

Frode Grøtheim

Helseforskjeller mellom fattig og rik i Norge

En empirisk analyse av inntektsgradienten i egenvurdert helse, 2012-2014

Hovedoppgave i samfunnsøkonomi
Veileder: Fredrik Carlsen
Trondheim, juni 2017

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet
Fakultet for økonomi
Institutt for samfunnsøkonomi

Forord

De data som er benyttet her er hentet fra «Levekårsundersøkelsen Tverrsnitt Tema: Helse 2012» og «Levekårsundersøkelsen EU SILC 2012-2014». Data er innsamlet av Statistisk sentralbyrå. Data er tilrettelagt og stilt til disposisjon i anonymisert form av Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste AS (NSD). Verken Statistisk sentralbyrå, eller NSD er ansvarlig for analysen av dataene eller de tolkninger som er gjort her. Min veileder har vært Fredrik Carlsen, som jeg vil takke for innsiktsfulle kommentarer.

Innhold

1. Innledning.....	1
2. Begreper	2
2.1. Helse.....	2
2.2. Inntekt.....	3
2.3. Sosial klasse og posisjon	4
3. Grossman-modellen for helseetterspørsel	5
4. Forklaringer på sosial ulikhet i helse.....	7
4.1. Det materielle perspektivet.....	7
4.2. Det psykososiale perspektivet	9
4.3. Direkte og indirekte seleksjon.....	10
4.4. Helsevaner og kulturelle forklaringer	13
4.5. Livsløpsperspektivet.....	14
5. Data	14
5.1. Helse.....	15
5.2. Ressurstilgang	16
5.2.1 Subjektiv oppfatning av egen økonomi.....	16
5.2.2 Inntektsmål	16
5.2.3 Inntekt etter skatt per forbruksenhet og korrigering for boligutgifter	17
5.3. Sosioøkonomisk status	18
5.3.1 Utdanningsnivå.....	18
5.3.2 Inntektsposisjon.....	18
5.3.3 Selvdefinert økonomisk status	18
5.4. Detaljerte helsevariabler fra Samordnet levekårsundersøkelse i 2012.....	19
5.4.1 Helsevaner	19
5.4.2 Hopkins symptomsjekkliste (HSCL-25)	20
5.4.3 Oslo-skalaen for sosial støtte (OSS-3)	21
5.5. Oppsummerende statistikk	21
6. Empirisk analyse	22
6.1. Inntektsgradienten i egenvurdert helse.....	22
6.1.1 Modellspesifisering	22
6.1.2 Grafisk fremstilling	28
6.1.3 Sammenligning av modell med og uten justering for boligutgifter	29

6.1.4	Inntektsgradienten i psykiske plager, hjerte-/karlidelse og muskel-/skjelettlidelser	30
6.1.5	Estimering av kausal effekt ved IV-metoden	31
6.2.	Kontroll for andre sosioøkonomiske indikatorer	32
6.2.1	Utdanningsnivå.....	34
6.2.2	Inntektsposisjon.....	35
6.2.3	Selvdefinert økonomisk status	37
6.2.4	Full kontroll.....	39
6.3.	Kontroll for psykososiale faktorer.....	41
6.3.1	Parforhold-status	42
6.3.2	Subjektiv oppfatning av egen økonomi.....	43
6.3.3	Psykisk helse	44
6.4.	Kontroll for helsevaner.....	45
6.4.1	Røyking	46
6.4.2	BMI	47
6.4.3	Fysisk aktivitet	47
6.4.4	Kosthold	48
6.4.5	Alkohol.....	49
6.4.6	Full kontroll.....	50
7.	Konklusjon	51
8.	Litteraturliste	55
9.	Appendiks.....	62

1. Innledning

Den nordiske modellen med en sterk velferdsstat, trepartssamarbeid i arbeidslivet, åpen økonomi og store investeringer i humankapital, har gitt opphav til nasjoner med høyt velferdsnivå, relativt små inntektsforskjeller og høy grad av sosial mobilitet. I den seneste lykkerapporten til FN er alle de nordiske landene rangert blant de ti lykkeligste, og Norge ligger på topp (Helliwell, Layard m.fl. 2017). Til tross for at skandinaviske land har lyktes med å lage samfunn preget av relativt små klasseforskjeller og bred velstand, er vi likevel i europeisk sammenheng middels på sosiale ulikhet i helse (Eikemo, Bambra m.fl. 2008, Eikemo, Huisman m.fl. 2008). De dokumenterte forskjellene i dødelighet er dramatiske, med en relativ risiko for død mellom 45-59 år, omtrent 8 (4,5) ganger høyere for menn (kvinner) lavest i inntektsfordelingen sammenlignet med øverst (Næss, Rognerud m.fl. 2007).

Utfordringen med sosial ulikhet i helse har de siste 10-15 årene mottatt betydelig oppmerksomhet fra offentlige myndigheter. Tilbake i 2005 fremla Helsedirektoratet en handlingsplan mot sosial ulikhet i helse, og siden har en lang rekke rapporter om sosiale helseforskjeller i Norge kommet ut, som del av en «gul serie». Kunnskapsoversikter ble utgitt både i 2005 og 2014 (Sund og Krokstad 2005, Dahl, Bergsli m.fl. 2014). Fra 2015 ble Fagråd for sosial ulikhet i helse oppnevnt, for å bidra til å styrke Helsedirektoratets arbeid for å redusere sosiale helseforskjeller. Oversikten over sosial ulikhet i helse i Norge har som en konsekvens av utredninger og rapporter økt betydelig, men sosioøkonomiske helseforskjeller fortsetter i hovedsak å ligge på stedet hvil (Dahl, Bergsli m.fl. 2014).

Blant folk flest gir sosial ulikhet kanskje særlig konnotasjoner til økonomisk ulikhet – forskjeller mellom fattig og rik. Med dette som bakteppe, har jeg i denne oppgaven søkt å finne svar på hvor sterk sammenhengen er mellom helsen, slik vurdert av individet selv, og økonomiske ressurser i Norge. Og dernest, i hvilken grad skyldes den observerte sammenhengen at materiell ressurstilgang er korrelert med andre sosioøkonomiske variabler, psykososiale forhold og helsevaner?

For å undersøke dette tar jeg i bruk et sammenkoblet tverrsnitt, bestående av fire levekårsundersøkelser, fra 2012-2014. Som en proxy for ressurstilgang brukes inntekt etter skatt per forbruksenhet, det hyppigst brukte målet på økonomiske ressurser i norske, offentlige statistikker. Jeg begynner oppgaven med å diskutere tre begreper: helse, inntekt og sosial posisjon. Deretter følger en kortfattet gjennomgang av den økonomiske standardmodellen for helseundersøkelse og foreslåtte forklaringer på sosial ulikhet i helse. I den empiriske analysen estimeres i første delkapittel inntektsgradienten i egenvurdert helse, og

valg av modell gjennomgås grundig. De tre neste delkapitlene undersøker i hvilken grad gradienten kan forklares av andre sosioøkonomiske indikatorer, psykososiale forhold og helsevaner.

2. Begreper

2.1. Helse

Det er i hovedsak to moderne skoler eller forståelser av hva helse er (Nordenfelt 2007). Det holistiske perspektivet vektlegger hele individet, snarere enn enkeltorganer, og helse er kjennetegnet ved at individet under standard forhold, er i stand til å realisere de mål det selv anser som vitale. WHO's definisjon av helse som «en tilstand av fullstendig fysisk, mentalt og sosialt velvære, og ikke bare fravær av sykdom og lyte» er et eksempel på en slik forståelse, og dette perspektivet korresponderer godt til legfolks oppfatning av helsebegrepet (Dahl, Bergsli m.fl. 2014). Den medisinske forståelsen av helse som fravær av patologiske tilstander er kanskje klarest definert i Boorse (1977) sin biostatistiske modell (BST). Tilnærmingen vektlegger biologisk funksjon, og helse er kjennetegnet av normal funksjonsevne (Boorse 2014). Normal funksjon i et organ eller en prosess, er til stede når dets bidrag til individuell overlevelse eller reproduksjon, er typisk rent statistisk. I denne oppgaven benyttes et subjektivt helsemål som avhengig variabel, hvor folk selv vurderer sin egen helse. Et slikt helsemål vil svare til det holistiske helsebegrepet, ettersom individene vil vurdere helsen ut fra evnen til å realisere sine mål, ikke i hvilken grad biologisk funksjon er oppfylt.

Et mye brukt mål for å evaluere sykdomsbyrde, er funksjonsjusterte leveår (DALY, disability-adjusted life year). DALY er summen av to komponenter:

$$DALY = YLL + YLD \quad (1)$$

YLL («years of life lost») er antall år tapt til tidlig død, og YLD («years lost due to disability») er antall år tapt til funksjonsnedsettelse. Når vi studerer sosial ulikhet i helse, svarer den første komponenten til problemet med høyere dødelighet i lavere sosiale lag, den andre til større sykkelighet. Begge gir velferdstap, i form av tapte leveår og tap av livskvalitet. I Helsedirektoratets rapport for samfunnskostnader ved sykdom og ulykke (Sælensminde, Line m.fl. 2015), er det særlig fire sykdomsgrupper som peker seg ut i å forklare den totale sykdomsbyrden. Kreft står for 33 % av tapte leveår, hjerte-/karlidelser for 28 %. Leveår med redusert livskvalitet skyldes primært muskel-/skjelettlidelser (32 %) og psykiske lidelser (25 %). Hver av disse sykdomskategoriene estimeres å forklare 14-18 % av det totale tapet i funksjonsjusterte leveår. Ved å gi hvert leveår med god helse en økonomisk verdi på 550000

2010-kroner, estimerer rapporten kostnaden ved helsetapet i 2010 til 700 milliarder, vesentlig mer enn helsetjenestekostnadene på 231 milliarder, og produksjonstapet som følge av sykdom og uførhet, som ble anslått til 150 milliarder. Dette understreker den store økonomiske verdien ved god helse i seg selv.

Mens kreft og sirkulasjonssykdommer er de viktigste sykdommene som forårsaker for tidlig død, ser vi altså at sykdomsrelatert tap av livskvalitet, hovedsakelig skyldes psykiske lidelser og muskel-/skjelettlidelser. I denne oppgaven utforsker jeg sammenhengen mellom tilgang på økonomiske ressurser og selvrapportert helse, et subjektivt mål på morbiditet. En konkretisering av problemstillingen, tydeliggjør at å forstå årsakene til de sosiale helseforskjellene i egenvurdert helse, i vesentlig grad vil svare til å forstå hvorfor psykisk sykdom og muskel-/skjelettlidelser er hyppigere blant personer med lav sosioøkonomisk status. Årsakene til sosial ulikhet i disse sykdommene, er ikke nødvendigvis de samme som for hjerte-/karsykdom, lungekreft og kroniske lungesykdommer, som gir størst opphav til forskjeller i dødelighet (Elstad, Hofoss m.fl. 2009).

2.2. Inntekt

Hindriks og Myles (2013) peker på to tradisjonelle inntektsbegreper. Det første er bakoverskuende, hvor inntekt helt enkelt er de ekstra ressursene en konsument mottar over en gitt periode. Inntekt måles altså for en periode, det være seg et år, en måned eller per arbeidstime, og er med andre ord en strøm («flow»), som varierer fra periode til periode. Under en slik definisjon hører også kapitalinntekter, for eksempel i form av verdiøkning på egen bolig. En fremoverskuende definisjon for inntekt under usikkerhet ble formulert av Hicks (1946). Inntekten til konsumenten er i henhold til denne definisjonen, «den maksimale verdien som han kan konsumere i en uke, og fortsatt forvente å være like velholden på slutten av uken som han var på starten.»

En innflytelsesrik tilnærming i litteraturen for forholdet mellom inntekt og konsum, har vært Friedman (1957) sin permanentinntektshypotese (PIH). Han dekomponerer inntekten (y) i to komponenter, en permanent (y_p) og midlertidig (y_t).

$$y = y_p + y_t \quad (2)$$

$$c_p = k(i, w, u)y_p \quad (3)$$

Permanent konsum, c_p , er konsum uavhengig av tilfeldige sjokk – og er produktet av k , den marginale konsumtilbøyeligheten, og permanent inntekt. k avhenger av renten, i , ratioen mellom ikke-human formue og inntekt, w , samt u , som angir preferanse for konsum mot å øke

formuen. Permanentinntekten som sådan, er ifølge Friedman best definert som «hva enn korresponderer best til konsumentatferd». Det er teoretisk ambivalent, men en mulighet er å ta utgangspunkt i livssyklushypotesen (LCH) og definere som forventet livstidsformue (Meghir 2004). Denne er i tur bestemt av human formue (individets fremtidige inntektsevne, et resultat av dets ferdigheter og evner) samt ikke-human formue (deriblant finanskapital og boligformue). Ettersom det er permanentinntekten (fremoverskuende) som bestemmer konsumet, er det den som eventuelt er relatert til helsen, ikke den observerte inntekten (bakoverskuende), som bare korrelerer med.

2.3. Sosial klasse og posisjon

Sosiologer bruker begrepet sosial stratifisering om systemer hvor samfunn rangerer kategorier av mennesker i et hierarki (Macionis og Plummer 2012). Tildelingen av status og prestisje varierer i alle kjente grupper og samfunn (Buss 2016). Blant sosiologer er det et skille mellom de som ser klasse som primært økonomisk, og de som også vektlegger status og kultur. Den første tradisjonen er knyttet til Marx, som skilte mellom kapitalister som eier og kontrollerer produksjonsmidlene, og lønnsarbeidere som utfører produksjonen. Likevel domineres helseforskningen av en weberiansk tilnærming, som fremholder at folk blir rangert i et multidimensjonalt statushierarki (Macionis og Plummer 2012) – blant annet utdanning, inntekt, formue og yrkesprestisje.

Biologer og evolusjonspsykologer har også forsket mye sosial posisjon, dets opprinnelse og funksjon. Dominanshierarkier observeres hos en rekke arter, blant annet de store apene, og er kjennetegnet ved at noen individer innenfor sosiale grupper, får større tilgang til begrensede ressurser som bidrar til overlevelse og reproduksjon (Buss 2016). Statusøken ser ut til å være et universelt menneskelig motiv, og vi er svært sensitive og kjappe til å oppfatte forskjeller i sosial posisjon (Kalma 1991). Henrich og Gil-White (2001) skiller mellom dominans og prestisje som to forskjellige ruter til høy sosial status, hvor sistnevnte kan tenkes å være viktigst i en moderne kontekst. Dominans involverer fysisk makt eller en trussel om, og er assosiert med styrke og høyde. Individer med høy prestisje beundres derimot, og besitter gjerne spesielle ferdigheter, kunnskaper eller store sosiale nettverk – de har altså høy humankapital.

3. Grossman-modellen for helseetterspørsel

Med analogi til humankapital, utviklet Grossman (1972) en innflytelsesrik modell for helseetterspørsel. Den følgende presentasjonen bygger delvis på Bhattacharya, Hyde m.fl. (2013) sin forenkling av modellen i deres lærebok, og hensikten er å senere illustrere den økonomiske intuisjonen bak forklaringer på sosial ulikhet i helse. Slik individer har insentiver til å investere i sine egne ferdigheter og kunnskaper gjennom utdanning, tenkte Grossman seg at helse også er en form for kapital, som vedvarer fra periode til periode, og som individet kan investere i. Individets beholdning av helse inngår i modellen som en produksjonsfaktor, hvor bedre helse gir mer produktiv tid. God helse har dessuten en verdi i seg selv, og er derfor en del av individets nyttefunksjon, og har slik også en funksjon som konsumgode.

I periode t er individets nytte bestemt av dets helse, H_t , og konsumet av fritidsgodet Z_t , et aggregat av øvrige goder som inngår i nyttefunksjonen. Den intertemporale nyttefunksjonen er dermed:

$$U = U(H_0, Z_0, H_1, Z_1, \dots, H_{\Omega-1}, Z_{\Omega-1}, H_{\Omega}, Z_{\Omega}) \quad (4)$$

Ω er individets levetid i antall perioder, og er endogent bestemt i modellen. Død inntreffer når $H_t = H_{min}$. Antar vi konstant tidspreferanse over tid og at nytten i hver periode bare avhenger av helsen og fritidsgodekonsumet på det aktuelle tidspunktet, får vi følgende forenkling:

$$U = \sum_{t=0}^{\Omega} \delta^t U(H_t, Z_t) \quad (5)$$

I hver periode har individet begrenset tid til rådighet, Θ , og den går enten til å arbeide (T^W), produsere fritidsgodet (T^Z), forbedre helsen (T^H) eller som syk (T^S). Dette utgjør tidsskranken i hver periode:

$$\Theta = T^W + T^Z + T^H + T^S \quad (6)$$

Tiden som syk er ikke frivillig, men en funksjon av helsen. Bedre helse gir mindre tid som syk. Den gjenværende tiden er produktiv tid, T^P , som individet kan velge å bruke på arbeid, fritid eller å forbedre helsen. Det er imidlertid avtakende utbytte i produktiv tid for helse. Når helsen er svak, fører små helseforbedringer til relativt store økninger i produktiv tid, når den allerede er god, er effekten beskjeden.

Produktfunksjonene for helse og fritidsgodet er gitt ved:

$$H_t = H(H_{t-1}, T_t^H, M_t, E_t) \quad (7)$$

$$Z_t = Z(T_t^Z, J_t, E_t) \quad (8)$$

Helse er en beholdning, og avgjøres dermed av helsen i forrige periode, tid brukt på å forbedre helsen, som for eksempel trening, og helsebringende markedsinnsatsfaktorer, M_t ,

som helsetjenester, vaksiner eller treningsutstyr, samt humankapital, E_t . Fritidsgodet derimot er en strøm, og er en funksjon av tiden individet bruker på fritid, aktuelle markedsinnsatsfaktorer, J_t , som spill, bøker eller konsertbilletter, samt humankapital.

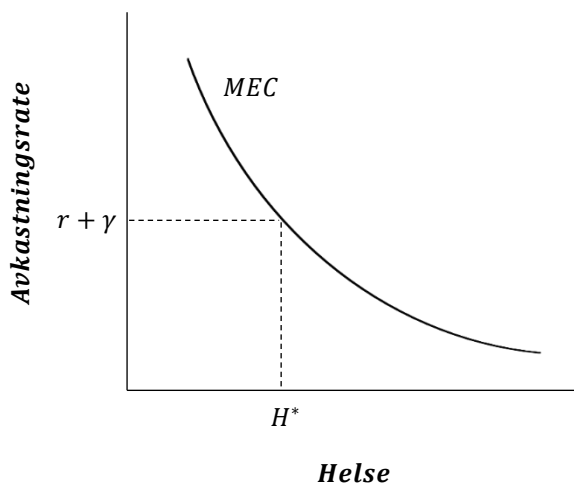
Nåverdien av fremtidige utlegg må være lik nåverdien av fremtidig arbeidsinntekt (human formue) og initial formue (A_0 , svarer til ikke-human formue).

$$\sum_{t=0}^{\Omega} \frac{P_t^M M_t + P_t^J J_t}{(1+r)^t} = \sum_{t=0}^{\Omega} \frac{W_t T_t^W}{(1+r)^t} + A_0 \quad (9)$$

P^M og P^J er prisen på markedsinnsatsfaktorene til henholdsvis helse og fritidsgodet, og r er markedsrenten. Desto høyere livstidsformue, desto bedre helse og fritid kan individet kjøpe, alt annet likt.

Som andre former for realkapital, depresierer helsen over tid. Vi lar depresieringsraten være gitt ved γ . I en dynamisk modellformulering, kan vi tenke oss denne øke med alderen, noe som sikrer at man dør. Det å investere i helse en alternativkostnad, gitt ved markedsrenten. Da vil individet velge helsenivået hvor avkastningen på helseinvesteringer er lik $r + \gamma$. Avtakende utbytte i produktiv tid for helse, impliserer at investeringer i helsen når helsenivået er lavt, vil gi høyere avkastning i form av ekstra produktiv tid, enn når helsen er god. Det gjør MEC-kurven («marginal efficiency of capital»), som viser marginal avkastning på helse, fallende. Optimalt helsenivå er gitt ved H^* .

Figur 1. Investeringsbeslutningen for helse



4. Forklaringer på sosial ulikhet i helse

4.1. Det materielle perspektivet

Materielle forklaringer på sosioøkonomiske helseforskjeller var særlig populære gjennom 1800-tallet inntil midten av 1900-tallet (Elstad 2005, Cutler, Deaton m.fl. 2006). Regnet som viktige mekanismer var ernæring, boforhold og arbeidsmiljøbelastninger, slik som tungt fysisk arbeid, kjemisk forurensing, høyere risiko for skader og kulde. Den absolutte inntekthypotesen fremholder at økt tilgang til materielle ressurser gir bedre helse. Analytisk kan vi formulere dette som:

$$h_i = f(y_i), f_i' > 0, f_i'' < 0 \quad (10)$$

h_i er helsenivå, og kan eksempelvis referere til levealder eller egenvurdert helse (Kawachi, Adler m.fl. 2010). Typisk ser vi at helsen er tiltakende i inntekt, y_i , men at den marginale effekten er avtakende.

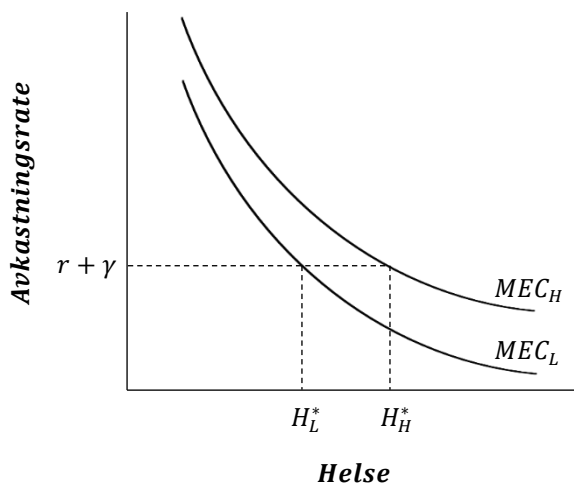
Det er dette vi observerer på landnivå, hvor den såkalte Preston-kurven viser sammenhengen mellom BNP og levealder. En oppdatert versjon er blant annet å finne hos Deaton (2003), hvor vi ser dramatisk helseforbedring opp 5000 dollar i BNP (PPP, 2000-dollar), og en mer moderat sammenheng ved høyere inntektsnivåer. Det kan tyde på at særlig absolutt fattigdom fører til dårlig helse, for eksempel gjennom urent vann, ernæringsmangel og høy spedbarnsdødelighet. I rike nasjoner, med offentlig helseforsikring og lite absolutt nød, er det ikke like åpenbart penger kan kjøpe bedre helse. Høyere inntekt kan naturligvis brukes på private helsetjenester, tannlege og psykoterapi, bedre bostandard, med mindre støy og luftforurensing, sunnere mat, sikrere bil, treningsutstyr, medlemskap på treningssenter og personlig trener – det er imidlertid usikkert i hvilken grad slike forskjeller i ressurstilgang, evner å forklare de store helseforskjellene vi observerer. Den absolutte inntekthypotesen svekkes av at inntektsvariasjoner mellom vesteuropeiske land og USA, i det vesentligste ikke er relatert til levealder.

Generelt er det noe blandet evidens for en kausal effekt av inntekt på helse (Kawachi, Adler m.fl. 2010). Flere ekte og naturlige eksperimenter viser en positiv kausal effekt (Case 2004, Lindahl 2005, Fernald, Gertler m.fl. 2008), men noen finner også ingen sammenheng (Elesh og Lefcowitz 1977, Snyder og Evans 2006). Dette er også tilfelle i Smith (2004) sin longitudinale studie, hvor inntekt og formue i hovedsak ikke er relatert til nye tilfeller av sykdom, etter kontroll for demografi, utdanning, helsevaner og helsestatus. Bruk av IV-metoden ble utforsket blant annet av Ettner (1996). Hun finner overraskende nok en sterkere

sammenheng mellom familieinntekt og helse ved bruk av IV-metoden enn konvensjonell estimering. Instrumenter som arbeidserfaring, foreldres utdanning og partner-karakteristika kan imidlertid kritiseres for ikke å være eksogene, og føre til at den kausale effekten overdrives.

Innenfor rammeverket av Grossman-modellen, er en høyere lønnsrate predikert å gi større investering i helsen, alt annet likt (Grossman 1972). Dette er illustrert i figur 2. Det er pedagogisk å se på avkastningen ved kjøp av helsetjenester. Dette vil gi mer produktiv tid, og avkastningen i form av ekstra lønn, er større for individer med høyere lønnsrate, noe som rettferdiggjør større helseinvestering. De vil dessuten substituere markedsgoder for bruk av sin egen tid i produksjonen av fritidsgodet, inntil marginalproduktet av konsumtid, T^J , er lik w . Den ekstra tiden kan individet bruke på å arbeide eller forbedre helsen. Høyere lønnsrate skifter altså MEC-kurven opp, og gir høyere optimalt helsenivå.

Figur 2. Helseinvesteringen og lønn



En nyere hypotese er den såkalt neo-materialistiske, som ikke vektlegger bare individets selvstendige ressurstilgang, men også de offentlige overføringene, godene og investeringene som faller dem til gode (Elstad 2005). Mellom rike land er det betydelig variasjon i hvor meget av ulikheten i markedsinntekt utjevnes gjennom skattesystemet, overføringer og offentlige tjenester. Den neo-materialistiske forklaringen på sosial ulikhet i helse hevder at desto bedre kollektiv infrastruktur, i form av helsetjeneste, skoler, transport, arbeidsmiljøreguleringer, inntektsforsikring, desto mindre sosial ulikhet i helse kan vi forvente. Som evidens mot denne hypotesen er det vanlig å sitere det faktum at sosial ulikhet i helse, ikke ser ut til å være spesielt lav under skandinaviske velferdsregimer, tross sine særlig generøse velferdsordninger (Eikemo, Bambra m.fl. 2008).

