0,078 (0,005) |
| <i>høyere</i> | | | |

Regresjonen som kun fjerner Russland, gir en større gradient på begge variablene, som tyder på at utdanning gjør en mindre forskjell for helse der enn i de øvrige landene. Når de fem største landene tas ut, er koeffisienten for *ungdom* svært lik den for den totale regresjonen. Koeffisienten for *mellom* minker derimot ytterligere. Dette tyder på at den totale gradienten for *ungdom* ikke er vesentlig påvirket av noen få store land, mens gradienten for *mellom* gjennomgående er mindre utenfor de største landene.

6.3 Modellen med data fra ett år

I 4.1 kom det også fram at det varierer hvor mange ganger hvert land har vært med i undersøkelsen, som vist i tabell 3. Ettersom noen land er betydelig bedre representert enn andre av lignende størrelse, har jeg valgt å undersøke om dette kan ha påvirket resultatene. Den enkleste måten å undersøke dette på, er å se om de totale resultatene skiller seg vesentlig fra resultatene for bare ett år. Jeg har valgt året 2012, ettersom samtlige land utenom Østerrike var med da. Tabell 38 viser utdanningsgradientene for alle tre årene samlet, og for 2012 alene.

Tabell 38: Utdanningseffekt for kun 2012

| År | Totalt, alle år | Totalt, 2012 |
|---------------|------------------------|---------------------|
| <i>ungdom</i> | -0,173 (0,007) | -0,173 (0,011) |
| <i>mellom</i> | -0,084 (0,006) | -0,093 (0,009) |
| <i>høyere</i> | | |

Ettersom datamaterialet blir mindre, øker naturligvis standardavvikene noe. Resultatene for 2012 er imidlertid fortsatt signifikante, og fortsatt med $p < 0,001$. Resultatene er også svært like for *ungdom*, og det er mindre enn ett standardavvik forskjell mellom *mellom*-koeffisientene. Det ser altså ikke ut til at resultatene mine er vesentlig påvirket av at ikke alle landene deltok like mange år.

7 Oppsummering, diskusjon og avsluttende kommentarer

I begynnelsen av denne oppgaven presenterer jeg en rekke teorier som prøver å forklare sosioøkonomiske ulikheter i helse, samt tidligere forskning som prøver å undersøke om teoriene har noe for seg. De fleste av teoriene ser ut til i noen grad støttes av tidligere resultater, med unntak av velferdsstatteorien som så ut til å bli motbevist. Ingen empiri tyder på at en av teoriene alene klarte å forklare hele den observerte forskjellen.

For å teste teoriene mine, har jeg brukt den lineære sannsynlighetsmodellen (LPM). Ved å lage dummyvariabler som representerte helsenivå, utdanning, alder, kjønn, land og undersøkelsesår, har jeg laget en lineær regresjon der sannsynligheten for at et individ har god helse, uttrykkes gjennom de andre variablene. Koeffisittene tilhørende de ulike utdanningsnivåene har blitt brukt til å tolke effekten av utdanning på helse. Jeg har også brukt en test for å undersøke om forskjellene er signifikante. Denne kan i noen tilfeller si at resultatene er signifikante, men ikke at de ikke er det. Testen har også en vesentlig svakhet ved at den ikke klarer å vekte observasjonene, og resultatene burde derfor kun tolkes som en indikator. Blant elementene den ikke klarer å ta hensyn til er at det i Norge er flest menn blant respondentene, mens det totalt er flest kvinner. Ettersom kvinner har noe større utdanningsgradienter, vil testene fort være påvirket av dette. Også aldersfordelingen varierer mellom Norge og de øvrige landene, med flere yngre respondenter i Norge. Dette kan også ha hatt påvirkning på testresultatene. I selve regresjonene skal ikke dette været et problem, ettersom vektingen veier opp for slike forskjeller.

Jeg har kjørt noen regresjoner som ikke er knyttet til teoriene mine også. Disse viser at utdanningsgradientene i Norge er større enn i det øvrige Europa, og er i samsvar med tidligere forskning som viser at de sosioøkonomiske helseforskjellene er større i Norge enn i de andre landene. Kvinner har gjennomgående større gradienter enn menn, og spesielt norske kvinner med laveste utdanningsnivå skiller seg ut med dårligere helse enn alle andre grupper. Denne gruppa er imidlertid så liten at dette kan være tilfeldig.

