

HOVEDBUDSKAP

- Likheter i tilgang til tannhelsetjenester er et viktig prinsipp i utformingen av den nordiske velferdspolitikken
- Det er ulikheter i favør av de med lang utdanning i tilgjengeligheten til trygdefinansiert tannpleie i Norge
- Resultatene er basert på nasjonale og representative registerdata der innføringen av 9-årig obligatorisk skolegang i Norge blir brukt for å skape variasjon i utdanningens lengde
- Studiene er utført med en analysetilnærming hvor kausalitet tilsiktes

FORFATTER

Jostein Grytten, professor, Seksjon for samfunnsodontologi, Universitetet i Oslo.

Korresponderende forfatter: Jostein Grytten, Seksjon for samfunnsodontologi, Universitetet i Oslo. E-post: josteing@odont.uio.no

Artikkelen har gjennomgått ekstern faglig bedømming.

Akseptert for publisering 27.04.2020

Grytten J. Befolkningens utdanning og tilgjengelighet til trygdefinansiert tannpleie i Norge. *Nor Tannlegeforen Tid.* 2021; 131: 24–30

Dental care, Education, Fee for service, Health Insurance Reimbursement, Causality

Befolkningens utdanning og tilgjengelighet til trygdefinansiert tannpleie i Norge

Jostein Grytten

Likheter i tilgang til helsetjenester, tannhelsetjenester inkludert, har vært et viktig prinsipp i utformingen av den nordiske velferdspolitikken. Prinsippet har vært en viktig begrunnelse for en helt eller delvis trygdefinansiert tannpleie for voksenbefolkningen. En vanlig antakelse er at bruk av trygdemidler reduserer ulikheter i tilgjengeligheten til tjenesten. I denne artikkelen oppsummeres resultater fra et forskningsprosjekt hvor antakelsen ble etterprøvd.

Denne studien er basert på nasjonale og representative registerdata der innføringen av 9-årig obligatorisk skolegang i Norge brukes for å skape variasjon i utdanningens lengde. Reformen ble innført på kommunenivå over en periode på 13 år, fra 1960 til 1972. Før reformen var obligatorisk skolegang 7 år. Reformen kan sees på som et naturlig eksperiment der personene fordeles tilfeldig i en eksperimentgruppe (9-årig obligatorisk skolegang) og kontrollgruppe (7-årig obligatorisk skolegang) utfra forhold som er utenfor både forsøkspersonene og forskernes kontroll. Resultatene viser ulikheter i favør av de med lang utdanning i tilgjengeligheten til trygdefinansiert tannpleie. Man kan konkludere med at trygdefinansiering basert på stykkprisrefusjoner favoriserer de med lengre utdanning.

Likhet i tilgang til helsetjenester, tannhelsetjenester inkludert, har vært et viktig prinsipp i utformingen av den nordiske velferdspolitikken (1). Dette prinsippet har vært selve begrunnelsen for en gratis og oppsøkende tannhelsetjeneste for barn og ungdom opp til 18 års alderen. Det regnes som uakseptabelt at barn og ungdoms tilgang til tannhelsetjenester skal være begrenset av foreldrenes økonomiske situasjon. Den offentlige finansierte tannhelsetjenesten er en offentlig forsikring som skal sikre alle barn og unge, uavhengig av foreldrenes betalingsevne og sosiale status, tilgang til nødvendige tannhelsetjenester. Denne tjenesten blir i hovedsak levert av offentlig ansatte tannleger og tannpleiere som er ansatte på offentlige klinikker og som har fastlønn.

Tradisjonelt er voksentannpleien i de fleste nordiske land finansiert forskjellig fra barne- og ungdomstannpleien (2). Her er det et større innslag av privatpraktiserende tannleger som jobber etter stykkprisavlonning i et konkurranseutsatt marked. Myndighetene er også opptatt av, om enn i noe varierende grad, at voksenalderens sosiale status og økonomiske situasjon ikke skal være bestemmende for tjenestetilbudet. For å unngå sosiale forskjeller i tilgjengeligheten til voksentannpleie har det vært vanlig med trygdefinansiering basert på stykkprisrefusjoner (3). Ufra gitte behovskriterier (innslagspunkter) refunderer staten hele eller deler av utgiftsbeløpet til tannbehandling.