4.2. Det psykososiale perspektivet

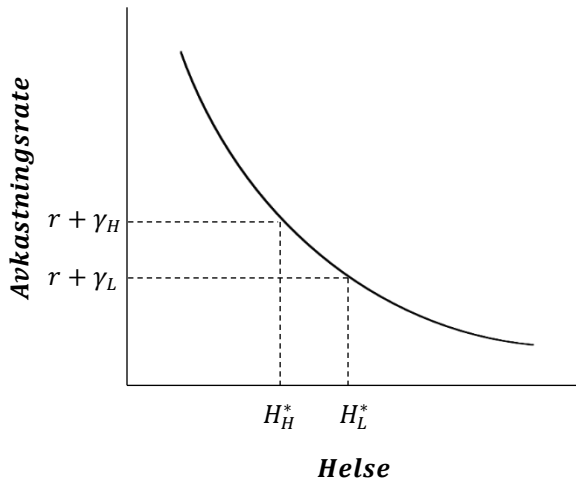
I senere år har psykososiale forklaringer på sosiale helseulikheter fått stor oppslutning (Elstad 2005), særlig utenfor økonomifaget. Psykososiale faktorer påvirker helsen gjennom hvordan vi tenker og føler, bevisst eller ubevisst – i motsetning til materielle, som virker uavhengig. Blant faktorene som hevdes å påvirke helsen er eksempelvis sosial støtte, å være i et fast parforhold, en følelse av kontroll, stressende livsbegivenheter og økonomisk utrygghet. Slike forklaringer kom delvis som en reaksjon på at det viste seg vanskelig å forklare den sosioøkonomiske helsegradienten utelukkende på bakgrunn av materielle forhold og helseatferd (Wilkinson 2005). Innenfor denne tradisjonen, er den relative inntektshypotesen blitt formulert:

$$h_i = f(y_i - y_r) \quad (11)$$

I henhold til hypotesen er det altså gapet mellom ens egen ressurstilgang og en referansegruppe, y_r , som avgjør helsen (Kawachi, Adler m.fl. 2010). Den absolutte og relative inntektshypotesen er ikke gjensidig utelukkende, men dersom den relative holder, vil relative inntektsforskjeller forklare mer og mer av sosial ulikhet i helse, etter hvert som samfunn blir rikere. En tredje og nærliggende hypotese, påpekt i samme artikkel, er at det er relativ rang i ressurstilgang som påvirker individets helse. Betydningen av relativ inntekt er langt på vei akseptert innenfor forskningen på livstilfredshet, blant annet fordi betydelig inntektsøkning i den vestlige verden og Japan etter 2. verdenskrig, ikke har gjort noen utslag på selvrappert livskvalitet (Easterlin 1995). Innenfor forskningen på de sosiale determinantene til helse, er hypotesen imidlertid mer kontroversiell. Deaton (2011) avfeier ved å vise til at gradienten ikke var til stede i England før 1750, og først ankom med nye medisinske fremskritt og teknologier.

Typisk argumenteres det for at relativ inntekt er en markør på sosial status, og at lav sosial posisjon fører til stress, som over tid har en negativ helseeffekt. At stress er relatert til sosial rang er veletablert hos primater (Sapolsky 2005). Den kumulative fysiologiske helsekostnaden ved kronisk stress refereres til som «allostatic load», og er assosiert med høyere hvilenivå for kortisol, blodtrykk, økt insulinresistens og nedsatt immunforsvar. Dette gir høyere forekomst av hjerte-/karsykdommer, kreft, diabetes, infeksjoner og raskere aldersrelatert kognitivt forfall (Wilkinson 2005). Innenfor det analytiske rammeverket av Grossman-modellen, kan vi forstå dette som at lavere sosial posisjon, fører til at helsen depresierer mer fra periode til periode – den slites ned raskere. Det gjør helseinvesteringer mindre attraktive, og gir lavere optimalt helsenivå, selv om MEC-kurven er identisk.

Figur 3. Helseinvesteringen ved ulike rater av helsedepresiering



De mest berømte studiene i denne tradisjonen er de to Whitehall-studiene, hvor man hos embetsmenn i London, fant betydelig lavere dødelighet, desto høyere stilling de hadde. Eksempelvis var dødeligheten av hjerte-/karsykdommer 3,6 ganger høyere blant individer i de laveste stillingene sammenlignet med de høyeste (Marmot, Rose m.fl. 1978). De store forskjellene var overraskende, gitt at dette var individer med gode, stabile kontorjobber, som verken led under materiell nød eller betydelige ergonomiske, fysiske eller kjemiske arbeidsmiljøbelastninger. Kontroll for risikofaktorer som røyking, BMI, fysisk aktivitet og blodtrykk kunne bare forklare omtrent en fjerdedel av forskjellene. Senere studier har blant annet søkt å forklare de resterende forskjellene med utgangspunkt i psykososialt arbeidsmiljø. Marmot, Bosma m.fl. (1997) fant eksempelvis at kontroll over arbeidet kunne forklare i overkant 50 % av forskjellene i nye episoder av koronar hjertesykdom hos embetsmenn med høye og lave stillinger.

4.3. Direkte og indirekte seleksjon

Direkte seleksjon omtales også som helseseleksjon, og svarer til omvendt kausalitet. I stedet for at sosial posisjon påvirker helsen, tenker man seg at helsen også påvirker sosioøkonomisk status, for eksempel hvor mye utdanning individet er i stand til å ta eller yrkesdeltagelse. Smith (2004) fant i sin studie at negative helsesjokk fører til økt sjanse for å falle ut av arbeidslivet, lavere inntekt og formue. Disse effektene var særlig viktig fra 50-årene, hvor negative helsesjokk i ytterste konsekvens kan føre til uførepensjon. At helseseleksjon forklarer noe av den sosioøkonomiske helsegradienten, særlig mellom de som arbeider og

ikke, er relativt ukontroversielt, men det er spørsmålsteget ved hvor stor effekten er (Elstad 2005, Mackenbach 2005, Cutler, Deaton m.fl. 2006).

Med tiden har forskningsfokuset skiftet mer og mer mot indirekte seleksjon. Hypotesen er at sammenhengen mellom sosioøkonomisk status og helse, skyldes at de er samtidig forårsaket av personlige egenskaper ved individet. Typisk pekes det på variabler som intelligens, personlighet og tidspreferanser. I Grossman-modellen antas humankapital å inngå i produktfunksjonen til helse, og gjør individet til en mer effektiv produsent av helse (dette øker helseinvesteringen ettersom MEC-kurven skifter opp). Humankapital kan være resultatet av utdanning, men også kognitive evner, som dermed kan antas å ha en effekt analog med utdanning på helsen. Fuchs-hypotesen foreslår at forskjeller i sosioøkonomisk status og helse, delvis skyldes tidspreferanser, som gjør at noen individer vektlegger fremtidig nytte mer enn andre (MEC-kurven skifter opp), og dermed investerer mer i både helse og utdanning (Fuchs 1980).

En nødvendig, men ikke tilstrekkelig, betingelse for indirekte seleksjon er at personlige egenskaper er korrelert både med sosioøkonomisk status og helseutfall. Dette synes å være tilfelle for intelligens og personlighet. Judge, Higgins m.fl. (1999) fant at ekstern jobbsuksess (et kombinert mål av inntekt og yrkesstatus) var særlig korrelert med IQ ($r=0,53$) og personlighetstrekket planmessighet ($r=0,50$), hvis fasetter inkluderer selv-disiplin og prestasjonsstreben. Det var imidlertid også signifikante korrelasjoner med nevrotisisme ($r=-0,34$), som inkluderer fasettene angst, depresjon og sårbarhet, og ekstroversjon ($r=0,19$). At dette ikke skyldtes omvendt kausalitet, ble understøttet av at tilsvarende mål i barndommen, gav nær like sterke korrelasjoner. For utdanning fant Borghans, Duckworth m.fl. (2008) sin metastudie en korrelasjon mellom IQ og antall år med utdanning på $r=0,55$. Tilsvarende korrelasjoner for personlighet er lavere, men planmessighet var eksempelvis relatert til både karakterer ($r=0,22$) og antall år med utdanning ($r=0,11$). Roberts, Kuncel m.fl. (2007) sammenligner i sin metastudie sosioøkonomisk status, intelligens og personlighet sin evne til å predikere viktige livsutfall, deriblant dødelighet. Effektstørrelsene er konvertert til en korrelasjonsskala, og de finner at IQ ($r=-0,06$) og personlighetstrekk, deriblant planmessighet ($r=-0,09$), ekstroversjon ($r=-0,07$) og nevrotisisme ($r=0,05$), predikerer dødelighet like sterkt eller sterkere enn sosioøkonomisk status ($r=-0,02$). Et mindretall studier har forsøkt å kontrollere sosial ulikhet i helse for intelligens eller personlighet. Hypotesen om IQ som fundamental årsak til sosioøkonomisk ulikhet i helse ble evaluert eksempelvis i Batty, Der m.fl. (2006) på et skotsk utvalg, hvor kontroll for en 10 minutter kort IQ-test, kunne forklare 44 % av inntektsgradienten i selvrapportert helse. På et amerikansk utvalg ble en

lignende studie utført for personlighet, hvor man fant at trekkene fra femfaktormodellen kunne forklare 20 % av den sosioøkonomiske gradienten i dødelighet (Chapman, Fiscella m.fl. 2010).

Gener har også i noen grad vært drøftet som mulig årsak til sosial ulikhet i helse, og kan virke enten direkte, ved å påvirke forekomsten av sykdom, eller indirekte, ved å påvirke determinantene til sykdom – det være seg sosial mobilitet eller helseatferd. En indirekte effekt er vanligvis regnet som mer plausibel (Mackenbach 2005). Hovedargumentet for genes betydning kommer fra atferds-genetisk forskning i form av tvillingstudier og adopsjonsstudier, som er kontroversielle, men hyppig publiseres i tidsskrifter som *Nature* og *Science*. Enkle ACE-modeller estimerer tre faktorer sin evne til å forklare fenotypisk variasjon (observerbare egenskaper). Arvbarhet er den andelen av fenotypisk variasjon som kan tilskrives genetiske forskjeller mellom individer. Delt miljøfaktor sikter til alle ikke-genetiske faktorer som gjør søsken mer like – deriblant foreldre, nabolag osv. Andelen som tilskrives udelt miljø, er miljøfaktor som gjør søsken mindre like, og innbefatter blant annet målefeil, tilfeldigheter, forskjellige venner og forskjeller i fostermiljø (Plomin, DeFries m.fl. 2012) Konsensus blant atferds-genetikere er at 30-50 % av fenotypisk variasjon mellom individer i personlighet kan tilskrives genotypisk variasjon, 50-70 % udelt miljø og 0-10 % delt miljø (Larsen og Buss 2008). For intelligens ligger typisk arvbarhetsestimater noe høyere, og genetiske forskjeller ser ut til å forklare 50-70 % av fenotypisk variasjon i populasjonen (Tucker-Drob, Briley m.fl. 2013). Et kontraintuitivt funn i litteraturen er at arvbarheten er økende med alderen (Briley og Tucker-Drob 2013). Kognitive evnetester speiler altså i større grad «medfødte» evneforskjeller hos unge voksne enn yngre barn, hvor delt miljø er funnet å være viktig. I den grad den sosioøkonomiske gradienten i helse kan forklares ved indirekte seleksjon, kan disse funnene tyde på at omtrent halvparten av denne effekten kan tilskrives forskjeller i genotype.

Tvillingstudier er også blitt gjort som ser direkte på arvbarheten til den selvrapporterte helsen. I et sett av studier varierer den fra 18 % til 63 %, og små eller ingen effekter av delt miljø ble funnet (Romeis, Scherrer m.fl. 2000, Romeis, Heath m.fl. 2005, Iachine, Skytthe m.fl. 2006, Silventoinen, Posthuma m.fl. 2007, Boardman, Domingue m.fl. 2015). Den typiske arvbarheten i voksen alder var omtrent 30 %. Årsaksmekanismen sier ikke slike studier noe om, både direkte og indirekte geneffekter er mulig. Om studiene er gyldige, etablerer de at helsen er moderat påvirket av gener, men at den viktigste faktoren er det udelte miljøet. Den svake effekten av delt miljø, kan peke i retning av at foreldre i liten grad påvirker den voksne helsen til sine barn.

4.4. Helsevaner og kulturelle forklaringer

Direkte atferdsforklaringer søker å forklare den sosioøkonomiske helsegradienten med forskjellige helsevaner hos ulike sosiale lag. Bak slike forklaringer, skjuler det seg ofte en antagelse om indirekte seleksjon (Bartley 2004). I stedet for å se helsevaner som et resultat av sosial posisjon, antas det implisitt at personlige egenskaper ved individet, forklarer de observerte forskjellene i levevaner mellom klasser. Et alternativ til en slik forståelse er humankapitalhypotesen fremsatt av Mirowsky og Ross (1998). Deres hypotese er at utdanning utvikler evnen til å løse problemer, bruke og utnytte informasjon, og gir økt følelse av kontroll. Dette gjør en bedre i stand til å forme en sunn livsstil, samt en større opplevelse av at egen atferd påvirker helsen. Også i Grossman-modellen er større humankapital predikert å gi bedre helse.

Tradisjonelt har de fire viktigste helsevanene vært ansett som kosthold, fysisk aktivitet, røyking og alkoholforbruk – «the holy four» (Dahl, Bergsli m.fl. 2014) Det har vært anslått at omtrent en fjerdedel av den sosiale helsegradienten kan forklares av forskjeller i helsevaner (Pampel, Krueger m.fl. 2010). Stringhini, Sabia m.fl. (2010) illustrerer dog at gjentatte målinger kan være viktig, og fant da at levevaner kunne forklare 72 % av helsegradienten i Whitehall II-studien, mot 42 % hvis man bare kontrollerte for initial helseatferd.

En hovedutfordring er å forstå hvorfor helseatferd varierer mellom sosiale klasser. Deaton (2011) vektlegger at nye helseinnovasjoner og ny helsekunnskap først tas i bruk i høyere sosiale lag, kompatibelt med teorien til Rogers (2003). Helseinnovasjoner gir dermed midlertidige sosiale helseulikheter, før innovasjonene rekker å spre seg i alle samfunns lag. Det er imidlertid ikke gitt at forskjellene i atferd skyldes forskjeller i kunnskap. Fra et sosialpsykologisk perspektiv påpeker Harris (1998) hvordan individer innenfor grupper blir mer like som følge av assimilering, mens forskjellene mellom grupper øker som følge av gruppekontrasteffekter – et universelt fenomen hvor grupper differensierer seg fra og utvikler forskjellige normer fra andre grupper. Økonomisk teori indikerer at individer med høyere lønn og humankapital (og dermed høyere sosial posisjon), har større insentiver til å investere i helsen. Små forskjeller i insentiver på individnivå, kan tenkes å bli forsterket gjennom sosialpsykologiske prosesser, som gruppepolarisering (Myers og Lamm 1976), og føre til betydelig forskjell i helsenormer mellom sosial klasser.

4.5. Livsløpsperspektivet

Livsløpsperspektivet vektlegger at individets observerte helse, ikke bare er et resultat av dets nåværende situasjon, men er bestemt av et komplekst sett av forhold gjennom livsløpet, det være seg materielle, psykososiale eller levevaner, som kontinuerlig og gjensidig påvirker både helse og sosial posisjon (Elstad 2005). Dette harmonerer godt med ideen om helse som en form for kapital, hvor atferd i inneværende periode, har varige konsekvenser for helse og inntekt i fremtiden. Akkumuleringshypotesen fremholder at den enkeltes helse, i vesentlig grad, resulterer fra summen av miljøbelastninger og -sjokk over tid, og at større eksponering for slike risikofaktorer i lavere sosiale lag, forklarer den sosiale ulikheten i helse (Bartley 2004). Case, Lubotsky m.fl. (2002) har dokumentert en betydelig gradient i helsen hos barn etter familieinntekt, at den øker med alderen, slik akkumuleringshypotesen predikerer, og at gradienten er like sterk hos adopterte barn. Dette peker i motsetning til tvillingstudiene, som kan mangle statistisk styrke til å påvise en effekt av delt miljø, tydelig mot en kausal effekt fra foreldre på helsen til sine barn. Den svakere helsen gir blant annet større skolefravær, særlig astmarelatert – altså hindrer det investering i humankapital, som på lang sikt kan tenkes å gi lavere sannsynlighet for å ta høyere utdanning og lavere inntekt. Helse kan med andre ord være en del av mekanismen som forklarer overføring av sosioøkonomisk status mellom generasjoner. Andre peker på kritiske perioder i livsløpet, som øver en spesielt sterk innflytelse på helsen senere. Best dokumentert er betydningen av fostermiljøet (Roseboom, Van Der Meulen m.fl. 2001, Almond 2006, Chen og Zhou 2007, Almond og Mazumder 2008, Almond, Edlund m.fl. 2009).

5. Data

Denne oppgaven tar utgangspunkt i fire levekårsundersøkelser: tre som er samordnet med EU-SILC («Survey on Income and Living Conditions»), fra årene 2012, 2013 og 2014, samt Levekårsundersøkelsen om helse, omsorg og sosial kontakt 2012. Disse utgjør et sammenkoblet tverrsnitt på 25359 observasjoner. Totalt femten levekårsundersøkelser og to helseundersøkelser fra SSB, i tidsrommet 1980-2015, ble etterspurt og var tilgjengelig for analyse. Undersøkelsene brukt i analysen, ble plukket for å maksimere antall observasjoner, under forutsetning om relativt lite mellomrom i tid, og en preferanse for nyere data. De EU-SILC-samordnede levekårsundersøkelsene i 2011 og 2015 kunne ikke inkluderes, ettersom det ville innebære doble observasjoner. Dette skyldes at 2011-undersøkelsen inngår i samme panel som 2014, og 2012 med 2015.

Levekårsundersøkelsene foregår i to trinn. Hovedintervjuet er per telefon (eller besøk i spesielle tilfeller), og et flertall av de som gjennomfører, fyller også ut et spørreskjema i etterkant, enten på web eller postalt (Amdam og Vrålstad 2012). Responsraten for hovedintervjuet varierer fra 52 % i 2013 til 80 % i 2014, og for å bøte på dette benyttes SSB sine frafallsvekter. For å beregne disse gjør SSB logistiske regresjoner, hvor sannsynligheten for svar, estimeres på bakgrunn av kjønn, alder, familiestørrelse og utdanningsnivå (Lillegård 2009). Frafallsvekten er den inverse av sannsynligheten for å svare. Desto større frafallsvekt, desto større vekt skal observasjonen gis i regresjoner for å gjøre resultatene representative. SSB beregner egne vekter for deltakere i hovedintervjuet og de både gjør intervjuet og spørreskjemaet. Nedenfor følger en oversikt og diskusjon av nøkkelvariablene i analysen.

5.1. Helse

Helsemålet jeg bruker som utfallsvariabel i denne analysen er egenvurdering av helse. Det er et veletablert helsemål, som regnes for å ha god validitet, og i de fleste studier predikerer det død uavhengig av andre variable (Idler og Benyamini 1997). God samtidig kriteriumsvaliditet, at selvrapportert helse korrelerer med andre helsemål eller -utfall, er eksempelvis indikert i dette utvalget ved at 76 % av uføre rapporterer mangelfull helse, mot 19 % hos de øvrige. Desto bedre helse respondentene oppgav, desto høyere livskvalitet hadde de også ($r=0,35$).

Måten SSB måler på i sine levekårsundersøkelser, er den mest alminnelige internasjonalt, ved å stille spørsmålet «hvordan vurderer du din egen helse sånn i sin alminnelighet?» Intervjuobjektet evaluerer så helsen sin på en femtrinnskala, fra 1 («meget god») til 5 («meget dårlig»). Med analogi til dødsfall som avhengig variabel, som enten har funnet sted eller ikke, gjøres ofte også den selvrapporterte helsen om til en binær variabel i litteraturen – la meg kalle den H , etter Case, Lubotsky m.fl. (2002). Denne variabelen gis verdien 1 dersom helsen oppgis å være «verken god eller dårlig», «dårlig» eller «meget dårlig» – dette vil jeg omtale som dårlig, mangelfull eller svak helse. Dersom helsen oppgis å være «god» eller «meget god», noe 78 % i utvalget gjør, er $H=0$, og jeg vil beskrive dette som god helse. Om ikke annet er indikert, referer «egenvurdert helse» til denne binære variabelen.

Tabell 9.1 i appendikset inneholder en regresjonsmodell med egenvurdert helse (1-5) på et sett av dummyer for tilstedeværelse av spesifikke sykdommer. Resultatene speiler Sælensminde, Line m.fl. (2015), og de standardiserte koeffisientene (beta) viser at i populasjonen som helhet, har psykisk sykdom og muskel-/skjelettlidelser størst effekt på selvrapportert helse. Det kan likevel være misvisende å tenke velferdstapet er sammenlignbart. Tabell 9.2 inneholder en regresjon med livstilfredshet (1-10) på de samme

sykdomsdummyene, samt et fåtall andre variabler, deriblant inntekt. Betakoeffisientene indikerer at selv om betydelige psykiske plager ($\beta=0,25$) og muskel-/skjelettlidelser ($\beta=0,25$) har omtrent like stor effekt på egenvurdert helse, er psykiske plager 7-8 ganger viktigere i å forklare forskjeller i selvrapportert livskvalitet. Blant økonomer som har skrevet om dette er Richard Layard (2011), som argumenter for at psykisk sykdom trolig fører til mer lidelse enn noen annen enkeltårsak i vestlige samfunn, inklusive fattigdom.

5.2. Ressurstilgang

5.2.1 *Subjektiv oppfatning av egen økonomi*

Felles for de fire undersøkelsene, er at alle i intervjurunden får et spørsmål om hvordan det er å få endene til å møtes, gitt husholdningen sin inntekt. Respondenten svarer på en seks-trinns skala, fra 1 («svært vanskelig») til 6 («svært lett»). Slike subjektive mål på økonomisk situasjon er typisk kjennetegnet av å være relative i natur, særlig når den materielle velstanden i et land når et visst nivå (Layard 2011). Økt realinntekt i rike land ser dermed i liten grad ut til å gi forbedring i folks opplevelse av egen økonomisk situasjon, og inntektsbehovet folk rapporterer, stiger generelt like raskt som realinntekten.

5.2.2 *Inntektsmål*

SSB er av den oppfatning at tilgang på materielle ressurser fanges best opp av inntekt etter skatt (Epland 2001). Jeg ønsket imidlertid å sjekke validiteten til ulike inntektsmål nærmere. Det mest valide målet på ressurstilgang, forventes i utgangspunktet også å korrelere mest med det subjektive målet på økonomisk situasjon. Typisk antas skalafordeler i husholdningskonsumet å innebære at inntektsbehovet per person, for å opprettholde samme levestandard, er lavere i større husholdninger. For å gjøre ressurstilgangen ulike husholdningsinntekter innebærer sammenlignbar på tvers av husholdninger brukes ekvivalensskalaer. Hvert husholdningsmedlem tildeles en verdi som er proporsjonal med det økte inntektsbehovet det forventes å gi husholdningen. I den modifiserte OECD-skalaen, antas den første voksne i husholdningen å kreve 1 inntektsenhet, de øvrige 0,5 enheter og hvert barn 0,3 enheter. I nyere tid er bruk av kvadratrot-skalaen blitt populær, og den benyttes blant annet av OECD. Det er ekvivalensskalaen jeg har falt ned på å bruke, altså lar jeg ekvivalentinntekten (inntekt per forbruksenhet) være gitt ved:

$$\text{ekvivalentinntekt} = \frac{\text{husholdningsinntekt}}{\sqrt{\text{antall husholdningsmedlemmer}}} \quad (12)$$

Tabell 9-3 i appendikset viser en korrelasjonsmatrise for det å få endene til å møtes, realbruttoinntekt og realinntekt etter skatt (for begge er personinntekt, husholdningsinntekt og ekvivalentinntekt oppgitt). 2012 er brukt som basisår. Vi observerer at realbruttoinntekten korrelerer litt mer med subjektiv oppfatning av egen økonomi enn realinntekt etter skatt. Som forventet er korrelasjonen sterkest med den ekvivalensjusterte ($r=0,3826$), litt mindre med den ujusterte ($r=0,3186$), og svakest med individets egen realbruttoinntekt ($r=0,2409$). Dette viser med all tydelighet hvordan det er husholdningen som er den relevante økonomiske enheten, at ekvivalensjusteringen øker validiteten til inntektsmålet, og at individets egen inntekt i isolasjon, er et høyst inadekvat mål på dets ressurstillgang. Det teoretisk foretrukne målet for ressurstillgang, inntekt etter skatt per forbruksenhet ($r=0,3811$), var nær like sterkt korrelert med oppfattelsen av egen økonomi som ekvivalent bruttoinntekt. Ekvivalent inntekt etter skatt (i 2012-priser) vil dermed bli brukt som proxy for ressurstillgang i denne oppgaven, ikke minst fordi det er dette målet som vanligvis brukes i offentlig statistikk, blant annet ved utregning av lavinntektsgrenser. Jeg vil ikke alltid være like presis når jeg omtaler i det følgende, men varianter av «ekvivalentinntekt» eller «inntekt per forbruksenhet» vil referere til dette inntektsmålet.

