



UiT Norges arktiske universitet

Det helsevitenskapelige fakultet

**Sosioøkonomisk posisjon og bruk av fastlege, legevakt og alternativ behandler i Tromsø: En tverrsnittstudie**

Datamateriale fra Tromsøundersøkelsen: Tromsø7

Kasper Gabrielsen MK-16 - Veileder: Anne Helen Hansen MD PhD ISM

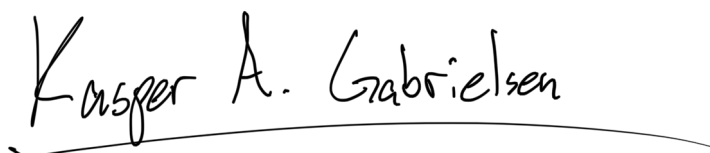
Masteroppgave i Medisin profesjonsstudium MED-3950 juni 2021

# 1 Forord

Oppgaven er en mastergrad skrevet i forbindelse med 5. studieår i profesjonsstudium i medisin ved Universitetet i Tromsø, og har til hensikt å undersøke sammenheng mellom utdanning og helsetjenestebruk.

Ulik atferd og muligheter mellom mennesker med forskjellig opphav, inntekt eller utdanning er et tema jeg over flere år har syntes er både interessant og viktig. Ved valg av oppgave tok jeg derfor kontakt med Tromsøundersøkelsen, som jeg visste hadde et omfattende datamateriale som blant annet er brukt i flere studier på sosiale helseulikheter i Nord-Norge. De satt meg videre i kontakt med førsteamanuensis Anne Helen Hansen ved ISM som kunne være min veileder. Vi ble sammen enige om at forskjeller mellom utdanningsgrupper i bruk av helsetjenester ville være ett interessant tema å undersøke. I løpet av arbeidsprosessen har jeg gjennom litteratur og veiledningsdiskusjoner blitt introdusert til dette spennende og komplekse fagfeltet. Jeg har lært mye angående noen sosiale aspekter ved både helsetjenestebruk og helse, noe jeg tar med meg videre. Imidlertid er det jeg er mest takknemlig for å sitte igjen med etter denne perioden, ett begynnende innblikk i hvordan man gjennomfører, og det å jobbe med forskning.

Jeg ønsker å rette en særlig stor takk til min veileder Anne Helen Hansen ved ISM. Hun har vært essensiell for arbeidet med oppgaven og bidratt med inspirasjon, grundig veiledning, interessante diskusjoner og gode tips gjennom hele arbeidsperioden. Jeg ønsker også å rette en takk til Tromsøundersøkelsen for å ha stilt sitt datamateriale tilgjengelig, og god hjelp under søknadsprosessen for tilgang til data. Avslutningsvis ønsker jeg å takke min samboer Karianne Koi og familie i Kirkenes, Oslo og Tromsø for blant annet korrekturlesning, men viktigst av alt hyggelige samtaler gjennom en lang og krevende pandemi.



Kasper Arvola Gabrielsen MK-16. Tromsø 28/5-21

## Innholdsfortegnelse

<b>1</b>	<b>Forord .....</b>	<b>I</b>
<b>2</b>	<b>Sammendrag.....</b>	<b>III</b>
<b>3</b>	<b>Innledning .....</b>	<b>1</b>
	Formål og problemstilling.....	5
<b>4</b>	<b>Materiale og metode .....</b>	<b>6</b>
<b>5</b>	<b>Resultater .....</b>	<b>9</b>
	Karakteristika ved Tromsø7 .....	9
	Bruk av fastlege .....	11
	Bruk av legevakt.....	12
	Bruk av alternativ behandler .....	13
<b>6</b>	<b>Diskusjon.....</b>	<b>15</b>
<b>7</b>	<b>Konklusjon.....</b>	<b>21</b>
<b>8</b>	<b>Referanseliste.....</b>	<b>22</b>
<b>9</b>	<b>Vedlegg/kunnskapsevaluering:.....</b>	<b>26</b>

### Tabeller

<b>Tabell 1</b>	<b>Karakteristika og fordeling i bruk av helsetjenester.....</b>	<b>10</b>
<b>Tabell 2</b>	<b>Fordeling av utdanningsnivå i alders- og helsegrupper.....</b>	<b>10</b>
<b>Tabell 3</b>	<b>Odds for bruk av fastlege .....</b>	<b>11</b>
<b>Tabell 4</b>	<b>Odds for bruk av legevakt .....</b>	<b>13</b>
<b>Tabell 5</b>	<b>Odds for bruk av alternativ behandler .....</b>	<b>14</b>

### Figurer

<b>Figur 1</b>	<b>Flytskjema for eksklusjon av deltakere .....</b>	<b>7</b>
----------------	---	----------

## 2 Sammendrag

### Bakgrunn

Det er kjente sosiale ulikheter i helse i Norge, og myndighetene introduserte i 2006 helseforskjellsstrategien, med mål om å utjevne disse helseulikhetene. Ett av hovedpunktene i strategien er å redusere sosiale ulikheter i bruk av helsetjenester. Imidlertid viser norske studier at det fremdeles er ulik bruk av helsetjenester mellom grupper med forskjellig utdanning og inntekt. Denne oppgavens formål er å undersøke om det var sosioøkonomiske ulikheter i helsetjenestebruk i Tromsø ved å svare på problemstillingen «*Er det sammenheng mellom utdanningsnivå og bruk av fastlege, legevakt og alternativ behandler hos personer 40 år og eldre i Tromsø?*».

### Materiale og metode

Vi har utført en tverrsnittstudie med datamateriale på 21083 deltakere 40 år og eldre fra Tromsø kommune. Datamaterialet var innhentet gjennom spørreskjema fra Tromsøundersøkelsen: Tromsø7 (2015-2016). Vi estimerte sammenheng mellom utdanning og helsetjenestebruk med multivariat logistisk regresjonsanalyse på henholdsvis 19416 deltakere for fastlegebruk, 18917 for legevaktbruk og 18849 for bruk av alternativ behandler. Vi justerte for egenvurdert helse, kjønn, alder i 10-års-intervaller og sivilstatus. Analysene ble gjort for begge kjønn samlet, og separat for kvinner og menn.

### Resultater

Vi fant at 80.2% hadde brukt fastlege, 13.3% legevakt og 8.4% alternativ behandler i løpet av det foregående året. Lav utdanning var assosiert med signifikant høyere odds for bruk av fastlege. Det var ingen signifikant sammenheng mellom utdanning og bruk av legevakt. Lav utdanning var signifikant assosiert med høyere odds for bruk av alternativ behandler hos menn, men ikke kvinner. Menn hadde lavere odds for bruk av fastlege (OR 0.53,  $p < 0.001$ ) og alternativ behandler (OR 0.52,  $p < 0.001$ ) sammenlignet med kvinner.

### Konklusjon

Vi fant en positiv sammenheng mellom lavere utdanning og høyere odds for bruk av fastlege, og alternativ behandler, men ingen sammenheng mellom bruk av legevakt og utdanning hos personer 40 år og eldre i Tromsø.

## Nøkkelord

Utdanning, fastlege, legevakt, alternativ behandler, sosioøkonomiske ulikheter, Tromsøundersøkelsen, Tromsø7, Tromsø.

## Forkortelser

SØP; sosioøkonomisk posisjon, KAM; komplementær og alternativ medisin, SSB; Statistisk sentralbyrå, OECD; Organisation for economic co-operation and development, ESS7; European social survey 7 (2014), HUNT2; Helseundersøkelsen i Nord-Trøndelag 2 (1995-1997), REK; regional og etisk komite, DPU; data- og publiseringsutvalg.

### 3 Innledning

#### Sosial ulikhet i helse

Det er sosioøkonomiske ulikheter i helse og de danner en lineær sosial gradient gjennom befolkningen (1-3). Tilstedeværelsen av den «sosiale gradient i helse» er en av folkehelsens hovedutfordringer (4, 5), og ses på som et problem i forbindelse med rettferdighet, folkehelse og samfunnsøkonomi (6). Vi vet at grupper med lav sosioøkonomisk posisjon (SØP) generelt har dårligere helse, dør tidligere (1, 3, 6-11), og har høyere forekomst, samt tidligere inntredelse av sykdommer som hjerte-/kar-sykdom, fedme og diabetes sammenlignet med grupper med høyere SØP (2). Sosioøkonomiske helseulikheter er til stede hos kvinner og menn, eldre og yngre, i industri- og utviklings-land, og kan virke å være økende (3, 6-8, 10, 11). Å redusere helseulikheter har derfor vært, og er en politisk prioritet i Norge (12).

Sosial ulikhet i helse defineres av Torgersen et al. som «systematiske forskjeller i helsetilstand som følger sosiale og økonomiske kategorier – særlig yrke, utdanning og inntekt.» (3). Begrepet «helsens sosiale bestemmelsesfaktorer» innebærer forhold som påvirker disse helseulikhetene (6), og de viktigste omhandler sosiale og økonomiske forhold (8, 9, 13, 14). «Lifepath» fant at faktorene som bidro mest til sosiale helseulikheter var røyking, lav inntekt og høy kroppsvekt (1), og lav SØP har blitt observert å være en uavhengig risikofaktor for tidlig død (10). Ulik tilgang til, og bruk av helsetjenester har også vist seg å kunne bidra til helseulikheter (9, 14-16), og regnes av Dahl et al. som en av helsens sosiale bestemmelsesfaktorer (6).

Lik bruk av helsetjenester for grupper med samme behov nevnes av Grasdahl et al. (17) og Nyamande et al. (18) som et viktig skritt på veien mot sosial likhet i helse. I Norge slår helseforetaksloven fast at tilgang til helsetjenester skal være lik for personer med samme behov, uavhengig av økonomi, kjønn, bosted, etnisitet og religion (19, 20). Kunnskap om helsetjenesters effekt på helseulikheter er likevel mangelfull (1), og evidensen er sprikende i høyinntektsland med offentlige helsevesen (4). Flere teorier er imidlertid postulert, og Stirbu skrev i sin doktorgrad at «helsetjenester sannsynligvis har en liten, men sentral rolle i å fremme likhet i helse, selv om de neppe er en hovedbidragsyter til sosiale helseulikheter» (21). Ulik helsetjenestebruk er antatt å kunne øke allerede eksisterende sosiale helseforskjeller (6), forskjeller som hovedsakelig har sitt opphav i samfunnet utenfor helsetjenesten (9). Motsatt kan helsetjenesten også bidra til å redusere helseulikheter gjennom likeverdige

behandling for å fremme bedre helse der det allerede har oppstått helseulikheter (6). Dette forutsetter lik tilgang til, og kvalitet på helsetjenester, uavhengig av SØP (9).

Helsetjenestebruk påvirkes av kjønn, alder og helsestatus (18, 22, 23). Kvinner er observert å bruke helsetjenester mer enn menn, eldre mer enn yngre og de med dårligere helse mer enn de med god helse (20, 23, 24). Egenvurdert helse brukes ofte som mål på helsetjenestebehov i studier (24, 25). Det er vanlig å justere for kjønn, alder og egenvurdert helse i studier av helsetjenestebruk (13, 17, 26). Andre faktorer som er assosiert med ulikheter i helsetjenestebruk er finansielle barrierer som egenandeler (14, 17), private-helsetjenester og -helseforsikringer (27), samt geografiske (9, 28) og kulturelle barrierer (16).

### Bruk av fastlege

Samlestudier tyder på at 70-80% av den voksne europeiske befolkningen oppsøker fastlege hvert år (26, 29), tilsvarende tall gjelder også for Norge (5, 30). Bruk og tilgang til fastlege fremkommer likt fordelt mellom sosioøkonomiske grupper med samme behov i Europa. Dette er funnet både i studier som bruker inntekt (26, 31), og studier som bruker utdanning (18, 29) som uttrykk for SØP. Der det er funnet sosiale ulikheter i bruk tenderer disse å vise til større bruk i grupper med lavere SØP i europeiske land (25, 26, 32, 33). I Israel kombinerte en studie utdanning og inntekt som uttrykk for SØP, og også de fant større fastlegebruk i grupper med lavere SØP (14). Studier på den norske fastlegeordningen har funnet et lignende mønster, og både lik bruk mellom sosioøkonomiske grupper og større bruk i grupper med lavere SØP er observert (5, 13, 20, 32). Tas det ikke hensyn til helsestatus bruker grupper med lavere SØP gjennomgående fastlege mer enn de med høyere SØP i vestlige land, i samsvar med gruppens behov (9, 13, 17, 20, 22, 24, 26). Det er imidlertid også gjort funn som tyder på større fastlegebruk i grupper med høyere SØP (22). Eksempelvis fant en studie fra 2011 som undersøkte fastlegebruk i ni europeiske land hovedsakelig lik bruk av fastlege mellom utdanningsgrupper, men en tendens til mindre bruk i grupper med lavere utdanning sammenlignet med de med høyere utdanning når det ble justert for egenvurdert helse (29).

### Bruk av legevakt

Statistisk sentralbyrås (SSB) datamateriale oppgir at det i 2015-2019 var omkring 17% av befolkningen i Norge som hadde oppsøkt legevakt årlig, flere kvinner enn menn (34). Datamaterialet viste at de fleste hadde grunnskole- eller videregående -utdanning som høyeste oppnådde utdanning (35). I studier varierer tallene for legevaktbruk mellom undersøkte land og populasjoner, og tall fra 9% i Italia (36) til 23% i Danmark (37) er registrert. Det er

observert ulikhet i legevaktbruk mellom sosioøkonomiske grupper, og studier fra Danmark og Nederland fant høyere sannsynlighet for bruk av legevakt hos de med lavere SØP når de justerte for helsestatus. Sammenhengen var til stede enten utdanning eller inntekt ble brukt som uttrykk for SØP (33, 37), og stemmer overens med en oversiktsartikkel av Foster et al. (38). Jansen et al. fant også at de sosioøkonomiske forskjellene i legevaktbruk med større sannsynlighet for bruk i grupper med lavere SØP, var betydelig større enn forskjellene funnet for fastlegebruk (33). Å være i de laveste inntektsgruppene har også vist seg å ha sammenheng med å være «hyppig bruker» av legevakt (36).

