

CAST – Center for Anvendt
Sundhedstjenesteforskning og
Teknologivurdering

Syddansk Universitet
J. B. Winsløvs Vej 9B, 1. sal
5000 Odense C

Telefon: 6550 1000
Fax: 6550 3880

CAST rapport

Effekten af private sundhedsforsikringer på forbruget af offentligt finansierede sygehusydelse

Maj 2011

Adjunkt Rikke Søgaard, CAST
Professor Mickael Bech, Enheden for Sundhedsøkonomi
Centerleder Jens Olsen, CAST

Kolofon

Titel	Effekten af private sundhedsforsikringer på forbruget af offentligt finansierede sygegydelser
Forfattere	Adjunkt Rikke Søgaard, CAST Professor Mickael Bech, Enheden for Sundhedsøkonomi Centerleder Jens Olsen, CAST
Institut	CAST – Center for anvendt sundhedstjenesteforskning og teknologivurdering
Forlag	Syddansk Universitet
Udgivelsesdato	Maj 2011
Trykkested	Syddansk Universitet, Print and Sign
ISBN nummer	978-87-92699-11-4

Forord

Dette arbejde blev initieret på opfordring af Indenrigs- og Sundhedsministeriet, som i efteråret 2010 ønskede eksterne forskeres analyse af hvorvidt arbejdsgiverbetalte sundhedsforsikringer reducerer ventetiden ved offentlige danske sygehuse. Ministeriet udarbejdede i den forbindelse Kommissorium for undersøgelse af sundhedsforsikringer (sagsnummer 1003952), hvorefter der blev indgået samarbejdsaftale med CAST – Center for Anvendt Sundhedstjenesteforskning og medicinsk teknologivurdering, Syddansk Universitet. Indenrigs- og Sundhedsministeriet har således alene bistået med tilvejebringelse af udvalgte registerdata.

Professor ved Forskningsenheden for Sundhedsøkonomi, Syddansk Universitet, cand.oecon. Kjeld Møller Pedersen har kommenteret en tidligere version af rapporten. Ph.d.-studerende ved Forskningsenheden for Sundhedsøkonomi, Syddansk Universitet, cand.oecon. Morten Saaby Pedersen har ydet praktisk bistand ved dataanalyserne og ligeledes kommenteret en tidligere version af rapporten. Forfatterne ønsker at takke for disse input, mens det understreges, at forfatterne alene er ansvarlige for rapportens indhold.

Forfatterne ønsker også at takke brancheforeningen Forsikring og Pension og dennes medlemmer, som har leveret interventionsvariablen dvs. information om hvilke borgere der i 2007 havde en sundhedsforsikring. Konsulent, cand.polit. Vibeke Borchsenius har i den forbindelse været behjælpelig med information om hvordan denne interventionsvariabel er tilvejebragt.

Rapportens hovedkonklusioner er beskrevet i et kort resumé. Dele af rapporten kan med fordel springes over af læseren med størst interesse for resultaterne. I særdeleshed rummer metodeafsnittet en række tekniske detaljer, som henvender sig mest til den mere metodisk interesserede læser.

Indholdsfortegnelse

Resume med hovedkonklusioner	5
Baggrund	7
<i>Sundhedsforsikringer i Danmark</i>	7
<i>Effekt på ventetiden ved offentlige sygehuse</i>	8
<i>Effekt på forbruget af offentligt finansierede sygehusydelser</i>	9
<i>Formål</i>	10
<i>Hypoteser bag den empiriske analyse</i>	11
Metode	12
<i>Analysetilgang</i>	12
<i>Population</i>	14
<i>Interventionsvariabel</i>	15
<i>Matching variable</i>	15
<i>Effektparametre</i>	16
<i>Frafald</i>	17
<i>Etik og anmeldelse</i>	17
Resultater	18
<i>Populationen</i>	18
<i>Forskelle mellem forsikrede og ikke-forsikrede</i>	18
<i>Matching og kvaliteten af denne</i>	22
<i>Effekten af sundhedsforsikring på overordnet forbrug</i>	25
<i>Effekten af sundhedsforsikring indenfor individuelle proceduregrupper</i>	27
<i>Robustheden af matching estimatorerne</i>	29
<i>Afledte effekter i primærsektor eller på receptpligtig medicin</i>	29
Diskussion	31
<i>Eksisterende litteratur</i>	31
<i>Validitet af data og analysetilgang</i>	32
<i>Konklusion</i>	35
Referencer	36
Appendiks	38
1 <i>Fordeling af propensity scores</i>	38
2 <i>Definition af variable</i>	39
3 <i>Balancering af person- og virksomhedskarakteristika før og efter matching</i>	41
4 <i>Test af alternative specifikationer for 1:1 Nearest Neighbour</i>	45
5 <i>Resultater af OLS regression</i>	46
6 <i>Test af alternative matching estimatorer i 10% stikprøve</i>	47

Resume med hovedkonklusioner

Antallet af private sundhedsforsikringer er siden ændringen af Ligningsloven i 2002, hvorefter de forsikrede ikke skulle betale indkomstskat af værdien af præmien, steget til omkring 1 mio. Et af argumenterne for at indføre skattefrihed for de forsikrede var, at det ville reducere ventelisterne til de offentlige hospitaler i kraft af, at borgere med sundhedsforsikring ville søge behandling på privathospital frem for at blive stående på venteliste til behandling i det offentlige. Denne hypotese er imidlertid ikke mulig at teste direkte.

Ventetid og ventelister ved offentlige hospitaler er en funktion af adskillige andre faktorer end antallet af sundhedsforsikringer. Det gælder f.eks. sygdomsbyrde, indikationsmønstre, forventninger, produktionskapacitet og -udnyttelse samt ikke mindst ændringer i sundhedssektoren, som f.eks. det udvidede frie valg med ventetidsgaranti. Ligeledes bør det bemærkes at Ligningsloven alene medfører en skattefordel for personer med arbejdsgiverbetalt sundhedsforsikring. Individuelt tegnede forsikringer, som udgør omkring 10% af alle sundhedsforsikringer, burde dermed ekskluderes i en idealanalyse. Dette har imidlertid ikke været muligt på det tilgængelige datagrundlag.

Hypotesen bag nærværende empiriske analyse er således, at privat sundhedsforsikring kan føre til et reduceret forbrug af offentligt finansierede sygehusydelser, fordi der kan være en substitutionseffekt, dvs. at personer med privat sundhedsforsikring substituerer offentligt finansierede sygehusydelser med privatfinansierede sygehusydelser, bl.a. fordi de derved opnår reduceret ventetid. Såfremt sundhedsforsikrede således viser sig at have et mindre forbrug end sammenlignelige ikke-sundhedsforsikrede vil man, alt andet lige, kunne tilskrive dette deres forsikringsstatus – og dermed hævde, at privat sundhedsforsikring potentielt letter ventelisterne ved de offentlige sygehuse.

Det er kendt fra tidligere studier, at sundhedsforsikrede adskiller sig fra ikke-sundhedsforsikrede. Derfor benytter nærværende analyse sig af en økonometrisk metode, såkaldt *propensity score matching*, for at sikre, at sundhedsforsikrede så vidt muligt er sammenlignelige med ikke-sundhedsforsikrede på alle andre karakteristika relateret til deres forbrug af sygehusydelser end deres forsikringsstatus.

Datagrundlaget for analysen er indsamlet fra adskillige af de danske registre, herunder Landspatientregistret, Lægemiddelregistret, Sygesikringen, Integreret Dansk Arbejdsmarkedsregister, register for Personer udenfor ordinær beskæftigelse og Dødsårsagsregistret, for perioden 2004 til 2009. Populationen omfatter alle fuldtidsbeskæftigede (dvs. med arbejdstid >27 timer per uge) i lønnet arbejde (N=2.206.399).

Studiet er unikt ved at være det første skandinaviske studium, som undersøger effekten af private sundhedsforsikringer på forbrug af sygehusydelser, ligesom det er det første af sin art, der inkluderer den samlede danske arbejdsstyrke.

Analysens hovedfund er følgende (alle beløb er i 2009-DKK):

- Privat sundhedsforsikring er associeret med et statistisk signifikant reduceret forbrug af offentligt finansierede sygehusydelser på 385 kr. per person per år.

Opdelt på typer af aktivitet fordeler beløbet sig med 68 kr. på ambulans og 316 kr. på indlagt aktivitet.

- På procedureniveau er privat sundhedsforsikring associeret med et lavere forbrug (relative reduktioner angivet i parentes) af offentligt finansierede ydelser under kategorierne for nervesystemet (13%); åndedrætsorganer, brystkasse, mediastinum og diafragma (12%); fordøjelsesorganer og milt (13%); urinveje, mandlige kønsorganer og retroperitonealt væv (9%); kvindelige kønsorganer (11%); obstetriske procedurer (13%); bevægeapparatet (13%) samt mindre kirurgiske procedurer (12%).
- Der synes ikke at være afledte effekter på forbrug ved praktiserende læger, som jo typisk henviser til behandling i den private sektor. Imidlertid er der blandt sundhedsforsikrede et større forbrug af fysioterapi og tandlægeydelser under Sygesikringen, om end de gennemsnitlige værdier er i størrelsesordenen 9 kr. og 3 kr. per person per år. Lignende systematiske forskelle kunne ikke vises for offentligt finansieret forbrug hos speciallæger eller for forbrug af receptpligtig medicin.
- De sundhedsforsikrede er ikke repræsentative for arbejdsstyrken. De sundhedsforsikrede var i 2007 marginalt yngre og i højere grad mænd, gifte, etnisk danske, bosiddende på Sjælland, uddannede, fuldtidsarbejdende, ansat i aktieselskaber og med tydelig overrepræsentation i visse brancher. Endvidere havde de sundhedsforsikrede en væsentligt højere gennemsnitlig årsløn end ikke-sundhedsforsikrede. Helbredsmæssigt var de sundhedsforsikrede mindre "syge", i hvert fald udtrykt ved deres historiske forbrug af ydelser i primærsektor, sekundærsektor og på receptpligtig medicin.

Rapportens fund kan ikke omsættes til egentlige policy anbefalinger uden nærmere diskussion af en række centrale antagelser og forudsætninger. Først og fremmest mangler der en direkte relation mellem privat sundhedsforsikring og ventelister ved offentlige hospitaler. De tidligere nævnte samvirkende forhold som f.eks. sygdomsbyrde, indikationsmønstre, forventninger og produktionskapacitet influerer efterspørgslen og udbuddet – og dermed også indirekte omfanget af ventetid og ventelister, der i sin simpleste definition jo opstår når udbuddet ikke kan matche efterspørgslen.

I relation til ventelister bør analysens resultater derfor snarere tolkes sådan, at privat sundhedsforsikring har en positiv indflydelse på ventelisterne til offentligt finansierede sygehusydelser, såfremt det kan vises, at forsikrede bruger færre sygehusydelser end nogenlunde sammenlignelige ikke-forsikrede. Dermed vil der blive frigjort ressourcer i det offentlige sygehusvæsen.

Analysen viser et signifikant reduceret forbrug af såvel ambulans som indlagt offentligt finansieret sygehusaktivitet blandt sundhedsforsikrede. Resultatet er endvidere fundet robust overfor såvel statistisk som metodisk usikkerhed.

Konklusionen er således at sundhedsforsikring, blandt 18-65-årige danskere i lønnet arbejde, er forbundet med et reduceret forbrug af offentligt finansierede sygehusydelser.