5.2.3 *Inntekt etter skatt per forbruksenhet og korrigerings for boligutgifter*

Boligutgiftene varierer mellom ulike deler av landet, og jeg ønsket å undersøke om inntektsmålet kunne forbedres ved å ta hensyn til dette. Jeg tok utgangspunkt i data fra leiemarkedsundersøkelsen, og delte landet i åtte pris-soner (Oslo og Bærum, Akershus, Bergen, Trondheim, Stavanger, tettsteder med mer enn 20000 innbyggere, fra 2000-19999 innbyggere og færre enn 2000). En leieprisindeks med utgangspunkt i leieprisen pr. kvadratmeter for leiligheter med 3 rom ble laget (eneste leilighetstype som ikke manglet data). På bakgrunn av denne ble en unik konsumprisindeks justert for boligpriser estimert for hver av de åtte prisområdene. Forbruksundersøkelsen i 2012 fant at 31,2 % av husholdningenes utgifter gikk til bolig, lys og brensel (Holmøy og Lillegård 2014), og leieprisindeksen ble dermed tillagt denne vekten. Som en første approksimasjon var det lite som tydet på at dette forbedret validiteten til inntektsmålet, eksempelvis gikk korrelasjonen med det å få endene til å møtes noe ned. Det kan skyldes at prisnivået på øvrige goder er fallende i bystørrelse (Handbury og Weinstein 2015). Korrelasjonen med det subjektive målet på økonomi ble størst ved å tillegge leieprisindeksen en vesentlig lavere vekt på 5,4 %.

5.3. Sosioøkonomisk status

5.3.1 Utdanningsnivå

Levekårsundersøkelsene oppgir NUS-koder for utdanningsnivå. Jeg valgte å følge SBBs firedelte inndeling for høyeste utdanningsnivå: grunnskolenivå (eller lavere), videregående skolenivå, kortere høyere utdanning (til og med 4 år) og lengre høyere utdanning (mer enn 4 år). En egen kategori ble også laget for de som ikke hadde oppgitt utdanningsnivå.

Korrelasjonen mellom helsen og utdanningsnivået er $r=0,173$. Det svarer til store forskjeller i helsen: 31 % med utdanning på grunnskolenivå oppgir mangelfull helse, mot 11 % hos de best utdannede.

5.3.2 Inntektsposisjon

Ettersom individets ressurstilgang er ment å være fanget av inntekt etter skatt per forbruksenhet, ble personinntekt operasjonalisert annerledes. To variabler ble dannet i et forsøk på å fange opp informasjonen. I tabell 9-3 i appendikset ser vi at bruttoinntekten er mer korrelert med helsen enn inntekt etter skatt. Med utgangspunkt i individets bruttoinntekt ble derfor individene rangert fra 0 (høyeste personinntekt) til 1 (laveste personinntekt) (i sitt respektive inntektsår). Som et alternativ, rangerte jeg i stedet for individene i egen inntekt innenfor eget kjønn – med en tanke om at det er relativ posisjon hos eget kjønn som gir mest informasjon om personen, det være seg status, kognitive evner eller personlighet. Det viste seg at helsen korrelerer mer med inntektsposisjonen hos eget kjønn ($r=0,148$) enn i hele populasjonen ($r=0,143$).

5.3.3 Selvdefinert økonomisk status

SSB har i sine levekårsundersøkelser en variabel for selvdefinert økonomisk status, hvor individet oppgir sin hovedaktivitet. Kategoriene for selvstendig næringsdrivende på fulltid og deltid er i denne oppgaven slått sammen, ettersom de ikke var mulige å skille i rådataene. Fordelingen av svak helse kan ses i tabell 5-1 nedenfor, og varierer slående avhengig av hvilken gruppe individet tilhører. Uføre er i særklasse ved dårligst helse, mens heltidsarbeidende, studenter og vernepliktige er de friskeste. Vi ser at tross alderen, oppgir omtrent to tredeler pensjonister å være ved god eller meget god helse.

Tabell 5-1. Helse og selvdefinert økonomisk status

#	Kategori	Andel med dårlig helse
1	Ansatt, fulltid	0,13
2	Ansatt, deltid	0,26
3-4	Selvstendig næringsdrivende, fulltid eller deltid	0,21
5	Arbeidsledig	0,35
6	Student eller elev i arbeidsrettet opplæring	0,15
7	Alders- eller AFP-pensjonist	0,35
8	Uføør eller ikke i stand til å arbeide	0,76
9	Utfører verneplikt	0,11
10	Hjemmearbeidende	0,29
11	Annen inaktiv person	0,44
	Ikke oppgitt	0,37

5.4. Detaljerte helsevariabler fra Samordnet levekårsundersøkelse i 2012

I 2012 ble det utført to levekårsundersøkelser av SSB, en samordnet med helse som tema, og en som del av EU-SILC. Den første av disse er svært informasjonsrik, og inneholder detaljerte spørsmål om livsstil, mental helse og sosial kontakt. Nes og Clench-Aas (2011) sin rapport om psykisk helse i Norge, gjennomgår flere av de aktuelle skalaene og hvordan de skåres, og var en viktig ressurs i arbeidet.

5.4.1 Helsevaner

2012-undersøkelsen inneholder i intervjurunden spørsmål som dekker alle «holy four»-helsevanene – røyking, fysisk aktivitet, kosthold og alkoholbruk. I tillegg har respondentene oppgitt høyde og vekt, slik at kroppsmasseindeksen deres kan beregnes (vekt dividert på høyde kvadrert, BMI). Noen bias er dokumentert ved selvrappport av disse størrelsene – blant annet en tendens til å rapportere man er litt høyere enn man faktisk er, særlig hos menn, og noe underrapportering av vekt, især hos kvinner og individer med høy vekt. Likevel er det i hovedsak å anse som et valid mål (Spencer, Appleby m.fl. 2002). Jeg klassifiserte individene i fire kategorier basert på den estimerte kroppsmasseindeksen. BMI lavere enn 18,5 ble kodet som undervekt, fra 18,5-25 som normalvekt, fra 25-30 som overvekt og høyere enn 30 som fedme.

Kosthold ble fanget opp av ni spørsmål, hvor individene bes om å oppgi sitt konsum av grønnsaker, frukt, snacks, sjømat og ulike sorter drikke, som melk, juice, sukkerholdig og sukkerfri brus/saft. Med unntak av spørsmål om fisk til middag, ble spørsmålene om forbruket av matvarer, besvart på en syv-trinns skala, fra 1 («3 eller flere ganger om dagen») til 7 («Sjeldnere enn 1 gang i uka»). For konsumet av ulike drikker, gikk svaralternativene fra 1 («2 eller flere glass om dagen») til 5 («Mindre enn 1 glass i uka»). Tabell 9-4 i appendikset

viser en korrelasjonsmatrise for kosthold og utdanning. Generelt er de korrelasjonene nokså lave, men av typisk størrelse i litteraturen. Høyere utdanning er særlig forbundet med lavere konsum av sukkerholdige drikker ($r=0,17$), og større konsum av frukt ($r=0,10$) og grønnsaker ($r=0,15$).

Røykevaner er fanget opp med to spørsmål, først hvorvidt det hender at respondenten røyker, og i så fall om det er daglig eller av og til. Vi observerer store forskjeller i røykevaner mellom utdanningsgruppene. Daglig røyking ved bruk av SSBs frafallsvekter, estimeres å være 25 % hos individer med grunnskoleutdanning, 18 % ved utdanning på videregående skolenivå, 10 % ved kortere høyere utdanning, og 6 % hos de med mastergrad eller doktorgrad. For perspektiv er korrelasjonen mellom daglig røyking og utdanning likevel bare mildt negativ ($r=-0,15$). Korrelasjoner på individnivå som vanligvis beskrives som nokså små, kan likevel altså innebære store forskjeller på gruppenivå.

To spørsmål ble inkludert for fysisk aktivitet. Det første omhandler hvor ofte respondentene trener eller mosjonerer på fritiden. Svaralternativene er enten «aldri», «sjeldnere enn en gang i uka» eller «en gang i uka eller mer». Den siste gruppen bes etterpå om å fortelle hvor mange dager de trener eller mosjonerer i en vanlig uke. Det andre spørsmålet ber respondentene estimere hvor mange timer i uka de utfører hard fysisk aktivitet, som gjør at de blir svette og andpustne. Svaralternativer går fra 1 («ingen») til 5 («6 timer eller mer per uke»). Mens 16 % med grunnskoleutdanning rapporterer å aldri trene eller mosjonere, er det tilfelle blant bare 5 % på det høyeste utdanningsnivået.

Mens de overnevnte spørsmålene ble stilt i hovedintervjuet, ble alkoholvaner bare spurt om i spørreskjemaet i etterkant. Jeg inkluderte og utforsket fire av spørsmålene, med inspirasjon fra Nes og Clench-Aas (2011). Tre av dem tok utgangspunkt i de siste 12 månedene: hvor ofte respondenten hadde drukket alkohol, følt seg tydelig beruset, samt drukket 6 alkoholenheter eller mer. Svaralternativene gikk fra 1 («aldri») til 7 («6-7 ganger per uke»). Det siste spørsmålet var hvor mange alkoholenheter individet hadde drukket den siste uken, besvart på en fem-trinns skala, fra 1 («12 eller flere») til 5 («ingen»).

5.4.2 *Hopkins symptomsjekkliste (HSCL-25)*

Spørreskjemaet inneholder Hopkins symptomsjekkliste, et screening-instrument for psykiske plager. Det består totalt av 25 spørsmål, hvorav 10 omhandler angst og 15 depresjon. Symptomer rapporteres for de siste 14 dagene, på en skala fra 1 («ikke plaget») til 4 («veldig mye plaget»). En gjennomsnittsskåre høyere enn 1,75 indikerer det som sannsynlig at individet har betydelige psykiske plager (Nes og Clench-Aas 2011). Instrumentet viste til dels

svært gode psykometriske egenskaper med en Cronbachs alfa på $\alpha=0,929$. Det var en tendens til større intern reliabilitet for depresjon ($\alpha=0,903$) enn angst ($\alpha=0,836$). Korrelasjonen med selvrapportert helse på en fem-trinns skala er moderat ($r=0,38$), og enda sterkere med livskvalitet ($r=-0,55$). Multippel regresjon indikerer at sammenhengen med egenvurdert helse (1-5) er positiv, men avtakende i gjennomsnittsskåren ($p<0,001$).

5.4.3 Oslo-skalaen for sosial støtte (OSS-3)

For å evaluere styrken på respondentens sosiale nettverk, tok jeg utgangspunkt i Oslo-skalaen for sosial støtte. Den inneholder tre spørsmål: hvor mange respondenten kan få hjelp hos ved alvorlige problemer, i hvilken grad andre viser interesse for det en gjør og hvor lett det vil være å få praktisk hjelp fra naboer. En total skåre fra 3-8 indikerer svak sosial støtte, 9-11 middels støtte, og 12-14 høy grad av sosial støtte.

5.5. Oppsummerende statistikk

Deskriptiv statistikk for de viktigste variablene er tilgjengelig i tabell 9-5 i appendikset, sortert etter alderskategori. I denne oppgaven estimerer jeg et stort antall modeller, hvor et forskjellig antall observasjoner benyttes. I alle fire levekårsundersøkelsene deltok totalt 25359 personer i intervjurunden, og den oppsummerende statistikken baserer seg på alle disse respondentene. For hver variabel er antall observasjoner oppgitt, gjennomsnittlig verdi, og standardavvik dersom variabelen er kontinuerlig. For ekvivalent realinntekt etter skatt er den minimale verdien -900000 og den maksimale 940628. Generelt ser vi at andelen med mangelfull helse er økende med alderen, og er omtrent tre ganger høyere i den eldste aldersgruppen sammenlignet med den yngste.

Som etablert er psykisk helse en viktig komponent i vurderingen av egen helse, men i motsetning til den generelle, observeres den å bli bedre med alderen. Av respondentene mellom 16-24 år oppgir 18,1 % betydelige psykiske plager, mot omtrent 10 % hos de mellom 35-66 år. En positiv trend blant unge er at bare 6,9 % oppgir å røyke daglig, mot 20,8 % av respondenter mellom 46-56 år – dette underbygger at røykeepidemien ser ut til å være på hell (Bilano, Gilmour m.fl. 2015). Røykeandelen er tydelig lavere (11,5 %) for personer 67 år eller eldre, og dette reflekterer trolig at røykere faller fra tidligere. En del studier utelater unge voksne (16-24 år) når de estimerer inntektsgradienten (Case, Lubotsky m.fl. 2002, Cutler, Lleras-Muney m.fl. 2008). Gruppen skiller seg ut ved at 61,6 % oppgir studier som sin hovedbeskjeftigelse, og ettersom flertallet fortsatt er under utdanning har de lavere utdanningsnivå, og i gjennomsnitt meget lav individuell inntektsposisjon.

6. Empirisk analyse

6.1. Inntektsgradienten i egenvurdert helse

6.1.1 Modellspesifisering

Før jeg begynner å estimere sammenhengen mellom økonomiske ressurser og helsen, vil jeg gjennomgå valg av empirisk modell. Som avhengig variabel falt valget på fravær av god helse – altså når individet oppgir sin egen helse som verken god eller dårlig, dårlig eller svært dårlig. Dette gir anledning til å formulere logistiske regresjoner¹, en særlig typisk modellformulering i den ikke-økonomiske litteraturen, hvor man foretrekker å rapportere oddsratioer², et eksempel jeg kommer til å følge. Inntekt etter skatt per forbruksenhet i 2012-priser ble valgt som mål på materiell ressurstilgang, altså et mål på ekvivalent realinntekt. I første rekke må resultatene tolkes deskriptivt – de beskriver den observerte sammenhengen mellom ekvivalentinntekt etter skatt og egenvurdert helse på et gitt tidspunkt. Alternativt kan ekvivalentinntekten tolkes som en proxy for permanentinntekten.

Jeg lar rapportering av mangelfull helse, avhenge av en latent variabel for sykdomsbyrde – definert slik at når den er større enn null, rapporterer individet dårlig helse ($H=1$). I hovedsak har jeg spesifisert modellene slik, at oddsratioer større enn 1, indikerer høyere morbiditet i den forventede gruppen. En nedside med dette, er at jeg har vært nødt til å snu retningen på noen av variablene. Dette gjelder også den ekvivalente realinntekten etter skatt, y . Variabelen er transformert, ved en funksjon f . Ved rapportering av modeller, er den naturlige logaritmen til ekvivalentinntekten transformert slik, at oddsratioen uttrykker hvor mange ganger høyere oddsen for dårlig helse er hos noen med den halve ekvivalentinntekten. Den latente variabelen lar jeg være gitt ved:

$$\text{sykdomsbyrde} = \alpha + f(\ln y)A\beta + S\theta + D\delta + P\gamma + u \quad (13)$$

A er en radvektor med seks aldersgruppedummier, for å kontrollere for eventuelle forskjeller i inntektsgradienten i helse med alderen. Typisk observerer man at inntektsgradienten er økende i alderen, før den faller ved pensjonsalder (Case, Lubotsky m.fl. 2002, Cutler, Lleras-Muney m.fl. 2008). β er en kolonnevektor av koeffisienter, som angir styrken på gradienten, avhenger av aldersgruppen. Som vi skal se nedenfor er noen inntekter sensurert, men jeg inkluderer dem fortsatt i analysen ved hjelp av dummyer – disse er å finne i S -vektoren, og

¹ Hvis jeg lar vektoren av forklaringsvariabler være gitt ved X , er oddsen for dårlig helse: $P(H=1|X)/P(H=0|X)$. Lar jeg logit-koeffisientene være i β , er log-odds gitt ved: $\text{Ln}[P(H=1|X)/P(H=0|X)] = X\beta$. Koeffisientene i β har semielastisk tolkning.

² Oddsratio = $e^{\text{logit-koeffisient}}$

koeffisientene er i kolonnevektoren θ . D er en radvektor bestående av demografiske kontrollvariabler – kjønn, alder og undersøkelsesår – δ er kolonnevektoren med koeffisienter. Senere vil jeg også utvide med flere kontrollvariabler, som personens inntektsposisjon og utdanning – disse utgjør radvektoren P , og koeffisientene er i kolonnevektoren γ . u er det stokastiske restleddet, som antas å være logistisk fordelt. Gyldige estimater for den kausale helseeffekten av inntekt, fordrer at $f(\ln y)$ ikke er korrelert med restleddet. Denne forutsetningen kan ikke antas å holde, ettersom helsen vil ha en kausal effekt på inntekten (simultanitet), det er målefeil i inntektsmålet, samt utelatte variabler, deriblant evner og personlighet. Koeffisientene må dermed tolkes som deskriptive, de beskriver den observerte sammenhengen mellom egenvurdert helse og et gitt sett av forklaringsvariabler i tverrsnitt.

I et upublisert notat av Elstad og Dahl fra 2012, sitert i Dahl, Bergsli m.fl. (2014), fant de at inntekt og utdanning blir negativt korrelert i Norge når inntekten blir tilstrekkelig lav – omtrent 50 % av medianinntekten. Dette tilsvarte en inntekt etter skatt på 160800 hos enslige i 2012, ved modifisert OECD-skala (SSB 2017). Ekskluderer jeg observasjoner som ligger høyere i inntektsfordelingen, finner også jeg en svak negativ sammenheng mellom den naturlige logaritmen til ekvivalentinntekten og utdanning ($p < 0,05$). Under et inntektsnivå på 200000, viste det seg at husholdningsinntekten ikke var korrelert med det å få endene til å møtes ($p > 0,05$). For inntekter mellom 200000 og 250000 er imidlertid inntekten sterkt signifikant positivt korrelert med å få endene til å møtes ($p < 0,001$), og også utdanningsnivå ($p < 0,05$). Dette ble tolket dithen at forskjeller i ekvivalensjusterte husholdningsinntekter etter skatt i 2012-priser lavere enn 200000, i liten grad reflekterer reelle forskjeller i ressurstilgang og permanentinntekt. Med et sterkt sikkerhetsnett i Norge, gir det mening at permanentinntekten hos de fleste ikke vil falle under et visst nivå. Husholdningsinntekten er også såpass høy for en andel av observasjonene, at den er sensurert av SSB. Grensene er litt forskjellige i hver undersøkelse, men totalt snakker vi om 11 % av observasjonene. EU-SILC-undersøkelsene opererer med samme maksimumsgrense for alle husholdningstyper. Eksempelvis var den 900000 for husholdningsinntekt etter skatt i 2012 (og noe høyere i senere år). Grensene er satt litt annerledes i den samordnede levekårsundersøkelsen i 2012. For husholdninger med to eller flere, sensureres inntekter over 1160000 etter skatt. For husholdninger med én person, er grensen satt lavere, til 760000.

I den utforskende analysen er negative husholdningsinntekter etter skatt ekskludert - dette var tilfelle for 32 av 25356 inntektsopppføringer. Husholdningsinntekter etter skatt som er sensurert for å være for høye, er inkludert med sensurert inntektsverdi, og mulig helseulikhet ivaretatt med dummyer. Hovedutfordringen lå i å finne en god spesifisering for de laveste

inntektene etter skatt per forbruksenhet. Som jeg nevnte, var det under et visst nivå på ekvivalentinntekten, ingen sammenheng med subjektiv oppfatning av egen økonomi. Dette sådde tvil ved validiteten til inntektsmålet i det aller lavest inntektssjiktet. For å undersøke dette antok jeg i første omgang at det finnes et nivå på husholdningens ekvivalentinntekt etter skatt, λ , som er så lavt, at enda lavere oppført inntekt, ikke reflekterer lavere reell permanentinntekt. Jeg vil i denne oppgaven ikke gå lenger enn å finne en omtrentlig verdi på λ . Jeg gjorde dette ved å lage nye variabler som skulle fange opp husholdningenes ressurstilgang:

$$f(\ln y)_\lambda = \begin{cases} [15 - \ln(y + 1)] \frac{\ln e}{\ln 2} & \text{hvis } y \geq \lambda \\ [15 - \ln(\lambda + 1)] \frac{\ln e}{\ln 2} & \text{hvis } y < \lambda \end{cases} \quad (14)$$

I neste omgang ble det gjort regresjoner på (13), for å finne $f(\ln y)_\lambda$ -variabelen som viste størst sammenheng med helsen. Verdier for λ ble testet med intervaller på 10000. Tabellen nedfor viser noen av disse regresjonene. Sensurerte toppinntekter er ivaretatt med dummyer, men dummyene er ikke rapportert, og vil bli utforsket senere.

Tabell 6-1. Innteksgradienten i egenvurdert helse ved ulike verdier på λ ($N=25174$)

	$\lambda=0$		$\lambda=150000$		$\lambda=200000$		$\lambda=250000$	
	OR	p^a	OR	p^a	OR	p^a	OR	p^a
$\frac{1}{2}$ ekvivalent realinntekt etter skatt								
16-24	0,97		0,99		1,09		1,21	
25-34	1,15	**	1,97	***	2,34	***	2,91	***
35-44	1,98	***	2,96	***	3,51	***	4,32	***
45-55	2,58	***	3,02	***	3,43	***	4,09	***
56-66	1,83	***	2,51	***	2,78	***	3,11	***
67+	1,75	***	1,97	***	2,10	***	2,31	***
Kjønn ^t								
Mann	0,94	*	0,95		0,96		0,95	
Kvinne	1		1		1		1	
År ^t								
2012	0,96		0,96		0,95		0,95	
2013	1,05		1,04		1,04		1,04	
2014	1		1		1		1	
Pseudo-R ²	0,0674		0,0755		0,0766		0,0746	

Merknad: Modellene inkluderer også dummyer for inntektssensur.

^a Signifikansnivå ved ensidig t-test. * $p < 0,05$. ** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.

^t Variabel med tosidig t-test.

I den første regresjonen har jeg simpelthen brukt $f(\ln y)_0$ -variabelen som proxy for ressurstilgang. Ovenfor nevnte jeg at oddsratioene indikerer økningen i odds for dårlig helse

ved halv ekvivalentinntekt. Desto større verdien er, desto større er den sosiale ulikheten i helse (OR=1 indikerer ingen ulikhet). Resultatene viser tydelig at de laveste ekvivalentinntektene, ikke kan inkluderes i analysen, uten at det gjøres grep. Forklaringskraften til modellen øker betraktelig når jeg bruker $f(\ln y)_\lambda$ -variablene. Pseudolikelihood-verdien er maksimert når jeg setter $\lambda=200000$. Jeg vil studere dette nærmere nedenfor, men hypotesen er at individer med ekvivalent husholdningsinntekt etter skatt lavere enn dette, har helse på nivå med de som ligger på grenseverdien ($\lambda=200000$). En titt på gjennomsnittlige partielle effekter indikerte at den estimerte gradienten er omtrent 60 % sterkere når jeg setter $\lambda=200000$ sammenlignet med $\lambda=0$. En måte å gå videre på, hadde vært å ekskludere inntektsobservasjoner lavere enn $\lambda=200000$, men de utgjør i overkant 10 % av utvalget, og det ble dermed forsøkt unngått.

Neste steg var å dobbeltsjekke at det ikke var noen sammenheng mellom ekvivalentinntekten og helse når $y < \lambda$. Regresjonen ble gjort ($N=2587$), tilsvarende ovenfor, med $f(\ln y)_0$ som forklaringsvariabelen ment å fange ressurstilgang. Koeffisientene i β -vektoren ble testet for samlet signifikans. En Wald-test indikerte det ikke var noen lineær sammenheng mellom ekvivalent realinntekt etter skatt og helse når $y < 200000$ ($p>0,05$), $\chi^2(6)=4,96$. Resultatet kan imidlertid skyldes manglende teststyrke og være en type II-feil. Rapporten til Næss, Rognerud m.fl. (2007) finner noe høyere dødelighet hos de med de 5 % laveste inntektene, sammenlignet med de 5-10 % laveste. Mitt funn må derfor tas med en klype salt. Vi kan imidlertid karakterisere som evidens for en tydelig utflating av inntektsgradienten i dette området, i tråd med permanentinntekt-hypotesen.

Disse innledende analysene, åpnet for en relativt enkel mulig modell (1-1), hvor $\lambda=200000$ i alle aldersgrupper. Som nevnt er toppsensurerte inntekter ivaretatt med dummyer i S -vektoren. I utgangspunktet ble fem ulike sensurgrenser identifisert, og en dummy ble laget for hver av dem. Et alternativ er imidlertid å la inntektssensur være fanget opp av en enkelt dummy, som jeg lar interagere med aldersgruppe, ettersom gradienten varierer med alderen. Den foreslåtte modellen er estimert i tabell 9.6 i appendikset for illustrasjon, med pseudo- $R^2=0,0761$. Lavinntektsgrensen ved modifisert OECD-skala for inntekt etter skatt per forbruksenhet, oppgis av (SSB 2017) å være 193000 (60 % av medianinntekten) i 2012. Bruk av kvadratisk skala impliserer en noe høyere lavinntektsgrense, altså svarer $\lambda=200000$ omtrent til en hypotetisk fattigdomsgrense ved denne ekvivalensskalaen. Ved noen anledninger vil jeg derfor omtale personer med lavere inntekter enn dette som fattige.