### Bruk av alternativ behandler

De siste årene har det vært en økende aksept og bruk av komplementær og alternativ medisin (KAM) i Europa (39, 40). Tjenestene defineres i lov om alternativ behandling fra 2003 som: «helserelatert behandling som utøves utenfor helsetjenesten, og som ikke utøves av helsepersonell...» (41). Definisjonen av KAM varierer mellom ulike land og ulike studier, og en oversiktsartikkel av Frass et al. fant variasjoner i KAM-bruk fra 5-74.8% mellom studier (42). SSB oppgir at 9% av deltakerne i helse- og levekårsundersøkelsen fra 2019 hadde vært hos alternativ behandler i løpet av ett år. Av dem som hadde brukt alternativ behandler var det flere kvinner enn menn og flest med universitet- og høyskolenivå som utdanning (43). Andre studier har vist til norske prevalenstall på bruk i løpet av ett år på 12.8% (44) i «HUNT2» i 1995-1997 og 28.8% i «ESS7» i 2014 (39). Kempainen et al. fant ulikheter i KAM-bruk mellom sosioøkonomiske grupper i en studie med data fra «ESS7». Høyere utdanningsnivå, kvinnelig kjønn, og tilstedeværelse av sykdom og helseplager, var assosiert med økt bruk av KAM (39). Disse funnene går igjen i flere studier (40, 42, 45). Imidlertid har andre studier vist til mer varierende (44), eller ingen (46), sammenheng mellom bruk av alternativ behandler og utdanning. Det er også sett en assosiasjon mellom middelaldrende alder (30-59 år) og økt sannsynlighet for KAM-bruk (23, 40, 44).

### Sosioøkonomisk posisjon

I dag innebærer begrepet sosioøkonomisk posisjon i de fleste rapporter og studier et individs yrke, inntekt og/eller utdanning (6, 11, 27, 47). Målene på SØP har alle sine fordeler og ulemper, og er kun delvis overlappende med hensyn til hvordan de påvirker helse, og i hvilken grad de er korrelert med hverandre (1, 6, 47). Eksempelvis er inntekt sett å være sterkere assosiert med helse og mortalitet enn utdanning hos eldre (47).



Utdanningsnivå, når etablert, endres sjeldent, selv ikke ved skade eller sykdom, noe som ikke er tilfellet for yrke og inntekt (10, 11). Utdanning ekskluderer også få i samfunnet og er normalt tilgjengelig for begge kjønn (11). Hos en eldre studiepopulasjon ( $\geq 40$  år) som i Tromsø7, er det rimelig å anta at de fleste har nådd sitt maksimale utdanningsnivå, og utdanning vil være et stabilt og troverdig mål på sosioøkonomisk posisjon.inntekt som mål på sosioøkonomisk posisjon bør ifølge SSB graderes som inntekt etter skatt per forbruksenhet etter OECD sin ekvivalensskala ved å ta hensyn til skatt og antall personer i husholdningen (20). Tromsøundersøkelsen har kun mål på husholdningens bruttoinntekt og vi har ikke kunnet ta disse hensynene fullt ut. Vi har derfor valgt å bruke utdanning fremfor inntekt som mål på sosioøkonomisk posisjon.

### Tromsø Kommune

I november 2020 hadde Tromsø kommune 77079 innbyggere og var Norges 12. mest folkerike, og Nord-Norges mest folkerike kommune (48). Da Tromsø7 ble gjennomført var 32591 personer 40 år eller eldre. Den største aldersgruppen i Tromsø var 20-29 år, mens den største aldersgruppen i Norge som helhet var 30-39 år (48, 49).

Tromsø er vertskommune for Universitetet i Tromsø og Universitetssykehuset Nord-Norge, som er kommunens største arbeidsgivere. I 2019 hadde universitetet 16654 studenter og 3649 årsverk (50). Universitetssykehuset Nord-Norge er Tromsø kommunes største arbeidsplass og Nord-Norges eneste universitetssykehuset (51).

I en studie av Hansen et al. (2012) med data fra 2008 beskrives Tromsø kommune som representativ geografisk og demografisk for den norske befolkningen som helhet. Det ble vist til likheter i parametere som arbeidsledighet, inntekt pr. innbygger, andel uføretrygdede, andel fastleger pr. 10000 innbyggere og andel boende i bystrøk. Gjennomsnittlig utdanningsnivå ble oppgitt å være høyere i Tromsø kommune enn i Norge generelt (32). Data fra SSB for 2015 viste at lite hadde endret seg siden studien i 2012, men noen parametere hadde endret seg. Arbeidsledigheten i Norge hadde økt fra 1.7% i 2008 til 2.9% i 2015, den lå stabilt på 2.0% i Tromsø (52). Det var også en større andel uføretrygdede i Norge (9.7%) enn i Tromsø kommune (8%) i 2015 (53).

Befolkningen i Tromsø kommune hadde i 2015 fremdeles høyere utdanningsnivå enn det gjennomsnittlige utdanningsnivået i Norge, 40% hadde universitets- eller høyskole-utdanning mot 34.6% på landsbasis (54).

## Oppgavens relevans

Nordmenn har god tilgang til et godt utbygd offentlig helsevesen med et kollektivt forsikringssystem og lave egenandeler, noe som gir gode forutsetninger for å oppnå sosial likhet i bruk av helsetjenester etter behov (6, 20). Stortingsmelding 20, Nasjonal strategi for å utjevne helseforskjeller fra 2006 (helseforskjellsstrategien) konstaterer at å utjevne sosiale forskjeller i helse er et overordnet mål i norsk politikk. Ett av fire viktige politiske innsatsområder for å oppnå dette er ifølge strategien å redusere sosiale ulikheter i bruk av helsetjenester (12). Til tross for dette ser vi at det i Norge er store sosiale ulikheter i både helse og mortalitet, blant de største i Europa (6, 7, 11). Vi ser også at sosiale ulikheter i bruk av helsetjenester fremdeles eksisterer (5, 6, 13, 20, 32). Dette til tross for en egalitær velferdspolitik, høy levealder og gjennomgående god helse i befolkningen (6, 7). Det finnes lite ny forskning på sammenhengen mellom utdanning og bruk av helsetjenester i Nord-Norge, særlig på tjenester som legevakt og alternativ behandler. Myndighetene legger stor vekt på at helsetjenestene skal være lett tilgjengelig for hele befolkningen (20), og helseforskjellsstrategien oppfordrer til å «styrke kunnskap om sosiale forskjeller i bruk av helsetjenester» (12). Denne oppgaven vil bidra med kunnskap på dette området gjennom å undersøke om det er sammenheng mellom utdanning og helsetjenestebruk i Tromsø.

## Formål og problemstilling

Formålet med denne oppgaven er å undersøke sosioøkonomiske ulikheter i bruk av helsetjenester mellom grupper med forskjellig utdanningsnivå ved hjelp av datamateriale fra befolkningsundersøkelsen Tromsø7. Helsetjenestene det skal ses på er fastlege, legevakt og alternativ behandler som praktiserer komplementær og alternativ medisin. Oppgaven er ikke designet til å kunne se etter årsakssammenhenger og dette vil derfor være utenfor oppgavens omfang. Problemstillingen som er formulert er:

*«Er det sammenheng mellom utdanningsnivå og bruk av fastlege, legevakt og alternativ behandler hos personer 40 år og eldre i Tromsø?»*

Med utgangspunkt i tidligere studier og rapporter har vi følgende hypoteser:

H1: Personer med lavere utdanning bruker fastlege mer enn de med høyere utdanning.

H2: Personer med lavere utdanning bruker legevakt mer enn de med høyere utdanning.

H3: Personer med lavere utdanning bruker alternativ behandler mindre enn de med høyere utdanning.

## 4 Materiale og metode

### Design og data

Oppgaven er en tverrsnittstudie og bruker data fra den populasjonsbaserte helseundersøkelsen Tromsø7. Tromsøundersøkelsen ble første gang gjennomført i 1974 grunnet den høye mortaliteten av hjerte-/kar-sykdom i Nord-Norge. Tromsø7 er syvende utgave av Tromsøundersøkelsen og besto av laboratorieprøver, to runder med kliniske undersøkelser og to spørreskjema (55). Litteratur er hovedsakelig innhentet fra databasen Pubmed.

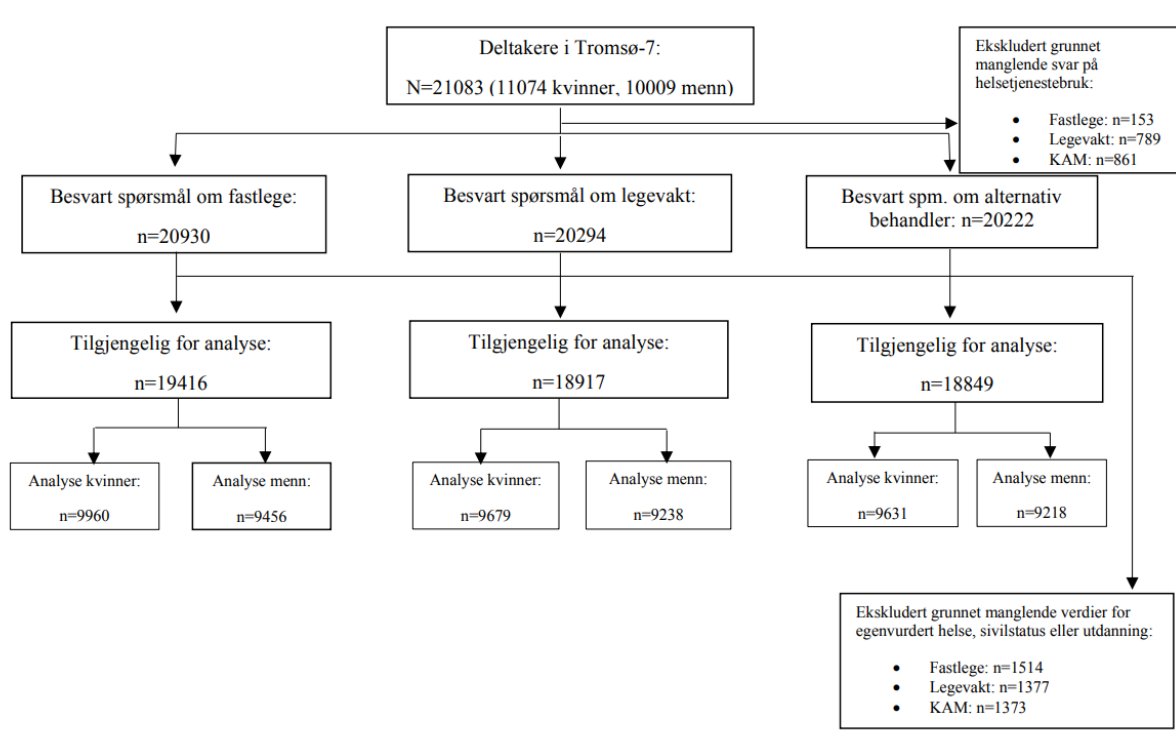
Tromsø7 ble gjennomført i 2015-2016 og alle 40 år og eldre med bostedsadresse i Tromsø kommune ble invitert til å delta. Deltakelse var frivillig, og av de 32591 inviterte deltok 21083 personer (10009 menn, 11074 kvinner) (responsrate = 64.7%) (56). De inviterte mottok en informasjonsbrosjyre samt et fire siders spørreskjema (Q1) med mulighet for utfylling både elektronisk og på papir. Spørreskjemaet hadde spørsmål om helsestatus, sosiodemografiske faktorer som alder, sivilstatus, utdanning og kjønn, og bruk av diverse helsetjenester (56). Inviterte som ikke deltok første gang ble sendt en påminnelse. Alle deltakere som svarte på spørreskjema Q1 er tatt med i vår studie. Det er ikke funnet studier av de 35.3% som valgte å ikke delta i undersøkelsen. Vi vet derfor ikke hvorvidt denne andelen skiller seg fra de som deltok med tanke på helsetjenestebruk, sosiodemografiske- eller helserelaterede parametere.

Vi har i denne oppgaven utelukkende brukt datamateriale fra Q1. Utfyllende informasjon om spørreskjema, tilgjengelige variabler og andre undersøkelser er å finne på Tromsøundersøkelsens nettsider (56).

### Deltakere

For å unngå usikkerhet rundt helsetjenestebruk ble alle deltakere i Tromsø7 som ikke hadde besvart spørsmål om helsetjenestebruk ekskludert i regresjonsanalysene. Dette gjaldt 153 for fastlege, 789 for legevakt og 861 for bruk av alternativ behandler. Deltakere med manglende verdier for utdanning, egenvurdert helse eller sivilstatus ble også ekskludert. For fastlege var dette 1514, for legevakt 1377 og for bruk av alternativ behandler 1373. Vi satt igjen med henholdsvis 19416 deltakere (9960 kvinner, 9456 menn) for fastlegebruk, 18917 (9679

kvinner, 9238 menn) for legevaktbruk og 18849 (9631 kvinner, 9218 menn) for bruk av alternativ behandler som var tilgjengelig for endelige analyser (figur 1).



**Figur 1** Flytskjema for eksklusjon av deltakere for hver helsetjeneste frem til endelige analyser for menn og kvinner. Analyser er gjort både i nivå 3 og 4 av skjemaet. Deskriptiv statistikk er også gjort i nivå 1.

## Variabler

Bruk av fastlege, legevakt eller alternativ behandler (KAM) er denne oppgavens avhengige variabler og er alle dikotome. For å kartlegge bruk av disse og andre helsetjenester ble alle deltakere i Tromsø7 stilt spørsmålet «Har du, grunnet egen helse, i løpet av de siste 12 måneder vært hos:» med mulighet til å svare ja/nei på diverse helsetjenester. I spørreskjemaet ble «homøopat, soneterapeut, healer etc.» nevnt som eksempler på alternativ behandler. Akupunktør var i spørreskjemaet satt opp som egen helsetjeneste adskilt fra spørsmålet om alternativ behandler. Ettersom bruk av akupunktør er en av de vanligste formene for bruk av alternativ behandler (39), valgte vi å slå sammen «bruk av akupunktør» med «bruk av alternativ behandler» til en felles variabel kalt «KAM» i analyser og tabeller.

Sosioøkonomisk posisjon er viktigste uavhengige variabel og er operasjonalisert gjennom høyest oppnådde utdanningsnivå. For å kartlegge utdanningsnivå ble det i spørreskjemaet stilt

spørsmålet «Hva er din høyeste fullførte utdanning?». Svaralternativ var grunnskole/ framhaldsskole/folkehøyskole inntil 10 år, fagutdanning/realskole/videregående/gymnas minimum tre år, høyskole/universitet mindre enn fire år, og høyskole/universitet fire år eller mer. I videre analyser og tabeller har vi valgt å kalle disse fire utdanningsgruppene for henholdsvis grunnskole-, videregående-, universitets-, og høy universitetsutdanning.