Baggrund

I maj 2002 blev Ligningsloven ændret således, at arbejdsgivere kunne tilbyde medarbejdere sundhedsforsikringer med skattefrihed for værdien af præmien, forudsat at alle medarbejdere i virksomheden var omfattet af forsikringen (Folketinget 2001). Skattefriheden betyder i praksis, at medarbejderen ikke beskattes af forsikringsværdien, ligesom arbejdsgiveren der betaler forsikringspræmien kan betragte det som en almindelig driftsomkostning.

Antallet af sundhedsforsikringer er siden ændringen af Ligningsloven i 2002 steget fra under 50.000 til omkring 1 mio. (Forsikring og Pension 2010). Dermed andrager markedet i dag en anslået omsætning på 1,5 mia.

Sundhedsforsikringer i Danmark

Den typiske sundhedsforsikring dækker udgifter til lægehenviste undersøgelser, behandlinger og genoptræning foretaget i det private sundhedsvæsen. Det er således et krav for dækning, at der ligger en lægehenvielse bag ydelsen.

Der findes forskellige typer af sundhedsforsikringer. De mest almindelige, som også har den bredeste dækning, er de såkaldte behandlingsforsikringer. Udover at dække undersøgelser, behandlinger og genoptræning dækker enkelte også fysioterapi, kiropraktik og psykologhjælp, hvortil der i det offentlige sundhedsvæsen er en høj grad af brugerbetaling. Behandlingsforsikringerne dækker imidlertid ikke forebyggelse, så der findes en gruppe af tillægsforsikringer, de såkaldte sundheds- og forebyggelsesordninger, som typisk tegnes med henblik på at udvide dækningen af behandlingsforsikringer til også at omfatte forebyggelse. En arbejdsgiver kan med en sådan tillægsforsikring tilbyde sine medarbejdere et forebyggende helbredstjek, rygestopprogrammer og lignende.

En anden type af forsikringer er arbejdssundhedsforsikringerne, som kun dækker skader, der er arbejdsrelaterede. Til gengæld har disse forsikringer fokus på forebyggelse og dækker således også udgifter til forebyggende behandlinger ved f.eks. fysioterapeuter, zoneterapeuter og massører.

Fordelingen af sundhedsforsikringer på forsikringstyper var i 2009 omkring 88% på behandlingsforsikringer, omkring 10% på arbejdssundhedsforsikringer og mindre end 2% på øvrige typer (Forsikring og Pension 2010). Fordelingen af erstatningsudgifter på ydelsestyper var i samme år 67% på operationer, 10% på psykolog og psykiater, 17% på fysioterapi og kiropraktik og 6% på øvrige ydelser (Forsikring og Pension 2010).

Der ses i denne rapport bort fra øvrige typer af sundhedsforsikringer, herunder sundhedstilskudsforsikringen *danmark*, som typisk dækker en del af brugerbetalingen ved tandlægegydelser, optikerydelser, fysioterapi, kiropraktik og lignende, samt de såkaldte kritisk sygdomsforsikringer, som udbetaler kompensationer ved kritisk sygdom uafhængig af konkret forbrug af sundhedsydelser.

De væsentligste incitament for at tegne eller få adgang til privat sundhedsforsikring viste sig i en rundspørge, blandt 1.031 tilfældigt udvalgte borgere mellem 18 og 65 år, at være kortere ventetid til sundhedsydelser (som også udbydes i det offentlige sundhedsvæsen) samt adgang til ydelser som det offentlige sundhedsvæsen ikke

udbyder (Andersen 2009). På arbejdsgiversiden kunne de væsentligste incitament for at tilbyde medarbejdere sundhedsforsikring være reduceret produktionstab på grund af sygdom, højere medarbejdertilfredshed og evne til at rekruttere og fastholde arbejdskraft. Sidst bør også nævnes de mere samfundsmæssige incitament, som kunne være dels at forebygge tabt produktion og dels at reducere udgifter til sygedagpenge, førtidspension og lignende ydelser, som er forbundne med sygdom.

Knap 90% af alle sundhedsforsikringer er arbejdsgiverbetalte og/eller baseret på bruttotrækordninger, mens de resterende 10% er individuelt tegnede (Forsikring og Pension 2010). Det bør i den forbindelse bemærkes, at Ligningsloven alene medfører en skattefordel for personer med arbejdsgiverbetalt sundhedsforsikring og at de individuelt betalte forsikringer således burde ekskluderes ved analyse af skattefrihedens effekt på offentlig sygehusbenyttelse. Imidlertid har det ikke været muligt at skelne mellem de to forsikringstyper på individniveau i nærværende arbejde, hvorfor det omfatter begge typer.

De arbejdsgiverbetalte forsikringer er primært tegnet i den private sektor, men i en rundspørge gennemført af Danske Kommuner i 2008 viste det sig, at over halvdelen af de danske kommuner overvejer at tilbyde sine medarbejdere privat sundhedsforsikring, ligesom ganske få kommuner allerede tilbyder forsikring (Boye 2008). De individuelt tegnede forsikringer har historisk set udgjort en relativ lille andel af markedet, men er siden 2003 steget fra 4% til det nuværende niveau på omkring 10% (Forsikring og Pension 2010). Dette til trods for at de ikke er skattesubsidierede og at udviklingen derfor ikke skyldes ændringen af Ligningsloven i 2002.

Det har tidligere været pointeret, at der er ulighed i adgangen til sundhedsforsikring (Kjellberg *et al.* 2010). Skattesubsidiet gælder kun arbejdsgiverbetalte forsikringer, ligesom der ved individuel tegning ofte stilles visse helbredsmæssige krav. I en rundspørge fra 2008 observerede man en positiv korrelation mellem forsikringsdækning og lønniveau (Bræmer 2008). Det har ligeledes været vist, at sundhedsforsikrede i højere grad er yngre, højtuddannede mænd, men dette hævdes dog at være delvist udlignet i takt med, at flere har fået sundhedsforsikring over de senere år (Næss-Schmidt 2008). Om end reglerne for skattefritagelse for de arbejdsgiverbetalte sundhedsforsikringer betinger, at alle medarbejdere i virksomheden skal tilbydes ordningen, så synes det ikke tilfældigt hvilke virksomheder, der tilbyder deres medarbejdere en ordning.

Der findes en række danske publikationer som mere eller mindre indgående beskæftiger sig med sundhedsforsikring, dog er det kun ganske få af disse, som beskæftiger sig empirisk med effekten af privat sundhedsforsikring. I en nylig rapport fra brancheforeningen Forsikring og Pension konkluderes det, at sundhedsforsikring har en forebyggende effekt på langvarigt sygefravær og at sundhedsforsikring ydermere er associeret med kortere varighed af sygdomsfraværet, såfremt det indtræder (Borchsenius and Hansen 2010). Et lignende studium fra Syddansk Universitet tegner imidlertid ikke til at kunne replicere disse fund (Pedersen 2011).

Effekt på ventetiden ved offentlige sygehuse

Et af argumenterne for at indføre skattefrihed for præmien af de arbejdsgiverbetalte sundhedsforsikringer var, at det forventede øgede antal operationer på private hospitaler ville lette ventelisterne til de offentlige hospitaler. Ventetiden ved offentlige hospitaler er imidlertid en funktion af adskillige andre faktorer end antallet af tegnede sundhedsforsikringer, som også har ændret sig over tid. Således kan der være sket ændringer på efterspørgselssiden som følge af ændret befolknings sammensætning

sygdomsbyrde, forventninger og indikationsmønstre. Tilsvarende kan der på udbudssiden være sket ændringer i såvel den offentlige som den private produktionskapacitet, f.eks. relateret til introduktion af nye teknologier, generel effektivisering og strejker i sundhedssektoren, som vil have påvirket ventetiden. Hertil kommer ikke mindst forskellige reguleringstiltag som f.eks. det udvidede frie valg med ventetidsgaranti samt introduktion og følgende revision af modellen for aktivitetsbaseret afregning.

Det samlede antal operationer er siden 2002 steget med omkring 11% (Sundhedsstyrelsen 2010a). Dette tal dækker over en stigning på 7% ved offentlige hospitaler og en stigning på næsten 600% ved private hospitaler. Om end den sidstnævnte stigning synes høj dækker private hospitaler kun omkring 4% af det samlede antal operationer.

De højeste andele af operationer udført i den private sektor findes indenfor operationer på nervesystemet (20%), operationer på øre, næse og strubehoved (10%), operationer på bryst (15%) og operationer på bevægeapparatet (11%) (Sundhedsstyrelsen 2010a). Volumenmæssigt er operationer på bevægeapparatet den absolut tungeste, idet de udgør 41% af den private produktion, fulgt af operationer på fordøjelsesorganer og milt med 14%, operationer på nervesystemet med 12%, operationer på bryst med 7% og operationer på mandlige kønsorganer med 7%. Det er således især indenfor disse operationstyper, at man kan forvente en eventuel effekt af privat produktion på ventelisterne ved de offentlige hospitaler. I den forbindelse bør det dog bemærkes, at sundhedsforsikringer finansierer under en tredjedel af produktionen på private hospitaler, idet behandlingsgarantien har betydet, at især også operationer med lang ventetid ved det offentlige sygehusvæsen kan udføres ved private hospitaler på det offentliges regning, ligesom der også forekommer egentlige selvbetalere (BPK Brancheforeningen for Privathospitaler og Klinikker 2010).

Den erfarede ventetid fra henvisning til operation på offentlige sygehuse har været stigende gennem de seneste år, hvilket signalerer at produktionskapaciteten og/eller kapacitetsudnyttelsen ikke har kunnet matche efterspørgslen, om end strejken i foråret 2008 har betydet noget ekstra variation omkring årene 2008 og 2009. Den gennemsnitlige ventetid var i 2009 på 67 dage (Sundhedsstyrelsen 2010b). Imidlertid var der stor variation mellem operationstyper med en ventetid på 115 dage for sterilisation af kvinder, 115 dage for operation mod grå stær, 108 dage for sterilisation af mænd og 108 dage for operation for diskusprolaps som de mest almindelige procedurer med lang ventetid. Adskillige andre procedurer var i 2009 karakteriseret ved en længere gennemsnitlig ventetid end de 30 dage som behandlingsgarantien definerer. Det bør dog bemærkes, at der var stor regional variation i ventetiderne.

I en empirisk analyse af sammenhængen mellem sundhedsforsikringer og ventetider ved offentlige hospitaler vil det ikke være muligt at kontrollere for alle relevante efterspørgsels- og udbudsfaktorer. Forsøg herpå vil kun meget tvivlsomt kunne informere, hvorvidt der er sammenhæng mellem sundhedsforsikringer og ventelister ved offentlige hospitaler.

Effekt på forbruget af offentligt finansierede sygehusydelser

Når en borger vælger at blive behandlet med sin private sundhedsforsikring, vil borgeren ikke belaste køen til det offentlige sundhedsvæsen, som derfor bliver kortere for både forsikrede og ikke-forsikrede (Folketinget 2001). Denne effekt forudsætter imidlertid, at der er tale om en efterspørgsel, som borgeren også ville have haft uden

forsikring og som kunne være efterkommet i det offentlige behandlingssystem (men med længere ventetid end i privatsektoren).

Ved behandlingsforsikringer er prisen for sygehusydelser nul i forbrugsøjeblikket. Jf. traditionel økonomisk teori vil efterspørgslen i sådanne scenarier overstige det samfundsmæssige optimum. Hvis forbrugerne efterspørger flere ydelser med forsikring end de ville have gjort uden forsikring, betegnes det i litteraturen *ex post* moralsk hasard. Det er imidlertid næppe sandsynligt for operationer, idet det typisk ikke giver nogen nytte i sig selv at modtage en operation. Det synes heller ikke overvejende sandsynligt for de øvrige sygehusydelser, idet en forsikringshaver ikke umiddelbart kan få adgang til sådanne ydelser uden lægehenvielse. Adgangen til den danske sekundærsektor vogtes af de praktiserende læger, og det er netop en præmis for forsikringsdækning, at en ydelse er lægehenvist.