Denne enkle modellen (1-1), ble testet opp mot en modell (1-2) hvor jeg lar λ variere mellom aldersgrupper – altså åpner jeg for at intervallet husholdningens ekvivalentinntekt

etter skatt er et valid ressursmål for, varierer med alderen. For å studere dette ble ligning (13) estimert for alle seks aldersgrupper med ulike verdier på λ . Den yngste aldersgruppen skilte seg ut, og pseudolikelihood-verdien var høyest når $\lambda_{16-24}=370000$. Som vi så i tabell 6-1 er gradienten nokså svak i denne aldersgruppen, og ulike verdier på λ_{16-24} gav relativt små utslag i pseudolikelihood-verdien. For de andre aldersgruppene, varierte λ mellom 180000-220000. På bakgrunn av dette ble det laget en ny variabel, $f(\ln y)_{\neq\lambda}$, hvor λ varierte mellom aldersgruppene:

$$f(\ln y)_{\neq\lambda} = \begin{cases} f(\ln y)_{370000} & \text{hvis 16-24 år} \\ f(\ln y)_{220000} & \text{hvis 25-34 år} \\ f(\ln y)_{180000} & \text{hvis 35-45 år} \\ f(\ln y)_{220000} & \text{hvis 45-55 år} \\ f(\ln y)_{220000} & \text{hvis 56-66 år} \\ f(\ln y)_{180000} & \text{hvis 67+ år} \end{cases} \quad (15)$$

I denne mer kompliserte modellen, er det fortsatt fem dummyer for inntektssensur, som alle interagerer med aldersgruppe. I tillegg introduserer jeg en dummy som settes til 1 for inntekter lavere enn den aldersgruppespesifikke λ -verdien, som jeg lar interagere med aldersgruppe. Dette gjøres for å ta hensyn til at observasjoner hvis inntekt er lavere enn λ , kan ha signifikante helseforskjeller fra observasjoner på denne grensen. Modellen er såpass stor at resultatene ikke er inkludert, men på samme utvalg som den enkle modellen ovenfor, øker forklaringskraften nokså forsiktig (pseudo- $R^2=0,0769$). For å teste om modell 1-1 er en gyldig forenkling, ble en modell med variablene fra både (1-1) og (1-2) estimert, og variablene fra (1-2) testet for signifikans. Den relevante Wald-testen, indikerte at variablene fra (1-2) ikke tilførte forklaringskraft ($p>0,05$), $\chi^2(25)=18,79$.

Den siste viktige robusthetssjekken er å se om koeffisientene interagerer med undersøkelsesår – det kan være endringer i inntektsgradienten i løpet av perioden. Dummyen for ekvivalentinntekter etter skatt lavere enn λ ble også inkludert, ettersom det kan tenkes λ varierer fra år til år. Både denne dummyen og dummyen for inntektssensur lar jeg interagere med undersøkelsesår og aldersgruppe. En Wald-test for signifikans av disse interaksjonseffektene, indikerte at de ikke økte modellens forklaringskraft ($p>0,05$), $\chi^2(44)=49,58$. Etterpå ble en test for interaksjon av koeffisientene med kjønn utført, men heller ikke disse viste seg signifikante ($p>0,05$), $\chi^2(13)=19,04$. Med andre ord ser det ut som inntektsgradienten i egenvurdert helse var uavhengig av kjønn og undersøkelsesår. Som nevnt ble 32 observasjoner ekskludert på grunn av negativ inntektsoppføring. Det ble testet for hvorvidt det var gyldig å inkludere dem på linje med andre inntekter under λ . Dummyen for disse observasjonene gav ikke utslag ($p>0,05$), og det ble dermed konkludert med at de kunne

inkluderes. Den impliserte modellen (1-3) er estimert nedenfor, og er modellspesifikasjonen resten av oppgaven i all hovedsak vil ta utgangspunkt i.

Tabell 6-2. Inntektsgradienten i egenvurdert helse (N=25214)

Variabel	(1-3)			(1-4)		
	OR	95% KI	<i>p</i> ^a	OR	95% KI	<i>p</i> ^a
½ ekvivalent realinntekt etter skatt						
16-24	1,09	(0,85-1,39)		1,09	(0,85-1,39)	
25-34	2,33	(1,83-2,96)	***	2,29	(1,81-2,89)	***
35-44	3,48	(2,77-4,36)	***			
45-55 (35-66 i modell 1-4)	3,44	(2,88-4,11)	***	3,16	(2,84-3,51)	***
56-66	2,79	(2,38-3,25)	***			
67+	2,08	(1,74-2,49)	***	2,01	(1,71-2,39)	***
Ikke-sensurert husholdningsinntekt						
16-24	2,05	(1,29-3,26)	***	2,05	(1,29-3,26)	***
25-34	0,85	(0,41-1,73)				
35-44	1,48	(1,07-2,03)	**			
45-55 (35-66 i modell 1-4)	1,62	(1,27-2,08)	***	1,62	(1,38-1,91)	***
56-66	1,70	(1,26-2,31)	***			
67+	0,75	(0,46-1,21)				
Mann [†]	0,96	(0,90-1,02)		0,96	(0,90-1,02)	
År [†]						
2012	0,95	(0,88-1,02)		0,95	(0,88-1,02)	
2013	1,04	(0,95-1,13)		1,04	(0,95-1,13)	
2014	1			1		
Pseudo-R ²	0,0761			0,0759		

^a Signifikansnivå ved ensidig t-test. ***p* < 0,01. ****p* < 0,001.

[†] Variabel med tosidig t-test.

Av totalt 25359 respondenter i intervjurunden, svarte 99,5 % på spørsmålet om egenvurdering av egen helse. Utvalget holdes representativt ved å benytte SSB sine frafallsvekter for å delta i hovedintervjuet. Det ytterligere frafallet kunne vært korrigert for, men i analysene holder jeg meg til SSB sine vekter. I utgangspunktet brukes frafallsvekter for hovedintervjuet i regresjonene, men dersom variable fra spørreskjemaet inngår, brukes disse. Ellers begrenser frafallet seg til 2 tilfeller hvor aldersdummyen alene predikerer utfallet, og 3 tilfeller hvor husholdningsinntekt etter skatt ikke er registrert. Det vi observerer er et mønster hvor gradienten er økende mellom 16-34 år, hvorpå den holder seg relativt stabil fra 35-66 år, før den blir svakere hos de som er 67 år eller eldre. Den estimerte styrken på inntektsgradienten er slik at for individer av samme kjønn og alder, mellom 35-44 år, estimeres den halve ekvivalentinntekten å være forbundet med 3,48 ganger høyere odds for dårlig helse (modell 1-3). I alle aldersgrupper er gradienten signifikant når vi tester den

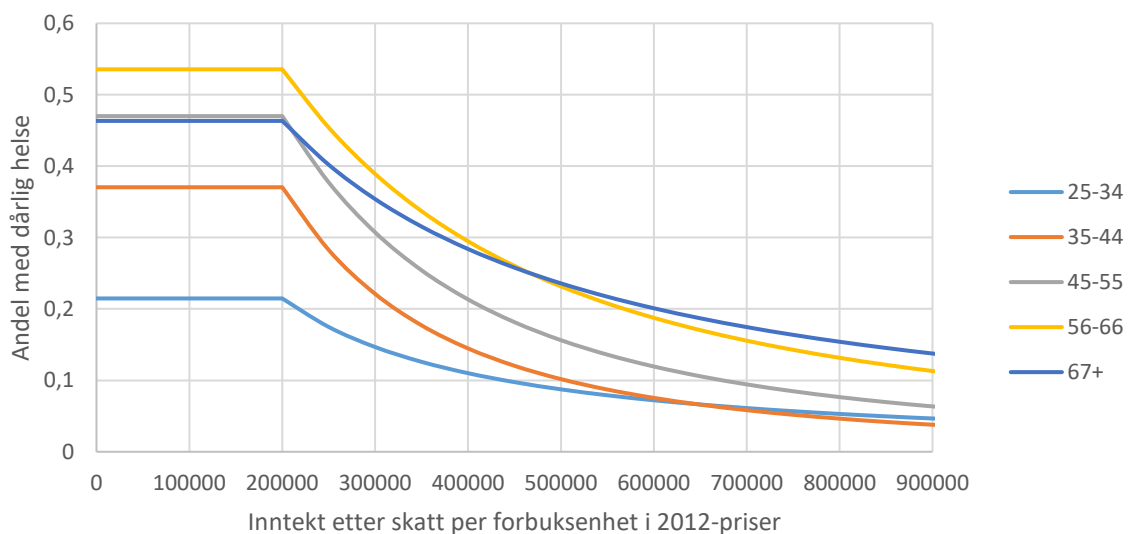
tilhørende koeffisienten i β -vektoren og θ -vektoren, også for individer mellom 16-24 år ($p < 0,01$), $\chi^2(2) = 13,28$.

I fire av seks aldersgrupper ser vi at de med sensurerte husholdningsinntekter, så høye at SSB tildeler dem en felles maksimal verdi, rapporterer bedre helse. Oddsratioen forteller oss hvor mange ganger høyere oddsen for dårlig helse, er for noen hvis reelle inntekt ligger akkurat på sensurgrensen, sammenlignet med noen hvis inntekt er høyere, og dermed sensurert. Desto større enn 1, desto brattere er gradienten aller øverst i inntektsfordelingen. At utslaget ikke var signifikant (og fortegnet motsatt vei av forventet) mellom 25-34 år og 67+ år, kan skyldes at andelen sensurerte inntekter er vesentlig lavere, noe som også gir seg utslag i større konfidensintervall. Disse dummyene er i hovedsak ikke rapportert i senere modellestimeringer.

Modell 1-4 viste seg å være en gyldig forenkling av modell 1-3 ($p > 0,05$), $\chi^2(6) = 6,07$. En nullhypotese om at inntektsgradienten i helse er den samme for individer mellom 35 og 66 år kunne dermed ikke forkastes. Vi får et alternativt bilde på effektstørrelsene ved å estimere gjennomsnittlige partielle effekter, APE. I modell 1-4 er APE for 10 % høyere inntekt 2,1 % (95 % standardavvik: 0,019-0,022) lavere sannsynlighet for dårlig helse. Med et standardavvik på 0,42 for H , betyr dette at APE av 10 % høyere inntekt, estimeres til 0,049 standardavvik bedre helse. Dette er i tråd med Lindahl (2005), som ved å bruke lotterigevinster som instrument, finner at den kausale effekten av 10 % høyere inntekt er 0,04-0,05 standardavvik bedre helse.

6.1.2 Grafisk fremstilling

Figur 4. Inntektsgradienten i egenvurdert helse



For å kunne illustrere modellen og inntektsgradienten grafisk ovenfor, gjorde jeg noen forenklinger. De demografiske kontrollvariablene ble erstattet med kontroll utelukkende for hvilken av de seks aldersgruppene individet befinner seg i – altså ble kjønn og undersøkelsesår utelatt. Den estimerte gradienten mellom 16-24 år er noe avvikende (OR=1,27 ved halv inntekt), og dermed utelatt, for å gjøre presentasjonen tydeligere. Det som var spesielt i aldersgruppen, var at den forventede bedre helsen med økt husholdningsinntekt, særlig ble observert ved sensurerte husholdningsinntekter. A priori er det sterk grunn til å tro dette er tilfeldig, og om dummyen for inntektssensur tas bort, blir den estimerte gradienten betydelig sterkere (OR=1,62 ved halv inntekt).

Cutler, Lleras-Muney m.fl. (2008) rapporterer i grove trekk det samme mønsteret for inntektsgradienten i selvrapportert helse i USA, og også hos de krysser risikokurven for dårlig helse i pensjonsalder, risikokurven hos de to yngre aldersgruppene. Dermed rapporterer fattige i den aller eldste aldersgruppen, bedre helse enn fattige mellom 45-66 år. Det er imidlertid viktig å minne om at alder trumfer egenvurdert helse for dødelighet, og i samme artikkel viser de hvordan dødeligheten gitt samme inntekt, er mye høyere i den eldste aldersgruppen. Det kan blant annet skyldes at man til en viss grad vurderer helsen relativt til jevnaldrende, og dermed rapporterer bedre helse med alderen, gitt samme symptomer (Groot 2000). Det skyldes imidlertid også at sykdommer som fører til dødsfall, ikke nødvendigvis er de som gjør størst utslag på egenvurdert helse, jamfør regresjonen i tabell 9-1.

6.1.3 *Sammenligning av modell med og uten justering for boligutgifter*

I tabell 9-7 i appendikset er det rapportert tre modeller som utforsker inntektsgradienten i helse, når vi tar hensyn til forskjellige boligpriser ulike steder i landet. For en gitt inntekt etter skatt per forbruksenhet, vil realinntekten være høyere de stedene i landet med lavere boligpriser, og under den absolutte inntektshypotesen forventes de å ha bedre helse. Denne hypotesen ble forkastet. Oddsratioene for halv ekvivalentinntekt går ned i hver aldersgruppe når det justeres for leiepriser, og pseudo- R^2 indikerer en tydelig reduksjon i forklaringskraft. I en modell hvor begge inntektsmålene inngår gir likevel begge et signifikant utslag, men den leieprisjusterte ekvivalentinntekten er negativt relatert til helsen.

Det viser seg at leieprisjustert inntekt ikke er signifikant etter kontroll for tettstedsstørrelse ($p > 0,05$), $\chi^2(6) = 3,53$. Desto mer sentralt man bor, desto bedre egenvurdert helse rapporterer man, tross høyere bokostnader og dermed lavere realinntekt (se modell 1-7). Funnet er kontraintuitivt, og kan eksempelvis skyldes høyere permanentinntekt hos de som

bor i tettere strøk, altså høyere fremtidig inntektsforventning, selv om samme inntekt er observert i utvalget. Tettstedstørrelse forklarer omtrent 1,5 % inntektsgradienten i helse.

6.1.4 *Inntektsgradienten i psykiske plager, hjerte-/karlidelse og muskel-/skjelettlidelser*

Inntektsgradienten i helse varierer fra sykdom til sykdom, og for å få en bedre oversikt over hvor gradienten er sterkest, har jeg sammenlignet den for tilstedeværelsen av betydelige psykiske plager (HSCL-25>1,75), hjerte-/karlidelse og muskel-/skjelettlidelse – sykdomsgruppene som forklarer mest av forskjellene i selvrapportert helse. Modellresultatene er rapportert nedenfor i tabell 6-3. For egenvurdert helse og psykiske plager er gradienten estimert i hver aldersgruppe, ettersom det ikke var en gyldig forenkling å la den være lik i alle aldersgrupper ($p<0,05$). Dummyene for inntektssensur er fjernet fra modellene, da de ikke var signifikant gitt såpass få observasjoner ($p>0,05$). Resultatene viser tydelig at inntektsgradienten i mental helse er sterkere enn den vi observerer for hjerte-/karsykdom og muskel-/skjelettlidelser. For å gjøre gjennomsnittlige partielle effekter sammenlignbare, rapporterer jeg de som antall standardavvik reduksjon i sannsynligheten for dårlig helseutfall. APE av 10 % økt ekvivalentinntekt estimeres til 0,053 standardavvik (95 % konfidensintervall: 0,039-0,066) lavere sannsynlighet for betydelige psykiske plager, 0,027 standardavvik (95 % konfidensintervall: 0,017-0,038) lavere sannsynlighet for muskel-/skjelettlidelse og 0,010 standardavvik (95 % konfidensintervall: 0,000-0,020) lavere sannsynlighet for hjerte-/karlidelse. Dette innebærer at den største sosiale helseulikheten er for psykisk sykdom. Jamfør modellen i tabell 9-2, kan det argumenteres for at sykdomsbyrden ved disse lidelsene er spesielt stor, ettersom de rammer livskvalitet særlig sterkt.

Tabell 6-3. Inntektsgradienten i egenvurdert helse, psykiske plager, hjerte-/karlidelser og muskel-/skjelettlidelser ($N=3439$)

Variabel	Avhengig variabel							
	Egenvurdert helse		Psykiske plager		Hjerte-/karlidelse		Muskel-/skjelettlidelse	
	OR	95% KI	OR	95% KI	OR	95% KI	OR	95% KI
½ ekvivalentinntekt e. skatt					1,26	(1,01-1,56)	1,66	(1,36-2,03)
25-34	2,23	(0,80-6,25)	4,14	(1,91-8,97)				
35-44	1,61	(0,95-2,74)	2,24	(1,17-4,29)				
45-55	5,66	(3,68-8,69)	5,35	(3,09-9,26)				
56-66	2,68	(1,86-3,84)	7,24	(4,10-12,8)				
67+	2,32	(1,52-3,54)	1,44	(0,74-2,82)				
Mann	1,07	(0,88-1,30)	0,79	(0,60-1,05)	1,09	(0,89-1,33)	0,61	(0,50-0,75)
Pseudo-R ²	0,0608		0,0699		0,1795		0,0908	

Merknad: Modellene inkluderer også kontroll for aldersgruppe.

6.1.5 *Estimering av kausal effekt ved IV-metoden*

Ettner (1996) bruker IV-metoden til å estimere den kausale effekten av inntekten på diverse helsemål, deriblant egenvurdert helse. Blant instrumentene hun benytter er partners inntekt og utdanning. Jeg har tilsvarende informasjon tilgjengelig, og vil forsøke å replisere hennes funn. Disse instrumentene er tydelig relevante – desto høyere inntekt og utdanning partner har, desto høyere er permanentinntekten. Ankepunktet er at antagelsen om eksogene instrumenter må holde, altså kan ikke instrumentet være korrelert med restleddet. All den tid partnere er korrelert hva gjelder utdanning, intelligens og personlighet (Escorial og Martín-Buro 2012), er det meget tvilsomt hvorvidt en slik antagelse kan antas å holde. I strukturligningen Ettner foreslår inngår også utdanningsnivå som en eksogen variabel, men jamfør livsløpsperspektivet er det liten grunn til å tro forutsetningen holder – bedre helse fører trolig til at man tar mer utdanning.

Slik som ovenfor lar jeg den avhengige variabelen være tilstedeværelse av dårlig helse, og inkluderer kjønn, alder, alder kvadrert, samt utdanningsnivå som eksogene forklaringsvariabler – jamfør Ettner (1996). Jeg estimerer modellen på individer mellom 18-66 år, som lever sammen med ektefelle eller samboer. Resultatene er rapportert i tabell 9-8 i appendikset. Både ved bruk av partners inntekt og utdanning som instrument forkastes nullhypotesen om realinntekt etter skatt per forbruksenhet som eksogen forklaringsvariabel ($p < 0,01$). Den kausale effekten av inntekt estimeres imidlertid vesentlig sterkere ved bruk av partners utdanning som instrument, og konfidensintervallene overlapper ikke. Altså er minst ett av instrumentene ikke gyldige. Den gjennomsnittlig partielle effekten av 10 % høyere inntekt på sannsynligheten for dårlig helse, estimeres til $-0,048$ ved partners utdanning som instrument (IV-2), og $-0,018$ når partners bruttoinntekt er anvendt som instrument (IV-1). Dersom permanentinntekt-hypotesen holder, svarer dette til estimerer for den kausale effekten av en 10 % økning i permanentinntekt.

I tabell 9-9 er de samme modellene estimert, men personens utdanning inngår ikke lenger i strukturligningen. Resultatet av dette, er at inntektseffekten blir mer sterkere i alle tre modeller. Dermed estimeres den gjennomsnittlig partielle effekten av 10 % høyere inntekt på sannsynligheten for dårlig helse, til $-0,058$ ved partners utdanning som instrument (IV-4), og $-0,022$ ved partners bruttoinntekt som instrument (IV-3). Restleddet i strukturligningen for sykdomsbyrde (som blant inneholder utdanning, intelligens og personlighet) vil imidlertid høyst trolig vil være negativt korrelert både med partner sin inntekt og utdanning – slik at instrumentene ikke er eksogene. Dette er sterkt indikert av den betydelig positive

korrelasjonen mellom partnere sin utdanning ($r=0,47$), samt individets utdanning og partneren sin bruttoinntekt ($r=0,19$). Også partnere sin bruttoinntekt er korrelert ($r=0,06$), om enn svakere, men partners bruttoinntekt inngår like fullt med positivt fortegn i en Mincer-regresjon ($p<0,05$). Dersom instrumentene korrelerer negativt med restleddet, er konsekvensen at IV-estimatoren vil overdrive den kausale effekten av inntekt. Det er dermed lite trolig den kausale inntektseffekten, overstiger den estimert i modell IV-3, og det gjør resultatene fra (IV-2) og (IV-4) lite relevante.

Jeg har valgt å sammenligne resultatene ved IV-estimering med probit-estimering, men $\ln(y)$ er ikke benyttet som forklaringsvariabel i (P-1) og (P-2). I oppgaven for øvrig er $\lambda=200000$ når jeg estimerer innteksgradienten, og dette er også tilfelle her. Det vi observerer er at resultatene fra IV-metoden med partners bruttoinntekt som instrument, ikke avviker signifikant fra probit-estimering med $\ln(y)_{\lambda=200000}$. Mens Ettner (1996) tolker sine resultater dithen at den kausale inntektseffekten er kraftigere enn den observerte innteksgradienten, formodentlig grunnet målefeil, tyder resultatene i modell IV-3 sammenlignet med modell P-2, på at innteksgradienten representerer en øvre grense for kausalitet, og at den sanne effekten er svakere.

6.2. Kontroll for andre sosioøkonomiske indikatorer

Innenfor epidemiologi og helsesosiologi er det vanlig å undersøke den sosioøkonomiske helsegradienten med utgangspunkt i sosioøkonomiske indikatorer spesifikke til individet i seg selv, slik som utdanning og sosial klasse basert på yrke. Som etablert er inntekt etter skatt per forbruksenhet et bedre mål for de økonomiske ressursene som er tilgjengelig for individer. I denne seksjonen vil jeg kontrollere innteksgradienten i selvrapportert helse for andre sosioøkonomiske indikatorer, og så se på hvor mye av gradienten som gjenstår. Dersom den forsvinner eller i liten grad består, kan det tyde på at den kausale effekten av inntekt på helsen er begrenset, og at materiell ressurstilgang i liten grad forklarer helseforskjeller mellom fattig og rik. Om det skulle være ingen effekt, vil det gå mot prediksjonen fra Grossman-modellen, hvor økt ressurstilgang skifter produksjonsmulighetskurven ut, og innebærer at individet kan produsere både bedre helse og fritid.

Jeg begynner med å kontrollere for utdanning, en veletablert markør på sosioøkonomisk status og humankapital. Deretter vil jeg kontrollere for innteksposisjon, før jeg ser på selvdefinert økonomisk status sin evne til å forklare gradienten. Til slutt vil jeg se på hvordan alle disse variablene sammen med inntekt etter skatt per forbruksenhet, forklarer den sosiale ulikheten i helse. Modellresultatene diskutert i dette kapitlet er å finne i tabell 9-

10 og 9-11 i appendikset, samt tabell 6-5. Modell 2-1 er grunnmodellen fra kapittelet ovenfor estimert på et noe mindre utvalg, og er lagt ved slik at leseren lettere selv kan se effekten av kontroll for hver sosioøkonomisk indikator. Aldersgruppen 16-24 år er utelatt fra modellene, ettersom flertallet er studenter og under opplæring. Da vil de sosioøkonomiske indikatorene i mye mindre grad enn hos som er eldre, reflektere den reelle sosioøkonomiske statusen. Når jeg senere kontrollerer for psykososiale faktorer og helsevaner, er aldersgruppen likeledes utelatt, blant annet slik at resultatene er mer sammenlignbare.

Ettersom dette er tverrsnittanalyser, gjelder det generelt at resultatene må tolkes med den største omhu, og sammenhengene kan ikke tolkes som kausale. Snarere er resultatene i hovedsak å forstå som deskriptive – de beskriver hvordan svak helse, slik observert i befolkningen, forekommer med ulik hyppighet, for et gitt sett av sosioøkonomiske indikatorer. Observasjoner hvor utdanningsnivå og økonomisk status ikke er oppgitt, er fortsatt inkludert, og ivaretatt med dummyer for dette. De estimerte koeffisientene er ikke rapportert i tabellene av plasshensyn, men indikerte at ikke oppgitt utdanning eller økonomisk status var forbundet med høyere risiko for dårlig helse. Tabell 6-4 nedenfor oppsummerer ulike sosioøkonomiske variable sin evne til å forklare inntektsgradienten i egnevurdert helse.

Tabell 6-4. Andre sosioøkonomiske indikatorer sin rolle i å forklare inntektsgradienten i egnevurdert helse (N=21884)

Gradientkontroll	ΔAPE^a	Endring i logit-koeffisient ^b					Snitt ^c
		25-34	35-44	45-55	56-66	67+	
(2-2) Utdanning	-21 %	-29 %	-21 %	-9 %	-15 %	-32 %	-21 %
(2-3) Inntektsposisjon	-55 %	-44 %	-63 %	-62 %	-54 %	-54 %	-52 %
(2-4) Økonomisk status	-48 %	-57 %	-45 %	-50 %	-64 %	+6 %	-42 %
(2-5) Utd., inntektsposisjon, økonomisk status	-68 %	-57 %	-71 %	-71 %	-65 %	-49 %	-63 %

^a Prosentvis endring = $100 \times (APE_{\text{Modell 2-1 + sosioøkonomisk kontroll}} - APE_{\text{Modell 2-1}}) / (APE_{\text{Modell 2-1}})$

^b Prosentvis endring = $100 \times (\beta_{\text{Modell 2-1 + sosioøkonomisk kontroll}} - \beta_{\text{Modell 2-1}}) / (\beta_{\text{Modell 2-1}})$

^c Et vektet gjennomsnitt, justert med frafallsvekter for antall medlemmer i hver aldersgruppe.