Resterende uavhengige variabler er brukt til justering i regresjonsmodellene. For å kartlegge helsestatus ble det inkludert ett spørsmål som omhandler egenvurdert helse «Hvordan vurderer du din egen helse sånn i alminnelighet?». Det ble i utgangspunktet gitt fem svaralternativer. Meget dårlig, dårlig, verken god eller dårlig, god, og meget god. Grunnet få respondenter i gruppen meget dårlig helse ble denne slått sammen med gruppen dårlig helse. For sivilstatus ble spørsmålet «Hvem bor du sammen med» stilt. Alle som svarte «ja» på svaralternativet ektefelle/samboer gikk inn i kategorien «gift/samboer». Alder ble gruppert i 10-års aldersgrupper.

### Statistiske analyser

Datamaterialet ble analysert ved hjelp av deskriptiv statistikk og multivariat logistisk regresjon. For hver helsetjeneste ble det generert en dikotom utfallsvariabel for «bruk» (1) eller «ingen bruk» (0). Personer med ett besøk eller mer til en helsetjeneste ble satt i gruppen «bruk».

Det ble utført deskriptiv statistikk av alle variabler, både av totalmaterialet til Tromsø<sup>7</sup>, og av vår utvalgte studiepopulasjon etter eksklusjon. Videre ble det laget tre multivariate logistiske regresjonsmodeller, en for hver av de tre avhengige variablene. Siden vi i likhet med andre studier fant kjønnsforskjeller for bruk av helsetjenester (24, 32), ble alle analysene også stratifisert for kjønn. Totalt fikk vi da ni regresjonsmodeller, tre for menn, tre for kvinner, og tre for begge kjønn samlet. Alle de uavhengige variablene (utdanning, kjønn, alder, egenvurdert helse, sivilstatus) ble tatt inn i modellene kollektivt. Høyeste kategori ble brukt som referanse, unntaket var alder hvor 40-49 år ble brukt som referansekategori.

Alle analyser ble gjort i STATA versjon 16.0 med lisens fra UiT. Det ble brukt 95% konfidensintervall (KI) og funn ble regnet som signifikante hvis de hadde en p-verdi <0.05.

### Etikk

Hver deltaker i Tromsøundersøkelsen har gitt et skriftlig informert samtykke, og godkjent at data brukes i fremtidig forskning. Tromsøundersøkelsen er godkjent av regional etisk komite

(REK), men godkjenning gjelder ikke uavhengige prosjekter som bruker Tromsøundersøkelsen sine data. Oppgaven er imidlertid en masteroppgave som bruker en anonymisert datafil (fil med <20 variabler som ikke er mulig å bruke i bakveisidentifisering) og REK-godkjenning er derfor ikke nødvendig. Prosjektet er vurdert og godkjent av data- og publiseringsutvalget (DPU) ved UiT primo Januar 2021. Det foreligger ingen interessekonflikter.

All data som er brukt er anonymisert og nøkkel for identifisering av forsøkspersoner innehas kun av Tromsøundersøkelsen. Kun undertegnede og veileder har hatt tilgang til datamaterialet under arbeidsperioden.

## **5 Resultater**

### **Karakteristika ved Tromsø7**

I Tromsø7 var den største gruppen deltakere i aldersgruppen 40-49 år (30.5%), og det var færrest deltakere i gruppen 80 år og eldre (3.6%). Det var flere kvinner (52.5%) enn menn (47.5%). Totalt hadde 49.1% universitets- eller høy universitetsutdanning, av totalmaterialet hadde 29.7% høy universitetsutdanning. Halvparten av deltakerne oppga god egenvurdert helse (tabell 1).

Hos kvinner var den største utdanningsgruppen høy universitetsutdanning (32.9%). Hos menn var den største utdanningsgruppen videregående utdanning (30.5%). God egenvurdert helse var vanligste helsekategori for både kvinner og menn, og aldersfordelingen mellom kjønnene var tilnærmet lik med størst andel deltakere i gruppene 40-49 og 50-59 år (tabell 1).

Høy universitets-utdanning var vanligst, og grunnskole-utdanning var minst vanlig i aldersgruppene 40-49 og 50-59 år. Hos deltakere 60 år og eldre var grunnskoleutdanning vanligst, og høy universitets-utdanning var mindre vanlig i høyere aldersgrupper. Hos de som oppga dårlig eller verken god eller dårlig helse var grunnskoleutdanning vanligste utdanningsnivå. I gruppen meget god egenvurdert helse var det motsatt, og nærmere en av to hadde høy universitetsutdanning (tabell 2).

**Tabell 1** Karakteristika i Tromsø7. Fordeling i bruk av helsetjenester hos kvinner og menn, etter sosiodemografiske variabler og egenvurdert helse (etter eksklusjon).

	Karakteristika Tromsø7 %			Fastlege n (%)		Legevakt n (%)		KAM n (%)	
	Begge kjønn N=21083 (100)	Kvinner n=11074 (52.5)	Menn n=10009 (47.5)	Kvinner [9960] n=8402 (84.4)	Menn [9456] n=7165 (75.8)	Kvinner [9679] n=1334 (13.8)	Menn [9238] n=1181 (12.8)	Kvinner [9631] n=1034 (10.7)	Menn [9218] n=552 (6.0)
<b>Utdanning</b>	n=20705	n=10874	n=9831						
Grunnskole	23.1	24.1	22.1	2080 (24.8)	1670 (23.3)	370 (27.7)	289 (24.5)	212 (20.5)	145 (26.3)
Videregående	27.8	25.4	30.5	2188 (26.0)	2212 (30.9)	335 (25.1)	364 (30.8)	296 (28.6)	178 (32.2)
Universitet	19.4	17.6	21.3	1491 (17.7)	1544 (21.5)	255 (19.1)	256 (21.7)	194 (18.8)	134 (24.3)
Høy universitet	29.7	32.9	26.1	2643 (31.5)	1739 (24.3)	374 (28.1)	272 (23.0)	332 (32.1)	95 (17.2)
<b>Alder (år)</b>	n=21083	n=11074	n=10009						
40-49	30.5	30.5	30.5	2500 (29.8)	1991 (27.8)	388 (29.1)	363 (30.8)	382 (37.0)	189 (34.2)
50-59	28.6	29.3	27.9	2465 (29.3)	1942 (27.1)	373 (28.0)	293 (24.8)	357 (34.5)	164 (29.7)
60-69	24.6	24.2	25.0	2122 (25.3)	1936 (27.0)	308 (23.1)	291 (24.6)	204 (19.7)	122 (22.1)
70-79	12.7	12.3	13.1	1044 (12.4)	1044 (14.6)	194 (14.5)	175 (14.8)	80 (7.7)	65 (11.8)
≥ 80	3.6	3.7	3.5	271 (3.2)	252 (3.5)	71 (5.3)	59 (5.0)	11 (1.1)	12 (2.2)
<b>Egenvurdert helse</b>	n=20903	n=10960	n=9943						
Dårlig	5.6	6.3	4.8	596 (7.1)	402 (5.6)	154 (11.6)	106 (9.0)	98 (9.5)	40 (7.3)
Verken god el. dårlig	26.1	25.9	26.3	2358 (28.1)	2066 (28.8)	439 (32.9)	373 (31.6)	307 (29.7)	183 (33.1)
God	53.7	51.5	56.2	4355 (51.8)	3963 (55.3)	622 (46.6)	591 (50.0)	513 (49.6)	281 (50.9)
Meget god	14.6	16.3	12.7	1093 (13.0)	734 (10.3)	119 (8.9)	111 (9.4)	116 (11.2)	48 (8.7)
<b>Sivilstatus</b>	n=19892	n=10233	n=9659						
Gift/Samboer	76.8	72.3	81.6	6051 (72.0)	5878 (82.0)	904 (67.8)	950 (80.4)	748 (72.3)	450 (81.5)
Enslig	23.2	27.7	18.4	2351 (28.0)	1287 (18.0)	430 (32.2)	231 (19.6)	286 (27.7)	102 (18.5)

**Tabell 2** Fordeling av utdanningsnivå i alders- og helsegrupper i Tromsø7. Andel i hver utdanningsgruppe som har brukt en helsetjeneste etter eksklusjon.

	Utdanning (%)				Total (100%)
	Grunnskole (n=4796)	Videregående (n=5756)	Universitet (n=4008)	Høy universitet (n=6145)	
<b>Alder (år)</b>					
40-49	9.8	27.4	21.7	41.1	n=6394
50-59	18.7	30.0	21.0	30.3	n=5975
60-69	30.8	27.3	17.6	24.3	n=5103
70-79	42.9	25.6	15.3	16.2	n=2555
≥ 80	57.2	23.6	11.5	7.7	n=678
<b>Egenvurdert helse</b>					
Dårlig	33.7	28.6	17.4	20.3	n=1134
Verken god el. dårlig	33.5	30.9	16.8	18.8	n=5329
God	20.3	28.0	20.7	31.0	n=11073
Meget god	11.0	21.4	19.8	47.8	n=3029
	<b>Andel som har brukt helsetjenester i hver utdanningsgruppe etter eksklusjon (%)</b>				<b>Total %</b>
Fastlege	85.5	81.5	79.9	75.2	80.2
Legevakt	15.6	13.3	13.7	11.3	13.3
Alternativ behandler	8.5	9.1	8.8	7.5	8.4

## Bruk av fastlege

Vi fant at 80.2% hadde vært hos fastlege det siste året (tabell 2), 84.4% av kvinnene og 75.8% av mennene (tabell 1). De med grunnskoleutdanning hadde vært hos fastlege noe mer enn de andre utdanningsgruppene (85.5%) (tabell 2).

**Tabell 3** Odds for bruk av fastlege i løpet av 1 år, for begge kjønn samlet, for kvinner, og for menn. Justert for alle variabler til venstre i tabellen.

	<u>Begge kjønn</u> n=19416		<u>Kvinner</u> n=9960		<u>Menn</u> n=9456	
	OR	P (95%KI)	OR	P (95%KI)	OR	P (95%KI)
<b><u>Utdanning</u></b>						
Grunnskole	1.20	0.002 (1.07-1.34)	1.16	0.087 (0.98-1.38)	1.28	0.001 (1.10-1.49)
Videregående	1.22	<0.001 (1.10-1.34)	1.31	<0.001 (1.13-1.52)	1.19	0.008 (1.04-1.35)
Universitet	1.20	0.001 (1.08-1.33)	1.20	0.026 (1.02-1.40)	1.22	0.005 (1.06-1.40)
Høy universitet	1.00		1.00		1.00	
<b><u>Egenvurdert helse</u></b>						
Dårlig	8.92	<0.001 (6.77-11.77)	16.07	<0.001 (9.79-26.36)	5.69	<0.001 (4.08-8.02)
Verken god el. dårlig	4.26	<0.001 (3.77-4.81)	6.10	<0.001 (5.04-7.39)	3.20	<0.001 (2.71-3.77)
God	2.10	<0.001 (1.92-2.31)	2.48	<0.001 (2.18-2.82)	1.75	<0.001 (1.53-2.00)
Meget god	1.00		1.00		1.00	
<b><u>Alder (år)</u></b>						
40-49	1.00		1.00		1.00	
50-59	1.19	<0.001 (1.09-1.30)	1.14	0.056 (1.00-1.31)	1.22	0.001 (1.08-1.37)
60-69	1.64	<0.001 (1.48-1.81)	1.33	<0.001 (1.14-1.56)	1.87	<0.001 (1.63-2.13)
70-79	2.27	<0.001 (1.97-2.63)	1.56	<0.001 (1.24-1.96)	2.86	<0.001 (2.36-3.46)
≥ 80	2.62	<0.001 (1.95-3.53)	2.14	<0.001 (1.32-3.47)	2.86	<0.001 (1.96-4.17)
<b><u>Sivilstatus</u></b>						
Enslig	1.00					
Gift/samboer	1.10	0.033 (1.01-1.21)	0.99	0.854 (0.87-1.13)	1.19	0.007 (1.05-1.35)
<b><u>Kjønn</u></b>						
Kvinne	1.00					
Mann	0.53	<0.001 (0.49-0.57)				

Det var signifikant høyere odds for bruk av fastlege blant de som ikke hadde høy universitetsutdanning (tabell 3). Menn hadde halvparten så høye odds for fastlegebruk sammenlignet med kvinner (OR 0.53, p <0.001).

Kvinner med videregående utdanning og kvinner med universitetsutdanning hadde signifikant høyere odds for fastlegebruk sammenlignet med gruppen høy universitetsutdanning (OR 1.31, p<0.001 og OR 1.20, p=0.026). Sammenlignet med gruppen meget god helse, hadde gruppen som oppga dårlig helse 16 ganger høyere odds for å besøke fastlege (OR 16.07, p<0.001).



For menn fant vi signifikant høyere odds for fastlegebruk hos de med grunnskole-, videregående- og universitetsutdanning sammenlignet med gruppen høy universitetsutdanning.

Gruppene dårlig, verken god eller dårlig og god egenvurdert helse hadde signifikant høyere odds for fastlegebruk sammenlignet med gruppen meget god egenvurdert helse, og var signifikant for kvinner, menn, og begge kjønn samlet. Høyere alder var assosiert med høyere odds for bruk av fastlege, signifikant i de fleste aldersgrupper for kvinner og menn (tabell 3).

### Bruk av legevakt

Det var 13.3% som hadde vært hos legevakt det siste året (tabell 2), 13.8% av kvinnene og 12.8% av mennene (tabell 1). De med grunnskoleutdanning hadde vært hos legevakt noe mer enn de andre utdanningsgruppene (15.6%) (tabell 2).

Vi fant ingen sammenheng mellom bruk av legevakt og utdanning (tabell 4). Av utdanningsgruppene var det kun universitetsutdanning som hadde signifikant høyere odds for legevaktbruk, hos begge kjønn kombinert (OR 1.16,  $p=0.019$ ), og hos kvinner isolert (OR 1.22,  $p=0.025$ ). Det var ingen signifikant sammenheng mellom legevaktbruk og kjønn (OR 0.92,  $p=0.057$ ).

Kvinner med dårlig, verken god eller dårlig og god egenvurdert helse hadde signifikant høyere odds for bruk av legevakt sammenlignet med gruppen meget god helse (tabell 4). De to eldste aldersgruppene hadde signifikant høyere odds for legevaktbruk sammenlignet med gruppen 40-49 år (70-79 år OR 1.24,  $p=0.037$  og 80 år OR 1.89,  $p<0.001$ ).

For menn var det ingen signifikant sammenheng mellom bruk av legevakt og utdanning (tabell 4). Gruppene som oppga dårlig, verken god eller dårlig og god egenvurdert helse hadde høyere odds for bruk av legevakt sammenlignet med gruppen meget god helse, men ikke signifikant for gruppen god helse (OR 1.20,  $p=0.105$ ).

**Tabell 4** Odds for bruk av legevakt i løpet av 1 år, for begge kjønn samlet, for kvinner, og for menn. Justert for alle variabler til venstre i tabellen.