En variant af *ex post* moralsk hasard udspringer af den indflydelse lægen kan udøve som agent for en patient, qua at lægen skal vurdere, hvorvidt der er indikation for behandling og i givet fald, hvilken type af behandling der er indikation for. I det omfang at lægen (eller det hospital lægen repræsenterer) har en økonomisk interesse i et givet valg, kan det føre til såkaldt indikationsglidning. Det refereres i litteraturen til som udbudsinduceret efterspørgsel, men der findes ingen stærk evidens for fænomenet fra det danske sundhedsvæsen, eller fra sundhedsvæsen der ligner det danske (Abbring *et al.* 2003, Bech *et al.* 2008, Eldridge *et al.* 2010).

Der findes sporadisk empirisk evidens for *ex post* moralsk hasard i relation til sundhedsydelser som typisk udbydes i primærsektoren. I et dansk studium fra 2000 fandt man at borgere, der havde tegnet frivillig forsikring mod brugerbetaling på sundhedsydelser, forbrugte flere ydelser end personer der ikke havde forsikring, især for tandlægeydelser (Pedersen 2005). I et aktuelt dansk studium, hvor også arbejdsgiverbetalte sundhedsforsikringer indgik, fandt man ligeledes en moderat forekomst af *ex post* moralsk hasard, om end det kun gjaldt ganske få ydelser (Arendt and Kiil 2011).

En anden type af moralsk hasard er såkaldt *ex ante*. Det handler i praksis om at en forsikringsdækket person udviser en mere risikobetonet sundhedsadfærd end denne ville have gjort uden forsikring. Imidlertid er der, igen, næppe mange der vil udvise risikobetonet adfærd i en grad, som fører til et behov for operation, blot fordi de har sundhedsforsikring. Der synes heller ikke at være noget empirisk belæg for *ex ante* moralsk hasard i relation til sygehusydelser.

Hvis det således antages, at der ikke er tale om udtrykt moralsk hasard i forbindelse med brug af privat sundhedsforsikring til sygehusydelser – dvs. at efterspørgslen er upåvirket af om man har forsikring eller ej – vil en eventuel forskel i forbruget af offentlige sygehusydelser for to sammenlignelige personer, der alene adskiller sig ved at have eller ikke have privat sundhedsforsikring, kunne tilskrives forbrug af sygehusydelser i den private sektor, dvs. en såkaldt substitutionseffekt.

Formål

En hypotese om, at private sundhedsforsikringer reducerer ventetiden ved offentlige hospitaler kan sidestilles med en hypotese om, at private sundhedsforsikringer reducerer efterspørgslen efter offentligt finansierede sygehusydelser, alt andet lige.

Formålet med dette forskningsprojekt er således at analysere effekten af private sundhedsforsikringer på forbruget af offentligt finansierede sygehusydelser for ad

denne vej at bidrage til en vurdering af, hvorvidt skattefritagelsen af de arbejdsgiverbetalte sundhedsforsikringer potentielt har medført reduceret ventetid til offentlige sygehusydelser.

Analysen gennemføres som et komparativt studium af matchede populationer af forsikrede versus ikke-forsikrede – dels på det samlede forbrug af offentligt finansierede sygehusydelser og dels på procedureniveau, hvor der ses på antallet af procedurer indenfor relevante grupperinger som f.eks. operationer for ryg-, knæ- eller skulderlidelser, hvor det er mest sandsynligt at en substitutionseffekt vil manifestere sig qua relativ lang ventetid og stor volumen. Studiet er det første af sin art, som dækker den samlede danske arbejdsstyrke, og som drager fordel af økonometrisk modellering med efterspørgsel som den primære interesseparameter.

Hypoteser bag den empiriske analyse

I den nyligt publicerede analyse af sammenhængen mellem sundhedsforsikring og sygefravær observerede man at personer med sundhedsforsikring generelt var "sundere" end personer uden sundhedsforsikring (Borchsenius and Hansen 2010). Det manifesterede sig f.eks. ved at de sundhedsforsikrede i ringere grad end ikke-forsikrede havde modtaget sygedagpenge, været indlagt på hospital og modtaget ydelser hos praktiserende læger og speciallæger. Samme tendenser bekræftes af et igangværende arbejde på Syddansk Universitet (Kiil 2011).

På baggrund af ovenstående er der således empirisk belæg for at postulere at sundhedsforsikrede vil forbruge færre offentligt finansierede sygehusydelser end ikke-forsikrede fordi de er "sundere". Dertil kommer at de sundhedsforsikrede *forventeligt* vil forbruge endnu færre ydelser, fordi de med en forsikring vil substituere offentlig finansieret med privatfinansieret behandling, bl.a. for derved at reducere ventetid.

Kontrollerer man for alle relevante demografiske, socioøkonomiske og helbredsmæssige forhold, der varierer mellem forsikrede og ikke-forsikrede og som determinerer hvorvidt man forbruger sygehusydelser, vil en resterende forskel i et fremadrettet forbrug af offentligt finansierede sygehusydelser kunne tilskrives det at have sundhedsforsikring.

Fra et policy perspektiv er det relevant at vide i hvilken grad en observeret forskel i forbrug er et resultat af selektion og i hvilken grad den repræsenterer en reel effekt af at have forsikring. Hvis sundhedsforsikringseffekten udelukkende skyldes selektion, f.eks. hvis personer med sundhedsforsikring alligevel ville have forbrugt mindre end personer uden en sundhedsforsikring, vil en ændring af udbuddet af sundhedsforsikringer ikke ændre forbruget af offentligt finansierede sundhedsydelser. Hvis effekten på den anden side skyldes det faktum at en person er forsikret, vil et øget udbud af sundhedsforsikringer have en potentiel effekt på forbruget af offentligt finansierede sygehusydelser.

Nulhypotesen bag nærværende analyse er således, at der efter kontrol for relevante person- og virksomhedskarakteristika ikke vil være nogen systematisk forskel mellem forsikredes og ikke-forsikredes forbrug af offentligt finansierede sygehusydelser. Alternativt vil en statistisk signifikant forskel, efter justering for ovenstående forhold, betyde at sundhedsforsikringer er associerede med et reduceret eller et forøget forbrug af offentligt finansierede sygehusydelser.

Metode

Den empiriske analyse blev gennemført som et longitudinelt studium af den samlede danske arbejdsstyrke. Arbejdsstyrken blev defineret ved årsskiftet 2006/07 og fulgt frem til årsskiftet 2009/10. Forbruget af offentligt finansierede sygehusydelser (både ved offentlige hospitaler og ved privathospitaler, qua det udvidede frie sygehusvalg) blev sammenlignet mellem to grupper: en gruppe som i 2007 havde privat sundhedsforsikring og en sammenlignelig gruppe uden forsikring. Det primære analysemaal var således den observerede forskel i forbrug af offentligt finansierede sygehusydelser i 2007, dels overordnet og dels opdelt på hovedgrupper af procedurer. Det følgende dokumenterer den anvendte analysetilgang, de identificerende antagelser der ligger bag samt den mere tekniske konstruktion af det empiriske grundlag.

Analysetilgang

Den gennemsnitlige effekt af arbejdsgiverbetalt sundhedsforsikring på forbruget af offentligt finansierede sundhedsydelser (τ) kan defineres som forskellen i forbruget ved tid t når et individ i har en sundhedsforsikring (y_{it}^1) sammenlignet med hvad forbruget ville have været, hvis personen ikke havde haft en sundhedsforsikring (y_{it}^0):

$$\tau = E(y_{it}^1 - y_{it}^0 | D_{it} = 1)$$

$D_{it}=1$ angiver således et scenarie med forsikring, mens $D_{it}=0$ angiver et scenarie uden forsikring. Det gennemsnitlige forbrug af offentligt finansierede sundhedsydelser for personer der har en sundhedsforsikring kan observeres i data. Man kan imidlertid ikke observere det kontrafaktiske udfald dvs. hvad det gennemsnitlige forbrug for personer med en sundhedsforsikring ville have været, hvis de ikke havde haft en sundhedsforsikring. Dette er uobserverbart og skal estimeres.

I indeværende studie sammenlignes forbruget af offentligt finansierede sundhedsydelser mellem personer med og uden sundhedsforsikring. En forudsætning for at slutte, at forskelle i forbrug alene skyldes sundhedsforsikring, er, at personerne uden sundhedsforsikring ligner personerne med sundhedsforsikring. Det kan imidlertid ikke betegnes som tilfældigt, om en person har en sundhedsforsikring eller ej. Hvis vi anvender de observerede udfald for personer med og uden sundhedsforsikring fås:

$$\begin{aligned} E(y_{it} | D_{it} = 1) - E(y_{it} | D_{it} = 0) &= E(y_{it}^1 | D_{it} = 1) - E(y_{it}^0 | D_{it} = 0) = \\ &= \underbrace{E(y_{it}^1 | D_{it} = 1) - E(y_{it}^0 | D_{it} = 1)}_{\text{gennemsnitlig effekt af sundhedsforsikring blandt sundhedsforsikrede}} + \underbrace{\{E(y_{it}^0 | D_{it} = 1) - E(y_{it}^0 | D_{it} = 0)\}}_{\text{selektionsbias}} \end{aligned}$$

Første led er effekten af sundhedsforsikring blandt de sundhedsforsikrede, mens andet led er en selektionsbias. Hvis personer med højt (forventeligt) forbrug af offentligt finansierede sygehusydelser i højere grad søger sundhedsforsikringer (for at undgå lange ventelister) vil selektionsbiasen være positiv og en simpel sammenligning af forbruget mellem personer med og uden sundhedsforsikring vil derfor underdrive gevinsterne ved sundhedsforsikring. Hvis det på den anden side er "sunde" virksomheder med sunde medarbejdere, der tilbyder sundhedsforsikringer, vil en

simpel sammenligning af forbruget mellem personer med og uden sundhedsforsikring overdrive gevinsterne ved sundhedsforsikring.

For at adressere selektionsproblemet anvendes en metode kaldet matching, som anvendes i udstrakt grad af økonomer, f.eks. i forbindelse med arbejdsmarkedspolitiske evalueringer og sundhedsøkonomiske problemstillinger (Jespersen *et al.* 2008, Leth-Petersen and Rotger 2009). Et sundhedsforsikringseksempel er baseret på *The European Community Household* (Jones *et al.* 2006).

Ideen med matching er i denne sammenhæng at konstruere en sammenligningsgruppe blandt personer uden sundhedsforsikring, som ligner personer med sundhedsforsikring så meget som muligt med hensyn til faktorer, der er relateret til deres forbrug af sygehusydelser. Efter matching er målet, at det kan betegnes som tilfældigt om en person har sundhedsforsikring eller ej. Dermed kan en eventuel forskel i det gennemsnitlige forbrug af offentligt finansierede sygehusydelser mellem personer med og uden sundhedsforsikring kunne tilskrives sundhedsforsikring. Mere formelt baseres matching på en antagelse om, at de faktorer der forårsager selektionen kan observeres. Ved at betinge på disse faktorer vil det uobserverbare kontrafaktum, $E(y_{it}^0 | D_{it}=1)$, svare til det gennemsnitlige forbrug der kan observeres blandt de matchede personer uden sundhedsforsikring, $E(y_{it}^0 | D_{it}=0)$:

$$E(y_{it}^0 | D_{it} = 1, X) = E(y_{it}^0 | D_{it} = 0, X)$$

I indeværende studie implementeres tilgangen ved at matche på en *propensity score*, som udtrykker sandsynligheden for at have privat sundhedsforsikring. Denne repræsenterer en opsamling af de relevante faktorer, som man ønsker at betinge analysen på (Rosenbaum and Rubin 1993). *Propensity score* estimeres typisk ved en *probit* eller en *logit* regressionsmodel. Valget imellem de to har sædvanligvis ingen praktisk betydning for kvaliteten af matchingen og nærværende analyse benyttede sig af en *probit* regression.