Den største svakheten med trygdefinansiering basert på stykkprisrefusjoner er knyttet til trygdens begrensede muligheter til å kontrollere kostnadene (4,5). En like alvorlig, men lite omtalt svakhet, kan være at omfordelingsvirkningene er begrenset. Det er nemlig ikke gitt at trygdefinansiering basert bare på stykkprisrefusjoner i tilstrekkelig grad tilgodeser de som trenger det mest. En forutsetning for å motta en slik trygdefinansiering er at pasienten oppsøker tannlegen, og at tannlegen tilbyr den aktuelle behandlingen. Det er imidlertid ikke opplagt at alle pasienter med stort behandlingsbehov oppsøker tannlegen, selv om de økonomiske barrierene reduseres eller blir fjernet (for oversikt over aktuell litteratur se 6–8). I denne artikkelen belyses betydningen av sosial status, målt som utdanningens lengde. Problemstillingen er hvorvidt tilgangen til trygdefinansiert tannpleie i den norske voksenalderingen avhenger av befolkningens utdanningsnivå.

Formålet med denne artikkelen er å oppsummere resultatene fra et forskningsprosjekt hvor de fordelingsmessige aspekter ved en trygdefinansiert tannpleie basert på stykkpriser er belyst (9–11). Prosjektets tittel er: Hvem får, og hvem får ikke? Fordelingsvirkninger av mer tannbehandling på trygd. Studiene er utførte på nasjonale og representative registerdata. Fordelen med slike data er at de muliggjør en kausalanalyse av sammenhengen mellom utdanning og tilgjengelighet til tannhelsetjenester. Analysetilnærmingen er vel

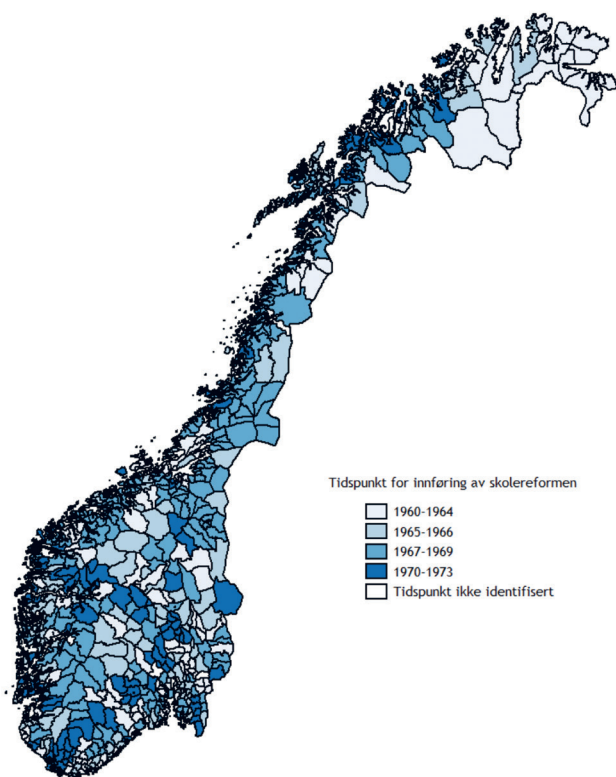
forankret innenfor de siste ti års forskning knyttet til kausal inferens i studier av hvordan utdanning påvirker ulikheter i helse og i tilgjengelighet til helsetjenester (for oversikt over internasjonal litteratur se 12–15). Relevante nordiske studier er: Meghir et al. (2018), Fisher et al. (2015), Grytten et al. (2014), Grytten et al. (2020) (16–19). Nedenfor omtales de viktigste metodeoverveielser, resultater og politiske implikasjoner.

Materiale og Metode

Regresjon – den vanligste analysetilnærming

For å belyse problemstillingen kreves det en kausal forståelse av den empiriske tilnærmingen. En vanlig regresjonsanalyse (OLS eller Ordinary Least Squares) vil lett gi misvisende resultater (14, 20, 21). Dette skyldes delvis at det er vanskelig å kontrollere for alle mulige tredjevariabler, særlig de variabler som ikke så lett kan måles (for eksempel evner). Noen ganger er det også vanskelig å avgjøre hvilke kontrollvariabler som bør inkluderes i analysen (22). Om ikke riktig kontrollvariabel inkluderes, kan en i verste fall komme til å kontrollere bort en sammenheng en ønsker å avdekke. I tillegg er det vanskelig å ta høyde for omvendt kausalitet; dvs. at individets helse-tilstand også påvirker utdanningsnivået.