	<u>Begge kjønn</u> n=18917		<u>Kvinner</u> n=9679		<u>Menn</u> n=9238	
	OR	P (95%KI)	OR	P (95%KI)	OR	P (95%KI)
<b><u>Utdanning</u></b>						
Grunnskole	1.13	0.063 (0.99-1.28)	1.12	0.218 (0.94-1.33)	1.14	0.172 (0.94-1.37)
Videregående	1.07	0.280 (0.95-1.20)	1.04	0.635 (0.88-1.22)	1.09	0.310 (0.92-1.30)
Universitet	<b>1.16</b>	<b>0.019 (1.03-1.32)</b>	<b>1.22</b>	<b>0.025 (1.02-1.45)</b>	1.12	0.231 (0.93-1.35)
Høy universitet	1.00		1.00		1.00	
<b><u>Egenvurdert helse</u></b>						
Dårlig	<b>3.55</b>	<b>&lt;0.001 (2.91-4.33)</b>	<b>4.11</b>	<b>&lt;0.001 (3.14-5.36)</b>	<b>2.99</b>	<b>&lt;0.001 (2.21-4.03)</b>
Verken god el. dårlig	<b>2.12</b>	<b>&lt;0.001 (1.81-2.48)</b>	<b>2.55</b>	<b>&lt;0.001 (2.05-3.17)</b>	<b>1.70</b>	<b>&lt;0.001 (1.35-2.14)</b>
God	<b>1.45</b>	<b>&lt;0.001 (1.25-1.68)</b>	<b>1.70</b>	<b>&lt;0.001 (1.38-2.08)</b>	1.20	0.105 (0.96-1.48)
Meget god	1.00		1.00		1.00	
<b><u>Alder (år)</u></b>						
40-49	1.00		1.00		1.00	
50-59	0.92	0.158 (0.82-1.03)	0.99	0.884 (0.85-1.15)	0.85	0.059 (0.72-1.01)
60-69	0.95	0.422 (0.85-1.07)	0.96	0.604 (0.81-1.13)	0.95	0.527 (0.80-1.12)
70-79	<b>1.19</b>	<b>0.014 (1.04-1.38)</b>	<b>1.24</b>	<b>0.037 (1.01-1.52)</b>	1.14	0.201 (0.93-1.39)
≥ 80	<b>1.80</b>	<b>&lt;0.001 (1.44-2.25)</b>	<b>1.89</b>	<b>&lt;0.001 (1.38-2.59)</b>	<b>1.68</b>	<b>0.001 (1.23-2.31)</b>
<b><u>Sivilstatus</u></b>						
Enslig	1.00		1.00		1.00	
Gift/samboer	<b>0.90</b>	<b>0.035 (0.81-0.99)</b>	<b>0.86</b>	<b>0.028 (0.76-0.98)</b>	0.96	0.605 (0.82-1.12)
<b><u>Kjønn</u></b>						
Kvinne	1.00					
Mann	0.92	0.057 (0.84-1.00)				

## Bruk av alternativ behandler

Vi fant at 8.4% hadde vært hos alternativ behandler det siste året (tabell 2), 10.7% av kvinnene og 6.0% av mennene (tabell 1). Hos begge kjønn samlet hadde gruppene grunnskole-, videregående-, og universitets-utdanning signifikant høyere odds for bruk av alternativ behandler sammenlignet med gruppen høy universitetsutdanning (tabell 5). Menn hadde halvparten så høye odds for bruk av alternativ behandler sammenlignet med kvinner (OR 0.52, p<0.001).

Hos kvinner hadde gruppen med videregående utdanning signifikant høyere odds for bruk av alternativ behandler sammenlignet med høy universitetsutdanning (OR 1.19 p=0.044).

Gruppen 80 år og eldre hadde signifikant lavere odds for bruk sammenlignet med gruppen 40-49 år (OR 0.25 p <0.001).

Hos menn var det signifikant høyere odds for bruk av alternativ behandler i alle utdanningsgruppene sammenlignet med høy universitetsgrad (tabell 5). De med grunnskoleutdanning hadde høyest odds (OR 1.88,  $p < 0.001$ ) sammenlignet med høy universitetsutdanning.

Gruppene med dårlig, verken god eller dårlig og god egenvurdert helse hadde høyere odds for bruk av alternativ behandler sammenlignet med gruppen meget god helse, signifikant hos kvinner, menn og begge kjønn samlet. Høyere alder var assosiert med lavere odds for bruk av alternativ behandler hos både kvinner og menn, men ikke signifikant for gruppen 50-59 år (tabell 5).

**Tabell 5** Odds for bruk av alternativ behandler i løpet av 1 år, for begge kjønn samlet, for kvinner, og for menn. Justert for alle variabler til venstre i tabellen.

	<u>Begge kjønn</u> <i>n=18849</i>		<u>Kvinner</u> <i>n=9631</i>		<u>Menn</u> <i>n=9218</i>	
	OR	P (95%KI)	OR	P (95%KI)	OR	P (95%KI)
<b><u>Utdanning</u></b>						
Grunnskole	1.24	0.008 (1.06-1.45)	1.05	0.617 (0.86-1.28)	1.88	<0.001 (1.42-2.47)
Videregående	1.27	0.001 (1.10-1.46)	1.19	0.044 (1.00-1.41)	1.59	<0.001 (1.23-2.06)
Universitet	1.26	0.003 (1.08-1.47)	1.10	0.328 (0.91-1.33)	1.74	<0.001 (1.33-2.29)
Høy universitet	1.00		1.00		1.00	
<b><u>Egenvurdert helse</u></b>						
Dårlig	2.58	<0.001 (2.02-3.30)	2.72	<0.001 (2.03-3.65)	2.24	<0.001 (1.44-3.48)
Verken god el. dårlig	2.02	<0.001 (1.67-2.44)	2.10	<0.001 (1.67-2.64)	1.83	<0.001 (1.31-2.55)
God	1.45	<0.001 (1.22-1.73)	1.55	<0.001 (1.25-1.91)	1.26	0.155 (0.92-1.72)
Meget god	1.00		1.00		1.00	
<b><u>Alder (år)</u></b>						
40-49	1.00		1.00		1.00	
50-59	0.93	0.298 (0.82-1.06)	0.95	0.542 (0.81-1.11)	0.89	0.307 (0.72-1.11)
60-69	0.65	<0.001 (0.56-0.75)	0.62	<0.001 (0.51-0.74)	0.71	0.005 (0.56-0.90)
70-79	0.57	<0.001 (0.47-0.69)	0.48	<0.001 (0.37-0.63)	0.73	0.035 (0.54-0.98)
≥ 80	0.35	<0.001 (0.22-0.54)	0.25	<0.001 (0.14-0.47)	0.51	0.029 (0.28-0.93)
<b><u>Sivilstatus</u></b>						
Enslig	1.00		1.00		1.00	
Gift/samboer	0.97	0.605 (0.86-1.09)	0.92	0.284 (0.80-1.07)	1.04	0.753 (0.83-1.30)
<b><u>Kjønn</u></b>						
Kvinne	1.00					
Mann	0.52	<0.001 (0.47-0.58)				

## 6 Diskusjon

### Nøkkelfunn

I denne studien fant vi en positiv assosiasjon mellom lavere utdanning og bruk av fastlege og alternativ behandler. For alternativ behandler gjaldt dette ikke for kvinner. Vi fant ingen sammenheng mellom utdanningsnivå og bruk av legevakt. Vi fant også at kvinner hadde høyere odds for å oppsøke fastlege og alternativ behandler, sammenlignet med menn. Videre fant vi sammenheng mellom økende alder og mindre bruk av alternativ behandler, og endelig var det en positiv sammenheng mellom dårlig egenvurdert helse og økt bruk av alle de tre helsetjenestene.

### Ulikheter i bruk av fastlege

Odds for å besøke fastlege var høyere i gruppene som ikke hadde høy universitetsutdanning, det bekrefter vår første hypotese (H1). Våre funn er i tråd med tidligere studier på området, som har vist at grupper med lavere SØP bruker fastlege mer enn de med høyere SØP (9, 14, 25). Denne tendensen gjenfinnes i norske populasjonsstudier (5, 20, 32). Funnet kan sannsynligvis forklares ved at grupper med lavere SØP har dårligere helse (1-3, 7, 8), og derfor økt behov for helsetjenester (13, 31, 57). Forklaringen støttes opp av Nyamande et al. (18) og San Sebastian et al. (22) som i studier fra Sverige fant at økt fastlegebruk hos de med lav SØP i stor grad kunne tilskrives dårligere helse og økt helsetjenestebehov. I følge Filc et al. er dette standardforklaringen på hvorfor grupper med lavere SØP bruker fastlege mer enn grupper med høyere SØP i land med offentlige helsevesen (14).

Barrierer kan også påvirke fastlegebruk (16). Mackenbach trekker eksempelvis frem få finansielle barrierer som fundamentet for at flere land i Europa har oppnådd lik bruk av fastlege hos grupper med like behov uavhengig av inntekt etter å ha fått offentlige skattefinansierte helsevesen (9). Lik fordeling i fastlegebruk mellom sosioøkonomiske grupper, eller større bruk hos grupper med lavere SØP som i vårt tilfelle, kan derfor indikere få barrierer hos grupper med lavere SØP i møte med offentlige helsevesen. Denne forklaringen støttes av Giæver som skriver at det er lite som tyder på at finansielle barrierer som egenandeler spiller noen særlig rolle for helsetjenestebruk i Norge i dag (27). Sammenligner vi våre funn med Sverige kan også dette støtte forklaringen, siden det i Sverige har vært en økende markedsorientering og privatisering av helsevesenet (22). Slike endringer er beskrevet å kunne bidra til økte barrierer og ulikheter i helsetjenestebruk (9, 27). I etterkant av den økte markedsorienteringen fant en svensk studie blant annet økende ulikheter i

fastlegebruk med større sannsynlighet for bruk i grupper med høyere SØP når det ble justert for egenvurdert helse (22). En annen svensk studie fant også at flere i Stockholms lavinntektsgrupper ikke hadde oppsøkt helsetjenester grunnet økonomiske årsaker sammenlignet med de med høyere inntekt (25).

En tredje mulig forklaring på vårt funn kan være at grupper med lav SØP mottar behandling av fastlege i tilfeller hvor de med høy SØP ville fått behandling av spesialist (29, 32). Flere studier har vist at grupper med høy SØP har større sannsynlighet for å besøke spesialist sammenlignet med de med lav SØP (5, 13, 58). Det kan blant annet være at grupper med lavere SØP foretrekker helsetjenester fra fastlege fremfor spesialisthelsetjenesten (29), da det er sett at de med lavere utdanning kan oppleve mindre kommunikasjonsbarrierer i møte med sin fastlege, sammenlignet med i spesialisthelsetjenesten (57). I tillegg har fastlegen i Norge en portvokterfunksjon for spesialisthelsetjenesten, hvor tilgang til spesialist i hovedsak gis av fastlege (13). En funksjon som er beskrevet å kunne utjevne ulikheter i fastlegebruk, men øke ulikheter i spesialisthelsetjenestebruk (17). Om personer velger å omgå fastlege og kontakte spesialist direkte uten henvisning, vil dette påføre økte kostnader (17), og påfølgende større finansielle barrierer. Flere studier nevner at å omgå fastlegens portvokterfunksjon ved helsetjenestebehov er en mulig forklaring til at spesialistbruk er høyere hos de med høy SØP enn hos de med lav SØP (5, 29, 32). Private helseforsikringer spiller sannsynligvis også en rolle (17).

I modellen for begge kjønn samlet var det imidlertid ikke store forskjeller i odds for bruk av fastlege i de tre laveste utdanningsgruppene sammenlignet med høy universitetsutdanning (tabell 3). Det kan spekuleres i om fastlegebruk egentlig er likt fordelt mellom utdanningsgrupper, men at høy universitetsutdanning skiller seg ut grunnet en ikke-målt faktor. Eksempelvis viser Vikum et al. til en studie som fant at grupper med høyere utdanning systematisk kan vurdere sin helse dårligere enn grupper med lavere utdanning (13). En slik forskjell mellom sosioøkonomiske grupper vil kunne føre til underestimering av odds for helsetjenestebruk i grupper med høyere utdanning. Er dette tilfellet i gruppen med høy universitetsutdanning kan det være at deres egentlige odds for fastlegebruk er høyere og ligger nærmere de andre utdanningsgruppene. Som i sin tur vil kunne antyde at fastlegebruk ikke avhenger av SØP i vår studiepopulasjon. Slike funn kan også støttes opp av litteratur, og en oversiktsartikkel fra 2021 viste at det ikke var sosioøkonomiske ulikheter i fastlegebruk i omkring halvparten av de inkluderte studiene (58). Flere europeiske studier kan også vise til

at fastlegebruk er likt fordelt mellom sosioøkonomiske grupper i Europa (26, 29, 57), et mønster som er gjenfunnet i nordiske land (13, 18, 24).

Justeringsvariablene hadde også sammenheng med fastlegebruk og vi observerte sammenheng mellom å være kvinne og høyere odds for bruk av fastlege. Dette stemmer overens med andre studier som viser at kvinner generelt bruker mer helsetjenester enn menn (20, 23), også gjeldende for bruk av fastlege (5, 18, 24). At kvinner bruker fastlege mer enn menn kan forklares med kvinners behov for svangerskapskontroller, gynekologisk oppfølging og andre aspekter ved kvinnehelse (18).

Til sist fant vi i samsvar med eksisterende litteratur en assosiasjon mellom dårlig egenvurdert helse og høyere odds for bruk av fastlege (24, 32). Som nevnt kan dette forklares av et økt helsetjenestebehov hos de med dårligere helse.

### Lik bruk av legevakt

Våre funn viste ingen sammenheng mellom utdanning og bruk av legevakt. Dette avkrefter vår andre hypotese (H2). Mye av litteraturen på området viser imidlertid en sammenheng mellom lavere SØP og større sannsynlighet for bruk av legevakt (33, 37), noe også Foster et al. fant i en nylig publisert oversiktsartikkel (38). Jansen et al. fant i 2015 også at legevaktterspørsel var større i nabolag med lavere status og flere lavinntektshusholdninger, men at disse to faktorene bare kunne forklare deler av variasjonen i bruk (59).