Da *propensity score* har et kontinuert udfaldsområde mellem 0 og 1 vil det i praksis ofte være svært at finde individer med præcis samme scorer, især når der betinges på en række kontinuerte faktorer. For hver person med sundhedsforsikring udvælges derfor, blandt personerne uden sundhedsforsikring, den eller de personer der ligner personen med sundhedsforsikring mest på *propensity score*.

Der eksisterer alternative matching estimatorer i litteraturen (Heckman and Vytlacil 2004). Imidlertid er det vist, at alle estimatorerne er konsistente, idet de alle kommer tættere på at sammenligne eksakte match, dvs. personer med de præcis samme karakteristika, når antallet af observationer øges (Smith 2000).

I mindre stikprøver kan de forskellige matching estimatorer føre til forskellige resultater og valget af estimator baseres i så fald på en afvejning mellem bias og varians (Caliendo and Kopeinig 2008). Eksempelvis ville radius-baserede estimatorer matche hver sundhedsforsikret person med flere personer uden sundhedsforsikring indenfor en radius af *propensity score*, mens Kernel-baserede estimatorer ville vægte personer uden sundhedsforsikring med afstanden på deres *propensity score* til hver sundhedsforsikret person. Disse alternative estimatorer er generelt mere effektive, idet der anvendes mere information. Man spiller så at sige ikke de kontroller, der ligger tæt op ad de sundhedsforsikrede på deres *propensity score* uden dog at have præcis den samme score. Omvendt kommer man i stedet til at sammenligne personer, der ikke helt så præcist matcher hinanden og der opstår derved risiko for bias.

I stikprøver så store som den aktuelle population er det vist, at de alternative matching estimatorer i praksis vil føre til det samme resultat (Abadie and Imbens 2002, Hahn 1998, Heckman *et al.* 1998, Hirano *et al.* 2003, Ichimura and Linton 2003). Analysen baserer sig således på en af de simpleste matching estimatorer: *1:1 Nearest Neighbour* med tilbagelægning (og uden såkaldt *caliper* restriktion jf. afsnittet nedenfor). Hver sundhedsforsikret matches her med én kontrol, som er det medlem af kontrolpopulationen, der ligger tættest i *propensity score*. Efter hvert match lægges den anvendte kontrol tilbage i population, og har dermed chance for at blive trukket flere gange. Denne tilgang er kendt for at minimere bias, men omvendt er den ikke den mest effektive, da kun en brøkdel af kontrolpopulationen anvendes. Alternative matching estimatorer som f.eks. *1:5 Nearest Neighbour* eller en radius-baseret estimator ville anvende henholdsvis 5 kontroller per sundhedsforsikret eller et vægtet bidrag fra alle kontrollerne. Valget af den simpleste model er oplagt i det aktuelle studium, qua at det er karakteriseret ved en usædvanlig stor population og man derved kan tillade sig at fokusere på validitet, dvs. minimering af bias problemstillinger, på bekostning af præcision.

Den maksimale afstand mellem en sundhedsforsikret og en kontrolperson kan specificeres med en såkaldt *caliper* restriktion. Jo mere snæver denne defineres jo vanskeligere vil det i praksis være at finde et match. I fald man ikke kan finde et match til en sundhedsforsikret person vil denne udgå af analysen, som så bliver mindre præcis qua en reduceret studiepopulation. Følsomhedsanalyser for introduktion af *caliper* restriktioner på henholdsvis 0,005 og 0,001 blev testet. Endvidere blev det testet hvorvidt undladelse af tilbagelægning ville have nogen indflydelse på resultaterne.

Alle analyser blev udført indenfor området af *common support* dvs. intervallet, hvor der findes personer både med og uden sundhedsforsikring. Dette er illustreret i Appendiks 1. Hvis personer henholdsvis med og uden sundhedsforsikring var helt forskellige grupper, ville der være meget lidt overlap i deres *propensity scores*, og intervallet med *common support* ville blive meget snævert. I nærværende analyse er der imidlertid *common support* for alle personer med en sundhedsforsikring.

Standardfejlene blev beregnet under hensyntagen til, at *propensity score*n er estimeret (Abadie and Imbens 2006). Kvaliteten af matchingen blev vurderet ved at se på reduktionen i den standardiserede procentuelle bias for hver forklarende variabel i estimationen af *propensity score*n før og efter matching, samt t-tests for forskel i gennemsnit for hver af de forklarende variable før og efter matching.

Som en følsomhedsanalyse af valg af analysestrategi afprøvedes forskellige matching estimatorer i en 10% stikprøve af populationen (som stadig er relativt stor i sammenligning med mange andre studier). Det skal i den forbindelse bemærkes, at trods en relativt stor processorkraft (på Danmarks Statistiks forskerservere med 10GB hukommelse allokert) så varede testen af de alternative og processormæssigt mere krævende analyser op mod et døgn for 10% stikprøven. Det har således ikke været realistisk at køre samme analyse for hele populationen.

Population

Arbejdsstyrken blev identificeret i 2007-udgaven af Den Integrerede Database for Arbejdsmarkedsforskning (IDA). Databasen indeholder oplysninger om samtlige personer i befolkningen og alle virksomheder med ansatte. For at afgrænse populationen til personer som havde eller kunne have haft arbejdsgiverbetalt sundhedsforsikring i 2007 blev følgende inklusionskriterier anvendt:

- Alder mellem 18 og 65 år
- Lønmodtagere
- Fuldtids arbejdsløshedsforsikrede (ugentlig arbejdstid på mindst 27 timer)

Kriterierne blev vurderet for status i november 2006, baseret på en variabel for alder (ALDERNOV), en variabel der definerer såkaldt primær arbejdsstilling (PSTILL) og en variabel for det ugentlige timetal for ansættelse (HD).

Den identificerede population blev herefter samkørt med befolkningsstatistik for at ekskludere personer som i perioden 2004-2009 havde ind- eller udvandret fra Danmark og som derfor ikke nødvendigvis ville fremgå af øvrige registre for f.eks. forbrug af sundhedsydelse.

Interventionsvariabel

Interventionsvariablen blev defineret som en indikatorvariabel der antager værdien 1 såfremt en person på et eller andet tidspunkt i løbet af 2007 har haft en vilkårlig type af sundhedsforsikring. Denne information blev stillet til rådighed af brancheforeningen Forsikring og Pension, som har gennemført et tværsnitsstudium blandt sine medlemmer med henblik på at kunne analysere effekten af sundhedsforsikringer på sygefravær (Borchsenius and Hansen 2010). Det bemærkes i den forbindelse, at enkelte forsikringsselskaber ikke ønskede at levere information om forsikringstagere og dermed dækker den endelige liste over sundhedsforsikrede kun omkring 65% af alle med en sundhedsforsikring. Præcis hvilke selskaber der ikke ønskede at udlevere information er ikke kendt af forfatterne bag denne rapport, men i personlig korrespondance med Forsikring og Pension hævdes det, at der ikke er grund til at tro, at de 65% ikke er repræsentative for alle med en sundhedsforsikring.

Et andet usikkerhedsmoment skyldes at enkelte selskaber kun indrapporterede hvilke virksomheder der tilbød sundhedsforsikring, hvorefter informationen blev udledt for personniveauet ved at samkøre virksomhedens arbejdsgivernummer med individers ansættelsesforhold. Da lovgivningen giver mulighed for at en virksomhed tilbyder differentierede tilbud til ansatte ud fra anciennitet og antal arbejdstimer (ToldSkat 2005) kan dette åbne for at ikke-forsikrede er blevet identificerede som forsikrede, hvilket dog ikke anses for at udgøre et større omfang og dermed ikke et problem for konklusionerne for nærværende studie.

Forsikringsbranchen stillede som præmis for udlevering af data, at forsikringsprodukt og udbyder ikke kunne identificeres efterfølgende. Således bør det gentages, at de sundhedsforsikrede både omfatter arbejdsgivertegnede forsikringer og individuelt tegnede forsikringer. Førstnævnte tegnede sig i 2007 for 92,4% af alle sundhedsforsikringer (Forsikring og Pension 2010). Der henvises i øvrigt til diskussionsafsnittet for videre diskussion af interventionsvariablen.

Matching variable

Succesfuld matching er betinget af, at man kan observere tilstrækkeligt med person- og virksomhedskarakteristika til at håndtere en eventuel selektion dvs. at nogle personer er mere tilbøjelige til at have forsikring end andre, oftest i kraft af at være ansat i en virksomhed, som tilbyder forsikring til sine ansatte. Qua den danske rigdom af registerdata kunne en række variable for forskellige aspekter af demografiske, helbredsmæssige og socioøkonomiske forhold etableres. Variablene blev udvalgt på baggrund af en formodet sammenhæng med forbrug af sundhedsydelse, dels ud fra

hvad man tidligere har observeret determinerer forbrug af sundhedsydelse og dels ud fra hvad man mere teoretisk ville forvente. Da datamaterialet samtidig er longitudinelt baserer studiet sig ligeledes på individuel historik, hvilket øger værdien af matchingen. Specifikationen af de enkelte variable fremgår af Appendiks 2, mens nedenstående beskriver deres oprindelse.

De demografiske forhold blev primært informeret fra befolkningsstatistikken og omfattede køn, alder, civilstand, etnicitet og bopælskommune.

De socioøkonomiske forhold blev informeret fra IDA og det underliggende Registerbaserede Arbejdsstyrkestatistik (RAS). Disse omfattede information om den højeste gennemførte uddannelse, stillingstype, stillingsfunktion, ugentlig timeantal for beskæftigelse, varighed for ansættelse og årlig bruttoløn samt information om personens arbejdssted såsom geografi, fordeling af medarbejdere på stillingstyper topledere, mellemledere og ikke-ledere, branche og ejerforhold. Sidst anvendtes en variabel baseret på indkomststatistik (SOCIO2), som klassificerer en persons socioøkonomiske status.

De helbredsrelaterede forhold, i form af omfang og karakter af forbrug af sundhedsydelse, blev karakteriserede via Sygesikringsregistret, Lægemiddelstatistikregistret og Landspatientregistret (samt DRG- (Diagnose-Relateret Gruppering) og DAGS- (Dansk Ambulant Grupperingssystem) takster). Monetære mål (dvs. DRG/DAGS-takster og honorarer) blev konverterede til 2009-priser ved anvendelse af det generelle forbrugerprisindeks (Danmarks Statistik 2010).

Sygesikringsregistret indeholder oplysninger om alle kontakter til behandlere og terapeuter, hvortil der er ydet tilskud fra den offentlige sygesikring dvs. kontakter til praktiserende læger, speciallæger, fysioterapeuter, tandlæger, psykologer og andre. Registret definerer en afregningstakst som baserer sig på overenskomsten mellem Sygesikringen og de respektive faglige sammenslutninger. Afregningstaksten for de registrerede kontakter er summeret per person for hvert af årene 2004, 2005 og 2006, opdelt på praktiserende læger, øvrige speciallæger, fysioterapi, tandlægeydelser samt øvrige ydelser.