En nokså vanlig måte gjøre dette på i sosiologiske og epidemiologiske studier, er å omtale gradienten som forklart, i den grad vi har en prosentvis reduksjon i odds³ for dårlig helse mellom lav og høy sosioøkonomisk status (Bartley 2004). Et eksempel er artikkelen til Borg og Kristensen (2000), hvor individene rangeres fra 0 (høyest) til 1 (lavest) for sosial posisjon, og de estimerer ulike arbeidsmiljøfaktorer sin evne til å forklare den sosioøkonomiske gradienten i helse, nettopp ved å se på reduksjonen i odds. Akkurat samme

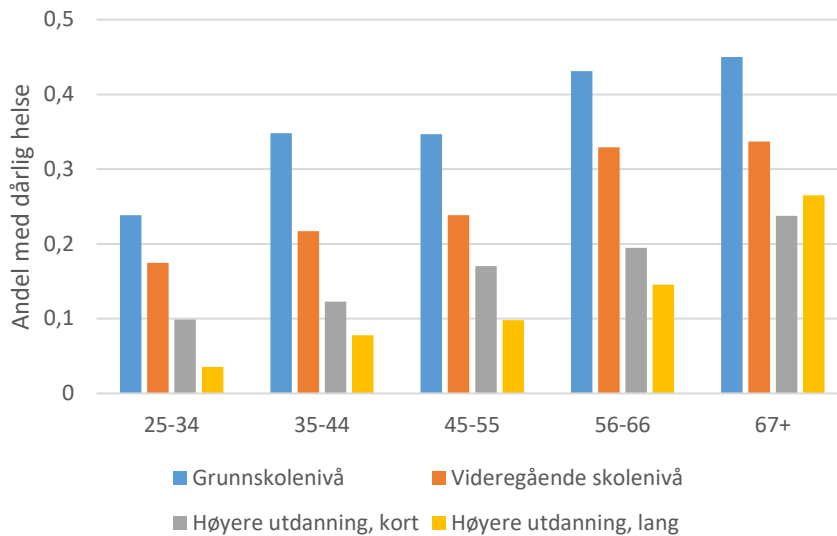
³Prosentvis oddsreduksjon = $100 \times (OR_{\text{uten kontroll}} - OR_{\text{ved kontroll}}) / (OR_{\text{uten kontroll}} - 1)$

metode anvendt her, ville ledet oss til å konkludere med at utdanning, inntektsposisjon og økonomisk status forklarer omtrent 80 % av inntektsgradienten. Reduksjonen i gjennomsnittlig partiell effekt, her for 10 % høyere inntekt etter skatt per forbruksenhet, estimeres til sammenligning å være 68 % (gir samme resultat om vi lar den partielle inntektsøkningen være 1 % eller 100 %). Dette vil i oppgaven bli brukt som foretrukket mål på et sett av kontrollvariabler sin evne til å forklare inntektsgradienten i egenvurdert helse. Til syvende og sist er det økningen i sannsynlighet for dårlig helse ved lavere sosioøkonomisk status vi er interessert i, ikke økningen i odds. Jeg komplementerer dette målet med å rapportere endring i logit-koeffisientene. Disse har den fordel, at endringen er uavhengig av om jeg lar en ekstra enhet $f(\ln y)$ representere halv inntekt, 1/e inntekt eller 1,1 inntekt – dette er ikke tilfelle for oddsratioer. Gjennomsnittlig reduksjonen i logit-koeffisientene ligger litt lavere, men nokså nært reduksjonen i gjennomsnittlig partiell effekt.

6.2.1 Utdanningsnivå

Resultatene fra modell 2-2, gir oss sammenhengen mellom ekvivalentinntekt og helse etter kontroll for utdanningsnivå, hvor effekten er gjort aldersspesifikk. Å la utdanningsnivået interagere med kjønn, så ut til å tyde på at utdanningseffekten var kjønnsuavhengig ($p > 0,05$), $\chi^2(19) = 28,69$. Det tydelige mønsteret er at utdanning og helsestatus blir svakere og svakere forbundet med alderen. Hos aldersgruppen 25-34 år var oddsen for dårlig helse 6,76 (95 % konfidensintervall: 4,04-11,3) ganger større hos de som ikke hadde fullført videregående, sammenlignet med de som hadde utdanning på masternivå eller høyere. Tilsvarende oddsratio var 1,49 (95 % konfidensintervall: 1,07-2,06) hos de som var 67 år eller eldre. Å kontrollere for utdanning, gav størst reduksjon i ekvivalentinntekt-koeffisienten hos de mellom 24-34 år (29 %) og 67 år eller eldre (32 %), hvor gradienten var svakest, og i minst grad hos de mellom 45-55 år (9 %). Totalt forklarer utdanningsnivå 21 % av inntektsgradienten i egenvurdert helse.

Figur 5. Utdanningsgradienten i egenvurdert helse



Det kan være klargjørende å se grafisk, hvordan utdanning i seg selv er assosiert med helsen. Vi ser et mønster hvor de med utdanning på masternivå eller høyere, starter ut med vesentlig bedre helse. Gjennom livet, ser vi at helsen forverres nokså jevnt ved alle utdanningsnivå. Den relative risikoen for dårlig helse ved lav utdanning går ned, ikke fordi de absolutte forskjellene blir mindre, men fordi den relative økningen i uhelse, er raskere blant de med høy utdanning, som starter ut så friske.

6.2.2 *Inntektsposisjon*

To modeller ble forsøkt estimert for å kontrollere inntektsgradienten for sammenhengen mellom individets inntektsposisjon og helse: den ene med variabelen hvor respondentene ble tildelt relativ inntektsposisjon i sitt respektive undersøkelsesår (modell 2-3), den andre hvor inntektsposisjonen også var kjønnsrelativ (modell 2-10, tabell 6-5). Linearisering av inntekt kan rettferdiggjøres fra et perspektiv om indirekte seleksjon, ettersom vi forventer oss at inntektsposisjon, innenfor hvert kjønn, er lineært positivt korrelert med normalfordelte attributter som intelligens, emosjonell stabilitet, planmessighet og tålmodighet.

Modell 2-3 med kjønnsuavhengig inntektsposisjon som forklaringsvariabel ble foretrukket, ettersom inklusjon av kjønnsrelativ inntektsposisjon i denne, ikke gav ikke større forklaringskraft ($p > 0,05$), $\chi^2(5) = 7,41$. Likevel er interaksjonseffekten mellom kjønn og inntektsposisjon i modellen kraftig og sterkt signifikant ($p < 0,001$), altså er det tydelige forskjeller i hvordan kvinner og menn sin personinntekt henger sammen med deres helse. Etter kontroll for inntektsposisjon, viste ekvivalentinntekt seg å være like sterkt relatert til egenvurdert helse i alle aldersgrupper ($p > 0,05$), $\chi^2(8) = 12,10$. Dermed gikk dens sammenheng

med helsen kraftigst tilbake i aldersgruppene hvor den i utgangspunktet var sterkest, altså mellom 35-66 år. Individets inntektsposisjon kunne totalt forklare 55 % av inntektsgradienten i helse, noe som peker mot at den observerte sammenhengen med helsen, i betydelig grad kan skyldes bakenforliggende faktorer, som både korrelerer med helsen og ekvivalent husholdningsinntekt.

Tabell 6-5. Logistiske regresjoner med egenvurdert helse på ekvivalentinntekt og individets inntektsposisjon ($N=21884$)

Variabel	(2-3)			(2-10)		
	OR	95% KI	p^a	OR	95% KI	p^a
½ ekvivalent realinntekt etter skatt	1,60	(1,44-1,77)	***	1,58	(1,42-1,75)	***
Ikke-sensurert husholdningsinntekt	1,31	(1,12-1,53)	***	1,27	(1,09-1,49)	**
Inntektsposisjon (kjønnsrelativ i modell 2-10)						
25-34	2,19	(1,37-3,52)	***	2,99	(1,89-4,71)	***
35-44	8,97	(6,09-13,2)	***	9,53	(6,64-13,7)	***
45-55	8,37	(5,94-11,8)	***	9,83	(7,18-13,5)	***
56-66	5,97	(4,28-8,32)	***	7,26	(5,36-9,84)	***
67+	1,70	(1,14-2,54)	**	2,15	(1,50-3,08)	***
Inntektsposisjon×kvinne [†]	1,74	(1,39-2,34)	***			
Mann [†]	1,62	(1,38-1,92)	***	0,92	(0,86-0,99)	*
Pseudo-R ²	0,0892			0,0879		

Merknad: Modellene inneholder også kontroll for alder og undersøkelsesår.

^a Signifikansnivå ved ensidig t-test. * $p < 0,05$. ** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.

[†] Variabel med tosidig t-test.

Den observerte sammenhengen mellom helse og inntektsposisjon krever nærmere forklaring. Den sterkt signifikante effekten på manns-dummyen i modell 2-3 ($p < 0,001$), betyr at menn aller høyest i inntektsfordelingen, har dårligere helse enn kvinner som tjener like godt. De rapporterte oddsratioene for inntektsposisjon i hver aldersgruppe er for menn, og vi får tilsvarende for kvinner, ved å multiplisere med $OR=1,74$ (interaksjonseffekten mellom å være kvinne og inntektsposisjon). Helseforskjellen mellom kvinner med lav og høy bruttoinntekt, er altså større enn for menn, og ble ikke funnet å avhenge med alderen ($p > 0,05$), $\chi^2(4)=3,51$. Helseforskjellene på tvers av inntektsposisjon estimeres å være store, og kraftigst mellom 35-44 år, hvor det å være lavest på inntektsstigen sammenlignet med øverst, innebærer 8,97 ganger større odds for dårlig helse for menn og enda høyere hos kvinner ($OR=15,6$).

Kvinner tjener i gjennomsnitt dårligere enn menn, og har mindre inntektsvariasjon. Kvinner med høy inntekt, vil sammenlignet med menn på samme inntektsnivå, skille seg mer ut relativt til andre hos sitt kjønn. Fra et perspektiv om indirekte seleksjon, kan det bety at

kvinner som tjener særlig høyt, er mer intelligente, tålmodige, emosjonelt stabile og selvdisciplinerte, enn menn på samme inntektsnivå – og at disse helsebringende egenskapene, gjør at de har bedre helse. Resultatene fra modell 2-10 med kjønnsrelativ inntektsposisjon kunne i noen grad tas til inntekt for en slik tolkning. I denne modellen var det nær ingen signifikante gjenværende interaksjoner mellom inntektsposisjon og kjønn ($p=0,0486$), $\chi^2(2)=6,05$. Unntaket er at manns-dummyen gjenstår ($OR=0,92$), som tilsier at for menn og kvinner med samme ekvivalentinntekt, og samme kjønnsrelative inntektsposisjon, har menn noe bedre helse. Dette speiler helt enkelt at menn har lavere sannsynlighet for å rapportere dårlig helse for en gitt alder ($OR=0,92$, $p<0,05$). En alternativ forklaring for at kvinner med høy inntekt har bedre helse enn menn med tilsvarende, er at de har bedre utdanning. Ved utdanningskontroll (modell 2-9), reduseres riktignok oddsratioen for dårlig helse hos menn kontra kvinner (med høyeste inntektsposisjon) 34 %, men dette synes altså på langt nær å være den fulle forklaringen.

6.2.3 *Selvdefinert økonomisk status*

I modell 2-4 kontrolleres inntektsgradienten for selvdefinert økonomisk status. Resultatene lar oss studere hvordan helsen varierer med inntekt etter skatt per forbruksenhet, for en gitt økonomisk status, for eksempel blant heltidsansatte. Jeg unnlater å la den eldste aldersgruppen være omfattet av dummyene for økonomisk status, ettersom regresjoner på denne aldersgruppen alene, avslørte små forskjeller, og 90 % var alderspensjonister. Gjennomgående var helsen bedre, desto sterkere arbeidsmarkedstilknytning. Deltidsansatte kvinner hadde 1,94 ganger høyere odds for dårlig helse enn heltidsansatte, mot $OR=3,13$ for deltidsansatte menn kontra heltidsansatte, en signifikant kjønnsforskjell ($p<0,01$). Dette kan tas til inntekt for at menn og kvinner som jobber deltid er annerledes, og at det hos kvinnene i større grad reflekterer et valg. Gruppen av selvstendig næringsdrivende har også dårligere helse ($p<0,001$), men effekten er moderat, og reflekterer trolig mangler i dataene, som ikke gjorde det mulig å skille mellom heltidsarbeidende og deltidsarbeidende selvstendig næringsdrivende. Studenter mellom 25-29 år rapporterte ikke dårligere helse ($p>0,05$). Studenter over 30 derimot, utviste 5,69 ganger større odds for svak helse enn de som jobbet heltid ($p<0,001$). Det å studere i høy alder, er med andre ord tydelig assosiert med svak helse.

Et interessant fenomen er at arbeidsledighet ser ut til å være mindre og mindre assosiert med uhelse, desto eldre man blir. Mens ledighet ikke er signifikant knyttet til uhelse hos de mellom 55-66 år ($p>0,05$), er den det i økende grad hos de som er yngre. Hos de fra 25-34 år ble det funnet en interaksjon med kjønn ($p<0,01$), slik at arbeidsledige menn i denne

gruppen (OR=9,60), var estimert å ha vesentlig mer helseproblemer enn kvinner (OR=2,54), relativt til heltidsansatte. I modell uten en slik kjønnsinteraksjon var den økte relative oddsen for sykdom estimert til OR=5,02 hos de fra 25-34 år. I denne spesifiseringen kunne nullhypotesen om aldersuavhengig sammenheng mellom dårlig helse og arbeidsledighet forkastes ($p < 0,01$), $\chi^2(3) = 11,48$. Helseseleksjon er høyst trolig en del av forklaringsbildet – helseproblemer kan gå ut over individets produktivitet, og gjøre en mindre attraktiv i jobbmarkedet. Arbeidsledighet kan imidlertid også tenkes å gi dårligere helse. Især indikerer den psykologiske litteraturen at arbeidsledighet er en stressende livsbegivenhet, som kan gi mentale helseproblemer og utløse depresjon (Paul og Moser 2009). Forklaringen på at ledighet og uhelse blir svakere assosiert med alderen, kan tenkes å være analog med utdanning, slik at den absolutte forskjellen består, men den relative blir mindre ettersom andre grupper blir sykere. Likevel er det gode grunner til å tro at unge ledige, kan være systematisk forskjellige fra ledige mellom 55-66 år. Psykiske plager er den vanligste årsaken til uførhet blant unge, og en del arbeidsledige i denne gruppen, går over til å bli uføre senere i livsløpet, med en slik begrunnelse. Eldre arbeidsledige vil i gjennomsnitt ha en historikk med sterkere arbeidsmarkedstilknytning, og kan på bakgrunn av dette tenkes å være mindre avvikende.

Den soleklart viktigste faktoren i denne modellen var imidlertid uførhet, hvis modellinkludering, alene økte pseudo- R^2 fra 0,0703 (modell 2-1) til 0,1273 (modell 2-6). Kontroll for uførhet, så ut til å redusere ekvivalentinntekt-koeffisientene i økende grad med alderen, fra 14 % hos de mellom 25-34 år til 49 % ved 56-66 år. Dette er ikke nødvendigvis overraskende, ettersom omkring 3/4 uføre rapporterer dårlig helse, og andelen uføre blant de med svak helse øker fra 8 % mellom 25-34 år til 41 % ved 56-66 år. I den grad uførhet reflekterer direkte geneffekter eller negative helsesjokk uavhengig av sosioøkonomisk status, vil det være snakk om direkte seleksjon. En Wald-test indikerte at sammenhengen mellom uførhet og helse var aldersuavhengig i modell 2-4 ($p > 0,05$), $\chi^2(3) = 2,73$. Det var imidlertid en signifikant interaksjon med kjønn, og en spesifisering hvor oddsen for uhelse var høyere hos uføre kvinner mellom 25-55 år, kunne ikke forkastes ($p > 0,05$), $\chi^2(6) = 7,00$. Uføre menn og uføre kvinner fra 56-66 år, ble altså estimert å ha 12,3 (10,3-14,8) ganger høyere odds for dårlig helse enn heltidsansatte, mens tilsvarende for kvinner mellom 25-55 år var OR=27,8.

En annen gruppe med svakere helse ($p < 0,001$), var de som tok ut tidlig pensjon (OR=1,80). En forklaring ved direkte seleksjon kan synes plausibel, hvor de som har relativt svak helse, velger å gå av tidligere. Reduksjonen i koeffisientene på ekvivalentinntekt etter kontroll for disse økonomisk status-dummyene, blant personer mellom 25-66 år, var på 29 % i modellen med uførhetsdummyen alene (modell 2-6), og på 54 % i modell 2-5, med full

kontroll for økonomisk status. Omtrent en tredel av den sosiale ulikheten i helse mellom fattig og rik fra 25-66 år, definert ved inntekt etter skatt per forbruksenhet, reflekterer altså overrepresentasjon av uføre. Menn viser seg å ha signifikant dårligere helse enn kvinner etter kontroll for økonomisk status ($p < 0,01$), $OR = 1,14$. Når menn som jobber heltid rapporterer dårligere helse enn heltidsarbeidende kvinner, kan forklaringen for eksempel være en sterkere preferanse hos menn for å jobbe heltid (Wielers, Munderlein m.fl. 2014).

6.2.4 Full kontroll

I den fulle modellen (2-5) er den gjenstående forbindelsen mellom helse og ekvivalentinntekt etter skatt mindre enn i noen av de andre modellene ($OR = 1,43$, 95 % konfidensintervall: 1,28-1,60). Dette indikerer imidlertid fortsatt en ganske betydelig sammenheng, hvor en firedobling av ekvivalentinntekten, innebærer omtrent den halve oddsen for dårlig helse – uavhengig av aldersgruppe ($p > 0,05$), $\chi^2(4) = 2,35$. Til sammen forklarer disse andre sosioøkonomiske faktorene 68 % av inntektsgradienten i egenvurdert helse. At en assosiasjon mellom ekvivalentinntekt og helse tross alt gjenstår ($p < 0,001$), gjør at vi ikke kan forkaste verken den absolutte eller relative inntektshypotesen. Den gjennomsnittlige partielle effekten av en inntektsøkning på 10 %, svarer fortsatt til 0,7 % lavere sannsynlighet for dårlig helse (95 % konfidensintervall: 0,005-0,010) – tilsvarende 0,017 standardavvik bedre helse.

Noen av de sosioøkonomiske indikatorene har en mer robust sammenheng med helse etter kontroll for de andre i (2-5). Mest reduseres oddsratioene for uhelse mellom laveste og høyeste inntektsposisjon, som ikke lenger er signifikant mellom 25-34 år og 56-66 år, og reduseres 86 % fra 35-55 år. Hovedforklaringen synes å være at inntektsposisjon er korrelert med økonomisk status, og at det i virkeligheten er denne variabelen som reflekterer helsestatus best (se modell 2-7). Utdanning sin sammenheng med egenvurdert helse står seg vesentlig bedre etter kontroll, selv om oddsratioene for uhelse mellom laveste og høyeste utdanningsnivå, omtrent halveres. Også her ser hovedforklaringen ut til å være kontroll for økonomisk status. Økonomisk status-dummyene sin assosiasjon med helse står seg best, og de assosierte oddsratioene, reduseres til sammenligning omtrent 20 % (modell 2-5) – både for uførhet, å jobbe deltid, arbeidsledighet, å ta ut pensjon tidlig – til sammenligning med heltidsansatte. Dette kan tolkes til støtte for at sammenhengen mellom helsen og økonomisk status, i betydelig grad reflekterer helseseleksjon, i og med at helseforskjellene i beskjeden grad kan forklares ved forskjell i økonomiske ressurser, inntektsposisjon og utdanning. Det kan imidlertid også tenkes at dummyene sin effekt, står seg så bra fordi arbeidsmarkedsstatus

især, er sterkt korrelert med permanentinntekt – altså den fremtidige inntekten individene kan forvente.

I utgangspunktet forventer vi at hvordan individer synes det er å få endene til å møtes, er en funksjon av permanentinntekten og faktorene som bestemmer den marginale konsumtilbøyeligheten, k . Dersom utdanning, inntektsposisjon og økonomisk status ikke har noen partiell effekt på subjektiv oppfatning av egen økonomi, etter kontroll for ekvivalentinntekt, vil det tyde på at de inngår i modell 2-5, uten å være korrelert med permanentinntekten. Da vil en eventuell sammenheng med helsen, ikke skyldes at de gir informasjon om permanentinntekten. Resultatene fra regresjonen i tabell 9-12 i appendikset, viser imidlertid at dette ikke er tilfelle. Alle de sosioøkonomiske indikatorene viser en betydningsfull sammenheng med vurdering av egen økonomi, selv om inntekt etter skatt per forbruksenhet naturligvis er den viktigste forklaringsvariabelen.

Resultatene speiler i nokså stor grad regresjonene på egenvurdert helse, eksempel viser ekvivalentinntekten størst partiell effekt fra 35-55 år, og fallende omkring. I modell 2-5 observerer vi størst sammenheng mellom utdanning og helse mellom 25-34 år, og det er interessant å se dette også er tilfelle for oppfatning av egen økonomi. Det å gå fra utdanning på grunnskolenivå til masternivå, er assosiert med nær et halvt standardavvik bedre vurdering av egen økonomi i denne aldersgruppen. Til sammenligning viser utdanningsnivå ingen partiell sammenheng hos individer eldre enn 44 år. En plausibel forklaring synes å være at relativt unge individer med høy utdanning, i motsetning til eldre, kan forvente høyere fremtidig inntektsnivå, og dermed har høyere permanentinntekt enn ekvivalentinntekten etter skatt tilsier.

Det å jobbe deltid, være selvstendig næringsdrivende eller hjemmearbeidende viste liten eller ingen partiell sammenheng med oppfatning av egen økonomi – og ser altså i liten grad ut til å gi ekstra informasjon om permanentinntekten. Uføre og arbeidsledige rapporterer derimot dårlige økonomi enn ekvivalentinntekten tilsier, noe som åpner for at deres effekt i helseregresjonene, delvis skyldes en korrelasjon med permanentinntekten. Høyere inntektsposisjon for individet selv har også en viss partiell effekt på økonomioppfatningen, særlig hos eldre. Resultatene indikerer altså at utdanningsnivå (25-44 år), uførhet, arbeidsledighet og inntektsposisjon sin sammenheng med helse, i noen grad kan skyldes at de er korrelert med permanentinntekten. Mens den gjennomsnittlige partielle effekten av økt ekvivalentinntekt på helsen, reduseres 68 % etter kontroll for andre sosioøkonomiske indikatorene, er tilsvarende reduksjon her 27 %. Dersom det utelukkende var permanentinntekten som var relevant for helsen, ville vi forvente at disse tallene lå likt. Dette

peker altså i retning av at noe av inntektsgradienten, nettopp skyldes helseseleksjon og utdanningsnivå.

6.3. Kontroll for psykososiale faktorer

Teorier om at psykososiale forhold spiller inn på helsen står sterkt utenfor økonomi, og er særlig forbundet med de famøse Whitehall-studiene. Som vi så var det eksperimentell evidens fra primater til støtte for dette, og det er påvist biologiske prosesser for hvordan stress fører til svakere fysisk helse. Tre variabler sin evne til å forklare inntektsgradienten i helse utforskes i dette delkapittelet: hvorvidt individer er i et fast forhold, dets oppfattelse av egen økonomi og sosiale støtte. Tabell 6-6 viser disse variablene sin evne til å forklare inntektsgradienten, i isolasjon eller sammen med de andre.

Tabell 6-6. Psykososiale faktorer sin rolle i å forklare inntektsgradienten i egenvurdert helse

Gradientkontroll	N	ΔAPE^a	Endring i logit-koeffisient ^b					Snitt ^c
			25-34	35-44	45-55	56-66	67+	
(3-1) Parforhold	21797	-5 %	-3 %	-3 %	-4 %	-6 %	-7 %	-5 %
(3-2) Subjektiv økonomi	21797	-36 %	-49 %	-37 %	-33 %	-30 %	-31 %	-36 %
(3-3) Parforhold, subjektiv økonomi	21797	-35 %	-47 %	-36 %	-32 %	-30 %	-27 %	-34 %
(3-4) Sosial støtte	4657	-10 %	-7 %	-6 %	-7 %	-10 %	-11 %	-8 %
(3-5) Parfor., sub. økonomi, sos. støtte	4657	-37 %	-50 %	-34 %	-30 %	-37 %	-25 %	-35 %

^a Prosentvis endring = $100 \times (APE_{\text{Grunnmodell} + \text{psykososial kontroll}} - APE_{\text{Grunnmodell}}) / (APE_{\text{Grunnmodell}})$

^b Prosentvis endring = $100 \times (\beta_{\text{Grunnmodell} + \text{psykososial kontroll}} - \beta_{\text{Grunnmodell}}) / (\beta_{\text{Grunnmodell}})$

^c Et vektet gjennomsnitt, justert med frafallsvektorer for antall medlemmer i hver aldersgruppe.