Variasjon i bruk av legevakt er i tillegg sett å avhenge av tilgang til fastlege på dagtid, noe som kan bidra til å forklare våre funn. Zhou et al. fant i en engelsk studie av 567049 pasienter at det var sammenheng mellom vansker i tilgang til fastlege på dagtid og økt bruk av legevakt (60). Redusert tilgang til fastlege på dagtid er også sett å være assosiert med lavere sosioøkonomisk posisjon, og kan sannsynligvis forklare deler av funnene i litteraturen (61). Videre er det funnet at gode og tilgjengelige fastlegetjenester kan redusere bruken av legetjenester utenfor åpningstider (28). En mulig forklaring på våre funn for legevaktbruk kan derfor være at Tromsø har en velfungerende og tilgjengelig fastlegetjeneste med få barrierer og likeverdige tjenester. Om bruk av en slik fastlegetjeneste er lik mellom sosioøkonomiske grupper kan dette bidra til at grupper med lavere SØP ikke blir sittende med udekte helsetjenestebehov, og slik muligens redusere ulikheter i legevaktbruk mellom sosioøkonomiske grupper. En slik forklaring støttes opp av SSB som fant at det er få i Norge som har et udekket behov for legehjelp (20). EUs statistikk-kontor (Eurostat) fant likedan at

under 0.5% oppga å ha et udekket behov for medisinsk undersøkelse grunnet for dyre tjenester i Norge i 2019 (62).

Som for fastlege var det også sammenheng mellom dårligere egenvurdert helse og høyere odds for bruk av legevakt. Vi har ikke funnet studier som viser til en slik sammenheng, og studier på legevaktbruk virker å fokusere på sykdom fremfor egenvurdert helse (60). Det er imidlertid rimelig å anta at sammenhengen mellom dårligere helse og økt legevaktbruk grunner i økt helsetjenestebehov. Antakelsen underbygges av at det er funnet sammenheng mellom å ha en kronisk sykdom og økt sannsynlighet for bruk av legevakt (38).

### Ulikheter i bruk av alternativ behandler, men ikke som forventet

Noe uventet fant vi sammenheng mellom lavere utdanning og høyere odds for bruk av alternativ behandler. Dette gjaldt hos menn og begge kjønn samlet, men ikke for kvinner. Funnet avkrefter vår tredje hypotese (H3), og er ikke i tråd med tidligere internasjonal forskning. Eksempelvis fant Abheiden et al. at høy utdanning er en av de sosiodemografiske variablene som sterkest predikerer erfaring med KAM (45), noe andre enkeltstudier (39, 40), og oversiktsartikler (42), også har vist. Vi presenterer tre mulige forklaringer på våre funn. For det første virker det som nordmenns bruksmønster for alternativ behandler skiller seg fra mønsteret internasjonalt (63). Flere studier på norske populasjoner har vist ingen, eller varierende assosiasjon mellom utdanning og KAM-bruk, noe som stemmer overens med våre funn hos kvinner. Eksempelvis fant Kristoffersen et al. (64) at kun universitetsutdanning kortere enn fire år var assosiert med KAM-bruk, Hansen et al. (46) fant ingen sammenheng mellom utdanning og bruk av alternativ behandler hos fastlegebrukere, og Steinsbekk et al. (44) fant at kun videregående- og yrkesfaglig utdanning hos kvinner var assosiert med KAM-bruk.

For det andre er det registrert at sammenhengen mellom høyere utdanning og bruk av alternativ behandler ble mindre tydelig i Norge i perioden 1985-1995 (63). Våre funn hos menn kan derfor være fortsettelse av en trend med økt bruk hos grupper med lavere utdanning, i et stadig mer brukt, og akseptert helsetjenestetilbud (39, 42, 44).

For det tredje har vi brukt en smalere definisjon på alternativ behandler enn det som brukes i mange studier. Vår definisjon innebar bruk av akupunktør, homøopat, soneterapeut og healer etc., hvor etc. gir deltakeren mulighet til å definere alternativ behandler selv og åpner for mulig bias. Internasjonale studier har ofte bredere definisjoner, og definerer komplementær

og alternativ behandling som fellesbetegnelse fremfor å definere alternativ behandler eksplisitt slik vi har gjort. Eksempelvis inkluderer flere studier naturpreparater, selvhjelpsterapi og velværeterapi, som ikke inngår i vår definisjon (42, 44, 64). Prevalensen vi rapporterer for bruk av alternativ behandler er derfor lavere enn i andre studier.

Definisjonsulikheter kan også ha bidratt til at våre funn for sosioøkonomisk ulikhet i bruk ikke stemmer overens med andre studier. Eksempelvis er bruk av tradisjonell helbreder assosiert med lavere utdanning (64). Om «bruk av healer» er tolket som bruk av tradisjonell helbreder vil dette kunne ha bidratt til høyere odds for bruk i grupper med lavere utdanning.

For justeringsvariablene fant vi at å være kvinne hadde sammenheng med høyere odds for bruk av alternativ behandler. Flere andre studier har tilsvarende funn (39, 42, 44, 45). Økt bruk av alternativ behandler hos kvinner er knyttet til flere mekanismer. To mulige forklaringer kan være kvinners generelle tendens til å bruke mer forebyggende helsetjenester enn menn (65), sammen med en mer positiv oppfattelse av KAM sin virkning på helse, samt fysisk og psykisk velvære (66).

Videre fant vi at økende alder hadde sammenheng med lavere odds for bruk av alternativ behandler. Flere studier viser at å være i middelaldrende aldersgrupper (30-59 år) er assosiert med økt bruk av alternativ behandler (40, 42, 44, 46), noe som stemmer overens med våre funn, der personer 40-59 år hadde høyest odds for bruk av alternativ behandler. At eldre generasjoner ( $\geq 60$  år) bruker alternativ behandler mindre, kan muligens forklares med at KAM har blitt mer akseptert og allmenn brukt først i nyere tid (39, 42), og at eldre generasjoner derfor har lite kjennskap til tjenestene, noe som i sin tur kan gi mindre bruk.

Som for fastlege og legevakt hadde dårlig egenvurdert helse sammenheng med høyere odds for bruk av alternativ behandler. Hvorvidt helseplager eller egenvurdert helse brukes som helseindikator varierer mellom studier, og det samme gjelder observerte sammenhenger (42, 44). To studier fant at rygg smerter var blant de vanligste tilstandene å oppsøke alternativ behandler for (39, 42), men sier ingenting om egenvurdert helse. Det gjør derimot en studie fra Tyskland som ikke fant sammenheng mellom egenvurdert helse og bruk av KAM (45). En studie med data fra 1995-1997 fant imidlertid sammenheng mellom dårligere egenvurdert helse og større sannsynlighet for bruk av KAM (44), som stemmer overens med våre funn. En sammenheng som Steinsbekk et al. mener kan indikere at personer med dårligere helse ikke alltid får tilstrekkelig hjelp i den konvensjonelle helsetjenesten, og derfor søker alternative behandlingsmetoder (44).



## Styrker og svakheter

Oppgavens første, og største styrke er bruken av en stor populasjonsbasert studiepopulasjon med god responsrate (64.7%) som gir et godt grunnlag for statistiske analyser og reliable resultater. Styrke to er Tromsø7 sitt omfattende spørreskjema som ga oss mulighet til å velge en stabil indikator for SØP, og et bredt utvalg justeringsvariabler. Justering for variablene alder, kjønn, sivilstatus og egenvurdert helse i våre analyser er styrke tre, ettersom en justering for disse faktorene vil kunne minke risiko for feilestimering av sosioøkonomiske ulikheter i helsetjenestebruk (25). Styrke fire ligger i at Tromsø7 har avgrenset helsetjenestebruk til siste 12 måneder, hvilket vil minke sannsynligheten for tilfeldigheter og årstidsvariasjoner i bruk sammenlignet med studier med kortere avgrensingsperioder (22, 24). Imidlertid er det funnet økt forekomst av underrapportering når rapporteringsperiode for fastlegebruk er 12 måneder eller mer tilbake i tid (67), og det vil være en risiko for recall bias. Vi kan ikke se bort fra at prevalens av helsetjenestebruk er noe høyere enn det vi har observert, men dette vil i så fall sannsynligvis være likt mellom utdanningsgrupper, og antas å ikke ha påvirket sammenhengene vi har funnet betydelig.

Det er også svakheter ved oppgaven. Først og fremst kan ikke tverrsnittstudier si noe om årsakssammenhenger. Videre er vår studiepopulasjon, til tross for høy responsrate, ikke nødvendigvis representativ for den norske befolkning, og generalisering må gjøres med varsomhet. Vi vet at personer med høyere sosioøkonomisk posisjon, bedre helse, som er gift eller av kvinnelig kjønn mer sannsynlig deltar i befolkningsundersøkelser, noe som vil gi en risiko for seleksjonsbias (68). Utdanningsfordelingen i Tromsø7 kan gi mistanke om seleksjonsbias, eksempelvis er andel med universitet- og høy universitet-utdanning i Tromsø7 10% høyere enn i Tromsø kommune som helhet, og 15% høyere enn i Norge generelt (tabell 1) (54). Risiko for seleksjonsbias er det også ettersom vi valgte å ekskludere personer som ikke hadde besvart spørsmål om bruk av blant annet helsetjenester. Den usikre validiteten til selvrapportert data er også en svakhet. I tillegg til nevnte recall bias vil selvrapportert data også gi risiko for underrapportering av bruk av alternative behandlere ettersom noen kanskje ikke anses som sosialt aksepterte (46). Det er likevel, vel og merke, funnet at selvrapportert og registrert helsetjenestebruk i stor grad stemmer overens (69).

Å justere for variabelen egenvurdert helse for å estimere om det er likt bruk ved likt behov er heller ikke uproblematisk. Det er utfordrende å definere «behov» for helsetjenester (6), og egenvurdert helse er ikke alltid en god indikator (24, 25). Behov er mer omfattende enn kun egenvurdert helse (29), og kan eksempelvis innebære forebyggende helsetjenester, som vår

variabel ikke vil fange opp. Imidlertid fant en studie at å bytte ut egenvurdert helse med sykdom eller helseskalaen EQ-5D ikke ga nevneverdig endring av ulikheter i helsetjenestebruk (32). Egenvurdert helse bygger i tillegg på antakelsen at grupper med forskjellig SØP vurderer helse likt. Som nevnt i diskusjonsavsnitt for fastlegebruk kan det være at grupper med høy SØP systematisk vurderer sin helse dårligere, med påfølgende oddspåvirkning (11, 13).

Vår smale definisjon av alternativ behandler er diskutert i avsnitt om bruk av alternativ behandler og er også å regne som en mulig svakhet. Vår definisjon bidrar sannsynligvis til at våre funn skiller seg fra internasjonal litteratur, og må tas hensyn til når resultatene tolkes. Resultatene for legevakt og utdanning må også tolkes med varsomhet ettersom observerte odds ikke var signifikante. Til sist kan vi ikke utelukke at ikke-målte variabler som sykdom og karakteristika ved både helsetjenesteutøver og pasient kan ha påvirket våre resultater.

## **7 Konklusjon**

Vi fant en positiv sammenheng mellom lavere utdanning og høyere sannsynlighet for bruk av fastlege, og alternativ behandler, men ingen sammenheng mellom bruk av legevakt og utdanning hos personer 40 år og eldre i Tromsø. Våre funn kan antyde at befolkningen i Tromsø møter få barrierer for bruk av fastlege og legevakt, og oppsøker lege ved behov uavhengig av utdanningsnivå. For alternativ behandler virker det å ha skjedd en utjevning av tidligere registrerte ulikheter hvor høy utdanning var assosiert med mer bruk. Denne utjevningen kan muligens tilskrives økt bruk og aksept av alternativ behandler gjennom hele befolkningen.

Vi foreslår at senere studier kombinerer registerdata for helsetjenestebruk og utdanning med helsedata fra eksempelvis Tromsø7 for å redusere bias-riksko, men fremdeles få justert resultatene for viktige konfunderende faktorer. Det bør også undersøkes grundigere i hvilken grad det foreligger barrierer for bruk av helsetjenester i Tromsø, og hva de eventuelt består i. Våre resultater kan ikke si noe om hvorvidt eller hvordan sosiale ulikheter i helsetjenestebruk påvirker sosiale ulikheter i helse, og dette bør også undersøkes i senere studier.

## 8 Referanseliste

1. Vineis P, Avendano-Pabon M, Barros H, Bartley M, Carmeli C, Carra L, et al. Special Report: The Biology of Inequalities in Health: The Lifepath Consortium. *Front Public Health*. 2020;8:118.
2. Petrovic D, de Mestral C, Bochud M, Bartley M, Kivimäki M, Vineis P, et al. The contribution of health behaviors to socioeconomic inequalities in health: A systematic review. *Prev Med*. 2018;113:15-31.
3. Torgersen TP, Giæver Ø, Stigen OT, For Sosial- og helsedirektoratet. Sosial- og helsedirektoratets handlingsplan mot sosiale ulikheter i helse. Gradientutfordringen. Oslo: Sosial- og helsedirektoratet; 2005. Contract No.: IS-1229.
4. Plug I, Hoffmann R, Artnik B, Bopp M, Borrell C, Costa G, et al. Socioeconomic inequalities in mortality from conditions amenable to medical interventions: do they reflect inequalities in access or quality of health care? *BMC Public Health*. 2012;12(1):346.
5. Vikum E, Bjørngaard JH, Westin S, Krokstad S. Socio-economic inequalities in Norwegian health care utilization over 3 decades: the HUNT Study. *Eur J Public Health*. 2013;23(6):1003-10.
6. Dahl E, Bergsli H, Van Der Wiel KA, for helsedirektoratet. Sosial ulikhet i helse: en norsk kunnskapsoversikt. Oslo: Høgskolen i Oslo og Akershus. Fakultet for samfunnsfag/sosialforsk., Helsedirektoratet; 2014.
7. Mackenbach JP. Nordic paradox, Southern miracle, Eastern disaster: persistence of inequalities in mortality in Europe. *Eur J Public Health*. 2017;27(suppl 4):14-7.
8. Mackenbach JP, Bopp M, Deboosere P, Kovacs K, Leinsalu M, Martikainen P, et al. Determinants of the magnitude of socioeconomic inequalities in mortality: A study of 17 European countries. *Health Place*. 2017;47:44-53.
9. Mackenbach JP. An Analysis of the Role of Health Care in Reducing Socioeconomic Inequalities in Health: The Case of the Netherlands. *Int J Health Serv*. 2003;33(3):523-41.
10. Stringhini S, Carmeli C, Jokela M, Avendaño M, Muennig P, Guida F, et al. Socioeconomic status and the 25 × 25 risk factors as determinants of premature mortality: a multicohort study and meta-analysis of 1·7 million men and women. *Lancet*. 2017;389(10075):1229-37.
11. Krokstad S, Kunst AE, Westin S. Trends in health inequalities by educational level in a Norwegian total population study. *J Epidemiol Community Health*. 2002;56(5):375-80.
12. Helse- og omsorgsdepartementet. Nasjonal strategi for å utjevne sosiale helseforskjeller. 2006. Contract No.: St.meld. nr. 20 (2006-2007).
13. Vikum E, Krokstad S, Westin S. Socioeconomic inequalities in health care utilisation in Norway: the population-based HUNT3 survey. *Int J Equity Health*. 2012;11(1):48.
14. Filc D, Davidovich N, Novack L, Balicer RD. Is socioeconomic status associated with utilization of health care services in a single-payer universal health care system? *Int J Equity Health*. 2014;13:115-22.
15. Starfield B. Pathways of influence on equity in health. *Soc Sci Med*. 2007;64(7):1355-62.
16. Whitehead M. The concepts and principles of equity and health. *Int J Health Serv*. 1992;22(3):429-45.
17. Grasdal AL, Monstad K. Inequity in the use of physician services in Norway before and after introducing patient lists in primary care. *Int J Equity Health*. 2011;10(1):25.
18. Nyamande FN, Mosquera PA, San Sebastián M, Gustafsson PE. Intersectional equity in health care: assessing complex inequities in primary and secondary care utilization by gender and education in northern Sweden. *Int J Equity Health*. 2020;19(1):159.