Lægemiddelstatistikregisteret indeholder oplysninger om det totale salg af lægemidler. Dog er det kun receptpligtige lægemidler, som udleveres udenfor sygehusene, der registreres på cpr-nummer. Apotekets udsalgspris (eller en ækvivalent, hvis medicinen er udleveret andetsteds) for ekspeditioner per person blev summeret for hvert af årene 2004, 2005 og 2006.

Landspatientregistret indeholder principielt oplysninger om alle indlæggelser, ambulante besøg og besøg på skadestue i det danske sygehusvæsen, såvel privat som offentligt. Der har dog været rejst tvivl om kompletheden af indberetninger for privat aktivitet (Kjellberg, Andreasen and Søgaard 2010). Den finansielle afregning af hver enkelt kontakt registreres i DRG/DAGS-takster, hvor takster er baserede på nationale gennemsnitsomkostninger for forskellige patientgrupper defineret ved køn, alder, diagnose og procedure. DRG/DAGS-taksterne for kontakter per person blev summeret for hvert af årene 2004, 2005 og 2006, opdelt på indlæggelser, ambulante visitter og skadestuebesøg.

Effektparametre

Den primære effektparameter blev defineret som forbrug af offentligt finansierede sygehusydelser, opgjort i 2009-DKK. Disse ydelser er optegnede i Landspatientregistret,

hvilket dog også gælder for forsikringsbetalte og såkaldt selvbetalte ydelser. Forsikringsbetalte og selvbetalte ydelser blev ekskluderede (via variablen C_BETALER) inden forbruget blev kvantificeret ved at summere DRG-/DAGS-taksterne baseret på 2009-takstsystemet. C_BETALER variablen anses som valid information til nærværende formål, som alene var at ekskludere privatfinansieret aktivitet.

Den primære analyse dækker år 2007 og sondrer mellem ambulante kontakter (inklusive skadestueydelser), indlæggelser og en total for disse. Analysen blev gentaget for årene 2008 og 2009 med henblik på at diskutere hovedresultatet. I den forbindelse bør det gentages, at forsikringsstatus er ukendt efter år 2007 og at man formentlig vil underestimere effekten af forsikring, idet antallet af forsikrede har været stigende i perioden, samtidig med at forsikringsstatus naturligt vil ændre sig over tid på grund af nyttegninger, jobskifte mv.

Den primære analyse for år 2007 blev endvidere gentaget for antallet af procedurer for hver af de overordnede proceduregrupper i Sygehusvæsnets KlassifikationsSystem (SKS) (Sundhedsstyrelsen 2010c). Operationer på bevægeapparatet blev yderligere opdelt på subgrupper af henholdsvis ryg-, skulder og knæprocedurer, da disse er særligt udbredte i forsikringsregi.

Frafald

For at kontrollere for frafald i populationen blev information om eventuel afgang fra arbejdsstyrken og/eller død udtrukket fra registret over Personer Uden Ordinær Beskæftigelse (PUOB) og Dødsårsagsregistret. Disse informationer blev defineret for hele år for hvert af årene 2007, 2008 og 2009. Afgang fra arbejdsstyrken blev defineret som dummyvariable for årsstatus (1. januar til 31. december) for henholdsvis erhvervet førtidspension eller pensionsalder indtruffet samt død.

Etik og anmeldelse

Alle analyser er gennemført på Danmarks Statistiks forskermaskiner (projekt 703498). Dataudtræk og anonymisering blev foretaget af Danmarks Statistiks Forskerservice på baggrund af dataleverancer fra bl.a. Lægemiddelstyrelsen, Forsikring og Pension, Sundhedsstyrelsen og Indenrigs- og Sundhedsministeriet. De ansvarlige forskere specificerede og godkendte den endelige udtræksalgoritme, men fik først dataadgang efter anonymisering. Forskergruppen har således på intet tidspunkt haft adgang til data der kunne identificere enkeltindivider.

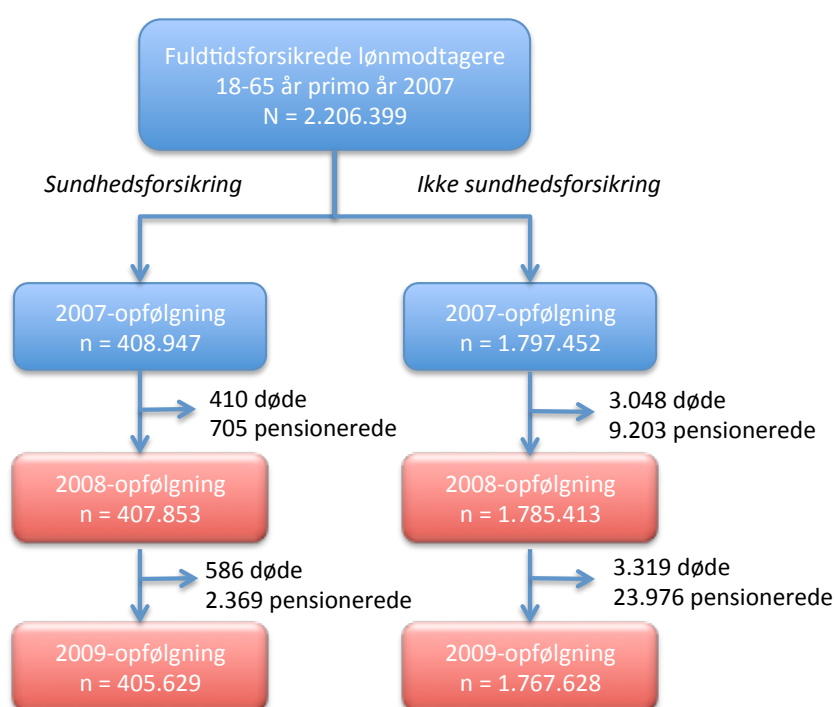
Projektet er godkendt af Datatilsynet under journalnummer 2010-41-5556.

Resultater

Populationen

Populationen indeholder alle mellem 18 og 65 år, som er i lønnet arbejde per november 2006. Der er således ikke tale om nogen stikprøve. Ved indgangen til 2007, som definerede studiestart, omfattede populationen 2.206.399 personer, hvoraf 408.947 personer havde arbejdsgiverbetalt sundhedsforsikring.

Figur 1 illustrerer populationen og frafald over tid. For den primære analyse, som dækker opfølgingsår 2007, indgår alle personer. I de sekundære analyser, som dækker opfølgingsår 2008 og 2009, blev henholdsvis døde og pensionerede (inklusive førtidspensionerede) ekskluderet på baggrund af deres årsstatus.



Figur 1 Flow diagram for opfølgning af studiepopulationen

Note: De blå bokse markerer populationen for den primære analyse, mens de røde bokse markerer populationen for alternative analyser, der er specificerede med henblik på diskussion.

Forskelle mellem forsikrede og ikke-forsikrede

Forud for den primære analyse beskrives populationen herunder med fokus på forskelle mellem grupperne. Beskrivelsen bygger på simpel beskrivende statistik dvs. karakteristik af grupperne før matching. Tidsmæssigt refereres således til individers status enten ultimo år 2006 eller som et årgennemsnit for 2006, hvilket svarer til tidspunktet for deres indgang i studiet.

Det er vigtigt at understrege at de beskrevne forskelle mellem grupperne i dette afsnit ikke har nogen relevans i forhold til effekten af forsikring. Der er udelukkende tale om beskrivende statistik for populationen.

Tabel 1 Demografiske karakteristika ved studiestart

	Ikke forsikrede (n= 1.797.452)	Forsikrede (n=408.947)	Alle (N=2.206.399)
Alder, år (SD)	41,85 (11,61)	41,13 (10,68)	41,71 (11,44)
Kvinder, antal (%)	895.076 (49,80)	155.405 (38,00)	1.050.481 (47,61)
Etnisk dansk, antal (%)	1.677.608 (93,33)	387.828 (94,84)	2.065.436 (93,61)
Gift eller i registreret partnerskab, antal (%)	1.002.316 (55,76)	239.636 (58,60)	1.241.952 (56,29)
Region, antal (%)			
Hovedstaden	527.065 (29,32)	138.548 (33,88)	665.613 (30,17)
Sjælland	265.829 (14,79)	65.243 (15,95)	331.072 (15,01)
Syddanmark	396.068 (22,03)	79.973 (19,56)	476.041 (21,58)
Midtjylland	412.225 (22,93)	92.792 (22,69)	505.017 (22,89)
Nordjylland	196.265 (10,92)	32.391 (7,92)	228.656 (10,36)

Note: alle forskelle er statistisk signifikante ($p < 0,001$).

I relation til demografi viste der sig at være en højere forekomst blandt de forsikrede af mænd, personer med dansk oprindelse og personer der var i registreret partnerskab eller gifte, ligesom gennemsnitsalderen var marginalt lavere (se tabel 1). Geografisk set viste de forsikrede sig at være overrepræsenterede i Region Hovedstaden og Region Sjælland, mens de var underrepræsenterede i især Region Nordjylland og Region Syddanmark.

Socioøkonomisk viste gruppen af forsikrede sig generelt at have højere uddannelsesstatus, dog med tydelige underliggende strukturer. De forsikrede var overrepræsenterede blandt personer med ungdomsuddannelse, faglært uddannelse samt kort eller lang videregående uddannelse. Omvendt var de underrepræsenterede blandt personer uden uddannelse og personer med mellemlang videregående uddannelse (se tabel 2).

De forsikrede viste sig at være overrepræsenterede blandt topledere og medarbejdere hvor færdigheder på mellemniveau var påkrævede, mens de var underrepræsenterede i kategorier for enten specialistfunktioner eller funktioner hvor færdigheder på grundniveau er krævede. Endvidere oppebar de forsikrede en gennemsnitlig årsløn på omkring 355.000 kr. mens de ikke-forsikrede havde en gennemsnitlig årsløn på omkring 292.000 kr.

Branchemæssigt var der en tydelig overrepræsentation af forsikrede i kategorierne industri, bygge og anlæg, handel og transport, information og kommunikation samt finansiering og forsikring (se tabel 3). Dermed var de ikke-forsikrede typisk ansat i kategorierne landbrug og fiskeri, erhvervsservice, offentlig administration, undervisning og sundhed samt kultur og fritid. Denne fordeling slog endvidere igennem på ejerforhold for ansættelsesstedet, idet de forsikrede i langt højere grad var ansat i aktieselskaber (og deraf var underrepræsenterede i stort set alle øvrige virksomhedstyper).