Ettersom jeg hentet data fra ESS, har jeg hatt jeg et stort datamateriale å jobbe med. Jeg har ikke hatt muligheten til å selv velge hvilke spørsmål respondentene skulle svare på, som gjorde det vanskelig å teste enkelte av teoriene. Arbeidsmiljøforklaringen, helseadferdsteorien og statusteorien står alle utestet i denne oppgaven. Med andre spørsmål kunne de naturligvis blitt testet, men i en større oppgave ville det også vært mulig å gjennomføre tester som kunne gitt en indikasjon på om disse stemmer.

Statusteorien kunne blitt testet ved å ta inntekten per husstand og delt den på antall husstandsmedlemmer, og så sammenlignet den med individer med samme utdanningsnivå, på samme alder,

og i samme land. Dette forutsetter naturligvis en definisjon av status som ligner den Daly m.fl. (2015) har. Helseadferdsteorien kunne blitt testet ved å lage en indikator basert på kosthold, fysisk aktivitet og bruk av tobakk og alkohol, som alle er tema det har blitt stilt spørsmål om i ESS. Det er imidlertid ikke opplagt hvordan denne indikatoren skulle blitt laget, og det å lage den på en troverdig måte som godt reflekterte det sanne bildet, er utenfor hva denne oppgaven prøver på. For arbeidsmiljøforklaringen fant jeg kun relevante spørsmål for ett av tre år, men en mulighet kunne vært å undersøke forklaringen basert på disse tallene, selv om det ville blitt en test med færre land.

Blant teoriene jeg har forsøkt å teste, har de fleste hatt forskjellige gradienter som i stor grad har stemt overens med tidligere funn. Jeg har ikke klart å vise at de fleste av disse forskjellene er signifikante, men det betyr ikke nødvendigvis at de ikke er signifikante. Derfor vil jeg likevel diskutere noen av resultatene som om de stemmer, selv om jeg ikke har klart å vise at de sannsynligvis gjør det.

Den materialistiske forklaringen er ikke blant disse. Selv om tabell 21 viser en større gradient i de rikeste landene, viser figur 1 at den er store variasjoner innad i hver kategori. En tydelig svakhet her er også at gruppene er av svært ulik størrelse, der spesielt den minste gruppa skiller seg ut som liten. Jeg anså det likevel som lite hensiktsmessig å lage gruppa for stor, ettersom det da ville blitt svært store økonomiske forskjeller mellom landene i samme gruppe, som også ville vært en svakhet. Det virker noe tydeligere at det er forskjell mellom de to største kategoriene utelukkende basert på regresjonene, men figur 1 og 2 viser at det er stor spredning innad i hver kategori. Den mest meningsfulle konklusjonen blir da at blant de som bor i de rikeste landene, er det vanligere å ha større helsegradienter. Dersom jeg derimot sammenligner et land fra hver kategori, er det mindre sannsynlig å finne en vesentlig forskjell.

Velferdsstatteorien blir tilsynelatende motbevist i 5.2.2, og dataene viser at helseforskjellene er større i nordiske land enn i det øvrige Europa. Jeg har ikke klart å vise at disse tallene er signifikante, men de stemmer også godt med tidligere forskning. Det virker altså som velferdsstaten bidrar til større helseforskjeller.

I 5.3 kommer det imidlertid fram at Norge har større gradienter tidlig i livet, og at disse reduseres på et senere tidspunkt. Det kan være at denne gradientforskjellen påvirkes av velferdsstaten, og at forskjellene i midten av livet ville vært større ellers. Sagt på en annen måte kan det være at velferdsstaten motvirker de ”usunne livskarrierenesom introduseres i 2.6. En slik forklaring innebærer at velferdsstaten og dens goder enten påvirker helseforskjeller som oppstår rundt midten av livet, eller at godene i større grad merkes på dette tidspunktet og dermed også påvirker helsen mer da. Hvilke konkrete egenskaper det i så fall er snakk om, har jeg ikke svar på. Det er også en mulighet at velferdsstaten har negative konsekvenser tidlig og sent i livet, men ikke påvirker

helseforskjellene i de midterste kategoriene. Jeg har heller ikke svar på hvilke egenskaper dette skulle vært.