19. Lov om helseforetak m.m. (helseforetaksloven) 2001 [LOV-2013-06-14-41:[Available from: <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/2001-06-15-93?q=helseforetaksloven>].
20. Lunde E, Otnes B, Ramm J, For SSB. Sosial ulikhet i bruk av helsetjenester. En kartlegging. Oslo: Statistisk sentralbyrå/Statistics Norway; 2017. Contract No.: ISBN 978-82-537-9557-7.
21. Stirbu I. Inequalities in health, does health care matter? Social inequalities in mortality in Europe, with a special focus on the role of the health care system [Ph.D. thesis]. Rotterdam: Erasmus University Rotterdam; 2008.
22. San Sebastián M, Mosquera PA, Ng N, Gustafsson PE. Health care on equal terms? Assessing horizontal equity in health care use in Northern Sweden. *Eur J Public Health*. 2017;27(4):637-43.
23. Hansen AH, Halvorsen PA, Forde OH. The Ecology of Medical Care in Norway: Wide Use of General Practitioners may not Necessarily Keep Patients out of Hospitals. *J Public Health Res*. 2012;1(2):177-83.
24. Gundgaard J. Income-related inequality in utilization of health services in Denmark: Evidence from Funen County. *Scand J Public Health*. 2006;34(5):462-71.
25. Agerholm J, Bruce D, Ponce de Leon A, Burström B. Socioeconomic differences in healthcare utilization, with and without adjustment for need: An example from Stockholm, Sweden. *Scand J Public Health*. 2013;41(3):318-25.
26. van Doorslaer E, Masseria C, Koolman X, Group OHER. Inequalities in access to medical care by income in developed countries. *Can Med Assoc J*. 2006;174(2):177-83.
27. Giæver Ø, For helsedirektoratet. Nasjonal strategi for å utjevne sosiale helseforskjeller – i teori og praksis. Underlagsrapport til Sosial ulikhet i helse: En norsk kunnskapsoversikt. Oslo: Høgskolen i Oslo og Akershus; 2013.
28. van den Berg MJ, van Loenen T, Westert GP. Accessible and continuous primary care may help reduce rates of emergency department use. An international survey in 34 countries. *Fam Pract*. 2015;33(1):42-50.
29. Stirbu I, Kunst AE, Mielck A, Mackenbach JP. Inequalities in utilisation of general practitioner and specialist services in 9 European countries. *BMC Health Serv Res*. 2011;11(1):288.
30. Statistisk sentralbyrå. Allmennlegetjenesten Oslo: Statistisk sentralbyrå; 2019 [cited 2021 01/05-21]. Available from: <https://www.ssb.no/fastlegetj>.
31. van Doorslaer E, Koolman X, Jones AM. Explaining income-related inequalities in doctor utilisation in Europe. *Health Econ*. 2004;13(7):629-47.
32. Hansen AH, Halvorsen PA, Ringberg U, Forde OH. Socio-economic inequalities in health care utilisation in Norway: a population based cross-sectional survey. *BMC Health Serv Res*. 2012;12:336.
33. Jansen T, Hek K, Schellevis FG, Kunst A, Verheij R. Socioeconomic inequalities in out-of-hours primary care use: an electronic health records linkage study. *Eur J Public Health*. 2020;30(No. 6):1049-55.
34. Statistisk sentralbyrå. 10310: Legevaktkonsultasjoner, etter statistikkvariabel, alder, kjønn og år: Statistisk sentralbyrå; 2015-2019 [cited 2021 01/03-21]. Available from: <https://www.ssb.no/statbank/table/10310/tableViewLayout1/>.
35. Statistisk sentralbyrå. 10311: Legevaktkonsultasjoner, etter statistikkvariabel, alder, utdanningsnivå og år Oslo: Statistisk sentralbyrå; 2015-2019 [cited 2021 05/05-21]. Available from: <https://www.ssb.no/statbank/table/10311/tableViewLayout1/>.
36. Buja A, Toffanin R, Rigon S, Lion C, Sandonà P, Carraro D, et al. What determines frequent attendance at out-of-hours primary care services? *Eur J Public Health*. 2015;25(4):563-68.

37. Søvsø MB, Bech BH, Christensen HC, Huibers L, Christensen EF, Christensen MB. Sociodemographic Characteristics Associated with Contacts to Emergency Medical Services and Out-of-Hours Primary Care: An Observational Study of 2.3 Million Citizens. *Clin Epidemiol.* 2020;12:393-401.
38. Foster H, Moffat K, Burns N, Gannon M, Macdonald S, O'Donnell CA. What do we know about demand, use and outcomes in primary care out-of-hours services? A systematic scoping review of international literature. *BMJ Open.* 2020;10(1):e033481.
39. Kemppainen LM, Kemppainen TT, Reippainen JA, Salmenniemi ST, P.H. V. Use of complementary and alternative medicine in Europe: Health-related and sociodemographic determinants. *Scand J Public Health.* 2018;46(4):448-55.
40. Hanssen B, Grimsgaard S, Launsø L, Fønnebø V, Falkenberg T, Rasmussen NK. Use of complementary and alternative medicine in the Scandinavian countries. *Scand J Prim Health Care.* 2005;23(1):57-62.
41. Lov om alternativ behandling av sykdom mv. 2003 [LOV-2018-06-22-76:[Available from: <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/2003-06-27-64>].
42. Frass M, Strassl RP, Friehs H, Müllner M, Kundi M, Kaye AD. Use and acceptance of complementary and alternative medicine among the general population and medical personnel: a systematic review. *Ochsner J.* 2012;12(1):45-56.
43. Statistisk sentralbyrå. 11202: Bruk av helsetjenester (prosent), etter kjønn, utdanningsnivå, statistikkvariabel, år og type helseproblem Oslo: Statistisk sentralbyrå; 2019 [cited 2021 01/05-21]. Available from: <https://www.ssb.no/statbank/table/11202/tableViewLayout1/>.
44. Steinsbekk A, Adams J, Sibbritt D, Jacobsen G, Johnsen R. Socio-demographic characteristics and health perceptions among male and female visitors to CAM practitioners in a total population study. *Forsch Komplementmed.* 2008;15(3):146-51.
45. Abheiden H, Teut M, Berghöfer A. Predictors of the use and approval of CAM: results from the German General Social Survey (ALLBUS). *BMC Complement Med Ther.* 2020;20:183.
46. Hansen AH, Kristoffersen AE, Lian OS, Halvorsen PA. Continuity of GP care is associated with lower use of complementary and alternative medical providers: a population-based cross-sectional survey. *BMC Health Serv Res.* 2014;14:629.
47. Darin-Mattsson A, Fors S, Kåreholt I. Different indicators of socioeconomic status and their relative importance as determinants of health in old age. *Int J Equity Health.* 2017;16(1):173.
48. Statistisk sentralbyrå. kommunefakta Tromsø: Statistisk sentralbyrå; [cited 2021 20/2-21]. Available from: <https://www.ssb.no/kommunefakta/tromso>.
49. Statistisk sentralbyrå. 10211: Befolkning, etter alder, statistikkvariabel, kjønn og år Oslo: Statistisk sentralbyrå; 2020 [cited 2021 01/05-21]. Available from: <https://www.ssb.no/statbank/table/10211/>.
50. UiT. UiT i tall Tromsø: Universitetet i Tromsø; [cited 2021 26/2-21]. Available from: [https://uit.no/om/art?p\\_document\\_id=343519&dim=179040](https://uit.no/om/art?p_document_id=343519&dim=179040)
51. UNN. Om oss Tromsø: Universitetssykehuset Nord-Norge; [cited 2021 26/2-21]. Available from: <https://unn.no/om-oss>.
52. Statistisk sentralbyrå. 10540: Registrerte arbeidsledige (prosent), etter alder, statistikkvariabel, måned og region Oslo: Statistisk sentralbyrå; 2008. 2015. [cited 2021 02/05-21]. Available from: <https://www.ssb.no/statbank/table/10540/tableViewLayout1/>.
53. Statistisk sentralbyrå. 11715: Uføretrygdede, etter alder, statistikkvariabel, år og region Oslo: Statistisk sentralbyrå; 2015 [cited 2021 01/03-21]. Available from: <https://www.ssb.no/statbank/table/11715/tableViewLayout1/>.

54. Statistisk sentralbyrå. 09429: Utdanningsnivå, etter kommune og kjønn (K) 1970 - 2019: Statistisk sentralbyrå; 2015 [cited 2021 01/03-21]. Available from: <https://www.ssb.no/statbank/table/09429/>.
55. Tromsøundersøkelsen. Tromsøundersøkelsen [nettdokument]. Tromsø: Tromsøundersøkelsen; 2021 [updated 2021]. Available from: <https://uit.no/research/tromsundersokelsen>.
56. Tromsøundersøkelsen. Den sjuende Tromsøundersøkelsen Tromsø: Tromsøundersøkelsen; 2021 [updated 2021; cited 2021 25/2-21]. Available from: <https://uit.no/research/tromsundersokelsen/project?pid=706786>.
57. Terraneo M. Inequities in health care utilization by people aged 50+: Evidence from 12 European countries. *Soc Sci Med*. 2015;126:154-63.
58. Lueckmann SL, Hoebel J, Roick J, Markert J, Spallek J, von dem Knesebeck O, et al. Socioeconomic inequalities in primary-care and specialist physician visits: a systematic review. *Int J Equity Health*. 2021;20(1):58.
59. Zhang Y, Leach MJ, Hall H, Sundberg T, Ward L, Sibbritt D, et al. Differences between Male and Female Consumers of Complementary and Alternative Medicine in a National US Population: A Secondary Analysis of 2012 NIHS Data. *Evid Based Complement Alternat Med*. 2015;2015:413173.
60. Jansen T, Zwaanswijk M, Hek K, de Bakker D. To what extent does sociodemographic composition of the neighbourhood explain regional differences in demand of primary out-of-hours care: a multilevel study. *BMC Fam Pract*. 2015;16(1):54.
61. Zhou Y, Abel G, Warren F, Roland M, Campbell J, Lyratzopoulos G. Do difficulties in accessing in-hours primary care predict higher use of out-of-hours GP services? Evidence from an English National Patient Survey. *Emerg Med J*. 2015;32(5):373-8.
62. Drummond N, McConnachie A, O'Donnell CA, Moffat KJ, Wilson P, Ross S. Social variation in reasons for contacting general practice out-of-hours: implications for daytime service provision? *Br J Gen Pract*. 2000;50(455):460-4.
63. Eurostat. Self-reported unmet needs for medical examination by sex, age, main reason declared and income quintile [hlth\_silc\_08]: Eurostat; 2019 [updated 19/5-21; cited 2021 20/5-21]. Available from: [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/HLTH\\_SILC\\_08/default/table?lang=en](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/HLTH_SILC_08/default/table?lang=en).
64. Steinsbekk A, Rise MB, Aickin M. Cross-cultural comparison of visitors to CAM practitioners in the United States and Norway. *J Altern Complement Med*. 2009;15(11):1201-7.
65. Kristoffersen AE, Quandt SA, Stub T. Use of complementary and alternative medicine in Norway: a cross-sectional survey with a modified Norwegian version of the international questionnaire to measure use of complementary and alternative medicine (I-CAM-QN). *BMC complement med ther*. 2021;21(1):93.
66. Alwhaibi M, AlRuthia Y, Meraya AM. Gender Differences in the Prevalence of Complementary and Alternative Medicine Utilization among Adults with Arthritis in the United States. *Evid Based Complement Alternat Med*. 2019;2019:8739170.
67. Khare SR, Vedel I. Recall bias and reduction measures: an example in primary health care service utilization. *Fam Pract*. 2019;36(5):672-76.
68. Galea S, Tracy M. Participation rates in epidemiologic studies. *Ann Epidemiol*. 2007;17(9):643-53.
69. Reijneveld SA, Stronks K. The validity of self-reported use of health care across socioeconomic strata: a comparison of survey and registration data. *Int J Epidemiol*. 2001;30(6):1407-14.