Tabel 2 Socioøkonomiske karakteristika ved studiestart

	Ikke forsikrede (n=1.797.452)	Forsikrede (n=408.947)	Alle (N=2.206.399)
Uddannelse, antal (%)			
Folkeskole	373.445 (20,78)	73.204 (17,90)	446.649 (20,24)
Ungdomsuddannelse	115.283 (6,41)	33.434 (8,18)	148.717 (6,74)
Faglært	684.502 (38,08)	185.161 (45,28)	869.663 (39,42)
Kort videregående	103.380 (5,75)	31.690 (7,75)	135.070 (6,12)
Mellemlang videregående	345.452 (19,22)	46.317 (11,33)	391.769 (17,76)
Lang videregående	149.498 (8,32)	34.535 (8,44)	184.033 (8,34)
Ukendt	25.892 (1,44)	4.606 (1,13)	30.498 (1,38)
Stilling, antal (%) ¹			
Topleder	48.295 (2,69)	18.590 (4,55)	66.885 (3,03)
Medarbejder, type 1	255.241 (14,20)	47.195 (11,54)	302.436 (13,71)
Medarbejder, type 2	328.297 (18,26)	101.216 (24,75)	429.513 (19,47)
Medarbejder, type 3	695.727 (38,71)	150.462 (36,79)	846.189 (38,35)
Medarbejder, type 4	395.223 (21,99)	83.271 (20,36)	478.494 (21,69)
Arbejdsløs mindst halvdelen af året	23.211 (1,29)	2.481 (0,61)	25.692 (1,16)
Øvrige	51.457 (2,86)	5.732 (1,40)	57.189 (2,59)
37 timer/uge, antal (%)	1.505.016 (83,73)	352.455 (86,19)	1.857.471 (84,19)
Anciennitet, år (SD)	5,91 (6,39)	5,61 (5,97)	5,85 (6,32)
Årsløn, kr. (SD)	291.925 (188.660)	354.882 (232.204)	303.576 (198.962)

Note: alle forskelle er statistisk signifikante ($p < 0,0001$, dog $p < 0,01$ for 37 timer/uge).

¹Type 1 refererer til stillinger hvor færdigheder på højeste niveau er påkrævede, type 2 hvor færdigheder på mellemniveau er påkrævede, type 3 hvor færdigheder på grundniveau er påkrævede, mens type 4 referer til øvrige (som ikke kan klassificeres).

Forbruget af forskellige typer af sundhedsydelser i årene op mod 2007 blev antaget som et udtryk for personers helbredsstatus. Gruppen af forsikrede havde generelt et lavere forbrug af sundhedsydelser på både primærsektor, receptpligtig medicin og sekundærsektor, dog med undtagelse af tandlægegydelser (se Tabel 4).

Alt i alt observeredes der adskillige signifikante forskelle mellem forsikrede og ikke-forsikrede. Da der er tale om beskrivende statistik for populationen, kan man ikke konkludere på disse forskelle i relation til effekten af sundhedsforsikring. Til gengæld kan man konkludere, at det ikke er tilfældigt hvilke borgere der har sundhedsforsikring, men at der observeres en ulighed i adgang til forsikring.

Det bør i den forbindelse bemærkes, at det i sagens natur er en virksomhedsbeslutning hvorvidt en person skal have arbejdsgiverbetalt sundhedsforsikring, idet skattefriheden jo alene gælder hvis alle medarbejdere i en virksomhed er omfattede. Dermed er uligheden i adgang til forsikring i høj grad bestemt ved hvor en person er ansat og dermed af virksomhedskarakteristika.

Tabel 3 Karakteristika for ansættelsessteder ved studiestart

	Ikke forsikrede (n=1.797.452)	Forsikrede (n=408.947)	Alle (N=2.206.736)
Branche, antal (%)			
Landbrug og fiskeri	27.558 (1,54)	2.792 (0,68)	30.350 (1,38)
Industri	267.294 (14,90)	84.408 (20,66)	351.702 (15,97)
Bygge og anlæg	8.488 (0,47)	6.734 (1,65)	15.222 (0,69)
Handel og transport	393.531 (21,94)	109.824 (26,89)	503.355 (22,86)
Information og kommunikation	74.711 (4,16)	32.295 (7,91)	107.006 (4,86)
Finansiering og forsikring	51.325 (2,86)	58.404 (14,30)	109.729 (4,98)
Ejendomshandel og udlejning	2.565 (0,14)	2.045 (0,50)	4.610 (0,21)
Erhvervsservice	442.641 (24,67)	83.928 (20,55)	526.569 (23,91)
Offentlig administration, undervisning og sundhed	423.826 (23,63)	17.041 (4,17)	440.867 (20,02)
Kultur og fritid	102.046 (5,69)	10.998 (2,69)	113.044 (5,13)
Ejerforhold, antal (%)			
Enkeltmandsvirksomhed	114.745 (6,40)	12.888 (3,16)	127.633 (5,80)
Interessentselskab	27.386 (1,53)	8.048 (1,97)	35.434 (1,61)
Kommanditselskab	5.276 (0,29)	1.403 (0,34)	6.679 (0,30)
Aktieselskab	614.491 (34,25)	278.230 (68,12)	892.721 (40,53)
Anpartsselskab	167.163 (9,32)	36.686 (8,98)	203.849 (9,26)
Stat	88.189 (4,92)	4.424 (1,08)	92.580 (4,20)
Kommune	526.117 (29,33)	13.861 (3,39)	539.978 (24,52)
Selvejende institution	177.590 (9,90)	28.519 (6,98)	206.109 (9,36)
Øvrige	18.155 (1,01)	1.858 (0,45)	20.013 (0,82)
Udenlandsk	7.169 (0,40)	10.874 (2,66)	18.043 (0,82)
Ukendt	22.509 (1,25)	7.287 (1,78)	29.796 (1,35)
Andel af medarbejdere grundniveau, % (SD)	39,04 (32,96)	39,29 (33,22)	39,09 (33,01)
Andel af medarbejdere mellemliderniveau, % (SD)	20,34 (27,01)	24,28 (29,49)	21,10 (27,56)
Andel af medarbejdere lederniveau, % (SD)	14,82 (23,93)	13,75 (22,38)	14,62 (23,65)
Antal medarbejdere (SD)	4.428 (8.360)	2.107 (4.669)	3.997 (7.860)

Note: Alle forskelle er statistisk signifikante ($p < 0,0001$).

Tabel 4 Årlig udgift for forbrug af sundhedsydelser i DKK per person (SD)

	Ikke forsikrede (n=1.797.452)	Forsikrede (n=408.947)	Alle (N=2.206.399)
Primærsektor			
Almen praksis	649 (644)	586 (583)	637 (633)
Speciallægepraksis	375 (815)	357 (774)	372 (808)
Fysioterapi	139 (678)	135 (615)	138 (667)
Tandlæge	322 (270)	326 (260)	322 (268)
Øvrige	51 (175)	52 (174)	51 (175)
Receiptpligtig medicin	708 (1.895)	623 (1.652)	692 (1.853)
Sekundærsektor			
Indlæggelser	2.694 (11.576)	2.297 (9.867)	2.620 (11.280)
Ambulante kontakter	2.301 (7.338)	2.009 (6.446)	2.247 (7.182)
Skadestuekontakter	142 (298)	134 (283)	141 (296)

Note: Estimerterne repræsenterer gennemsnit over årene 2005, 2006 og 2007. Alle kategorier viser statistisk signifikante forskelle ($p < 0,0001$, dog $p < 0,01$ for øvrige primærsektorydelser).

Matching og kvaliteten af denne

Af populationen på 2.206.399 personer havde 152.158 (7%) manglende observationer på enkelte af matching variablene. Fordelingen af manglende data mellem grupper var 8% for de ikke-forsikrede og 3% for de forsikrede. De manglende data var hovedsagligt information om arbejdssted som ellers blev informeret fra IDA. Personer med manglende data blev ekskluderet fra den videre analyse og de primære analyser baserede sig således på $n=2.054.241$.

Estimationen af *propensity score*, dvs. sandsynligheden for at have sundhedsforsikring for et givet sæt af person- og virksomhedskarakteristika, er præsenteret i Tabel 5. Overordnet har de forklarende variable alle det forventede fortegn og de er, bortset fra lægemiddelforbrug og historisk forbrug af sundhedsydelser, statistisk signifikante. De enkelte koefficienter kan fortolkes som de respektive variables indflydelse på sandsynligheden for at have sundhedsforsikring, når der er kontrolleret for de øvrige variable. F.eks. har kvinder gennemsnitligt 2,66% mindre sandsynlighed for at have sundhedsforsikring end mænd, når man kontrollerer for de øvrige forhold.

Succesen af matching hviler i høj grad på hvorvidt alle relevante variable er medtagede i estimationen. Det har som tidligere nævnt været muligt at inddrage adskillige variable for demografiske, socioøkonomiske og helbredsrelaterede forhold, og herunder en række virksomhedskarakteristika. Da de arbejdsgiverbetalte sundhedsforsikringer typisk tegnes på virksomhedsniveau er et relevant spørgsmål, hvorvidt estimationen inkluderer tilstrækkeligt med variable for især virksomhedsforhold. Dette arbejde havde initialt planlagt at inkludere yderligere virksomhedsinformationer end de der fremgår af Tabel 5, f.eks. gennemsnitlig timeløn på virksomhedsniveau og andel af medarbejdere med årsledighed. Imidlertid viste disse variable sig at være karakteriserede ved mange manglende værdier og de blev derfor ikke inkluderet i den endelige model. Det blev dog testet, blandt den del af populationen der havde komplette data, hvorvidt disse yderligere virksomhedsinformationer ville føre til en højere forklaringsgrad for modellen, hvilket ikke var tilfældet. Forfatterne anser således udvalget af matching variable som fornuftigt.

De mange variable i estimationen af *propensity score* fører naturligt til at nogle bliver insignifikante, fordi de konkurrerer indbyrdes om at forklare hvorvidt man har forsikring eller ej. På trods af flere insignifikante forklarende variable fastholdtes den valgte specifikation ud fra en strategi om at inkludere alle variable af teoretisk relevans, igen for at prioritere analysens validitet frem for præcision. Ved 1:1 matching med tilbagelægning er der ingen forsikrede, som ikke har matchende kontroller dvs. alle sundhedsforsikrede er indenfor gruppen med *common support*.

Balanceringen af person- og virksomhedskarakteristika før og efter matching er en central indikator for validiteten af den analytiske tilgang. Forskelle i diverse karakteristika vil uden matching føre til bias såfremt de er associerede med effektparameteren dvs. forbruget af offentligt finansierede sygehusydelser. Efter matching skulle de imidlertid gerne balancere, udtrykt ved en procentuel bias på ikke mere end 3-5% som en tommelfingerregel (Caliendo and Kopeinig 2008).