For å svare på om velferdsstaten faktisk er gjeldene, kan et neste skritt være å teste om også de andre nordiske landene har større helsegradienter enn de andre europeiske omtrent på samme tidspunkt som Norge. Dette er ikke gjort i denne oppgaven. Andre muligheter er at det er særnorske forhold som fører til forskjellene i alder, eller at de skyldes forhold som finnes i noen land inkludert Norge, uten at dette er knyttet til velferdsstaten.

Samtlige resultater jeg har funnet, kan selvfølgelig være skjeve uten at jeg klarer å fange opp at det er tilfellet, og enda mindre retning på skjevheten. Dette skyldes forholdene beskrevet i 4.4.

I likhet med tidligere forskning, klarer ikke denne oppgaven å konkludere med at en teori forklarer de synlige helseforskjellene mellom ulike utdanningsnivåer. I tråd med tidligere empiri finner jeg også at helseforskjellene er betydelig større i Norge enn i Europa under ett. Flere av teoriene jeg presenterer, er vanskelige å teste for med datagrunnlaget mitt. De teoriene jeg har forsøkt å teste for gir i varierende grad signifikante resultater. Det framstår likevel som svært sannsynlig at forskjellene i Norge skiller seg mest ut tidlig og sent i livet, og at de nordiske landene har større helseforskjeller enn de øvrige europeiske landene. Forskjellen mellom rike og fattige land framstår som noe mer usikker.

8 Referanser

- Barrabés og Østli (2016). Norsk standard for utdanningsgruppering 2016. Notater 2016/30, SSB
- Brekke, Grünfeld og Kverndokk (2011). Explaining the Health Equality Paradox of the Welfare State. Working paper 2011:3, University of Oslo HERO
- Bijwaard, Kippersluis og Veenman (2015). Education and health: The role of cognitive ability. *Journal of Health Economics*, nr. 42, s. 29–43
- Björklund og Salvanes (2010). Education and Family Background: Mechanisms and Policies. Discussion paper nr. 5002, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit
- Brunello, Fort, Schneeweis og Winter-Ebner (2012). The Causal Effect of Education on Health: What is the Role of Health Behaviors? Discussion Paper nr. 836, The Institute of Social and Economic Research, Osaka University
- Cowley og Choi (2015). Health Disparities Across Education: The Role of Differential Reporting Error. Working paper nr. 21317, the National Bureau of Economic Research
- Cutler og Lleras-Muney (2006). Education and Health: Evaluating Theories and Evidence. Working paper nr. 12352, the National Bureau of Economic Research
- Cutler, Lleras-Muney og Vogl (2008). Socioeconomic status and health: Dimensions and mechanisms. Working paper nr. 14333, the National Bureau of Economic Research
- Dagsvik (2015). Lineær regresjon med binær eller begrenset avhengig variabel: En utdatert metode med fallgruber. *Samfunnsøkonomen* nr 4 2015, s. 28-36
- Dahl, Eikemo, Bamba og Joyce (2008). Welfare state regimes and income-related health inequalities: a comparison of 23 European countries. *European Journal of Public Health*, Vol. 18, nr. 6, s. 593–599
- Daly, Boyce og Wood (2015). A Social Rank Explanation of How Money Influences Health. *Health Psychology* 2015, Vol. 34, nr. 3, s. 222–230
- Det internasjonale pengefondet (IMF), database på [imf.org](http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2018/01/weodata/weorept.aspx?pr.x=64pr.y=15sy=2016ey=2022sort=countryds=.br=1c=914). Tilgjengelig på <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2018/01/weodata/weorept.aspx?pr.x=64pr.y=15sy=2016ey=2022sort=countryds=.br=1c=914>, besøkt 5. juli 2018