## 9 Vedlegg/kunnskapsevaluering:

Formål		Materiale og metode	Resultater	Diskusjon/kommentarer
<p><b>Referanse:</b> Vikum E, Bjørngaard JH, Westin S, Krokstad S. Socio-economic inequalities in Norwegian health care utilization over 3 decades: the HUNT Study. Eur J Public Health. 2013;23(6):1003-10.</p>				
				<p><b>Design:</b> Longitudinell (tverrsnitt)-studie</p> <p>Dok.nivå: Middels</p> <p>GRADE: III*</p>
<p>«To describe trends in social inequalities in health care utilization from the 1980s and through the last 3 decades in a total Norwegian county population study»</p>	<p><b>Populasjon</b> Fra HUNT 1-3. 166758 observasjoner av 97251 individer fra totalpopulasjonen ≥20 år i Nord-Trøndelag. <b>Metode:</b> Spørreskjema sendt ut til alle ≥20 år i Nord-Trøndelag. <b>Utfall:</b> <u>Mål på helsejernetesteburk:</u> 3 dikotome indikatorer. Minst 1 besøk til fastlege, sykehuspoliklinikk eller sykehusinnleggelse ila. Det siste året (5 år i HUNT 1+2) <b>Eksponering:</b> <u>Mål på sosioøkonomisk status:</u> Utdanning (≤10 år, ≤12 år, ≥13 år) og inntekt (3 års gj. Snittlig personlig inntekt før skatt). Fra SSB vha. personnummer. Kodet til RII <b>Konfunderende faktorer</b> -Alder, kommunestr. og egenrapportert helse. (Justert for i analyser) <b>Statistiske metoder</b> -Undersøkte sammenheng mellom utdanning/inntekt og helsejernetesteburk vha. Multilevel logistisk regresjon (for longitudinell data). Justert for uavhengige variabler. Stratifisert for kjønn. Målemetode = RII. <u>Relative index of inequality (RII):</u> Mål på ulikhet som tar hensyn til den sosioøkonomiske posisjonen til hver subgruppe innen en gitt SØ dimensjon og deres relative størrelse. RII of &lt;1 implies lower utilization in groups with low SES relative to groups with high SES and vice versa</p>	<p><b>Hovedfunn</b> -Fastlegebruk: Høyere sannsynlighet for bruk hos de med høyere utdanning (og inntekt) i 1984-1986. RII menn 0,54 (KI 0,48-0,62) og kvinner 0,67 (KI 0,58-0,77) → I 2006-08 var korresponderende RII 1,31 (KI 1,13-1,52) for menn og 1,00 (KI 0,85-1,18) for kvinner. Altså høyere sannsynlighet for bruk hos de med lavere utdanning i 2006-08. *Større sannsynlighet for bruk av fastlege i grupper med høyere SØS i 84-86. utviklet seg til å være lik bruk mellom SØ grupper/mer bruk i grupper med lav SØS i 06-08. -Spesialistpoliklinikk: I 1984-86 var RII for menn 0,58 (KI 0,49-0,68) og 0,40 (KI 0,34-0,46) for kvinner. (Større sannsynlighet for bruk hos de med høyere SØS) → I 2006-08 var RII for menn 0,53 (KI 0,46-0,62) og 0,47 (KI 0,41-0,53) for kvinner. → Altså større sannsynlighet for bruk av sykehuspoliklinikk hos de med høyere utdanning (RII&lt;1 hos både menn og kvinner) i alle 3 perioder -Sykehusinnleggelse: Statistisk sig. Trend mot større sannsynlighet for innleggelse hos menn og kvinner med lavere utdanning. I 2006-08 var menn med lavere utdanning signifikant mer sannsynlig til å bli innlagt (RII=1,34; 1,09-1,63)</p>	<p><b>Sjekkliste:</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>Er problemstilling/formål klart formulert? <u>Ja</u></li> <li>Er populasjonen som utvalget er tatt fra klart definert? <u>Ja</u></li> <li>Ble utvalget inkludert i studien på en tilfredsstillende måte? <u>Delvis, valgfri deltakelse.</u></li> <li>Er utvalget representativt for befolkningsgruppen? <u>Ja</u></li> <li>Ble det redegjort for om respondentene skiller seg fra de som ikke har respondert? <u>Ja</u>. Sannsynlig at flere med høy SØS har respondert.</li> <li>Er svarprosenten høy nok? <u>Ja</u> i HUNT 1 (88%), noe lav i HUNT 3 (54%).</li> <li>Braker studien målemetoder som er pålitelige for det som skal måles? <u>Ja</u>, RII.</li> <li>Er datainnsamlingen standardisert? <u>Delvis, noe ulike spørreskjema i de forskjellige undersøkelsene</u></li> <li>Er dataanalysen standardisert og adekvat? <u>Ja</u>.</li> <li>Er objektive kriterier benyttet for vurdering av utfallsmålene? <u>Ja</u>.</li> <li>Er det tatt hensyn til viktige konfunderende faktorer? <u>Ja</u>.</li> <li>Hva forteller resultatene? <u>Bruk av fastlege er nå lik mellom SØ grupper, ikke for spes.poliklinikk. Stoler du på de?</u> <u>Ja</u>.</li> </ul> <p>Hva diskuterer forfatterne som.</p> <p><b>Styrke:</b> Stor populasjonsbasert studiepopulasjon. 3 repeterete relativt like studier over tiår. Presis data på utdanning og inntekt.</p> <p><b>Svakhet:</b> Behovjustering vha. egenrapportert helse anslår nok objektivt behov. Mangler info om endelig helseutfall etter bruk av helsej. Fallende responsrate fra HUNT 1 til 3. Trendene som observeres kan påvirkes av non-response BIAS. Egenrapportert data. Brukt samme kategorisering av utdanning, selv om utdanningsnivået har økt i Norge over perioden.</p> <p>Viser forfatterne til annen litteratur som styrker/svekker resultatene? <u>Ja</u>.</p> <p>*Oppgradert grunnet sterk assosiasjon for spes.helsetj., tatt hensyn til confounders og tidsperspektiv.</p>	
<p><b>Referanse:</b> Stirbu I, Kunst AE, Mielck A, Mackenbach JP. Inequalities in utilisation of general practitioners and specialist services in 9 European countries. BMC Health Serv Res. 2011;11(1):288.</p>				
				<p><b>Design:</b> Tverrsnittstudie(r)</p> <p>Dokumentasjonsnivå: Lav</p> <p>GRADE: II*</p>
<p>To describe the magnitude of educational inequalities in utilisation of general practitioner (GP) and specialist services in 9 European countries.</p>	<p><b>Populasjon/metode</b> Data innhentet fra nasjonale helseundersøkelser (frivillige spørreunders.) i 9 land, totalt 104503 respondenter. Studiepopulasjonene i de forskjellige landene varierte lite mht. Alder og kjønn, men utdanning varierte veldig. &gt;7000 deltakere i hvert land. (Non-respons 18-42% (30%)) <b>Utfall</b> Egenrapportert bruk av helsejnetester (fastlege og spesialisthelsetj. Siste 12mnd) <b>Eksponering</b> -Sosioøkonomisk Status i form av utdanning (3 nivå) <b>Konfunderende faktorer</b> Egenrapportert helse (5 kategorier), kjønn og alder (5-års grupper) i analysene. Også egenrapportert kronisk sykdom. <b>Statistiske analyser</b> -Statistikk utført med logistisk regresjon. Gjort separat for hvert land. Justert for alle confounders.</p>	<p><b>Fastlegebruk:</b> -Fastlegebruk var likt fordelt mellom utdanningsgrupper, men tendens til mindre bruk i gruppene m. Lavere utdanning (RII litt lavere enn 1) ble observert v. justering for egenrapportert helse. Gjaldt ikke Belgia og Tyskland hvor de m. lavere utdanning var mer sannsynlig til å oppsøke fastlege (RII; 1,13 KI 1.03-1.23 og 1,16 KI 1.04-1.30) etter helsejustering. I Ungarn brukte høyere utdanningsgr. fastlege mer etter helsejustering (RII = 0,87 (0,8-0,95)) -OBS: Etter å ha justert for egenrapportert helse falt RII noe, i alle land. -I Norge var bruk av fastlege lik mellom forskjellige utdanningsgrupper etter justering for helse, kjønn og alder (RII 0.98 KI 0.87-1.10)</p> <p><b>Spesialisthelsetjenesteburk:</b> -Sannsynlighet for spesialisthelsetjenesteburk var etter helsejustering signifikant gjennomgående høyere blant de med høyere utdanning i alle land. Relative ulikheter var mindre i Nederland (RII=0.86) og Tyskland (RII=0.87), men mer uttalt i Latvia (RII=0,47). Mindre ulikheter i sannsynlighet for bruk for helsejustering. -Flest oppsøkte spesialisthelsetj. I Tyskland (75%), færrest i Norge(17%).</p> <p><b>Helsetj.burk v. Kronisk sykdom:</b> Mønster i bruk av helsetj. etter utdanning var lik hos de m. Kronisk sykdom, hypertensjon og diabetes som i resten av befolkningen. Lik bruk av fastlege mellom utdanningsgrupper i de fleste land, større sannsynlighet for spesialistbruk hos de med høyere utdanning (RII ≤ 0,87). Ulikhetene var større i bl.a. Norge.</p> <p>*67-80% oppga å ha besøkt fastlege ila. 1 år.</p>	<p><b>Sjekkliste:</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>Er formålet klart formulert? <u>Ja</u></li> <li>Er populasjonen som utvalget er tatt fra klart definert? <u>Nei, fra flere land, stor heterogenitet.</u> Ikke spesifisert.</li> <li>Ble utvalget inkludert i studien på en tilfredsstillende måte <u>Usikkert, Frivillig deltakelse, ulike undersøkelser med ulike inklusjonskriterier.</u></li> <li>Er utvalget representativt? <u>Usikkert, undersøkelser fra flere ulike land.</u></li> <li>Ble det redegjort for om respondentene skiller seg fra de som ikke har respondert? <u>Nei, men tatt hensyn til</u></li> <li>Er svarprosenten høy nok? <u>Ja</u>. Responsrate 58-82% snitt = 70%.</li> <li>Braker studien målemetoder som er pålitelige for det som skal måles? <u>Ja</u>, RII.</li> <li>Er datainnsamlingen standardisert? <u>Innå i land ja, usikkert på tvers av land</u></li> <li>Er dataanalysen standardisert? <u>Ja</u>.</li> <li>Er objektive kriterier benyttet for vurdering av utfall? <u>Ja</u>.</li> <li>Er det tatt hensyn til konfunderende faktorer? <u>Ja</u>. Plausibel forklaring <u>Ja</u>.</li> <li>Hva forteller resultatene. <u>Ulik bruk av helsetj. Avhengig av SØS.</u></li> </ul> <p>Hva diskuterer forfatterne som.</p> <p><b>Styrke</b> – Bruk av utdanning som indikator for SØP. RII som mål på ulikheter, tar hensyn til utdanningsfordeling i populasjoner.</p> <p><b>Svakhet</b> – Non-response. Utdanning er ikke nødvendigvis en god indikator for SØS hos eldre. Ulike design på undersøkelser mellom land. Egenrapp. Helse er ikke ett absolutt estimat på behov.</p> <p>Viser forfatterne til annen litteratur som styrker/svekker resultatene? <u>Ja</u>.</p> <p>*Ikke oppgradert til tross for justering for konfunderende faktorer grunnet usikker heterogenitet i studiepopulasjonen (Usikker direktehet)</p>	
<p>Large inequalities were observed in the utilisation of specialist care that are not compensated for by the use of GP services. Of particular concern is the presence of inequalities among patients with a high need for specialist care, such as those with chronic diseases.</p>	<p>1. Prevalensrate for absolutte utdanningsulikheter i helsejnetesteburk. 2. Estimert relativ ulikhet i bruk av fastlege og spesialisthelsetj. Blant de m. høy og lav utdanning vha. RII. (beskrevet i GRADE Vikum) 3. Estimert relative utdanningsulikheter i bruk av fastlege og spes. helse. tj. m. utgangspkt. i kronisk sykdom. OBS: Heterogene grupper, forskjellige helseu. s. m. forskjellige spm. Og oppfølging</p>	<p><b>Land</b> Nederland, Estland, Frankrike, Tyskland, Belgia, Ungarn, Irland, Latvia og Norge.</p>	<p><b>Land</b> Norge, Nord-Trøndelag</p>	<p><b>År data innsamling</b> Data fra tre befolkningsundersøkelser (HUNT) gjennomført i hhv.: 1984-1986 (HUNT 1) 1995-1997 (HUNT 2) 2006-2008 (HUNT 3)</p>

<b>Referanse:</b> Jansen T, Hek K, Schellevis FG, Kunst A, Verheij R. Socioeconomic inequalities in out-of-hours primary care use: an electronic health records linkage study. Eur J Public Health. 2020;30(No. 6):1049-55.		<b>Design:</b> Tverrsnittstudie	
		Dokumentasjonsnivå <b>Middels</b>	
		GRADE <b>III*</b>	
Formål	Materiale og metode	Resultater	Diskusjon/kommentarer
«To determine whether a patient's SEP was associated with OPCS use, taking their health status into account. In addition we aimed to determine whether the associations were stronger for patients with a chronic disease. To put the use of an acute care service in perspective of a regular healthcare provider, we compared OPCS use with DGP use»	<b>Rekruttering og eksklusjon</b> Totalt alle 1013687 pasienter fra elektroniske helsejournalssystemer for fastlege-(251)/legevakt-(27)praksiser tilknyttet «Nivel primary care (NPC)-database» i 2017. Ekskludert hvis nyfødt i 2017 eller ikke mulighet til å bli linket opp mot sosiodemografisk data (n=25674) <b>Datagrunnlag/metode</b> Registerdata om 988040 pasienters helsejernetestbruk og sykdom i 2017. Linket til sosiodemografisk data fra «statistics, the Netherlands».	<b>Hovedresultater:</b> -Individer i laveste inntektsgruppe hadde 48% høyere sannsynlighet for minst 1 legevaktsbesøk (OPCS) enn de i den høyeste inntektsgruppen. (OR: 1.48 95%KI 1.45-1.51). Lavere inntekt var gjennomgående assosiert med mindre legevakttbruk. →De i den laveste inntektsgruppen hadde størst sannsynlighet for minst 1 legevaktsbesøk (ulikhet i bruk mellom inntektsgrupper var like store uavhengig av hastegrad). Inntektsulikhetene i legevakttbruk var større hos de med kronisk sykdom. →Ulikhetene mellom inntektsgrupper var størst for ≥2 legevaktsbesøk siste året, størst sannsynlighet for bruk i laveste inntektsgruppe (OR: 2.06 95%KI: 1.99-2.14).  -Forskjeller i bruk mellom inntektsgrupper var mindre for bruk av fastlege (DGP) enn for legevakt. Individer i laveste inntektsgruppe hadde 17% høyere sannsynlighet for bruk sammenlignet med høyeste inntektsgruppe (OR: 1.17 95%KI: 1.15-1.19)  <b>Bifunn:</b> -22% av sannsynlighet (PAF) for å kontakte legevakt kunne tilskrives å ikke være del av høyeste inntektsgruppe. Hos de med >=2 legevaktsbesøk kunne 41% av sannsynligheten for bruk tilskrives å være del av en lavere inntektsgruppe (PAF kun 4% for fastlegebruk). -Inntektsulikhetene for OPCS-bruk var større innad i gruppene med en kronisk sykdom. OR: 1.60 KI 1.53-1.67 for personer med hjertesykdom. Mindre inntektsulikheter for fastlegebruk hos de m. kronisk sykdom.	<b>Sjekkliste:</b> • Er problemstilling/formål klart formulert? Ja. • Er populasjonen som utvalgt er tatt fra klart definert? Ja • Ble utvalgt inkludert i studien på en tilfredsstillende måte? Ja. Alle pas. tilknyttet NPC-database i 2017. • Er utvalgt representativt for befolkningsgruppen? Ja. Populasjonen er tilnærmet lik den generelle nederlandske befolkningen (alder, kjønn og inntekt). • Svarprosent høy nok? Ikke relevant. 2.5% ekskludert • Bruker studien målemetoder som er pålitelige for det som skal måles? Ja. OR og PAF. • Er datainnsamlingen standardisert? Ja. • Er dataanalysen standardisert og adekvat? Ja. • Er objektive kriterier benyttet for vurdering av utfallsmålene? Ja. • Er det tatt hensyn til viktige konfunderende faktorer? Ja. • Hva forteller resultatene? De med lav sosioøkonomisk posisjon/intekt bruker legevakt mer enn de med høyere inntekt. Samme funn for fastlegebruk, men i mindre grad. Bruksforskjellene var større i grupper med KOLS, hjertesykdom el. Diabetes. «OPCS meets a healthcare need of vulnerable groups additional to healthcare provided by DGP, particularly among individuals with low SEP and chronic disease.»  <b>Styrker:</b> 1. Stort nasjonalt representativt pasientutvalg. 2. Kronisk sykdom diagnostisert av fastlege/spesialist. 3. Registerstudie (Objektivt) <b>Svakheter:</b> 1. Bruk av inntekt som mål på SØP kan være mindre presist for yngre og eldre aldersgrupper pga. mindre med i arbeidsmarkedet. 2. Helsestatus målt etter antall og natur av kronisk sykdom, sier ingenting om alvorlighetsgrad og mer kompleksitet hos de m. lav SØP, sannsynligvis underestimert helsej. behov for de med lav SØP. <b>Viser forfatterne til annen litteratur som styrker/svekker resultatene?</b> Ja. Stemmer overens med tidligere studier.  *Oppgradert grunnet sterk assosiasjon og dose-respons-effekt. Styrke at datamaterialet er registerbasert, ingen risiko for seleksjonsbias.
<b>Konklusjon</b>	<b>Konfunderende faktorer</b> Alder, kjønn, kronisk sykdom (1, 2, >=3), bo alene, innvandringsbakgrunn. <b>Utfall</b> Bruk (ja/nei og antall) av legevakt (OPCS) ila. 2017. Vurdert opp mot alvorlighetsgrad. Sekundærutfall: fastlegebruk (DGP) <b>Eksponering</b> Husholdningens inntekt inndelt i 5 grupper justert for husholdningens komposisjon som mål på sosiøkonomisk status (1=lav inntekt 5=høy inntekt) <b>Statistikk</b> -Multivariat logistisk regresjon, justert for alder, kjønn og antall kroniske sykdommer m.m. +stratifisert for 4 kroniske sykdommer +apopulation attributable fractions (PAF) → analysert assosiasjoner mellom legevakt/fastlege-bruk og sosiøkonomisk posisjon (inntekt)  -OPCS = out of hour primary care service -DGP = daytime general practitioner -SEP = Socioeconomic position		
<b>Land</b>	<b>Nederland</b>		
<b>År datainnsamling</b>	2017.		