En av de mest vanlige feilkildene er utelatelse av tredjevariabler som er korrelert både med utdanningens lengde og sannsynligheten for å motta trygdefinansiering av tannhelsetjenester. Klassiske eksempler er evner (abilities), bosted, tidspreferanser og tannsykdom (20, 23, 24). For eksempel, intelligente individer har større sannsynlighet for å ta høyere utdanning og samtidig oppsøke tannlegen ved behov sammenlignet med mindre smarte individer. Videre, høyt utdannede personer har større sannsynlighet for å bo i velstående bydeler/områder av landet enn lavt utdannede personer. I mer velstående områder er både kvaliteten på skoletilbudet og tannhelsetjenestetilbudet best. Manglende kontroll for tidspreferanser kan også bidra til feilkilder. For eksempel, fremtidsrettede personer vil i høyere grad investere i utdanning og nødvendig tannbehandling enn personer som lever mer i nåtiden (25). Siden evner, bosted og tidspreferanser er positivt korrelert med både utdanning og sannsynligheten til å få behandling, vil utelatelse av disse variablene i regresjonsanalysen lede til at estimatet for utdanning blir for høye («upward bias»). Tannsykdom er positivt korrelert med behandling og negativt korrelert med utdanning. Derfor, manglende kontroll for tannsykdom i regresjonsanalysen vil gjøre at estimatet for utdanning blir for lavt («downward bias»).



Figur 1. Skolereformen. Innføringen av den norske 9-årige skolereformen

Randomisering – bortimot umulig med utdanning som eksponeringsvariabel

Et ideelt forskerdesign vil være å randomisere forsøkspersoner i grupper med ulik utdanningslengde (26). Logikken er da at det er tilfeldig hvem som havner i de ulike grupper (randomisering). På den måten blir gruppene like med hensyn til alle egenskaper, unntatt utdanningslengde, som har betydning for utfallet. Dersom vi observerer forskjeller i respons mellom gruppene, kan vi konkludere at dette skyldes forskjeller i utdanningslengde, og ingenting annet. Av flere grunner, mellom annet etiske, kostnadmessige og praktiske, så er imidlertid ikke et slik eksperiment realistisk.

Naturlige eksperimenter og skolereformer

Over de to siste tiår har de epidemiologiske og økonomiske fagmiljøer benyttet seg av naturlige eksperimenter for å oppnå randomisering. Individene fordeles da tilfeldig i en eksperiment- og kontrollgruppe utfra naturlige forhold som er utenfor både forsøkspersonene og forskernes kontroll (27, 28). Naturlige eksperimenter forårsakes ofte av politiske reformer, som for eksempel

innføringen av 9-årig skolegang. Slike skolereformer ble innført i de fleste vest-europeiske land og i USA og Canada på ulike tidspunkter i det forrige århundre. Et typisk trekk ved disse reformene var at antall år med obligatorisk skolegang økte fra syv til ni år. Reformene ble innført på nasjonalt nivå, og inkluderte alle barn i skolepliktig alder. Innføringstidspunktene var tilfeldige med hensyn til kjente og ukjente egenskaper ved barna. Man fikk da to grupper: en gruppe barn og unge med 7 års skolegang (kontrollgruppen), og en gruppe med 9 års skolegang (eksperimentgruppen). Hvilken gruppe barna havnet i ble bestemt av deres fødselsår og innføringstidspunktet for reformene. Mange forskere har benyttet seg av disse skolereformene for å estimere kausaleffekten av utdanning på ulike helseutfall (dødelighet og sykkelighet) og på helseatferd. Sentrale oversiktsartikler som sammenfatter metode og de viktigste funn er: Galama et al. (2018), Grossman (2015), Eide og Showalter (2011), Gathman et al. (2015) og Glymour og Manly (2018) (12–15, 29).

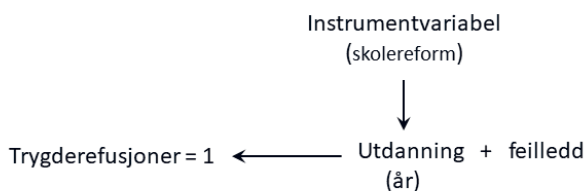
Skolereformene er spesielt egnet til å håndtere de ikke-målbare (uobserverbare) egenskapene ved individene. Det betyr at vi kan estimere effekten av utdanningens lengde selv om vi ikke har data om karakteristika ved individene som evner, bosted, tidspreferanser og tannsykdom (30–32). Analysene utføres ofte på registerdata. Disse dataene er på populasjonsnivå, og de inneholder informasjon om de relevante eksponerings- og utfallsmål over lange tidsrom. Analyseteknikken krever mye datakraft. Informasjonsteknologi-revolusjonen over de siste tiår har imidlertid gjort det enklere å analysere den datamengden som nå er blitt tilgjengelig via store registerdatasett.