- Eikemo, Huisman, Bambra og Kunst (2008). Health inequities according to educational level in different welfare regimes: a comparison of 23 European countries. *Sociology of Health and Illness* Vol. 30 nr. 4, s. 565-582
- Eldstad (1998). The psycho-social perspective on social inequalities in health. *Sociology of Health Illness* Vol. 20, nr. 5, s. 598-618
- Eldstad (2005). Sosioøkonomiske ulikheter i helse, Teorier og forklaringer. Sosial- og helsedirektoratet, IS-1282
- European Social Survey 2012, 2014 og 2016. <https://www.europeansocialsurvey.org/data/round-index.html>, lastet ned 15. debruar 2018
- Finansdepartementet (2014). Rundskriv R. Tilgjengelig på https://www.regjeringen.no/globalassets/upload/fin/vedlegg/okstyring/rundskriv/faste/r_109_2014.pdf, besøkt 26. august 2018
- FN Population Division, Department of Economic and Social Affairs (2017). World Population Prospects: The 2017 Revision, DVD Edition
- Folkehelseinstituttet (2016). Rapport, tilgjengelig på <https://www.fhi.no/publ/2016/sykdomsbyrde-i-norge-1990-2013/>, besøkt 26. august 2018
- Folkehelseloven §1. Lov om folkehelsearbeid. Tilgjengelig på https://lovdata.no/dokument/NL/lov/2011-06-24-29#KAPITTEL_1, besøkt 26. august 2018
- GBD 2016 Risk Factors Collaborators (2016). Global, regional, and national comparative risk assessment of 84 behavioural, environmental and occupational, and metabolic risks or clusters of risks, 1990-2016: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study (2017). *Lancet* 2017. Vol. 390, s. 1345-1422
- Geyer, Hemström, Peter og Vågerö (2006). Education, income, and occupational class cannot be used interchangeably in social epidemiology. Empirical evidence against a common practice. *J Epidemiol Community Health* 2006. Vol. 60, s. 804-810
- Idler og Benyamini (1997). Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies. *Journal of Health and Social Behavior* Vol. 38, nr. 1, s. 21-37
- Lund og Lund (2005). Røyking og sosial ulikhet i Norge. *Tidsskrift for Norske Legeforening*. Nr. 125, s. 560-3

Lundstad (1993). The Impact of Childhood Living Conditions on Illness and Mortality in Adulthood. *Social Science and Medicine*. Vol. 36, nr. 8, s. 1047-1052

McCartney, Collins og Mackenzie (2013). What (or who) causes health inequalities: Theories, evidence and implications?. *Health Policy*. Vol. 113, nr. 3, s. 221-227

Miller, Gregory, Chen, Edith, Parker og Karen (2011). Psychological stress in childhood and susceptibility to the chronic diseases of aging: Moving toward a model of behavioral and biological mechanisms. *Psychological Bulletin*. Vol 137(6), s. 959-997

Perlmutter og Nyquist (1990), Relationships Between Self-reported Physical and Mental Health and Intelligence Performance Across Adulthood. *Journal of Gerontology*. Vol. 45, nr. 4, s. P145–P155,

Präg, Mills og Wittek (2016). Subjective socioeconomic status and health in cross-national comparison. *Social Science and Medicine*. Vol. 149, s. 84-92

Toch, Bambra, Lunau, van der Wel, Witvliet, Dragano og Eikemo (2014). All part of the job? The contribution of the psychological and physical work environment to health inequalities in Europe and the European health divide. *International Journal of Health Services*. Vol. 44, nr. 2, s. 285–305

Verbeek (2012). *A Guide to Modern Econometrics*, 4. utgave. Wiley

Warren, Hoonakker, Carayon og Brand (2004). Job characteristics as mediators in SES–health relationships. *Social Science Medicine*. Vol. 59, s. 1367–1378

Wilkinson (1999). Health, Hierarchy, and Social Anxiety. *Annals of the New York Academy of Sciences*. Vol. 896, s. 48-63

Woolridge (2013). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 5. utgave. South-Western

Aarø (1986). Health behaviour and socioeconomic status. A survey among the adult population of Norway. Department of Social Psychology, University of Bergen. Hentet fra Eldstad (2005).