I modell 3-1 kontrollerte jeg inntektsgradienten i helse for parforhold-status. Å være utenfor et fast parforhold var i denne modellen bare forbundet med uhelse hos menn (OR=1,62), og forklaringskraften for gradienten var 5 %. Ikke overraskende kunne sammenhengen mellom helse og inntekt særlig forklares av det subjektive målet på økonomi, hvis forklaringskraft var 35 % for gradienten. Modell 3-3 med begge variablene indikerte at å være i et fast parforhold, faktisk var forbundet med dårligere helse hos kvinner (OR=1,26), etter at man tar hensyn til inntekt sin positive effekt på oppfatningen av egen økonomi. I modell 3-4 observerer vi at sosial støtte forklarer 8 % av inntektsgradienten i utvalget. Svak sosial støtte er forbundet med 3,59 ganger større odds (95 % konfidensintervall: 2,71-4,75) for dårlig helse, en effekt som i all hovedsak består etter kontroll for inntektsposisjon, utdanning og økonomisk status (OR=3,04), og også i betydelig grad etter kontroll for psykisk helse (OR=2,16). Dette gir støtte for psykososiale effekter på egenvurdert helse, og er i tråd med teori og empiri som etablerer sammenheng med mental helse (Cohen og Wills 1985,

Baumeister og Leary 1995) og den fysiske helsen (Uchino, Cacioppo m.fl. 1996). Vi ser i modell 3-5 at de psykososiale faktorene samlet forklarer 37 % av inntektsgradienten. Av den forklaringskraften som kan tilskrives subjektiv oppfatning av egen økonomi, er det verdt å bemerke en betydelig andel trolig skyldes en kausal effekt av permanentinntekten på denne.

Hovedtyngden av delkapittelet fokuserer imidlertid på modeller hvor jeg også inkluderer kontroll for utdanning, inntektsposisjon og økonomisk status. I første omgang utvider jeg modell 2-5 med parforhold-status og det subjektive økonomiske målet, ettersom disse variablene er inkludert i alle de fire levekårsundersøkelsene. Det mangler svar for noen av individene på de to spørsmålene, slik at antall observasjoner reduseres fra 21884 til 21795. Modell 3-6 er en re-estimering av modell 2-5 på det mindre utvalget. Resultatene er å finne i tabell 6-7 nedenfor.

Tabell 6-7. Logistiske regresjoner med egenvurdert helse på ekvivalentinntekt, psykososiale faktorer og andre sosioøkonomiske indikatorer ($N=21795$)

Variabel	(3-6)		(3-7)		(3-8)	
	OR	p^a	OR	p^a	OR	p^a
½ ekvivalentinntekt etter skatt	1,44	***	1,23	***	0,96	
Ikke-sensurert husholdningsinntekt	1,38	***	1,36	***	1,37	***
Utenfor fast parforhold			1,27	***	1,20	***
Å få endene til å møtes...						
vanskelig					2,69	***
forholdsvis lett					1,60	***
lett					1,17	**
svært lett					1	
Pseudo- R^2	0,1532		0,1545		0,1655	

Merknad: Modellene inneholder også kontroll for utdanning, inntektsposisjon, økonomisk status, kjønn, alder og undersøkelsesår.

^a Signifikansnivå ved ensidig t-test. * $p < 0,05$. ** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.

6.3.1 Parforhold-status

Modell 3-7 inkluderer en dummy for om personen er utenfor et fast parforhold, som viste seg kjønnsuavhengig ($p > 0,05$), $\chi^2(1) = 0,00$. Innenfor forskningen på livskvalitet er det veldokumentert at personer som lever i parforhold er lykkeligere (Layard 2011).

Longitudinale studier indikerer at gifte også var lykkeligere som single (Lyubomirsky, King m.fl. 2005), til støtte for en hypotese om at gifte er annerledes i personlighet enn ugifte, og har et høyere naturlig stemningsleie («set-point»). Selv for individer med samme ekvivalentinntekt, personinntekt, utdanning og økonomisk status, viser det seg at personer i faste parforhold, har bedre helse. Oddsratioen for dårlig helse mellom de som er utenfor et

fast forhold og de som er i et, estimeres i denne modellen til $OR=1,27$ (95 % konfidensintervall: 1,16-1,40). Å inkludere denne dummyen, halverer nær (44 %) den gjenværende gjennomsnittlig partielle effekten av inntekt etter skatt per forbruksenhet. Stordriftsfordelene i husholdningsøkonomien, gjør at single har dårligere økonomi og lavere ekvivalentinntekt enn par. Denne kontrollen kan imidlertid i svært liten grad forklare hvorfor helsen er bedre hos de med sensurert husholdningsinntekt. Den gjenstående effekten av ressurstilgang ($OR=1,23$, 95 % konfidensintervall: 1,08-1,40), målt ved husholdningens ekvivalentinntekt, er fortsatt signifikant ($p<0,001$), men meget moderat. Den gjennomsnittlig partielle effekten av 10 % høyere inntekt er 0,4 % lavere sannsynlighet for dårlig helse (95 % konfidensintervall: 0,002-0,007).

6.3.2 *Subjektiv oppfatning av egen økonomi*

I modell 3-8 legger jeg til som en forklaringsvariabel hvor lett respondentene synes det er å få endene til å møtes. Totalt 13 % av respondentene oppgir dette som et problem. I utgangspunktet var det seks svaralternativer, men svarene «svært vanskelig», «vanskelig» og «forholdsvis vanskelig» ble slått sammen til én kategori, ettersom koeffisientstørrelsene ikke kunne skilles ($p>0,05$), $\chi^2(2)=2,66$. Etter denne kontrollen, viser ekvivalentinntekten etter skatt ingen sammenheng med helsen blant de med ikke-sensurert inntekt ($p>0,05$), mens helsefordelen blant de med sensurerte toppinntekter er uendret. Å ha problemer med å få endene til å møtes viser en sterk sammenheng med uhelse, hvor de som oppgir problemer, har 2,69 ganger større odds for dårlig helse (95 % konfidensintervall: 2,35-3,09), enn de som oppgir at det er svært lett å få endene til å møtes. Dette kan tyde på at en eventuell effekt av ressurstilgang på egenvurdert helse i hovedsak er psykososial. Det kan tenkes at økonomiske problemer fører til stress, angst og depressive symptomer, og over tid kan det kumulative stresset også gi slitasje på den fysiske helsen, jamfør hypotesen om «allostatic load». Teoretisk er en slik tolkning understøttet av at subjektive økonomimål i nokså liten grad ser ut til å reflektere absolutte materielle ressurser (Layard 2011).

Et annet mulig alternativ, er at dette subjektive spørsmålet om økonomi, faktisk gir mer informasjon om individets objektive økonomi, enn husholdningsinntekten i ett enkelt år – kanskje det korrelerer mer med permanentinntekten. Det er imidlertid lite som tilsier at dette er en viktig forklaring, ettersom ekvivalentinntekten korrelerer mye sterkere med utdanning ($r=0,28$) enn oppfatning av egen økonomi gjør ($r=0,14$). Det kan også være sammenhengen reflekterer bakenforliggende variabler. Fra et perspektiv om indirekte seleksjon, kan det tenkes at det er de personlige egenskapene som gjør at man havner i økonomiske vansker,

som i virkeligheten påvirker helsen negativt. For eksempel er det slik at individer som skårer høyt på planmessighet, sparer mer og mer forsiktige økonomisk (Nyhus og Webley 2001), samtidig som de har større selv-kontroll og sunnere helsevaner (Bogg og Roberts 2004). Fuchs-hypotesen predikerer også et slikt mønster, fordi mer tålmodige individer investerer mer i helsen og lever sunnere, men også sparer mer, ettersom de vektlegger fremtidig nytte mer.

6.3.3 Psykisk helse

For å utforske de kausale mekanismene, bruker jeg skårene på Hopkins symptomsjekkliste (HSCL-25) fra levekårsundersøkelsen i 2012. Som etablert, utviser det svært gode psykometriske egenskaper, og er et valid mål på angst- og depresjonssymptomer. Ved å kontrollere for, ønsker jeg å se om effekten av å være i et forhold består, og om økonomiske vansker fortsatt er assosiert med helsen. I den grad det er oddsreduksjon for disse variablene ved en slik kontroll, viser det at sammenhengen med helsen, i realiteten er med den mentale helsen. Det kan indikere en positiv kausal effekt av å være i et parforhold og materiell trygghet på den psykiske helsen, selv om det også kan skyldes indirekte seleksjon. Som nevnt er det en kontrovers i lykkelitteraturen på hvorvidt økt livskvalitet er et resultat av parforhold, eller en konsekvens av at individer av godlynt disposisjon, er mer attraktive partnere – det er sannsynlig at begge deler er tilfelle.

Tabell 6-8. Psykososiale faktorer sin sammenheng med egenvurdert helse etter kontroll for psykisk helse, ekvivalentinntekt og andre sosioøkonomiske indikatorer ($N=3415$)

Variabel	(3-9)			(3-10)		
	OR	95% KI	p^a	OR	95% KI	p^a
½ ekvivalentinntekt etter skatt	0,86	(0,59-1,26)		0,89	(0,59-1,33)	
Ikke-sensurert husholdningsinntekt	1,16	(0,60-2,25)		1,17	(0,57-2,41)	
Utenfor fast parforhold	1,31	(0,98-1,75)	*	1,12	(0,82-1,52)	
Å få endene til å møtes...						
vanskelig	2,47	(1,66-3,67)	***	1,49	(0,97-2,31)	*
forholdsvis lett	1,38	(1,05-1,82)	*	1,21	(0,91-1,62)	
lett	1,05	(0,81-1,37)		0,97	(0,74-1,28)	
svært lett	1			1		
Hopkins-skåre				140,5	(26,8-737,2)	***
Hopkins-skåre ²				0,44	(0,27-0,71)	***
Pseudo-R ²	0,1815			0,2516		

Merknad: Modellene inneholder også kontroll for utdanning, inntektsposisjon, økonomisk status, kjønn og alder.

^a Signifikansnivå ved ensidig t-test. * $p < 0,05$. ** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.

De aktuelle modellene er rapportert i tabell 6-8 ovenfor. Modell 3-9 er simpelthen en re-estimering av modell 3-8 på det mindre utvalget, og tjener som et referansepunkt. Et problem er at bare 3415 observasjoner inngår, og teststyrken reduseres til dels vesentlig. For eksempel ser vi at den sterke forbindelsen mellom helse og å være i et parforhold, går fra å være sterkt signifikant i det større utvalget ($p < 0,001$), til her å være svakt signifikant ($p < 0,05$). Effektstørrelsene for egenvurdert økonomi er omtrent like store som i modell 3-3, og å være i en vanskelig økonomisk situasjon, er fortsatt sterkt negativt assosiert med helse ($p < 0,001$). Ekvivalentinntekten etter skatt viser ingen signifikant effekt i det mindre utvalget ($p > 0,05$), og har motsatt fortegn av forventet.

I modell 3-10 legger jeg til en kontroll for psykisk helse. Oddsratioen for dårlig helse mellom single og de i forhold reduseres 62 %, og sammenhengen er ikke lenger signifikant ($p > 0,05$). Dette henter mot at høyere sannsynlighet for dårlig helse hos single, i betydelig grad kan skyldes større hyppighet av psykiske problemer. Det sterkt reduserte utvalget gjør imidlertid konklusjonen usikker. Vi ser at høyere HSCL-25-skårer øker risikoen for dårlig helse, men i avtakende grad. Å gå fra en skåre på 1, den laveste, til en skåre på 2, estimeres å øke oddsene for dårlig helse 11,8 ganger – en effektstørrelse på linje med uførhet. Modellen ser også på hva som skjer med den betraktelige sammenhengen mellom uhelse og økonomiske problemer, når jeg kontrollerer for mental helse. Vi ser at fortegnene er som forventet, men reduksjonen i odds er 66 % hos de som oppgir å ha vansker med å få endene til å møtes. Faktisk viser det subjektive økonomiske målet ikke lenger en signifikant sammenheng med helsen ($p > 0,05$), $\chi^2(3)=5,44$. Dette er til tross for at det var svært sterkt signifikant før kontrollen for mental helse. Å teste for subjektiv og objektiv økonomi, samt parforhold-status samlet, øker p -verdien ($p=0,43$), $\chi^2(6)=5,98$. Teststyrken er svak, men både utdanning ($p=0,0012$), $\chi^2(15)=37,19$, og økonomisk status gir til sammenligning fortsatt signifikante utslag ($p < 0,001$), $\chi^2(14)=52,16$. I den grad ressurstilgang påvirker helsen i et rikt land som Norge, tyder disse resultatene på at en slik effekt i stor grad er på den psykiske helsen – at det å oppleve økonomiske problemer, fører til stress, bekymring og symptomer på depresjon.

6.4. Kontroll for helsevaner

Den siste forklaringen av inntektsgradienten i helse jeg ønsker å undersøke er livsstil og helsevaner. For å belyse, tyr jeg til de detaljerte spørsmålene rundt livsstil i den samordnede levekårsundersøkelsen fra 2012, med helse som tema. Første trinn er å analysere spørsmålene som er med i intervjurunden, hvor jeg har flere observasjoner. Disse omfatter røyking, BMI, fysisk aktivitet og kosthold – og en kort oppsummering av resultatene er å finne i tabell 6-9.

Av totalt 4871 respondenter, inkluderer jeg de 97,2 % som har besvart alle spørsmålene. Senere vil jeg også se på alkoholvaner, som er dokumentert i spørreskjemaet, slik at antall observasjoner reduseres. Regresjonene inneholder ikke andre kontrollvariabler enn helsevaner, med unntak av alder og kjønn.

Tabell 6-9. Helsevaner sin rolle i å forklare inntektsgradienten i egenvurdert helse (N=4738)

Gradientkontroll	OR	95 % KI	Δ APE ^a	Endring i logit-koeffisient ^b			
				25-34	35-66	67+	Snitt ^c
(4-2) Daglig røyking	1,82	(1,52-2,19)	-8 %	-5 %	-6 %	-11 %	-7 %
(4-3) Kroppsmasseindeks			-6 %	-10 %	-2 %	-7 %	-4 %
Undervekt (BMI<18,5)	1,97	(1,11-3,50)					
Normalvekt (18,5≤BMI<25)	1						
Overvekt (25≤BMI<30)	1,43	(1,21-1,69)					
Fedme (BMI≥30)	2,89	(2,30-3,64)					
(4-4) Fysisk aktivitet			-18 %	-8 %	-12 %	-31 %	-15 %
(4-5) Kosthold			-14 %	-14 %	-11 %	-14 %	-12 %
(4-6) Røyking, BMI			-14 %	-15 %	-8 %	-19 %	-12 %
(4-7) Røyking, BMI, fysisk aktivitet, kosthold			-34 %	-30 %	-23 %	-47 %	-29 %

Merknad: Modellene inneholder også kontroll for alder og kjønn.

^a Prosentvis endring = $100 \times (\text{APE}_{\text{Modell 4-1 + helsevaner}} - \text{APE}_{\text{Modell 4-1}}) / (\text{APE}_{\text{Modell 4-1}})$

^b Prosentvis endring = $100 \times (\beta_{\text{Modell 4-1 + helsevaner}} - \beta_{\text{Modell 4-1}}) / (\beta_{\text{Modell 4-1}})$

^c Et vektet gjennomsnitt, justert med frafallsvekter for antall medlemmer i hver aldersgruppe.

6.4.1 Røyking

Oddsratioen for svak helse mellom daglige røykere og de som røyker av og til eller aldri estimeres til 1,82 ($p < 0,001$). Det ble ikke observert helseforskjeller mellom de som røyker av og til sammenlignet med aldri ($p > 0,05$), $\chi^2(1) = 0,02$. Totalt kunne 8 % av helseforskjellene mellom fattig og rik forklares ved kontroll for røyking. Til sammenligning kunne Stringhini, Sabia m.fl. (2010) forklare 32 % av den sosiale ulikheten i dødelighet med røykeatferd i Whitehall II, men her er effekten tilsynelatende mindre på morbiditet. Dette er ikke nødvendigvis overraskende, ettersom røyking er en viktig risikofaktor for sirkulasjonssykdommer og lungekreft, men ikke for psykisk sykdom og muskel- og skjelettlidelser. Mitt estimat er likevel høyere enn hos Borg og Kristensen (2000), som i sin panelundersøkelse på danske arbeidende, fant at røyking kunne forklare 4 % av forskjellene i egenvurdert helse på tvers av sosiale klasser.

6.4.2 BMI

Både undervekt (OR=1,97), overvekt (OR=1,43) og fedme (OR=2,89) især er assosiert med signifikant større risiko for dårlig helse. Forklaringskraften med hensyn på sosial ulikhet i helse er i utvalget på 6 %, mot 12 % hos Borg og Kristensen (2000). Røyking og BMI er de to inkluderte livsstilsfaktorene i deres studie, og de kunne samlet forklare 17 % av gradienten – tilsvarende estimat her er 14 %.

6.4.3 Fysisk aktivitet

Hypptigheten av trening og mosjon viste seg også å være en viktig risikofaktor for dårlig helse, fullt på høyde med røyking og BMI. Dette er meget rimelig ettersom fysisk aktivitet virker beskyttende mot depresjon (Ströhle 2009) og muskel-/skjelettlidelser (Grøholt 2014). To spørsmål fanger opp aktivitetsnivået: hvor ofte respondenten trener eller mosjonerer og antall timer i uka med hard fysisk aktivitet. Først ble hvert spørsmål undersøkt for seg, for å se om svarkategorier kunne slås sammen. Hos individer som trente mer enn én gang i uka, viste det seg ikke å være helseforskjeller ($p > 0,05$), $\chi^2(4) = 2,85$. Likeledes var det ikke signifikante helseforskjeller mellom de som utfører så hard fysisk aktivitet at de blir svett og andpusten, 1 time eller mer per uke ($p > 0,05$), $\chi^2(2) = 5,20$. Med andre ord ser det først og fremst ut som at inaktivitet er negativt assosiert med helse, snarere enn at det er tydelige helseforskjeller mellom de som har et moderat eller høyt aktivitetsnivå. Resultatene fra den logistiske regresjonen ses i tabell 6-10 nedenfor.

Tabell 6-10. Logistiske regresjoner med egenvurdert helse på ekvivalentinntekt og fysisk aktivitet ($N=4738$)

Variabel	(4-1)			(4-4)		
	OR	95% KI	p^a	OR	95% KI	p^a
½ ekvivalentinntekt etter skatt						
25-34	2,40	(1,45-3,99)	***	2,23	(1,36-3,66)	***
35-66	3,41	(2,78-4,17)	***	2,95	(2,39-63,63)	***
67+	2,36	(1,63-3,41)	***	1,80	(1,25-2,60)	**
Trening eller mosjon (antall dager per uke)						
Aldri				2,26	(1,79-2,87)	***
Sjeldnere enn 1 gang i uka				1,83	(1,41-2,36)	***
1 gang i uka				1,40	(1,08-1,82)	**
Mer enn 1 gang per uke				1		
Svett eller andpusten (antall timer per uke)						
Ingen				1,88	(1,53-2,30)	***
Under 1 time per uke				1,29	(1,03-1,61)	*
1 time eller mer per uke				1		
Pseudo-R ²	0,0794			0,1106		

Merknad: Modellene inneholder også kontroll for alder og kjønn.

^a Signifikansnivå ved ensidig t-test. * $p < 0,05$. ** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.

Oddsene for dårlig helse hos personer som aldri eller mindre enn 1 gang i uka trener, er sterkt signifikant ($p < 0,001$) høyere enn hos individer som trener 2 ganger eller mer per uke. Det å aldri trene, var sammenlignet med jevnlig trening, en sterkere risikofaktor for dårlig helse enn røyking. Kontroll for trening og mosjon, kunne forklare 18 % av inntektsgradienten i egenvurdert helse - en nokså sterk effekt. Omvendt kausalitet er et trolig problem, ettersom alvorlige helseproblemer, kan gjøre det vanskelig å trene eller mosjonere. 5,2 % av respondentene oppgir for eksempel vansker med å gå en 5 minutters tur i noenlunde raskt tempo. Kontroll for denne variabelen forklarer 18 % av inntektsgradienten (se tabell 9-13). Når jeg etterpå kontrollerer for fysisk aktivitetsnivå, forklares ytterligere 13 % - altså noe mindre enn ovenfor. Det peker mot en viss grad av omvendt kausalitet.

6.4.4 Kosthold

På tvers av de fem aldersgruppene, ser vi i tabell 6-9 at kosthold (ni spørsmål) totalt forklarte 14 % av den sosiale ulikheten i helse mellom fattig og rik. Nedgangen er nokså stor, for eksempel kunne Stringhini, Sabia m.fl. (2010) bare forklare 5 % av gradienten i dødelighet ved kontroll for kosthold på et enkelt tidspunkt (og 17 % ved kontroll for gjentatte målinger). Et innslag av endogenitet er trolig, hvor noen sykdommer eksempelvis kan tenkes å øke etterspørselen etter kaloritett og sukkerholdig mat og drikke, som depresjon (Jacka, Cherbuin m.fl. 2015), mens andre kan tenkes å redusere den, slik som påvist diabetes.

Tabell 6-11. Kosthold sin rolle i å forklare inntektsgradienten i egenvurdert helse (N=4738)

Gradientkontroll	p^a	ΔAPE^b	Endring i logit-koeffisient ^c			
			25-34	35-66	67+	Snitt ^d
(4-11) Sjømat		-2 %	-3 %	-2 %	+0 %	-2 %
(4-12) Fukt og bær	**	-4 %	-0 %	-3 %	-6 %	-3 %
(4-13) Grønnsaker	*	-5 %	-2 %	-4 %	-7 %	-4 %
(4-14) Fukt- og grønnsaksjuice		-2 %	-0 %	-2 %	-2 %	-2 %
(4-15) Melk	**	-1 %	-4 %	-0 %	-1 %	-1 %
(4-16) Brus eller saft med sukker		-1 %	+0 %	-1 %	-2 %	-1 %
(4-17) Brus eller saft med uten sukker	*	-1 %	-1 %	+0 %	-1 %	-0 %
(4-18) Godteri, sjokolade, potetgull, snacks	***	-5 %	-8 %	-4 %	-3 %	-4 %

Merknad: Modellene inneholder også kontroll for alder og kjønn.

^a Wald-test for signifikans av forklaringsvariabel. * $p < 0,05$. ** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.

^b Prosentvis endring = $100 \times (APE_{\text{Modell 4-1 + kostholdsvane}} - APE_{\text{Modell 4-1}}) / (APE_{\text{Modell 4-1}})$

^c Prosentvis endring = $100 \times (\beta_{\text{Modell 4-1 + kostholdsvane}} - \beta_{\text{Modell 4-1}}) / (\beta_{\text{Modell 4-1}})$

^d Et vektet gjennomsnitt, justert med frafallsvekter for antall medlemmer i hver aldersgruppe.

Hver kostholdsvane ble imidlertid også studert i isolasjon, og deres evne til å forklare inntektsgradienten i helse er rapportert ovenfor. Ikke alle hadde signifikant sammenheng med selvrapportert helse, deriblant konsumet av sjømat, juice, samt sukkerholdig brus og saft. Dersom de har en kausal effekt på helsen, kan dette tyde på relativt små effektstørrelser, men generelt var sammenhengene i forventet retning. De faktorene som så ut til å forklare gradienten i størst grad var konsumet av snacks (5 %), grønnsaker (5 %) og frukt (4 %).

6.4.5 Alkohol

Spørsmål om alkoholforbruk ble stilt i spørreskjemaet, som ble besvart av 71 % som deltok i hovedintervjuet. Dette gir færre tilgjengelige observasjoner, og det ekstra frafallet ble korrigert for med SSBs frafallsvekter for spørreskjemaet. I min utforskende analyse inkluderte jeg fire spørsmål, de tre første om alkoholforbruket de siste 12 månedene, og ett om alkoholkonsum den siste uke. Med utgangspunkt i litteraturen, ble det forventet å finne en J-kurve for sammenhengen mellom uhelse og alkoholforbruk. Dette refererer til at dødeligheten observeres å være lavest blant de som drikker moderat, litt høyere hos de som sjelden eller aldri drikker, og mye høyere blant stordrikkere (Di Castelnuovo, Costanzo m.fl. 2006).

Tabell 6-12. Alkoholvaner sin rolle i å forklare inntektsgradienten i egenvurdert helse (N=3477)

	(4-19)			(4-20)		
	OR	95% KI	<i>p</i> ^a	OR	95% KI	<i>p</i> ^a
½ ekvivalentinntekt etter skatt						
25-34	2,12	(0,75-6,01)		1,78	(0,64-4,99)	
35-66	3,30	(2,55-4,27)	***	3,04	(2,34-3,96)	***
67+	2,20	(1,41-3,43)	***	1,95	(1,25-3,05)	**
Har i løpet av de siste 12 månedene drukket...						
1 gang i måneden eller sjeldnere				1,67	(1,36-2,04)	***
6+ alkoholenheter 2 kvelder eller mer per uke				2,09	(1,11-3,94)	*
12 eller flere alkoholenheter de siste syv dagene				2,02	(1,22-3,35)	**
Pseudo-R ²	0,0770			0,0903		

Merknad: Modellene inneholder også kontroll for alder og kjønn.

^a Signifikansnivå ved ensidig t-test. **p* < 0,05. ***p* < 0,01. ****p* < 0,001.

Svarene på de ulike spørsmålene var betydelig korrelert, og ikke alle viste en signifikant sammenheng med helsen etter kontroll for de andre. Delvis av presentasjonshensyn ble det forsøkt å finne en gyldig modell som fanget dataene med færrest mulig dummyer, og det endelige antallet ble tre ($p > 0,05$), $\chi^2(16) = 22,73$. Den resulterende

modellen er å se ovenfor (4-20). Også for selvrapportert helse observerer vi et mønster kompatibelt med en J-kurve. De 37,3 % av respondentene som drakk alkohol 1 gang i måneden eller sjeldnere, rapporterte moderat høyere risiko for dårlig helse ($p < 0,001$), $OR = 1,67$. Likeledes ble det oftere rapportert svak helse hos de som drakk mye minst 2 kvelder per uke ($OR = 2,09$) og særlig mye den siste uken ($OR = 2,02$). Alkoholvaner kunne samlet forklare 11 % av inntektsgradienten i egenvurdert helse.