Innføringen av 9-årig obligatorisk skole i Norge

I Norge ble 9-årig obligatorisk skolegang innført over en periode på 13 år; fra 1960–1972 (33, 34). Før reformen var skolestart ved 7-års alderen, og skoleslutt ved 14-års alderen. Etter reformen, begynte elvene fortsatt på skolen ved 7-års alder, men de avsluttet ved 16-års alderen. Innenfor perioden 1960 til 1972 stod kommunene fritt til å bestemme når de ønsket å innføre reformen. Derfor, over denne perioden, hadde man i Norge to obligatoriske skolesystemer. Noen kommuner innførte reformen tidlig, andre sent (figur 1). Dette gir oss tidsvariasjon i utdanningens lengde innenfor samme kommune. Vi er da i stand til å sammenligne sannsynligheten for å få trygdefinansiert tannpleie for personer som har hatt 9-årig obligatorisk skolegang mot dem som ikke har hatt (9–11).

Instrumentvariabel estimering

En standardmetode for å måle effekter i naturlige eksperimenter, slik som innføringen av obligatorisk 9-årig skolegang, er å bruke instrumentvariabel estimering. Denne teknikken utdypes ikke her,



Figur 2. Analysediagram. Estimering av kausaleffekter ved bruk av instrumentvariabel

siden den er vel beskrevet i lærebøker og oversiktsartikler (30–32, 35). Vi nøyer oss derfor bare med å gi en kortfattet innføring i tankegangen bak metoden med utgangspunkt i figur 2. Metoden består av en to-steps regresjonsmodell.

I første steget, er utdanningens lengde avhengig variabel som forklares med innføringen av skolereformen. Dette gir variasjon i utdanningen som kun skyldes hvorvidt personen har vært eksponert til 9-årig obligatorisk skolegang eller ikke.

I andre steget, brukes de predikerte verdiene fra første steget til å estimere sannsynligheten for å få trygdefinansiert tannpleie. Dette kan tolkes som en kausal/årsaks effekt. Antakelsen er at hvorvidt en person har blitt eksponert til skolereformen eller ikke, bare påvirker sannsynligheten for trygdefinansiert tannpleie gjennom den predikerte lengden på utdanningen. Dette er en plausibel antakelse, siden tidspunktet for når reformen ble innført i den enkelte kommune ikke kan ha vært bestemt av verken forskerne eller av karakteristika ved skoleelevene.

Data, utfallsmål og regresjonsmodell

I analysene kobles data om innføringstidspunktet av skolereformen med data om hvorvidt personene har mottatt trygdefinansiert tannpleie eller ikke. De sistnevnte data hentes fra den elektroniske databasen for Kontroll og Utbetalinger av Helserefusjoner (KUHR) som eies av Helsedirektoratet (<https://www.helsedirektoratet.no/tema/statistikk-registre-og-rapporter/helsedata-og-helseregistre/kuhr>). Statistisk Sentralbyrå har opplysninger om personenes fødselsdato og bostedsadresse tilbake til 1960. På den måten kan vi knytte tilgjengeligheten til trygdefusjoner direkte opp mot hvorvidt personen har vært eksponert til 9-årig skolegang eller ikke i perioden 1960–1972 (<https://www.ssb.no/utdanning/norsk-standard-for-utdanningsgruppering>). Forskningsprosjektet der de ulike typer data ble koblet mot hverandre krevde godkjenning fra Den Regionale Komité for Medisinsk og Helsefaglig Forskningsetikk (Prosjektnummer 2013/1844). Vår oversiktsartikkel krevde ingen ytterligere godkjenning.

Resultatene fra andre stegs regresjonen presenteres for tre utfallsmål:

- sannsynligheten for å motta trygdefusjoner, alle typer behandlinger
- sannsynligheten for å motta trygdefusjoner for periodontal behandling
- sannsynligheten for å motta trygdefusjoner for protetiske erstatninger, inkludert implantatforankret protetik

I Norge må pasienten betale noe egenandeler, mellom annet for undersøkelser, selv om behandlingen dekkes av trygden. Egenandelens størrelse varierer med behandlingens type og omfang. Det vil være høyere egenandeler for protetiske erstatninger enn for periodontal behandling. Det kan derfor tenkes at utdanningsforskjellene er størst der egenandelen er høyest.

I alle analyser bruker vi en lineær regresjonsmodell (36). Regresjonskoeffisienten kan da tolkes som endringen i sannsynligheten for å få trygdefinansiert tannpleie, uttrykt i prosentpoeng, når utdanningens lengde øker med ett år. Dette er et mål på den absolutte endringen. Vi presenterer også den relative endringen, uttrykt i prosent.