Tabel 5 Estimation af propensity scoren

Variabel	Koefficient	Z-værdi
Alder	0,0301	38,61
Alder opløftet i anden	-0,0004	-45,12
Kvinde	-0,0266	-10,12
I ægteskab eller registreret partnerskab	0,0749	30,07
Dansk etnisk oprindelse	0,1491	30,08
Region Sjælland	0,0204	5,80
Region Syd	-0,0875	-26,74
Region Midtjylland	-0,0363	-11,35
Region Nordjylland	-0,1748	-41,02
log(årlig bruttoløn)	0,0902	47,62
Topleder	0,3008	47,85
Medarbejder, specialist	0,1374	27,90
Medarbejder, mellem	0,2519	71,76
Medarbejder, øvrige	0,0119	3,59
Arbejdsløs mindst halvdelen af året	-0,1244	-10,11
Folkeskole	-0,1226	-14,55
Ungdomsuddannelse	0,0833	17,26
Faglært uddannelse	0,0965	31,44
Kortere videregående uddannelse	0,0456	9,16
Mellemlang videregående uddannelse	-0,0718	-15,66
Lang videregående uddannelse	-0,0486	-8,79
Ukendt uddannelsesstatus	-0,0157	-1,53
Anciennitet i job	-0,0051	-23,96
Anciennitet i job opløftet i anden	0,0000	23,99
Fuldtids- versus deltidsjob	0,0447	13,06
Andel af medarbejdere på grundniveau	0,0005	10,73
Andel af medarbejdere på mellemniveau	0,0033	57,84
Andel af medarbejdere på højeste niveau	0,0005	7,48
log(antal ansatte i virksomhed)	0,0465	74,96
Enmandsvirksomhed	-0,3738	-65,82
Interessentselskab	-0,0297	-3,70
Kommanditselskab	-0,1658	-9,10
Anpartsselskab	-0,1412	-35,61
Andelsforening	-0,5019	-52,67
Stat	-1,3069	-162,03
Kommune	-1,4835	-236,12
Selvejende institution	-0,4260	-90,23
Andre virksomhedstyper	-0,8850	-65,97
Udenlandsk	0,4001	38,51
Ukendt ejerforhold	-0,0292	-3,41
Landbrug og fiskeri	-0,0795	-7,22
Bygge og anlæg	0,9049	76,51

Handel og transport	0,0732	21,98	
Information og kommunikation	0,3748	74,73	
Finansiering og forsikring	0,5241	103,86	
Ejendomshandel og udlejning	0,5271	27,60	
Erhvervsservice	0,1397	34,68	
Offentlig administration, undervisning og sundhed	-0,0669	-10,46	
Kultur, fritid og anden service	-0,0079	-1,17	
log(receptpligtig medicin år 2004)	-0,0001	-0,27	
log(receptpligtig medicin år 2005)	-0,0008	-1,47	
log(receptpligtig medicin år 2006)	0,0000	-0,06	
log(praktiserende læge år 2004)	0,0028	4,95	
log(praktiserende læge år 2005)	0,0017	2,97	
log(praktiserende læge år 2006)	0,0030	5,17	
log(speciallæge år 2004)	0,0016	3,84	
log(speciallæge år 2005)	-0,0004	-0,95	
log(speciallæge år 2006)	0,0010	2,46	
log(indlagte sygehusydelse år 2004)	-0,0001	-0,19	
log(indlagte sygehusydelse år 2005)	-0,0002	-0,35	
log(indlagte sygehusydelse år 2006)	-0,0023	-5,21	
log(ambulante sygehusydelse år 2004)	-0,0013	-3,68	
log(ambulante sygehusydelse år 2005)	0,0003	0,85	
log(ambulante sygehusydelse år 2006)	-0,0011	-3,27	
log(skadestueydelse år 2004)	-0,0036	-7,01	
log(skadestueydelse år 2005)	-0,0040	-8,00	
log(skadestueydelse år 2006)	-0,0035	-6,85	
log(fysioterapi år 2004)	0,0025	4,35	
log(fysioterapi år 2005)	0,0045	7,82	
log(fysioterapi år 2006)	0,0113	21,04	
log(tandlægeydelse år 2004)	0,0027	5,48	
log(tandlægeydelse år 2005)	0,0037	7,15	
log(tandlægeydelse år 2006)	0,0055	11,07	
_cons	-2,9672	-113,30	
Observationer	2.054.241	LR chi2(73)	321.415
Pseudo R2	0,1599	Prob > chi2	0.0000

Note: Udeladte dummy variable er Region H, Medarbejder på grundniveau, Folkeskole som eneste uddannelse, Ansættelse i aktieselskab og Branche industri. Der henvises til Appendiks 2 for mere information om de enkelte variable. Propensity score blev estimeret ved *probit* regression.

Appendiks 3 lister de procentvise bias før og efter matching samt den samlede procentvise reduktion af bias. Alle bias blev reduceret til under de førnævnte 3-5%, og de fleste til under 2%. Det bør dog i den forbindelse bemærkes, at forskellene efter matching stadig var statistisk signifikante for enkelte af variablene qua den store populationsstørrelse. Her er det dog relevant at bevare et vist fokus på størrelsen af forskellene i middelværdierne, idet en forskel på f.eks. 0,17 år i gennemsnitlig alder nok kan være statistisk signifikant, men næppe betydningsfuld for resultaterne. Hovedparten af de gennemsnitlige værdier er således identiske ned på anden decimal.

En yderligere test af hvorvidt matchingen har udjævnet de systematiske forskelle mellem grupperne er sammenligning af regressionsmodellens forklaringsgrad før og efter matching. Pseudo-R² var 15.99% for estimationen af propensity scoren og 1,24% i den matchede stikprøve. Dette anses som tilfredsstillende i relation til formålet med matching, nemlig at det efter matching kan betegnes som tilfældigt om en person har en sundhedsforsikring eller ej. Overordnet anses matchingen således som succesfuld.

Effekten af sundhedsforsikring på overordnet forbrug

Efter succesfuld matching vil forskelle mellem det observerede forbrug af offentligt finansierede sygehusydelser blandt sundhedsforsikrede versus ikke-sundhedsforsikrede kunne tilskrives det faktum at have forsikring. Det følgende beskriver således analyses hovedresultater, når der er kontrolleret for de tidligere identificerede systematiske forskelle mellem forsikrede og ikke-forsikrede. Det bør indledningsvist gentages, at resultaterne hviler på en antagelse om, at alle relevante variable er medtagne i den model der estimerer propensity scoren (se Tabel 5).

Det overordnede resultat viser, at privat sundhedsforsikring i 2007 var associeret med et statistisk signifikant mindre forbrug af offentligt finansierede sygehusydelser på DKK 385 (se Tabel 6). Beløbet fordelte sig med DKK 316 på ydelser i indlagt regi og DKK 68 i ambulans regi.

Ser man nærmere på resultaterne var der, som forventet, en endnu større forskel i forbruget mellem forsikrede og ikke-forsikrede før matching (DKK 924). Dette er et udtryk for at personer med et højt forbrug af sundhedsydelser i mindre grad er forsikrede. Når forskellen efter matching er reduceret til omkring en tredjedel, så er det fordi det har været relevant at kontrollere analysen for en række person- og virksomhedskarakteristika dvs. at tage forbehold for at forsikrede adskiller sig systematisk fra ikke-forsikrede på demografiske, socioøkonomiske og helbredsrelaterede forhold.

Den primære analyse baserede sig på 2007 som opfølgingsår, idet forsikringsstatus kun var kendt for dette år. Der kunne imidlertid tænkes at være såkaldt *laggede* effekter dvs. at forsikringsstatus i 2007 har betydning for forbrug af ydelser i f.eks. 2008 eller 2009. Udover at mange forsikrede naturligvis fortsætter med at være forsikrede (og at nye behandlingsbehov opstår), så kunne yderligere argumenter f.eks. være at kendskabet til dækningsmuligheder først manifesterer sig på længere sigt. Det kunne også tænkes at der forud for enkelte operationstyper kan være en lang udredningsfase, hvor man evt. afprøver konservativ behandling eller, at man i højere grad forsøger sig med forebyggelse og/eller terapi, hvilket så skubber den endelige behandling frem i tid (hvis den bliver nødvendig).

To parallelle analyser til den primære analyse, blot med 2008 og 2009 som opfølgingsår, bekræftede at forsikringsstatus i 2007 har effekt frem i tid (i form af et reduceret forbrug af offentligt finansierede sygehusydelser). Det bør dog igen understreges, at interventionsvariablen alene er målt for 2007 og der derfor er stor usikkerhed forbundet med resultaterne for senere år.

Tabel 6 Hovedresultater – effekten af privat sundhedsforsikring på forbruget af offentligt finansierede sygehusydelser (2009-DKK)

Effektparameter og årstal	Population	Gennemsnit forsikrede	Gennemsnit ikke-forsikrede	Difference	T-værdi
Ambulant 2007	Unmatched	1.144	1.370	-225	-39,22
	ATT	1.144	1.213	-68	-7,86
Indlagt 2007	Unmatched	2.803	3.502	-698	-17,14
	ATT	2.803	3.120	-316	-5,04
Total 2007	Unmatched	3.948	4.871	-924	-21,71
	ATT	3.948	4.332	-385	-5,88
Ambulant 2008	Unmatched	1.198	1.464	-266	-43,48
	ATT	1.198	1.273	-75	-8,35
Indlagt 2008	Unmatched	3.005	3.598	-593	-13,74
	ATT	3.005	3.185	-180	-2,24
Total 2008	Unmatched	4.203	5.063	-860	-19,05
	ATT	4.203	4.459	-256	-3,1
Ambulant 2009	Unmatched	1.373	1.672	-300	-45,02
	ATT	1.373	1.450	-78	-7,72
Indlagt 2009	Unmatched	3.346	3.888	-542	-11,33
	ATT	3.346	3.698	-352	-2,25
Total 2009	Unmatched	4.719	5.560	-841	-16,87
	ATT	4.719	5.148	-429	-2,72

Note: *Unmatched* refererer til sammenligninger før matching mens ATT (*Average Treatment effect on the Treated*) angiver effekten af sundhedsforsikring for de forsikrede, når der er justeret for relevante forskelle mellem forsikrede og ikke-forsikrede.

Som et tjek af den metodiske robusthed blev alternative specifikationer af matchingen testet for indflydelse på hovedresultatet (at sundhedsforsikring er associeret med et statistisk signifikant mindre forbrug af offentligt finansierede sygehusydelser på DKK 385). Der viste sig stort set ingen indflydelse af at ændre på specifikationen, idet det mindste alternative bud var på DKK 357 og det højeste på DKK 388. En undtagelse var dog anvendelse af *logit* regression (frem for den anvendte *probit*), som førte til et resultat på DKK 514. Samlet set viser disse tests at hovedresultatet er relativt robust overfor alternative økonomiske specifikationer og især, at specifikationen bag *base-case*, om noget, fører til et konservativt bud. Appendiks 4 lister resultaterne fra de alternative specifikationer.

Udover at teste alternative specifikationer af matching estimatoren har enkelte forfattere foreslået, at man sammenholder matching resultater med resultater fra konventionel OLS regression. Fordelen ved at bruge OLS regression som en art validering er dels at den er kendt af de fleste, men også at den baserer sig på den samlede stikprøve (her population). OLS estimationen viser i denne sammenhæng, at det at have sundhedsforsikring er associeret med et reduceret forbrug af offentligt finansierede sygehusydelser på gennemsnitligt DKK 417. Resultatet ligger således tæt op ad hovedfundet, om end OLS modellen har en lavere forklaringsgrad ($R^2=3,45\%$) og kan være problematisk når man har mange nulobservationer. Man kunne her have forsøgt sig med f.eks. såkaldt *two-part* modeller, men da formålet med at applicere OLS alene var at frembringe et alternativt bud på effekten af privat sundhedsforsikring, ved anvendelse af en mere alment kendt metode, synes det mindre relevant.

Effekten af sundhedsforsikring indenfor individuelle proceduregrupper

En række sekundære analyser blev gennemført for at undersøge mere specifikt, hvorvidt forsikring var associeret med flere eller færre ydelser på proceduregruppeniveau. Rationalet for denne analyse var at belyse en eventuel substitutionseffekt nærmere, dvs. identificere procedurer hvor forsikrede især synes at substituere offentligt finansieret forbrug med privat finansieret forbrug.

Af de i alt 19 hovedgrupper i procedureklassifikationen (version 2007) var der 8 grupper, hvor det at have sundhedsforsikring viste sig at være associeret med færre procedurer. Det gjaldt for procedurer (relative reduktioner angivet i parentes) relateret til nervesystemet (13%), åndedrætsorganer, brystkasse, mediastinum og diafragma (12%), fordøjelsesorganer og milt (13%), urinveje, mandlige kønsorganer og retroperitonealt væv (9%), kvindelige kønsorganer (11%), obstetriske procedurer (13%), bevægeapparatet (13%) samt øvrige mindre kirurgiske procedurer (12%). Blandt de resterende 11 hovedgrupper var det at have sundhedsforsikring hverken associeret med signifikant flere eller færre procedurer.