6.4.6 Full kontroll

I sum kunne forskjeller i helsevaner, med unntak av alkoholkonsum, forklare omtrent 34 % av den observerte helseulikheten (4-7). Det er imidlertid betydelige målefeil, samt et temporalt element, slik at dette kan være et konservativt estimat, jamfør resultatene fra studier som gjør repeterte målinger av helsevaner. Å kontrollere for flere samtidig, førte gjennomgående til reduksjoner i oddsratioene assosiert med hver helsevane. Assosiasjonen med fedme ($OR = 2,70$) og røyking ($OR = 1,56$) gikk minst ned, og oddsreduksjonen var heller ikke på mer enn 19 % for fravær av mosjon ($OR = 2,05$) – noe som kan tyde på at kroppsvekt og mangel på mosjon er selvstendige risikofaktorer for dårlig helse.

Tabell 6-13. Helsevaner sin samlede rolle i å forklare inntektsgradienten i egenvurdert helse ($N = 3411$)

Gradientkontroll	ΔAPE^a	Forklaringskraft ^b			
		25-34	35-66	67+	Snitt ^c
(4-21) Røyking, BMI, fysisk aktivitet, kosthold	-35 %	-54 %	-18 %	-56 %	-31 %
(4-22) Røyking, BMI, fysisk aktivitet, kosthold, alkohol	-40 %	-67 %	-22 %	-64 %	-37 %

^a Prosentvis endring = $100 \times (APE_{\text{Grunnmodell + helsevanekontroll}} - APE_{\text{Grunnmodell}}) / (APE_{\text{Grunnmodell}})$

^b Prosentvis endring = $100 \times (\beta_{\text{Grunnmodell + helsevanekontroll}} - \beta_{\text{Grunnmodell}}) / (\beta_{\text{Grunnmodell}})$

^c Et vektet gjennomsnitt, justert med frafallsvekter for antall medlemmer i hver aldersgruppe.

Tabell 6-13 rapporterer to ytterligere modeller, som sammenligner en modell med og uten alkoholvaner sin evne til å forklare inntektsgradienten, estimert på det samme utvalget som besvarte spørreskjemaet. I modellen som inkluderer alkoholvaner, forklares totalt 40 % av inntektsgradienten i helse av helsevaner. I litteratursammenheng er dette et nokså høyt estimat, som muligens kan tilskrives meget bred helsevanekontroll. Typisk er dette imidlertid panelundersøkelser, og resultatene er ikke nødvendigvis sammenlignbare. Kanskje gjør omvendt kausalitet, fra helse på helsevaner, at helsevaner sin rolle i å forklare helseforskjeller overdrives i tverrsnitt? Selv om slike effekter høyst trolig er til stede, jamfør gåvansker og fysisk aktivitet, synes det rimelig å anta de er av moderat størrelse. For øvrig ser vi en tendens

hvor helsevaner forklarer gradienten i større grad i aldersgrupper hvor vi forventer mindre helseseleksjon, særlig hos de eldste (både i modell 4-6 og 4-21). Dette er å forvente, ettersom helseseleksjon isolert sett bidrar til å gi helsevaner lavere forklaringskraft for inntektsgradienten.

7. Konklusjon

I denne oppgaven har jeg studert inntektsgradienten i egenvurdert helse i et sammenkoblet tverrsnitt fra 2012 til 2014. Gradienten ble funnet å være sterkest mellom 35-66 år, hvor 50 % lavere realinntekt etter skatt per forbruksenhet, var assosiert med 3,16 ganger større odds for dårlig helse. I utvalget som helhet var den gjennomsnittlige partielle effekten av 10 % høyere inntekt på sannsynligheten for dårlig helse $-2,1$ %. Resultatene speiler i brede trekk de amerikanske funnene til Cutler, Lleras-Muney m.fl. (2008) og Case, Lubotsky m.fl. (2002), som også finner en svakere inntektsgradient i helse blant yngre og eldre. 11 % av husholdningsinntektene er sensurert for å være for høye, og analysen etablerte at de har bedre helse enn den oppførte sensurinntekten tilsier. Dette betyr at gradienten fortsetter også aller øverst i inntektsfordelingen. I hvilken grad inntektsgradienten reflekterer en kausal effekt av permanentinntekt på helsen, ble utforsket med IV-metoden. Å benytte partners bruttoinntekt som instrument for ekvivalentinntekt, indikerte at den sanne inntektseffekten, er på linje med eller svakere enn den estimerte gradienten.

Forskjeller i inntekt etter skatt per forbruksenhet blant fattige var ikke assosiert med helseforskjeller. I utvalget som helhet er ekvivalentinntekt etter skatt moderat korrelert med hvor lett respondentene føler det er å få endene til å møtes, men det var ikke tilfelle i denne gruppen. Dette kan tyde på at inntektsforskjeller blant dem, i liten grad reflekterer faktiske forskjeller i permanentinntekt, ressurstilgang og sosial posisjon. Dette sår tvil ved inntektsmålet sin evne til å skille mellom grader av fattigdom. Som helhet hadde denne utsatte gruppen en risiko for dårlig helse, tilsvarende et ekvivalent inntektsnivå på omtrent 200000 kroner etter skatt, på tvers av aldersgrupper. Et lavere oppført inntektsnivå enn dette, reflekterte altså ikke noen høyere risiko for svak helse. En mulig forklaring er at et sterkt sikkerhetsnett, gjør at permanentinntekten for de aller fleste ikke ligger vesentlig under dette nivået.

I andre del av den empiriske analysen, ble det undersøkt i hvilken grad inntektsgradienten i egenvurdert helse kan forklares av andre sosioøkonomiske indikatorer, som utdanning, inntektsposisjon og arbeidsmarkedstilknytning. I den grad disse kan forklare

gradienten, svekker det både den absolutte og relative inntekthypotesen. Det så ut til å være noe overlapp med utdanningsnivå, som kunne forklare 21 % av inntektsgradienten.

Utdanningsgradienten i helse er imidlertid en interessant kontrast til inntektsgradienten, som typisk er sterkest ved omtrent 50 år, og fallende omkring. For utdanning er det i brede trekk slik at de absolutte helseforskjellene består med alderen, mens de relative blir mindre. Dette kan skyldes at utdanningsgradienten trolig reflekterer helseseleksjon i mindre grad, ettersom helsen ikke påvirker utdanningsnivået hos de som er ferdigutdannet, i motsetning til markedsinntekten som den fortsetter å virke på.

Å kontrollere for utdanning, inntektsposisjon og økonomisk status kunne samlet forklare 68 % av inntektsgradienten i egenvurdert helse. Den viktigste enkeltfaktoren var uførhet, som alene kunne forklare omtrent en tredel av gradienten hos personer mellom 25-66 år. Vi kan ikke si denne helseulikheten utelukkende skyldes direkte seleksjon, men desto nærmere gjennomsnittlig inntekt uføre var før de ble ufør, desto større innslag av helseseleksjon. Den gjenstående sammenhengen mellom ekvivalentinntekt og helse etter inklusjon av øvrige sosioøkonomiske variable, var moderat (OR=1,43 ved halv inntekt) og den samme på tvers av aldersgruppene. Dette viste seg delvis å reflektere at individer i parforhold både har bedre helse og økonomi, og kontroll for svekket sammenhengen ytterligere (OR=1,23 ved halv inntekt). I denne modellen ble gjennomsnittlig partiell effekt av 10 % høyere inntekt på sannsynligheten for dårlig helse estimert til -0,4 %. Dette kan muligens synes som et rimelig estimat for en kausal effekt. Et åpenbart problem er likevel målefeil, som isolert sett bidrar til å gjøre estimatoren skjev mot null. Det kan også tenkes at sammenhengen utdanning og økonomisk status viser med helsen, i betydelig grad skyldes informasjonen de gir om permanentinntekten. Regresjoner på oppfatning av egen økonomi, indikerte at dette særlig kunne være tilfelle for utdanningsnivå mellom 25-44 år.

Subjektiv oppfatning av egen økonomi er klassifisert som en psykososial faktor i den empiriske analysen, og en kontroll for, sammen med de andre sosioøkonomiske, førte til at inntektseffekten forsvant (med unntak av at de med sensurerte toppinntekter fortsatt hadde noe bedre helse). Tilsynelatende kan dette tolkes som støtte til den relative inntekthypotesen, ettersom det subjektive økonomiske målet var sterkere knyttet til helsen enn det objektive. En alternativ hypotese kan være at det subjektive målet er en bedre proxy for absolutt ressurstilgang. Det er imidlertid lite som tilsier dette, ettersom ekvivalentinntekten korrelerer mye sterkere med utdanning. Etter ytterligere kontroll for psykiske plager, var de subjektive og objektive målene på ressurstilgang samlet ikke-signifikante. Dette kunne tas til inntekt for at inntektseffekten ikke er på den generelle helsen, men den psykiske spesielt. Teststyrken var

imidlertid svak, og type II-feil sannsynlig. Likevel kunne dette tyde på at helseeffekten av familiens materielle ressurser, primært er på den psykiske helsen. En slik effekt vil være direkte og plausibel, og forutsetter bare at høyere inntekt, i absolutt forstand eller relativ, gir høyere livskvalitet og mindre økonomisk bekymring.

Helsevaner ble i siste del av den empiriske analysen undersøkt som forklaring for inntektsgradienten i helse. Den samordnede levekårsundersøkelsen fra 2012 inneholder bred kontroll for røyking, kosthold, BMI, fysisk aktivitet og alkoholvaner, og samlet kunne de forklare 40 % av gradienten. Dette er i litteratursammenheng et nokså høyt estimat, men forklaringskraften har en tendens til å øke desto mer detaljert variablene for helsevaner er, og desto flere tidspunkt de er målt på. Helsevaner som årsak til sosial ulikhet i helse er kompatibelt med flere teorier. Indirekte seleksjon er en mulighet, hvor intelligens, gunstige personlighetstrekk eller større grad av tålmodighet, er årsak til både sunnere livsstil og høyere inntekt. En annen hypotese er at økt humankapital som følge av utdanning kan forklare forskjeller i observerte helsevaner. Et eksempel på en psykososial forklaring ville være at lav sosial posisjon fører til stress, motløshet og dysfunksjonell helseatferd. Med disse dataene kan teoriene vanskelig skilles.

Begrensningene ved resultatene i denne oppgaven er betydelige, og er blant annet knyttet til bruken av tverrsnitt, snarere enn paneldata. Dette vanskeliggjør inngående testing av aktuelle teorier og kausale mekanismer, ettersom en antagelse om eksogene forklaringsvariabler ikke kan antas å holde. Omvendt kausalitet er kanskje særlig et problem, ettersom helsen bidrar til individets produktivitet, og dermed inntektsmuligheter – altså kan vi forvente at deler av inntektsgradienten reflekterer helseseleksjon. Som proxy for ressurstilgang har jeg i oppgaven brukt realinntekt etter skatt per forbruksenhet, men et vesentlig element av målefeil er trolig, slik at permanentinntekt-gradienten i helse kan antas å være sterkere enn inntektsgradienten estimert her. Et bedre inntektsmål ville blant annet inkludert forventet avkastning på ikke-human formue, som i EU-SILC-undersøkelsene kan estimeres med utgangspunkt i brutto finansformue og spørsmål om bolig og lån. Vi kan også få et bedre estimat på permanentinntekten enn bare å ta nåværende inntekt, ved å ta hensyn til at den på et gitt nivå for ekvivalentinntekten, vil være korrelert med variabler som utdanning, kjønn og alder (Meghir 2004).

Styrken til en tverrsnittstudie som dette, ligger i å kunne beskrive sammenhengen mellom variabler vi er interessert i. I tillegg er storparten av observasjonene beholdt og SSBs frafallsvekter benyttet, slik at resultatene i brede trekk er representative. I oppgaven har jeg dermed kunnet estimere sammenhengen mellom det hyppigst brukte målet på ressurstilgang i

offentlig statistikk, inntekt etter skatt per forbruksenhet, og egenvurdert helse – med resultater som er å tolke som representative. Selv om målefeil tilsier at de reelle helseforskjellene er større mellom fattig og rik, er den observerte inntektsgradienten i egenvurdert helse sterk. I norsk sammenheng er det bred enighet om at dette er uheldig, og ikke minst fører det til mange unødvendig tapte funksjonsjusterte leveår. Vi observerer likevel en positiv utvikling blant unge med hensyn på røykevaner, som over tid kan tenkes å gi mindre sosial ulikhet i hjerte-/karsykdom, lungekreft og kroniske lungesykdommer. Studiet av sosial ulikhet i egenvurdert helse, peker mot behovet for å bekjempe sosiale forskjeller i muskel- og skjelettlidelser, og kanskje især psykiske lidelser, hvor gradienten er enda sterkere. Det kan argumenteres for at det bør settes inn mer ressurser og flere forebyggende tiltak, særlig i lavere sosiale lag, som deler hovedbyrden av sykdomsbelastningen. En mulighet kan være å øke tilbudet av kognitiv atferdsterapi, en behandling som typisk blir funnet å være mer kostnadseffektiv enn psykofarmakologi ved depresjon og angst, og senker bruken av øvrige helsetjenester (Myhr og Payne 2006). Bruk av avgiftssystemet for å stimulere sunnere helsevaner, slik anbefalt hos Dahl, Bergsli m.fl. (2014) er også lovende – kanskje særlig er det gevinst å hente i bedre kosthold, gitt allerede høye avgifter på alkohol og røyk.

8. Litteraturliste

Almond, D. (2006): "Is the 1918 influenza pandemic over? Long-term effects of in utero influenza exposure in the post-1940 US population", *Journal of Political Economy* 114(4), 672-712.

Almond, D., L. Edlund og M. Palme (2009): "Chernobyl's subclinical legacy: prenatal exposure to radioactive fallout and school outcomes in Sweden", *The Quarterly Journal of Economics* 124(4), 1729-1772.

Almond, D. og B. Mazumder (2008): "The effects of maternal fasting during Ramadan on birth and adult outcomes" National Bureau of Economic Research, Working Paper 13347.

Amdam, S. og S. Vrålstad (2012): "Levekårsundersøkelsen om helse, omsorg og sosial kontakt 2012: Dokumentasjonsrapport" Statistisk sentralbyrå, notat 2014/03.

Bartley, M. (2004): *Health Inequality: An Introduction to Theories, Concepts and Methods*. Polity, Cambridge.

Batty, G. D., G. Der, S. Macintyre og I. J. Deary (2006): "Does IQ explain socioeconomic inequalities in health? Evidence from a population based cohort study in the west of Scotland", *BMJ* 332(7541), 580-584.

Baumeister, R. F. og M. R. Leary (1995): "The Need to Belong: Desire for Interpersonal Attachments as a Fundamental Human Motivation", *Psychological Bulletin* 117(3), 497.

Bhattacharya, J., T. Hyde og P. Tu (2013): *Health Economics*. Palgrave Macmillan, London.

Bilano, V., m.fl. (2015): "Global trends and projections for tobacco use, 1990–2025: an analysis of smoking indicators from the WHO Comprehensive Information Systems for Tobacco Control", *The Lancet* 385(9972), 966-976.

Boardman, J. D., B. W. Domingue og J. Daw (2015): "What can genes tell us about the relationship between education and health?", *Social Science & Medicine* 127, 171-180.

Bogg, T. og B. W. Roberts (2004): "Conscientiousness and Health-Related Behaviors: A Meta-Analysis of the Leading Behavioral Contributors to Mortality", *Psychological Bulletin* 130(6), 887.

Boorse, C. (1977): "Health as a Theoretical Concept", *Philosophy of Science* 44(4), 542-573.

Boorse, C. (2014): "A Second Rebuttal On Health", *Journal of Medicine and Philosophy* 39(6), 683-724.

Borg, V. og T. S. Kristensen (2000): "Social class and self-rated health: can the gradient be explained by differences in life style or work environment?", *Social Science & Medicine* 51(7), 1019-1030.

Borghans, L., A. L. Duckworth, J. J. Heckman og B. Ter Weel (2008): "The Economics and Psychology of Personality Traits", *Journal of Human Resources* 43(4), 972-1059.

Briley, D. A. og E. M. Tucker-Drob (2013): "Explaining the increasing heritability of cognitive ability across development: A meta-analysis of longitudinal twin and adoption studies", *Psychological Science* 24(9), 1704-1713.

Buss, D. (2016): *Evolutionary Psychology: The New Science of the Mind, Fifth Edition*. Routledge, New York.

Case, A. (2004): "Does money protect health status? Evidence from South African pensions", *Perspectives on the Economics of Aging*, 287-312.

Case, A., D. Lubotsky og C. Paxson (2002): "Economic Status and Health in Childhood: The Origins of the Gradient", *The American Economic Review* 92(5), 1308-1334.

Chapman, B. P., K. Fiscella, I. Kawachi og P. R. Duberstein (2010): "Personality, Socioeconomic Status, and All-Cause Mortality in the United States", *American Journal of Epidemiology* 171(1), 83-92.

Chen, Y. og L.-A. Zhou (2007): "The long-term health and economic consequences of the 1959–1961 famine in China", *Journal of Health Economics* 26(4), 659-681.

Cohen, S. og T. A. Wills (1985): "Stress, Social Support, and the Buffering Hypothesis", *Psychological Bulletin* 98(2), 310-357.

Cutler, D., A. Deaton og A. Lleras-Muney (2006): "The Determinants of Mortality", *The Journal of Economic Perspectives* 20(3), 97-120.

Cutler, D. M., A. Lleras-Muney og T. Vogl (2008): "Socioeconomic Status and Health: Dimensions and Mechanisms" National Bureau of Economic Research, Working Paper 14333.

Dahl, E., H. Bergsli og K. A. van der Wel (2014): "Sosial ulikhet i helse: En norsk kunnskapsoversikt" Høgskolen i Oslo og Akershus.

Deaton, A. (2003): "Health, Inequality, and Economic Development", *Journal of Economic Literature* 41(1), 113-158.

Deaton, A. (2011): "What does the empirical evidence tell us about the injustice of health inequalities?" Center for Health and Wellbeing ved Princeton, upublisert manuskript.

Di Castelnuovo, A., m.fl. (2006): "Alcohol Dosing and Total Mortality in Men and Women: An Updated Meta-analysis of 34 Prospective Studies", *Archives of Internal Medicine* 166(22), 2437-2445.

Easterlin, R. A. (1995): "Will raising the incomes of all increase the happiness of all?", *Journal of Economic Behavior & Organization* 27(1), 35-47.

Eikemo, T. A., C. Bambra, K. Joyce og E. Dahl (2008): "Welfare state regimes and income-related health inequalities: a comparison of 23 European countries", *The European Journal of Public Health* 18(6), 593-599.

- Eikemo, T. A., M. Huisman, C. Bambra og A. E. Kunst (2008): "Health inequalities according to educational level in different welfare regimes: a comparison of 23 European countries", *Sociology of Health & Illness* 30(4), 565-582.
- Elesh, D. og M. J. Lefcowitz (1977): "The effects of the New Jersey-Pennsylvania Negative Income Tax Experiment on health and health care utilization", *Journal of Health and Social Behavior*, 391-405.
- Elstad, J. I. (2005): "Sosioøkonomiske ulikheter i helse: teorier og forklaringer" Helsedirektoratet.
- Elstad, J. I., D. Hofoss og E. Dahl (2009): "Hva betyr de enkelte dødsårsaksgrupper for utdanningsforskjellene i dødelighet?", *Norsk epidemiologi* 17(1).
- Epland, J. K., Mads Ivar (2001): "Dokumentasjon av inntektsstatistikken for personer og familier 1993-1998" Statistisk sentralbyrå, notat 2001/61.
- Escorial, S. og C. Martín-Buro (2012): "The role of personality and intelligence in assortative mating", *The Spanish Journal of Psychology* 15(2), 680.
- Ettner, S. L. (1996): "New evidence on the relationship between income and health", *Journal of Health Economics* 15(1), 67-85.
- Fernald, L. C., P. J. Gertler og L. M. Neufeld (2008): "Role of cash in conditional cash transfer programmes for child health, growth, and development: an analysis of Mexico's Oportunidades", *The Lancet* 371(9615), 828-837.
- Friedman, M. (1957): *A Theory of the Consumption Function*. Princeton University Press, Princeton.
- Fuchs, V. R. (1980): "Time Preference and Health: An Exploratory Study", National Bureau of Economic Research, Working Paper 539.
- Groot, W. (2000): "Adaptation and scale of reference bias in self-assessments of quality of life", *Journal of Health Economics* 19(3), 403-420.
- Grossman, M. (1972): "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", *Journal of Political Economy* 80(2), 223-255.
- Grøholt, E. (2014): "Folkehelse rapporten 2014: Helsetilstanden i Norge" Folkehelseinstituttet, rapport 2014:4.
- Handbury, J. og D. E. Weinstein (2015): "Goods Prices and Availability in Cities", *The Review of Economic Studies* 82(1), 258-296.
- Harris, J. R. (1998): *The Nurture Assumption: Why Children Turn Out the Way They Do*. The Free Press, New York.
- Helliwell, J., R. Layard og J. Sachs (2017): "World Happiness Report 2017" FN.

- Henrich, J. og F. J. Gil-White (2001): "The evolution of prestige: Freely conferred deference as a mechanism for enhancing the benefits of cultural transmission", *Evolution and Human Behavior* 22(3), 165-196.
- Hicks, J. R. (1946): *Value and Capital, Second Edition*. Oxford University Press, Oxford.
- Hindriks, J. og G. D. Myles (2013): *Intermediate Public Economics, Second Edition*. MIT Press, Cambridge.
- Holmøy, A. og M. Lillegård (2014): "Forbruksundersøkelsen 2012: Dokumentasjonsrapport" Statistisk sentralbyrå, notat 2014/17.
- Iachine, I., m.fl. (2006): "Genetic influence on human lifespan and longevity", *Human Genetics* 119(3), 312-321.
- Idler, E. L. og Y. Benyamini (1997): "Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies", *Journal of Health and Social Behavior*, 21-37.
- Jacka, F. N., N. Cherbuin, K. J. Anstey og P. Butterworth (2015): "Does reverse causality explain the relationship between diet and depression?", *Journal of Affective Disorders* 175, 248-250.
- Judge, T. A., C. A. Higgins, C. J. Thoresen og M. R. Barrick (1999): "The Big Five personality traits, general mental ability, and career success across the life span", *Personnel Psychology* 52(3), 621-652.
- Kalma, A. (1991): "Hierarchisation and dominance assessment at first glance", *European Journal of Social Psychology* 21(2), 165-181.
- Kawachi, I., N. E. Adler og W. H. Dow (2010): "Money, schooling, and health: Mechanisms and causal evidence", *Annals of the New York Academy of Sciences* 1186(1), 56-68.
- Larsen, R. J. og D. M. Buss (2008): *Personality Psychology, Third Edition*. McGraw-Hill, New York.
- Layard, R. (2011): *Happiness: Lessons from a New Science*. Penguin Books, London.
- Lillegård, M. (2009): "Frafallsanalyse av Levekårsundersøkelsen 2008" Statistisk sentralbyrå, notat 2009/62.
- Lindahl, M. (2005): "Estimating the Effect of Income on Health and Mortality Using Lottery Prizes as Exogenous Source of Variation in Income", *Journal of Human Resources* 40(1), 144-168.
- Lyubomirsky, S., L. King og E. Diener (2005): "The Benefits of Frequent Positive Affect: Does Happiness Lead to Success?", *Psychological Bulletin* 131(6), 803-855.
- Macionis, J. J. og K. Plummer (2012): *Sociology: a global introduction, Fifth Edition*. Pearson Education, London.

- Mackenbach, J. P. (2005): "Genetics and health inequalities: hypotheses and controversies", *Journal of Epidemiology and Community Health* 59(4), 268-273.
- Marmot, M. G., m.fl. (1997): "Contribution of job control and other risk factors to social variations in coronary heart disease incidence", *The Lancet* 350(9073), 235-239.
- Marmot, M. G., G. Rose, M. Shipley og P. J. Hamilton (1978): "Employment grade and coronary heart disease in British civil servants", *Journal of Epidemiology and Community Health* 32(4), 244-249.
- Meghir, C. (2004): "A retrospective on Friedman's theory of permanent income", *The Economic Journal* 114(496), F293-F306.
- Mirowsky, J. og C. E. Ross (1998): "Education, Personal Control, Lifestyle and Health: A Human Capital Hypothesis", *Research on Aging* 20(4), 415-449.
- Myers, D. G. og H. Lamm (1976): "The Group Polarization Phenomenon", *Psychological Bulletin* 83(4), 602.
- Myhr, G. og K. Payne (2006): "Cost-effectiveness of cognitive-behavioural therapy for mental disorders: implications for public health care funding policy in Canada", *The Canadian Journal of Psychiatry* 51(10), 662-670.
- Nes, R. B. og J. Clench-Aas (2011): "Psykisk helse i Norge: Tilstandsrapport med internasjonale sammenligninger" Folkehelseinstituttet, rapport 2012:2.
- Nordenfelt, L. (2007): "Understanding the concept of health" Del av artikkelsamlingen: *Strategies for health: An anthology*, 4-15. P. Nilsen. Linköpings universitet, Linköping.
- Nyhus, E. K. og P. Webley (2001): "The Role of Personality in Household Saving and Borrowing Behaviour", *European Journal of Personality* 15(S1).
- Næss, Ø., M. Rognerud og B. H. Strand (2007): "Sosial ulikhet i helse: En faktarapport" Folkehelseinstituttet, rapport 2007:1.
- Pampel, F. C., P. M. Krueger og J. T. Denney (2010): "Socioeconomic Disparities in Health Behaviors", *Annual Review of Sociology* 36, 349-370.
- Paul, K. I. og K. Moser (2009): "Unemployment impairs mental health: Meta-analyses", *Journal of Vocational Behavior* 74(3), 264-282.
- Plomin, R., J. C. DeFries, V. S. Knopik og J. Neiderheiser (2012): *Behavioral Genetics, Sixth Edition*. Worth Publishers, New York.
- Roberts, B. W., m.fl. (2007): "The Power of Personality: The Comparative Validity of Personality Traits, Socioeconomic Status, and Cognitive Ability for Predicting Important Life Outcomes", *Perspectives on Psychological Science* 2(4), 313-345.
- Rogers, E. M. (2003): *Diffusion of Innovations, Fifth Edition*. Free Press, New York.