Resultater

Avhenger tilgjengeligheten til trygdefinansiert tannpleie av utdanning?

I alle våre analyser finner vi at sannsynligheten for å motta trygdefinansiert tannpleie øker med lengden på utdanningen; dvs. de med lang utdanning har størst nytte av tilbudet (tabell 1). For alle typer behandlinger sett under ett, er effekten 2 prosentpoeng, eller uttrykt i relative størrelser 15 %.

Som forventet er effektene størst for protetiske erstatninger, inkludert implantatforankret protetik. For menn øker sannsynligheten for slike erstatninger med 30 % med ett års ekstra utdanning. For kvinner er det ingen effekt. For de to andre utfallsmålene er effektene like for menn og kvinner.

Utdanningseffekten underestimeres ved vanlig regresjonsanalyse

I tabell 1 presenteres også resultatene fra en vanlig regresjonsanalyse (OLS). For alle utfallsmålene, er andre stegs estimatene om lag dobbelt så høye som OLS estimatene. Dette indikerer at tannsykdom er en viktig bakenforliggende variabel som er utelatt fra OLS estimeringen. Det er mindre sannsynlig at evner, bosted og tidsprefranser er viktige bakenforliggende variabler. Dette fordi OLS estimatet er skjevt mot 0 («downward biased»).

Forskjellen i OLS estimatene og andre stegs estimatene underbygger betydningen av å bruke et design og en analysetilnærming

Tabell 1. Hovedresultater. Effekter av utdanning på sannsynligheten for å motta trygdefinansiert tannpleie.

Variabel	Sannsynligheten for å motta trygderefusjoner – alle typer behandlinger ¹	Sannsynligheten for å motta trygderefusjoner for periodontal behandling ²	Sannsynligheten for å motta trygderefusjoner for protetiske erstatninger, inkludert implantatforankret protetik ³
	Menn og kvinner	Menn og kvinner	Menn
2. stegs regresjonsestimat	0,020	0,017	0,0067
Andel som fikk trygdefinansiert tannpleie	0,13	0,10	0,022
Prosentvis økning i andelen som fikk trygdefinansiert tannpleie når utdanningen øker med 1 år	15 %	17 %	30 %
Ordinary Least Squares regresjonsestimat	0,010	0,006	0,0039
Antall individer	84 599	90 528	53 544

¹ Grytten J, Skau I. Do patients with more education receive more subsidized dental care? Evidence from a natural experiment using the introduction of a school reform in Norway as an instrumental variable. *Med Care* 2018; 56: 877–82.

² Grytten J, Skau I. The impact of education on the probability of receiving periodontal treatment. Causal effects measured by using the introduction of a school reform in Norway. *Soc Sci Med* 2017; 188: 128–36.

³ Grytten J, Skau I. Inequalities according to level of education in access to fixed prosthodontic treatment in Norway. Causal effects using the introduction of a school reform as an instrumental variable. *Social Science & Medicine*. 2020; 260: 113105.

der både observerbare og ikke-observerbare variabler har vært kontrollert for.

Diskusjon – realiteter og muligheter

Det er få studier som har belyst de fordelingsmessige effekter av trygdefinansiert tannpleie. Det finnes en deskriptiv studie, hvis resultater samsvarer med våre funn. I en europeisk studie (survey) som omfattet 11 land, fant en at selv i land med offentlige forsikringsordninger var tilgjengeligheten til tjenesten bedre for de høyt utdannede enn for de lavt utdannede (37). I alle de nordiske land tilbys hovedtyngden av tannhelsetjenester til voksenbefolkningen av privatpraktiserende tannleger (3). Omfanget av trygderefusjoner varierer fra land til land. Men i samtlige land er det et bærende prinsipp at de offentlige forsikringsordningene til tannpleie er basert på stykkprisrefusjoner (3). Vi skal selvsagt være forsiktige med å generalisere våre funn til de øvrige nordiske land. Likevel, utfra de fellestrekk i måten tannhelsetjenesten er organisert og finansiert på, er det grunn til å tro at våre funn fra Norge også har gyldighet i de andre landene.

Det er ikke opplagt hvordan forskjellene i tilgjengeligheten til trygdefinansiert tannpleie mellom utdanningsgrupper kan reduseres, eventuelt elimineres. Ett alternativ er å sette inn tiltak som styrker etterspørselssiden, for eksempel ved å tilby informasjon om trygdeordningene på en måte som er lett forståelig også til personer med kort utdanning. Det er likevel ikke utenkelig at selv med informasjonskampanjer, så vil noe av ulikhetene bestå.