<b>Referanse:</b> Steinsbekk A, Adams J, Sibbritt D, Jacobsen G, Johnsen R. Socio-demographic characteristics and health perceptions among male and female visitors to CAM practitioners in a total population study. Forsch Komplementmed. 2008;15(3):146-51.		<b>Design:</b> Tverrsnittstudie
		Dokumentasjonsnivå <b>Lav</b>
		GRADE <b>II</b>

Formål	Materiale og metode	Resultater	Diskusjon/kommentarer
"To explore the prevalence of visitors to CAM practitioners in a total population with reference to sex, self-rated health status and sociodemographic characteristics"	<b>Rekruttering.</b> Populasjonsbasert spørreundersøkelse sendt ut til alle ≥20 år i Nord-Trøndelag. Alle som hadde besvart ≥1spm om KAM ble inkludert. <b>Datagrunnlaget</b> Studiepopulasjon N=42277 (64.8% av deltakere i HUNT-2). Alle som oppga ≥1 besøk til KAM-utøver ble definert som «KAM-brukere». (92936 inviterte i HUNT2, 65495 deltakere - Responsrate=70.5%.) <b>Uavhengige variabler/confounders:</b> Egenvurdert helse, kronisk sykdom. Kjønn, alder, sivilstatus og bosted fra offentlige register. -Utdanning i 3 kategorier (obligatorisk-middels-universitet) (spørreskjema) -Depresjon (HADS-T-skala), sosialt stønad ja/nei, Røyk ja/nei. <b>Utfall:</b> -Bruk av alternativ behandler (Kiropraktor, homøopat etc.) ja/nei (avhengig variabel) <b>Statistikk:</b> Undersøkte assosiasjoner mellom KAM-bruk og uavhengige variabler vha. Multivariat logistisk regresjon. Justert for alle uavhengige variabler. Signifikant hvis P <0.005 +Chi-square test	<b>Hovedfunn:</b> Justert for alle variabler fant de økt sannsynlighet for å oppsøke KAM-utøver hvis middelaldrende alder (menn 40-59, kvinner 30-59), ikke-røyker, dårligere egenvurdert helse eller kroniske plager. Hos kvinner fant de også en sammenheng mellom middels utdanning, eller høyere HADS-t-skår og økt KAM-bruk. →Egenvurdert helse var variabelen som var sterkest assosiert med bruk av KAM. →Kvinner og middelaldrende personer oppsøkte KAM-utøver oftest. <b>Menn:</b> Alder: 40-49: OR 1.6 (KI 1.2-2.0) 50-59: OR 1.5 (1.2-2.0) egenvurdert helse: OR god: 1.6 (KI 1.3-1.9) fair: 2.4 (1.9-3.1) dårlig: 5.1 (3.1-8.5) <b>Kvinner:</b> Alder: OR: 30-39: 1.4 (KI 1.1-1.6) 40-49: 1.3 (1.1-1.6) 50-59: 1.3 (1.1-1.6) egenvurdert helse: OR god: 1.7 (KI 1.4-1.9) fair: 3.2 (2.6-3.8) dårlig: 3.9 (2.2-6.8) Middels utdanning: OR: 1.2 (KI 1.1-1.4) HADS-T-skår ≥20: OR: 1.5 (KI 1.2-2.0) <b>Deskriptivt:</b> -12.8% hadde vært hos KAM-utøver siste 12mnd  Ujustert funn: -KAM-brukere var mer sannsynlig til å være 40-69 år, være gift, ha høyere HADS-T-skår og til å oppgi dårligere egenvurdert helse. -Det var ingen forskjell mellom brukere og ikke brukere når det kom til utdanningsnivå, sosialt stønad og røyking	<b>Sjekkliste:</b> • Er problemstilling/formål klart formulert? Ja. • Er populasjonen som utvalgt er tatt fra klart definert? Ja • Ble utvalgt inkludert i studien på en tilfredsstillende måte? Ja, men valgfri deltakelse. • Er utvalgt representativt for befolkningsgruppen? Ja. • Ble det redegjort for om respondentene skiller seg fra de som ikke har respondert? Ja. Høy alder var assosiert med mindre svar på KAM-spm • Er svarprosenten høy nok? Ja. Responsrate HUNT2 = 70.5% - OBS: kun 64.8% har svart på bruk av alternativ behandler, noe lavt. • Bruker studien målemetoder som er pålitelige for det som skal måles? Ja. OR. • Er datainnsamlingen standardisert? Ja. • Er dataanalysen standardisert og adekvat? Ja. • Er objektive kriterier benyttet for vurdering av utfallsmålene? Delvis, nevnt eksempler på KAM, men også mulighet til å definere alternativ behandler selv. • Er det tatt hensyn til viktige konfunderende faktorer? Ja. • Hva forteller resultatene? At dårligere egenvurdert helse er assosiert med bruk av alternativ behandler. Kan bety at de har et helsejernetestebehov som ikke møtes i det konvensjonelle helsevesen.  Hva diskuterer forfatterne som. <b>Styrke</b> - Stor populasjonsbasert studie. N >42000. <b>Svakhet</b> - Spør kun om bruk av KAM-utøver, ikke selvmedisinering eller KAM som selvbetjent. Lite presis og smal definisjon på KAM, noe usikre svar. Non-response på spm. Om KAM-bruk, non-responders var eldre.. <b>Viser forfatterne til annen litteratur som styrker/svekker resultatene?</b> Ja.
<b>Konklusjon</b>			
<b>Land</b>	<b>Norge</b>		
<b>År data innsamling</b>	Fra HUNT 2 (1995-1997)		



Referanse: Agerholm J, Bruce D, Ponce de Leon A, Burström B. Socioeconomic differences in healthcare utilization, with and without adjustment for need: An example from Stockholm, Sweden. Scand J Public Health. 2013;41(3):318-25.		Design: Tverrsnittstudie	
		Dokumentasjonsnivå: Middels	
		GRADE: III*	
Formål	Materiale og metode	Resultater	Diskusjon/kommentarer
«To investigate income differentials in utilization of outpatient healthcare services in Stockholm county, comparing analysis based solely on register data and analysis based on health survey data linked to register data»	<p><b>Deltakere</b> (rekruttering, inkl. ekskl.) Fra «public health survey Stockholm». Spørreunders. sendt til 57000 tilfeldige personer 18-84 år i Stockholm fylke. 34707 deltok (61%). Studien ekskluderte alle &lt;25år, uten inntekt og med manglende helseverdier. Studiepopulasjonen besto da av n=29815.</p> <p><b>Metode/datagrunnlag</b> Koblet data fra befolkningsundersøkelse (Stockholm) i 2006 med registerdata om sosiodemografisk karakteristika (LISA-statistics Sweden) og helsetjenestebruk (Database Stockholm fylke) i 2007.</p> <p><b>Konfunderende faktorer</b> -Alder, kjønn, fødselsland, uføretrygd, inntekt (Statistics Sweden) -Egenvurdert helse og langvarig hemmende sykdom (spørreskjema-proxy for need)+uføretrygd (25-64)</p> <p><b>Hovedutfall</b> Antall fastlegebesøk, privat spesialistbesøk, totalt antall besøk til spesialistpoliklinikk.</p> <p><b>Eksposering</b> Årlig husholdningsinntekt etter skatt som mål på SØP (5grupper)</p> <p><b>Statistikk</b> Brukte negativ binomial regresjonsanalyse for å estimere ulikheter i helsetjenestebruk mellom inntektsgrupper. Stratifisert for kjønn og aldersgrupper 25-64 og 65-84 år. 3 modeller, modell 1 justert for alder, modell 2 justert for alder+uføretrygd og <u>modell 3 justert for alder, egenvurdert helse og langvarig sykdom.</u></p>	<p><b>Hovedfunn:</b> <u>Kvinner 25-64:</u> I modell 1 var det en gradient med færre legebesøk i høyinntektsgrupper. I modell 2 ble gradienten redusert, og den forsvant i <u>modell 3</u> når det ble justert for egenvurdert helse og alder. <u>I modell 3 hadde inntektsgruppe 1 signifikant flere fastlegebesøk enn de mer velstående (gradient).</u> <u>Menn 25-64:</u> I modell 1 hadde de med høyest inntekt 14% færre legebesøk enn de med lavest inntekt. Ingen forskjell i modell 2. I <u>modell 3</u> hadde inntektsgruppe 2,4,5 flere legebesøk enn de med lavest inntekt <u>Kvinner 65-84:</u> Kun forskjell i bruk mellom inntektsgrupper i modell 3, inntektsgruppe 3-5 (mer velstående) hadde flere besøk enn de med lavest inntekt. <u>Menn 65-84:</u> I modell 1 hadde de med høyere inntekt flere legebesøk enn de med lavest inntekt. Forskjellene økte i modell 3, de i den rikeste gruppen hadde 45% flere besøk enn de fattigste.</p> <p><b>Bifunn:</b> <u>Lavinntektsgrupper hadde generelt flere besøk til fastlege, og høyinntektsgrupper hadde flere besøk til privatspesialister.</u> <u>«...indicated a tendency for lower-income groups to have more visits to general practitioners» - Mest relevante funn for min del.</u></p> <p>De med lavere SØP hadde generelt høyere forekomst av dårligere enn god helse og sykdom, og flere hadde ikke oppsøkt helsetj. Grunnet økonomi.</p>	<p><b>Sjekkliste:</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• Er formål klart formulert? <u>JA</u></li> <li>• Er populasjonen som utvalget er tatt fra klart definert? <u>Delvis, 57000 tilfeldige 25-84 i Stockholm.</u></li> <li>• Ble utvalget inkludert i studien på en tilfredsstillende måte? <u>Ja</u> Men valgfri deltakelse.</li> <li>• Er utvalget representativt for befolkningsgruppen? <u>Ja</u>.</li> <li>• Ble det redegjort for om respondentene skiller seg fra de som ikke har respondert? <u>JA</u> Flere menn, lavinntekt og yngre var non-responders.</li> <li>• Er svarprosenten høy nok? <u>JA</u> (61%=OK)</li> <li>• Bruker studien målemetoder som er pålitelige for det som skal måles? <u>JA</u>, OR.</li> <li>• Er datainnsamlingen standardisert? <u>JA</u>.</li> <li>• Er dataanalysen standardisert og adekvat? <u>JA</u>.</li> <li>• Er objektive kriterier benyttet for vurdering av utfallsmålene? <u>JA</u> for helsetjenestebruk. Register.</li> <li>• Er det tatt hensyn til viktige konfunderende faktorer? <u>JA</u>.</li> <li>• Hva forteller resultatene? <u>Sosiale ulikheter i helsetjenestebruk påvirkes av helsestatus. Grupper med lav SØP bruker mer fastlege, grupper med høy SØP mer spesialist.</u></li> </ul> <p>Hva diskuterer forfatterne som.</p> <p><b>Styrke:</b> Brukt reliabel registerdata sammen med helsestatus fra spørreundersøkelse for å redusere bias. Helsestatus og helsetjenestebruk er målt på to forskjellige tidspunkt. Brukt inntekt som mål på SØP, god indikator hvis finansielle barrierer.</p> <p><b>Svakhet:</b> Helsetjenestebehov operasjonalisert ut i fra egenvurdert helse. Brede svarkategorier for helse og sykdom (ulikt behov innad i helsegruppene?). Ulik sykehusinnleggelsesrate mellom sosioøkonomiske grupper. Kan påvirke ulikheter ettersom innlagte ikke møter til poliklinikk.</p> <p><b>Viser forfatterne til annen litteratur som styrker/svekker resultatene?</b> <u>Ja</u>.</p> <p>*Oppgradert ettersom det er tatt hensyn til confounders og vist til deres påvirkning. Reliabel registerdata og funn av gradient/dose-respons i en gruppe.</p>
<b>Konklusjon</b>			
«When analysing income differentials in outpatient healthcare utilization using only register based data there is a risk of underestimating or disregarding differences. Health status should be taken into account when analyzing income differentials in healthcare utilization»			
<b>Land</b>			
Sverige (Stockholm)			
<b>År data innsamling</b>			
2006 og 2007			