- Romeis, J. C., m.fl. (2005): "Heritability of SF-36 among middle-age, middle-class, male-male twins", *Medical Care* 43(11), 1147-1154.
- Romeis, J. C., m.fl. (2000): "Heritability of self-reported health", *Health Services Research* 35, 995.
- Roseboom, T. J., m.fl. (2001): "Effects of prenatal exposure to the Dutch famine on adult disease in later life: an overview", *Molecular and Cellular Endocrinology* 185(1), 93-98.
- Sapolsky, R. M. (2005): "The Influence of Social Hierarchy on Primate Health", *Science* 308(5722), 648-652.
- Silventoinen, K., m.fl. (2007): "Genetic and environmental factors affecting self-rated health from age 16–25: A longitudinal study of Finnish twins", *Behavior Genetics* 37(2), 326-333.
- Smith, J. P. (2004): "Unraveling the SES: health connection", *Population and Development Review* 30, 108-132.
- Snyder, S. E. og W. N. Evans (2006): "The effect of income on mortality: evidence from the social security notch", *The Review of Economics and Statistics* 88(3), 482-495.
- Spencer, E. A., P. N. Appleby, G. K. Davey og T. J. Key (2002): "Validity of self-reported height and weight in 4808 EPIC–Oxford participants", *Public Health Nutrition* 5(4), 561-565.
- SSB (2017). Inntekts- og formuesstatistikk for husholdninger, tabell 09593. Hentet fra <http://www.ssb.no>.
- Stringhini, S., m.fl. (2010): "Association of Socioeconomic Position With Health Behaviors and Mortality", *JAMA* 303(12), 1159-1166.
- Ströhle, A. (2009): "Physical activity, exercise, depression and anxiety disorders", *Journal of Neural Transmission* 116(6), 777-784.
- Sund, E. og S. Krokstad (2005): "Sosiale ulikheter i helse i Norge: en kunnskapsoversikt" Helsedirektoratet, rapport IS-1304.
- Sælensminde, K., T. M. Line og C. B. Olsen (2015): "Samfunnskostnader ved sykdom og ulykker – Helsetap, helsetjenestekostnader og produksjonstap fordelt på diagnoser og risikofaktorer" Helsedirektoratet, rapport IS-2264.
- Tucker-Drob, E. M., D. A. Briley og K. P. Harden (2013): "Genetic and environmental influences on cognition across development and context", *Current Directions in Psychological Science* 22(5), 349-355.
- Uchino, B. N., J. T. Cacioppo og J. K. Kiecolt-Glaser (1996): "The Relationship Between Social Support and Physiological Processes: A Review With Emphasis on Underlying Mechanisms and Implications for Health", *Psychological Bulletin* 119(3), 488.

Wielers, R., M. Munderlein og F. Koster (2014): "Part-Time Work and Work Hour Preferences. An International Comparison", *European Sociological Review* 30(1), 76-89.

Wilkinson, R. G. (2005): *The Impact of Inequality: How to Make Sick Societies Healthier*. The New Press, New York.

9. Appendiks

Tabell 9-1. WLS-regresjon for egenvurdering av helse (1-5) (N=3884)

Variabel	Koeffisient	SE	p^a	Beta
Sykdomsdummyer				
Betydelige psykiske plager (HSC-25>1,75)	0,705	0,056	***	0,25
Sykdom i nervesystemet	0,299	0,066	***	0,08
Øye-/øresykdom	0,081	0,044	*	0,03
Hjerte-/karsykdom	0,258	0,047	***	0,10
Sykdom i åndedretsorganene	0,071	0,041	*	0,03
Magesår, magekatarr o.l.	0,723	0,206	***	0,06
Andre sykdommer i fordøyelsesorganene	0,259	0,070	***	0,07
Sykdom i urin- og kjønnsorganene	0,238	0,090	**	0,05
Sykdom i hud og underhud	0,150	0,051	**	0,05
Sykdom i skjelett-muskelsystemet	0,532	0,046	***	0,25
Annen sykdom	0,284	0,042	***	0,13
Alder	0,002	0,001	*	0,04
Konstantledd ^t	1,526	0,047	***	
R ²	0,278			

^a Signifikansnivå ved ensidig t-test. * $p < 0,05$. ** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.

^t Variabel med tosidig t-test.

Tabell 9-2. WLS-regresjon for livstilfredshet (1-10) (N=3863)

Variabel	Koeffisient	SE	p^a	Beta
$\ln(\text{ekvivalent realinntekt etter skatt})_{\lambda=200000}$	0,31	0,10	***	0,06
Sensurert husholdningsinntekt	0,17	0,12		0,02
I et parforhold	0,59	0,08	***	0,16
Arbeidsledig	-0,61	0,29	*	-0,05
Uføør	-0,35	0,17	*	-0,05
Sykdomsdummyer				
Betydelige psykiske plager (HSC-25>1,75)	-2,05	0,12	***	-0,38
Sykdom i nervesystemet	-0,31	0,13	**	-0,04
Øye-/øresykdom	-0,22	0,09	**	-0,04
Hjerte-/karsykdom	0,04	0,08		0,01
Sykdom i åndedretsorganene	0,11	0,07		0,03
Magesår, magekatarr o.l.	-0,29	0,41		-0,01
Andre sykdommer i fordøyelsesorganene	-0,20	0,14		-0,03
Sykdom i urin- og kjønnsorganene	-0,15	0,16		-0,02
Sykdom i hud og underhud	-0,10	0,11		-0,02
Sykdom i skjelett-muskelsystemet	-0,21	0,08	**	-0,05
Annen sykdom	-0,17	0,08	*	-0,04
Mann	-0,25	0,06	***	-0,07
Alder ^t	-0,05	0,01	***	
Alder ^{2 t}	0,0006	0,0001	***	
Konstantledd ^t	4,84	1,23	***	
R ²	0,252			

^a Signifikansnivå ved ensidig t-test. * $p < 0,05$. ** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.

^t Variabel med tosidig t-test.

Tabell 9-3. Korrelasjonsmatrise for ulike inntektsmål (N=25026)

	end1	brutto	brutto_hush	brutto_ekvi	disp	disp_hush	disp_ekvi
end1	1						
brutto	0,2409	1					
brutto_hush	0,3186	0,5644	1				
brutto_ekvi	0,3826	0,6462	0,8724	1			
disp	0,2219	0,9867	0,5317	0,6127	1		
disp_hush	0,3029	0,5162	0,9812	0,8313	0,5	1	
disp_ekvi	0,3811	0,6073	0,8408	0,978	0,5939	0,8366	1

Variabelbeskrivelse:

end1	hvor lett det er å få endene til å møtes (1-6)
brutto	individets realbruttoinntekt
brutto_hush	husholdningens realbruttoinntekt
brutto_ekvi	husholdningens ekvivalente realbruttoinntekt
disp	individets realinntekt etter skatt
disp_hush	husholdningens realinntekt etter skatt
disp_ekvi	husholdningens ekvivalente realinntekt etter skatt

Tabell 9-4. Korrelasjonsmatrise for utdanning og helsevaner (N=5609)

	utd	fisk1	fisk2	frukt	grønnsaker	juice	melk	sukker	sukkerfri	godteri
utd	1									
fisk1	-0,0535	1								
fisk2	-0,0478	0,2857	1							
frukt	-0,1042	0,1548	0,1181	1						
grønnsaker	-0,1535	0,2231	0,1396	0,369	1					
juice	-0,0498	0,009	-0,004	0,0779	0,0436	1				
melk	0,0277	0,0046	0,0459	0,0668	0,0065	0,0058	1			
sukker	0,1663	-0,1303	-0,1053	-0,1524	-0,153	0,1327	0,0878	1		
sukkerfri	0,007	-0,1021	-0,0303	-0,0239	-0,0542	0,0394	-0,0214	0,0169	1	
godteri	-0,0535	-0,0818	-0,0699	0,0108	-0,0265	0,0949	0,034	0,2025	0,0569	1

Variabelbeskrivelse:

utd	Utdanningsnivå (1-4, høyere skåre betyr høyere utdanning)
fisk1	Sjømat til middag (1-5, lavere skåre betyr større konsum)
fisk2	Sjømat som pålegg (1-7)
frukt	Frukt og bær (1-7)
grønnsaker	Grønnsaker (1-7)
juice	Frukt- og grønnsaksjuice (1-5)
melk	Melk (1-5)
sukker	Brus eller saft med sukker (1-5)
sukkerfri	Brus eller saft uten sukker (1-5)
godteri	Godteri, sjokolade, potetgull eller snacks (1-7)

Tabell 9-5. Oppsummerende statistikk

Variabel	N	Aldersgruppe					
		16-24	25-34	35-45	46-55	56-66	67+
Dårlig helse	25221	0,111	0,131	0,172	0,219	0,289	0,340
Realinntekt etter skatt per forbruksenhet	25356	293000 (149000)	335000 (132000)	361000 (112000)	399000 (124000)	423000 (140000)	329000 (123000)
Utdanning	25359						
1. Grunnskolenivå		0,514	0,147	0,100	0,166	0,144	0,274
2. Videregående skolenivå		0,335	0,319	0,376	0,434	0,504	0,475
3. Høyere utdanning, kort, <5 år		0,104	0,344	0,362	0,293	0,255	0,175
4. Høyere utdanning, lang, 5≥ år		0,003	0,160	0,146	0,101	0,096	0,072
Ikke oppgitt		0,044	0,031	0,015	0,006	0,002	0,004
Inntektsposisjon	25353	0,135 (0,156)	0,500 (0,254)	0,635 (0,240)	0,640 (0,248)	0,566 (0,262)	0,391 (0,225)
Selvdefinert økonomisk status	25359						
1. Ansatt, fulltid		0,270	0,726	0,770	0,734	0,500	0,031
2. Ansatt, deltid		0,041	0,074	0,076	0,083	0,105	0,016
3. Selvstendig næringsdrivende		0,009	0,044	0,058	0,066	0,067	0,021
5. Arbeidsledig		0,035	0,032	0,024	0,018	0,007	0,000
6. Student eller elev i arbeidsrettet opplæring		0,616	0,089	0,026	0,013	0,004	0,001
7. Alders- eller AFP-pensjonist			0,000	0,000	0,002	0,143	0,911
8. Ufør eller ikke i stand til å arbeide		0,005	0,015	0,030	0,072	0,158	0,009
9. Utfører verneplikt		0,007					
10. Hjemmearbeidende		0,004	0,011	0,008	0,006	0,012	0,002
11. Annen inaktiv person		0,002	0,003	0,002	0,003	0,003	0,002
Ikke oppgitt		0,009	0,007	0,005	0,005	0,004	0,007
Vansker med å få endene til å møtes	25032	0,211	0,189	0,171	0,137	0,082	0,063
I fast parforhold	25344	0,153	0,640	0,783	0,745	0,761	0,636
HSCL-25	3890	1,417 (0,451)	1,345 (0,393)	1,310 (0,348)	1,311 (0,364)	1,284 (0,330)	1,284 (0,302)
HSCL-25>1,75 (betydelige psykiske plager)	3890	0,181	0,123	0,108	0,106	0,098	0,071
Daglig røyker	5642	0,069	0,163	0,166	0,208	0,203	0,115
BMI	5566	22,8 (3,5)	24,6 (4,4)	25,2 (4,9)	25,7 (4,3)	25,5 (4,6)	25,5 (4,0)
Mann	25359	0,525	0,511	0,526	0,527	0,519	0,492

Merknad: Standardavvik er oppgitt i parenteser for kontinuerlige variabler.

Tabell 9-6. Foreslått logistisk modellformulering for egenvurdert helse (N=25174)

Variabel	(1-1)		
	OR	95% KI	p ^a
½ ekvivalent realinntekt etter skatt			
16-24	1,09	(0,85-1,40)	
25-34	2,31	(1,82-2,95)	***
35-44	3,50	(2,79-4,40)	***
45-55	3,44	(2,87-4,11)	***
56-66	2,78	(2,38-3,25)	***
67+	2,10	(1,76-2,52)	***
Ikke-sensurert husholdningsinntekt			
16-24	2,05	(1,29-3,25)	***
25-34	0,85	(0,41-1,73)	
35-44	1,47	(1,07-2,03)	**
45-55	1,62	(1,27-2,07)	***
56-66	1,70	(1,25-2,31)	***
67+	0,74	(0,83-2,17)	
Mann	0,96	(0,46-1,20)	
År			
2012	0,95	(0,88-1,02)	
2013	1,04	(0,95-1,13)	
2014	1		
Pseudo-R ²	0,0761		

Merknad: Modellen inkluderer også kontroll for alder.

^a Signifikansnivå ved ensidig t-test. * $p < 0,05$. ** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.

Tabell 9-7. Inntektsgradienten i egenvurdert helse og boligprisjustering (N=25060)

Variabel	(1-5)		(1-6)		(1-7)	
	OR	p ^a	OR	p ^a	OR	p ^a
½ ekvivalent realinntekt etter skatt ^b						
16-24	1,09		1,04		1,11	
25-34	2,33	***	2,12	***	2,29	***
35-44	3,48	***	2,93	***	3,46	***
45-55	3,45	***	3,01	***	3,45	***
56-66	2,79	***	2,49	***	2,76	***
67+	2,02	***	1,89	***	1,96	***
Tettstedstørrelse ^t						
under 2000 personer					1,27	***
mellom 2000 og 20000 personer					1,14	**
mellom 20000 og 100000 personer					1,11	*
100000 personer eller flere					1	
Pseudo-R ²	0,0760		0,0716		0,0772	

Merknad: Modellene inkluderer også dummyer for inntektssensur, kjønn, alder og undersøkelsesår.

^a Signifikansnivå ved ensidig t-test. * $p < 0,05$. ** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.

^b Boligprisjustert i modell 1-6.

^t Variabel med tosidig t-test.

Tabell 9-8. Estimerer for kausal effekt av inntekt på egenvurdert helse ved IV, med utdanning, kjønn og alder som eksogene forklaringsvariabler ($N=12339$)

Variabel	(P-1) Probit		(IV-1) IV-probit, instrument: Partners bruttoinntekt		(IV-2) IV-probit, instrument: Partners utdanning	
	Koeffisient	SE	Koeffisient	SE	Koeffisient	SE
$\ln(\text{ekvivalent realinntekt etter skatt})^a$	-0,737	0,053	-0,656	0,082	-1,657	0,201
Utdanning						
Grunnskolenivå	0,222	0,157	0,219	0,156	0,184	0,147
Videregående skolenivå	0,020	0,155	0,016	0,153	0,124	0,147
Høyere utdanning, kort	-0,266	0,156	-0,275	0,154	-0,054	0,152
Høyere utdanning, lang	-0,492	0,161	-0,490	0,160	-0,123	0,166
Mann	-0,118	0,028	-0,116	0,028	-0,121	0,026
Alder	0,023	0,001	0,023	0,001	0,074	0,010
Alder ²					-0,00046	0,00011
Konstantledd	7,610	0,667	6,588	1,022	18,18	2,432
Wald-test for eksogenitet, p -verdi			0,0024		0,0000	

Merknad: Referansekategori for utdanningsnivå er ikke oppgitt utdanning.

^a I (P-1) inngår $\ln(y)_{i=200000}$ som forklaringsvariabel, for å gjøre resultatene sammenlignbare med øvrig analyse i størst mulig grad. Koeffisienten er nærmere null om $\ln(y)$ brukes som forklaringsvariabel i stedet.

Tabell 9-9. Estimerer for kausal effekt av inntekt på egenvurdert helse ved IV, med kjønn og alder som eksogene forklaringsvariabler ($N=12339$)

Variabel	(P-2) Probit		(IV-3) IV-probit, instrument: Partners bruttoinntekt		(IV-4) IV-probit, instrument: Partners utdanning	
	Koeffisient	SE	Koeffisient	SE	Koeffisient	SE
$\ln(\text{ekvivalent realinntekt etter skatt})^a$	-0,933	0,051	-0,869	0,075	-1,953	0,161
Mann	-0,109	0,028	-0,104	0,027	-0,107	0,025
Alder	0,026	0,001	0,026	0,001	0,081	0,009
Alder ²					-0,00052	0,00010
Konstantledd	9,937	0,642	9,120	0,945	21,91	1,972
Wald-test for eksogenitet, p -verdi			0,0003		0,0000	

^a I (P-2) inngår $\ln(y)_{i=200000}$ som forklaringsvariabel, for å gjøre resultatene sammenlignbare med øvrig analyse i størst mulig grad. Koeffisienten er nærmere null om $\ln(y)$ brukes som forklaringsvariabel i stedet.

Tabell 9-10. Inntektsgradienten i helse og kontroll for andre sosioøkonomiske indikatorer (N=21884)

Variabel	(2-1)		(2-2)		(2-3)		(2-4)		(2-5)	
	OR	p ^a	OR	p ^a	OR	p ^a	OR	p ^a	OR	p ^a
½ ekvivalent realinntekt etter skatt					1,60	***			1,43	***
25-34	2,29	***	1,79	***			1,43	**		
35-44	3,48	***	2,70	***			1,99	***		
45-55	3,44	***	3,08	***			1,86	***		
56-66	2,79	***	2,38	***			1,44	***		
67+	2,03	***	1,61	***			2,12	***		
Inntektsposisjon										
25-34					2,19	***			0,71	
35-44					8,97	***			1,99	**
45-55					8,37	***			1,86	***
56-66					5,97	***			1,17	
67+					1,70	**			1,72	**
Inntektsposisjon×kvinne ^t					1,74	***				
Utdanning										
Grunnskolenivå										
25-34			6,76	***					4,78	***
35-44			3,83	***					2,23	***
45-55			2,87	***					1,74	**
56-66			2,68	***					1,68	**
67+			1,49	**					1,33	
Videregående skolenivå										
25-34			5,21	***					4,57	***
35-44			2,43	***					2,03	***
45-55			2,16	***					1,84	***
56-66			2,10	***					1,68	***
67+			1,05						0,95	
Høyere utdanning, kort										
25-34			2,73	***					2,63	***
35-44			1,38	*					1,27	
45-55			1,56	**					1,45	*
56-66			1,19						1,13	
67+			0,73						0,71	
Høyere utdanning, lang			1						1	
Selvdefinert økonomisk status										
Deltid							1,94	***	1,72	***
Mann							1,61	**	1,65	**
Selvstendig næringsdrivende							1,47	***	1,36	***
Hjemmearbeidende							2,48	***	2,02	***
Student ^t							1,34		1,51	
30+							4,24	***	3,25	***
Ufør							12,34	***	10,50	***
Kvinne, 25-55 ^t							2,25	***	2,12	***
Arbeidsledig										
25-34							2,54	**	2,32	**
Mann							3,78	**	3,82	**
35-44							3,25	***	2,72	***
45-55							2,07	**	1,86	**
56-66							1,38		1,29	
Pensjonist, 56-66							1,80	***	1,63	***
Mann ^t	0,98		0,94		1,62	***	1,14	**	1,13	**
Pseudo-R ²	0,0703		0,0870		0,0892		0,1441		0,1533	

Tabell 9-11. Inntektsgradienten i helse og kontroll for andre sosioøkonomiske indikatorer (fortsettelse)

Variabel	(2-6)		(2-7)		(2-8)		(2-9)	
	OR	p ^a	OR	p ^a	OR	p ^a	OR	p ^a
½ ekvivalent realinntekt etter skatt			1,49	***			1,51	***
25-34	2,04	***			1,21			
35-44	2,85	***			1,74	***		
45-55	2,28	***			1,83	***		
56-66	1,68	***			1,36	***		
67+	2,08	***			1,69	***		
Inntektsposisjon								
25-34			0,87				1,89	**
35-44			2,67	***			6,51	***
45-55			2,08	***			7,30	***
56-66			1,41				4,84	***
67+			2,48	***			1,31	
Inntektsposisjon×kvinne ^t							1,50	**
Utdanning								
Grunnskolenivå								
25-34					4,79	***	6,04	***
35-44					2,47	***	2,65	***
45-55					1,84	***	2,01	***
56-66					1,69	**	2,09	***
67+					1,50	**	1,35	*
Videregående skolenivå								
25-34					4,67	***	4,92	***
35-44					2,14	***	2,03	***
45-55					1,95	***	1,66	**
56-66					1,67	**	1,74	***
67+					1,06		0,98	
Høyere utdanning, kort								
25-34					2,59	***	2,64	***
35-44					1,30		1,30	
45-55					1,48	*	1,42	*
56-66					1,12		1,17	
67+					0,75		0,73	
Høyere utdanning, lang					1		1	
Selvdefinert økonomisk status								
Deltid			1,76	***	1,83	***		
Mann			1,64	**	1,62	**		
Selvstendig næringsdrivende			1,36	***	1,42	***		
Hjemmearbeidende			2,05	***	2,27	***		
Student ^t			1,32		1,51			
30+			3,75	***	3,54	***		
Ufør	8,72		10,82	***	11,2	***		
Kvinne, 25-55 ^t	2,38		2,19	***	2,20	***		
Arbeidsledig								
25-34			2,56	**	2,30	**		
Mann			3,63	**	3,81	**		
35-44			2,71	***	3,04	***		
45-55			1,80	**	2,01	**		
56-66			1,22		1,37			
Pensjonist, 56-66			1,63	***	1,72	***		
Mann ^t	1,08		1,20	***	1,09	*	1,41	***
Pseudo-R ²	0,1273		0,1455		0,1528		0,0995	

Merknad: Modellene inkluderer også dummyer for inntektssensur, alder og undersøkelsesår.

^a Signifikansnivå ved ensidig t-test. * $p < 0,05$. ** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.

^t Variabel med tosidig t-test.

Tabell 9-12. WLS-regresjon for egenvurdering av økonomi (1-6) ($N=21621$)

Variabel	Koeffisient	SE	p^a
$\ln(\text{ekvivalent realinntekt etter skatt})_{i=200000}$			
25-34	1,06	0,07	***
35-44	1,40	0,07	***
45-55	1,40	0,06	***
56-66	1,04	0,06	***
67+	0,43	0,07	***
Inntektsposisjon			
25-66	0,15	0,05	***
67	0,45	0,09	***
Utdanning (1-4)			
25-34	0,17	0,02	***
35-44	0,09	0,02	***
I et fast parforhold			
Kvinne	0,35	0,03	***
Mann	0,09	0,03	***
Selvdefinert økonomisk status			
Deltid×mann	-0,16	0,07	**
Student, 30+	-0,49	0,08	***
Ufør	-0,21	0,05	***
Ufør×kvinne, 25-55 ^t	-0,31	0,09	***
Arbeidsledig	-0,71	0,08	***
Pensjonist, 56-66 ^t	0,13	0,04	**
Ikke oppgitt	-0,42	0,15	**
Mann	0,29	0,03	***
Aldersgruppe ^t			
35-44	-4,03	1,15	***
45-55	-3,81	1,06	***
56-66	1,14	1,05	
67+	9,12	1,18	***
År ^t			
2013	-0,06	0,02	***
2014	-0,06	0,02	***
Konstantledd ^t	-9,97	0,79	***
R^2	0,2499		

^a Signifikansnivå ved ensidig t-test. * $p < 0,05$. ** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.

^t Variabel med tosidig t-test.

Tabell 9-13. Logistiske regresjoner med egenvurdert helse på ekvivalentinntekt, fysisk aktivitet og vansker med å gå ($N=4807$)

Variabel	(4-8)		(4-9)		(4-10)	
	OR	p^a	OR	p^a	OR	p^a
½ ekvivalent realinntekt etter skatt						
25-34	2,65	***	2,48	***	2,35	***
35-66	3,39	***	2,86	***	2,61	***
67+	2,53	***	2,39	***	1,96	***
Vansker med å gå 5 minutters tur			11,3	***	9,37	***
Trening eller mosjon (antall dager per uke)						
Aldri					1,89	***
Sjeldnere enn 1 gang i uka					1,72	***
1 gang i uka					1,44	**
Mer enn 1 gang per uke					1	
Svett eller andpusten (antall timer per uke)						
Ingen					1,64	***
Under 1 time per uke					1,21	*
1 time eller mer per uke					1	
Pseudo- R^2	0,0789		0,1297		0,1494	

Merknad: Modellene inkluderer også dummyer for inntektssensur, kjønn og alder.

^a Signifikansnivå ved ensidig t-test. * $p < 0,05$. ** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.