Et mer grunnleggende spørsmål er imidlertid hvorvidt dagens trygdefinansiering basert på stykkprisrefusjoner er hensiktsmessig for å utjevne utdanningsforskjellene. En opplagt svakhet ved dagens ordning er at bare de som oppsøker tannhelsetjenesten nyter godt av den. Tradisjonelt, har disse pasientene også minst behov, og høyest inntekt (38). Med andre ord, de som trenger det minst får mest. Dette taler for organisasjons- og/eller finansieringsreformer som i større grad enn i dag forsøker å fange opp de som faller utenfor dagens ordning.

Her er det flere alternativer. For eksempel, på organisasjonssiden kan et alternativ være lav-terskel tilbud av oppsøkende karakter. Dette kan særlig rettes mot grupper med kort utdanning og som sjelden eller aldri oppsøker tannhelsetjenesten. På finansieringssiden kan et alternativ være å gi tannlegene et populasjonsansvar (39, 40). Dette kan gjøres ved å innføre et listepasientsystem med delvis per capita-avlønning, som det er gjort for deler av voksenbefolkningen i Sverige (3). På den måten kan båndene mellom tannlege og pasient styrkes – pasientene vet da hvilken tannlege de har krav på behandling fra, og tannlegene vet hvilke pasienter de har ansvaret for. Dette kan bidra til større trygghet i tannlege-pasientforholdet, mellom annet ved at tilgjengeligheten blir sikret. Tannlegen blir da ansvarlig for å tilby et fullverdig behandlingstilbud til alle sine listepasienter uavhengig av utdanningsnivå, også inkludert alle de med stort behandlingsbehov.

I våre studier benyttet vi oss av et naturlig eksperiment der man forutsatte at individene ble tilfeldig fordelt i to grupper: en gruppe barn og unge med 7 års skolegang (kontrollgruppen), og en gruppe

med 9 års skolegang (eksperimentgruppen). Tankegangen bak dette designet er at vi kontrollerer bort mulige tredjevariabler som kan være korrelert både med utdanningens lengde og sannsynligheten for å motta trygdefinansiering av tannhelsetjenester. En styrke ved forskerdesignet er at hvorvidt vi har lyktes i å kontrollere bort mulige tredjevariabler, kan etterprøves. Dette kan gjøres på minst to måter (9–11).

For det første man kan gjøre en placebo-test. Dette er som et eksperiment der vi tenker oss at skolereformen ble innført tidligere enn den faktisk ble innført. I et slikt eksperiment skal reformen ikke ha noen effekt på våre utfallsvariabler. Om vi finner effekter, så må instrumentvariabelen (= skolereformen) være korrelert med en eller flere tredje variabler. I praksis betyr dette at tilgangen til trygdefinansiert tannpleie bestemmes av andre forhold enn utdanning. Vi utførte placebo tester i alle våre studier (9–11). I disse testene fant vi ingen effekter av utdanningens lengde på sannsynligheten for å motta trygdefinansiering av tannhelsetjenester. Dette underbygger at våre resultater, rapportert i tabell 1, kan forklares ved utdanningens lengde, og ikke av en eller flere tredje variabler.

For det andre, vi kan utvide selve instrumentvariabel analysen med å inkludere observerbare kontrollvariabler. Vi undersøker da om regresjonsestimatet er forskjellig med og uten kontrollvariabler inkludert. Om så er tilfelle, tyder dette på at innføringstidspunktet for skolereformen ikke er tilfeldig, men korrelert med de relevante kontrollvariabler. Antakelsen om randomisering er da ikke oppfylt. Vi utførte tilleggsanalyser med flere typer kontrollvariabler på individnivå: kjønn, sivilstatus, sysselsettingsstatus, husholdningsinn-

tekt før og etter skatt og uførepensjon (9–11). Regresjonsestimatene, rapportert i tabell 1, ble ikke endret med disse variablene inkludert i analysene.

En begrensning ved den litteraturen, våre studier inkludert, der skolereformer blir brukt for å estimere kausale effekter av utdanning på ulikheter i helse og i tilgjengelighet til helsetjenester (for oversikt over internasjonal litteratur se 12–15), er at kvaliteten på skoletilbudet ikke måles eksplisitt. Man antar at det er en sammenheng mellom utdanningens lengde og kvalitet, målt som læringsutbytte. Sannsynligvis, og langt på vei vil dette være riktig. Like fullt, det er en begrensning ved den foreliggende litteraturen på feltet og som forhåpentligvis vil kunne belyses i fremtidige forskningsprosjekter.

Konklusjon

Trygdefinansiering basert på stykkprisrefusjoner er den rådende modellen myndighetene i dag bruker for å fordele midler til tannbehandling til voksne. Våre funn indikerer at det, utfra et fordelingsperspektiv, ikke er opplagt at dette i fremtiden bør være den eneste måten disse trygdemidlene fordeles etter. Finansieringsmodellen sikrer ikke automatisk likhet i tilgjengeligheten til trygdefinansierte tannhelsetjenester utfra befolkningens utdanningsnivå. Tvert om, resultatene viser ulikheter i hvem som får og hvem som ikke får trygderefusjoner. Studiene er utført med utgangspunkt i innføringen av en norsk skolereform og med en analysetilnærming hvor kausalitet tilsiktes.

REFERANSER

- Holst D. Varieties of oral health care systems. Public dental services: organisation and financing of oral health care services in the Nordic countries. In: Pine CM, Harris E, eds. *Community Oral Health*. 2nd ed. New Malden, Surrey: Quintessence Publishing, 2007: 283–91.
- Widström E, Ekman A, Aandahl LS et al. Developments in oral health policy in the Nordic countries since 1990. *Oral Health Prev Dent*. 2005; 3: 225–35.
- Bilde L, Bækø C, Kiil A. Hva ved vi om brukerbetaling og etterspørsel etter voksentandpleje? – Del II: International sammenligning af erfaringer med brugerbetaling i voksentandplejen. VIVE 2018.
- Grytten J. Models for financing dental services. A review. *Community Dent Health*. 2005; 22: 75–85.
- Evans RG, Williamson MF. *Extending Canadian health insurance: options for pharmacare and denticare*. 1st ed. Toronto: University of Toronto Press, 1978.
- Grytten J. The Norwegian dental care market. Empirical studies on accessibility and supplier inducement in the adult population [doktoravhandling]. Oslo: Universitetet i Oslo, 1992.
- Somkotra T, Detsomboonrat P. Is there equity in oral healthcare utilization: experience after achieving Universal Coverage. *Community Dent Oral Epidemiol*. 2009; 37: 85–96.
- Maserejian NN, Trachtenberg F, Link C et al. Underutilization of dental care when it is freely available: a prospective study of the New England Children's Amalgam Trial. *J Public Health Dent*. 2008; 68: 139–48.
- Grytten J, Skau I. Do patients with more education receive more subsidized dental care? Evidence from a natural experiment using the introduction of a school reform in Norway as an instrumental variable. *Med Care*. 2018; 56: 877–82.
- Grytten J, Skau I. The impact of education on the probability of receiving periodontal treatment. Causal effects measured by using the introduction of a school reform in Norway. *Soc Sci Med*. 2017; 188: 128–36.
- Grytten J, Skau I. Inequalities according to level of education in access to fixed prosthodontic treatment in Norway. Causal effects using the introduction of a school reform as an instrumental variable. *Social Science & Medicine*. 2020; 260: 113105.
- Galama T, Lleras-Muney A, van Kippersluis H. The effect of education on health and mortality: a review of experimental and quasi-experimental evidence. *Oxford Research Encyclopedia of Economics and Finance* 2018.
- Grossman M. The relationship between health and schooling? What's new? *Nordic J Health Econ*. 2015; 3: 7–17.
- Eide ER, Showalter MH. Estimating the relation between health and education: what do we know and what do we need to know? *Econ Edu Rev*. 2011; 30: 778–91.
- Gathmann C, Jürges H, Reinhold S. Compulsory schooling reforms, education and mortality in twentieth century Europe. *Soc Sci Med*. 2015; 127: 74–82.
- Meghir C, Palme M, Simeonova E. Education and mortality: evidence from a social experiment. *Am Econ J Appl Econ*. 2018; 10: 234–56.
- Fischer M, Karlsson M, Nilsson T. Effects of compulsory schooling on mortality: evidence from Sweden. *Int J Environ Res Public Health*. 2013; 10: 3596–618.

18. Grytten J, Skau I, Sørensen RJ. Educated mothers, healthy infants. The impact of a school reform on the birth weight of Norwegian infants 1964–2005. *Soc Sci Med.* 2014; 105: 84–92.
19. Grytten J, Skau I, Sørensen R. Who dies early? Education, mortality and causes of death in Norway. *Soc Sci Med.* 2020; 245: 112601.
20. Grossman M. Education and nonmarket outcomes. In: Hanushek EA, Welch F, eds. *Handbook of the Economics of Education*. 2nd ed. Amsterdam: Elsevier, 2006.
21. Listl S, Jürges H, Watt RG. Causal inference from observational data. *Community Dent Oral Epidemiol.* 2016; 44: 409–15.
22. Grytten J. The impact of education on dental health – ways to measure causal effects. *Community Dent Oral Epidemiol.* 2017; 45: 485–95.
23. Oreopoulos P, Salvanes KG. Priceless: the nonpecuniary benefits of schooling. *J Econ Perspect.* 2011; 25: 159–84.
24. Grossman N, Kaestnar R. Effects of education on health. In: Behrman JR, Stacey N, eds. *The Social benefits of education*. 1st ed. Ann Arbor: The University of Michigan Press, 1997.
25. Fuchs VR. Time preference and health: an exploratory study. In: Fuchs VR, eds. *Economic aspects of health*. 1st ed. Chicago: University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research, 1982: 93–120.
26. Deaton A, Cartwright N. Understanding and misunderstanding randomized controlled trials. *Soc Sci Med.* 2018; 210: 2–21.
27. Rassen JA, Brookhart MA, Glynn RJ et al. Instrumental variables I: instrumental variables exploit natural variation in nonexperimental data to estimate causal relationships. *J Clin Epidemiol.* 2009; 62: 1226–32.
28. Deaton A. Instruments, randomization, and learning about development. *J Econ Lit.* 2010; 48: 424–55.
29. Glymour MM, Manly JJ. Compulsory schooling laws as quasi-experiments for the health effects of education: reconsidering mechanisms to understand inconsistent results. *Soc Sci Med.* 2018; 214: 67–9.
30. Angrist JD, Pische JS. Mostly harmless econometrics. An empiricist's companion. 1st ed. Princeton: Princeton University Press, 2009: 113–218.
31. Stock JH. Instrumental variables in statistics and econometrics. In: Smelser NJ, Baltes P, eds. *International encyclopedia of the social behavioral sciences*. Amsterdam: Elsevier, 2001: 7577–82.
32. Wooldridge JM. *Introductory econometrics. A modern approach*. International edition. 5th ed. South-Western: Cengage Learning, 2013: 64–108, 490–557.
33. Lie SS. Regulated social change: a diffusion study of the Norwegian comprehensive school reform. *Acta Sociol.* 1973; 16: 332–52.
34. Telhaug AO. Den 9-årige skolen og differensieringsproblemet. En oversikt over den historiske utvikling og den aktuelle debatt. Oslo: Lærerstudentenes Forlag, 1969.
35. Martens EP, Pestman WR, de Boer A et al. Instrumental variables. Application and limitations. *Epidemiology.* 2006; 17: 260–7.
36. Angrist JD. Estimation of limited dependent variables models with dummy endogenous regressors. *J Bus Econ Stat.* 2001; 19: 2–28.
37. Palència L, Espelt A, Cornejo-Ovalle M et al. Socioeconomic inequalities in the use of dental care services in Europe: what is the role of public coverage? *Community Dent Oral Epidemiol.* 2014; 42: 97–105.
38. Grytten J, Holst D, Skau I. Demand for and utilization of dental services according to household income in the adult population in Norway. *Community Dent Oral Epidemiol.* 2012; 40: 297–305.
39. Grytten J. Trygdepolitiske problemstillinger i tannhelsestjenesten – en oversikt. *Nor Tannlegeforen Tid.* 2010; 120: 308–15.
40. Grytten J. Payment systems and incentives in dentistry. *Community Dent Oral Epidemiol.* 2017; 45: 1–11.

ENGLISH SUMMARY

Grytten J.

Level of Education and Access to Subsidized Dental Care in Norway

Nor Tannlegeforen Tid. 2021; 131: 24–30

Equality in access to health services, including dental services, has been an important principle in the development of Scandinavian welfare policy. This principle has been an important justification for totally or partially subsidized dental care for adults. A common assumption is that the use of public subsidies reduces inequalities in access to services. In this paper, we summarize the results from a research project in which we tested this assumption.

This study was carried out with national and representative register data, using the introduction of 9 years of compulsory education in Norway to create variation in the length of education. The reform was introduced at the level of the municipalities dur-

ing a period of 13 years, from 1960 to 1972. Before the reform compulsory education was 7 years. The reform can be seen as a natural experiment in which people were randomly selected into an experimental group (9 years compulsory schooling) and a control group (7 years compulsory schooling) according to factors beyond the control of the test subjects and the researchers. The results show inequalities in access to subsidized dental care, in favour of those with long education. The conclusion is that a welfare scheme based on subsidies is of most benefit to people with longer education.