Tabel 7 viser sundhedsforsikringers effekt på forbruget af specifikke procedurer i 2007. Der er tale om relativt små tal da de fleste personer vil have et forbrug på nul, mens nogle få personer vil have et forbrug på én procedure og endnu færre personer vil have et forbrug på flere procedurer. F.eks. kan man under proceduregruppen for nervesystemet aflæse, at det gennemsnitlige forbrug blandt forsikrede er 0,0217 procedurer per person, mens det er 0,0250 procedurer per person blandt ikke-forsikrede (efter matching). Således var der en statistisk signifikant forskel mellem grupperne på -0,0032 procedurer per person, dvs. de forsikrede forbrugte i gennemsnit 0,0032 færre procedurer per person end de ikke-forsikrede.

Tabel 8 viser resultaterne for udvalgte subgrupper under procedureklassen for operationer på bevægeapparatet. Idealscenariet havde været en analyse for individuelle procedurer som f.eks. operation for diskusprolaps eller knæalloplastik. En sådan analyse er imidlertid urealistisk – selv med data for flere hundrede tusinde sundhedsforsikrede – da langt de fleste personer har et nulforbrug. Tabellen viser derfor resultater for udvalgte proceduregrupper, som er kendt for at have stor volumen, også i det privatfinansierede sygehusvæsen.

Der observeredes et signifikant mindre forbrug for alle kategorier blandt personer med sundhedsforsikring, svarende til 0,0002 (33%) færre procedurer under for ryg og hals, 0,0003 (23%) for skulder og overarm og 0,0003 (9%) for knæ og underben.

Tabel 7 Hovedresultater – effekten af privat sundhedsforsikring på forbruget af offentligt finansierede sygehusydelser i 2007 (antal procedurer)

Sygdomsgruppe	Population	Gennemsnit		Difference	T-værdi
		forsikrede	ikke-forsikrede		
Nervesystemet	Unmatched	0,0217	0,0297	-0,0079	-24,28
	ATT	0,0217	0,0250	-0,0032	-6,91
Endokrine organer	Unmatched	0,0009	0,0011	-0,0002	-3,77
	ATT	0,0009	0,0009	0,0000	0,21
Øje og øjenomgivelser	Unmatched	0,0010	0,0009	0,0001	1,46
	ATT	0,0010	0,0008	0,0002	1,86
Øre, næse og strubehoved	Unmatched	0,0016	0,0017	-0,0001	-1,06
	ATT	0,0016	0,0015	0,0001	0,85
Læber, tænder, kæber, mund og svælg	Unmatched	0,0018	0,0021	-0,0003	-3,19
	ATT	0,0018	0,0020	-0,0002	-1,72
Hjerte og store intratorakale kar	Unmatched	0,0034	0,0036	-0,0002	-1,65
	ATT	0,0034	0,0032	0,0001	0,57
Åndedrætsorganer, brystkasse, mediastinum og diafragma	Unmatched	0,0036	0,0048	-0,0012	-8,34
	ATT	0,0036	0,0041	-0,0005	-2,4
Bryst	Unmatched	0,0015	0,0019	-0,0004	-4,61
	ATT	0,0015	0,0014	0,0001	1,28
Fordøjelsesorganer og milt	Unmatched	0,0075	0,0095	-0,0020	-10,23
	ATT	0,0075	0,0086	-0,0011	-3,69
Urinveje, mandlige kønsorganer og retroperitonealt væv	Unmatched	0,0135	0,0175	-0,0040	-17,07
	ATT	0,0135	0,0149	-0,0014	-3,61
Kvindelige kønsorganer	Unmatched	0,0135	0,0188	-0,0053	-19,95
	ATT	0,0135	0,0152	-0,0017	-4,43
Obstetriske procedurer	Unmatched	0,0151	0,0202	-0,0051	-20,21
	ATT	0,0151	0,0174	-0,0023	-5,62
Bevægeapparatet	Unmatched	0,0091	0,0116	-0,0026	-12,51
	ATT	0,0091	0,0105	-0,0014	-4,72
Perifere kar og lymfesystem	Unmatched	0,0050	0,0063	-0,0013	-8,2
	ATT	0,0050	0,0055	-0,0005	-1,57
Hud og underhud	Unmatched	0,0035	0,0040	-0,0006	-4,83
	ATT	0,0035	0,0037	-0,0003	-1,65
Mindre kirurgiske procedurer	Unmatched	0,0088	0,0113	-0,0026	-11,93
	ATT	0,0088	0,0099	-0,0012	-3,38
Endoskopier gennem naturlige og kunstige legemsåbninger	Unmatched	0,0066	0,0080	-0,0014	-7,54
	ATT	0,0066	0,0070	-0,0004	-1,31

Note: Effektparameteren er en tæller for antal procedurer under hovedgrupper i Sygehusvæsnets KlassifikationsSystem (SKS) (Sundhedsstyrelsen 2010c). *Unmatched* refererer til sammenligninger før matching mens *ATT (Average Treatment effect on the Treated)* angiver effekten af sundhedsforsikring for de forsikrede, når der er justeret for relevante forskelle mellem forsikrede og ikke-forsikrede.

Tabel 8 Effekten af privat sundhedsforsikring på forbruget af udvalgte offentligt finansierede ortopædkirurgiske proceduregrupper i 2007 (antal procedurer)

Sygdomsgruppe	Population	Gennemsnit forsikrede	Gennemsnit ikke-forsikrede	Difference	T-værdi
	Unmatched	0,0004	0,0007	-0,0003	-5,95
Ryg og hals	ATT	0,0004	0,0006	-0,0002	-3,03
	Unmatched	0,0010	0,0014	-0,0004	-6,44
Skulder og overarm	ATT	0,0010	0,0013	-0,0003	-3,3
	Unmatched	0,0030	0,0036	-0,0007	-5,82
Knæ og underben	ATT	0,0030	0,0033	-0,0003	-1,98

Note: Effektparameteren er en tæller for antal procedurer under hovedgrupper i Sygehusvæsnets KlassifikationsSystem (SKS) (Sundhedsstyrelsen 2010c). *Unmatched* refererer til sammenligninger før matching mens ATT (*Average Treatment effect on the Treated*) angiver effekten af sundhedsforsikring for de forsikrede, når der er justeret for relevante forskelle mellem forsikrede og ikke-forsikrede.

Robustheden af matching estimatorerne

For at teste den metodiske usikkerhed ved valg af matching estimator (udover de tidligere tests af alternative specifikationer for 1:1 *Nearest Neighbour*), blev alternative matching estimatorer afprøvet med henblik på at teste robustheden af hovedresultaterne. De alternative estimatorer stiller imidlertid endnu større krav til beregningskraft end 1:1 *Nearest Neighbour* estimatoren og var alene realistiske at køre i en stikprøve af populationen. Således blev der udtrukket en tilfældig 10% stikprøve (n=205.335) hvori den primære analyse blev gentaget ved anvendelse af alternative matching estimatorer.

For at sikre et sammenligneligt *base-case* blev den primære analyse først gentaget i stikprøven med præcis de samme specifikationer som for *base-case* analysen i den fulde population, dvs. 1:1 *Nearest Neighbour* med tilbagelægning. Denne resulterede i forskel mellem grupperne på DKK 376.

Efter sammenligning med fem alternative matching estimatorer fandtes moderat variation mellem resultaterne. Det laveste estimat var DKK 331 (radius-baseret med *caliper* på 0,01), mens det højeste estimat var DKK 412 (baseret på Kerneltypen Gaussian). Da resultaterne således ikke rykkede sig mere end DKK 45 for nogen af de alternative specifikationer synes de relativt robuste overfor alternative matching estimatorer.

Afledte effekter i primærsektor eller på receptpligtig medicin

Såfremt sundhedsforsikrede efterspørger færre ydelser i det offentligt finansierede sygehusvæsen kunne man få den tanke, at de så eventuelt efterspørger mere i primærsektoren eller forbruger mere receptpligtig medicin. Det kunne dels skyldes substitution, men også at forsikringsdækning typisk kræver lægehenvielse, som starter med de praktiserende læger – og at sygehusydelser under privat sundhedsforsikring dermed er komplementære til brug af praktiserende læge. Hertil skal det dog bemærkes, at man i princippet må forvente en tilsvarende komplementær benyttelse af praktiserende læger, hvis man skal behandles under det offentligt finansierede sygehusvæsen. Tabel 9 viser resultaterne af en mere eksplorativ analyse, som var identisk med den primære analyse, blot med henholdsvis forbrug af ydelser i primærsektoren og forbrug af receptpligtig medicin som effektparametre.

Tabel 9 Effekten af privat sundhedsforsikring på forbruget af henholdsvis forskellige primærsektorydelser og receptpligtig medicin i 2007 (2009-DKK)

Leverandør	Population	Gennemsnit forsikrede	Gennemsnit ikke-forsikrede	Difference	T-værdi
Praktiserende læge	Unmatched	617	681	-64	-42,38
	ATT	617	618	-1	-0,47
Speciallæge	Unmatched	384	404	-20	-9,39
	ATT	384	388	-4	-1,08
Fysioterapi	Unmatched	152	144	7	5,04
	ATT	152	143	9	3,52
Tandlæge	Unmatched	294	290	4	7,03
	ATT	294	292	3	2,65
Øvrige primærsektor	Unmatched	56	53	3	5,88
	ATT	56	55	1	1,15
Receptpligtig medicin	Unmatched	774	874	-100	-22,95
	ATT	774	783	-9	-1,28

Note: *Unmatched* refererer til sammenligninger før matching mens ATT (*Average Treatment effect on the Treated*) angiver effekten af sundhedsforsikring for de forsikrede når der er justeret for relevante forskelle mellem forsikrede og ikke-forsikrede.

Der fandtes ikke noget empirisk belæg for, at de sundhedsforsikrede havde et større forbrug af ydelser ved praktiserende læge. Til gengæld viste de forsikrede sig at forbruge signifikant flere fysioterapi- og tandlægegydelser, om end der var tale om meget små beløb med henholdsvis DKK 9 og DKK 3. Der fandtes ingen forskel under speciallæger og receptpligtig medicin. Resultaterne skal dog tolkes med visse forbehold jf. nedenstående.

Det bemærkes at analysen, ligesom den primære analyse med sygehusydelser som effektparameter, også dækker områder der i udgangspunktet er en del af den offentlige sygesikring, blot er der her samtidig er tale om større eller mindre grader af brugerbetaling. Det hører ikke til forfatterens kendskab, at der er indberetninger til Sygesikringen, som ikke repræsenterer tilskudsberettigede ydelser. En observeret forskel i forbrug af primærsektorydelser kan derfor tolkes som en observeret forskel i offentligt finansierede primærsektorydelser (med tillæg af eventuel brugerbetaling). Man ville således alene forvente at kunne måle en substitution af offentlige med private ydelser, hvor der er en reel substitutionsmulighed, dvs. på speciallæge, fysioterapi og øvrige primærsektor. Omvendt vil en eventuel substitution af sekundærsektor- med primærsektorydelser kunne influere resultaterne for alle typer af ydelser. Resultaterne for øvrige ydelsestyper end praktiserende læge og receptpligtig medicin må derfor tages med det forbehold at der reelt er tale om to typer af substitution, som i princippet kan virke i hver sin retning.

Analyse kan endvidere medvirke til at perspektivere validiteten af matchingen, hvis man afgrænser sig til resultatet for receptpligtig medicin, hvor der ikke er nogen offentlig-privat substitutionsmulighed. Før matching observeredes der signifikante forskelle mellem forsikrede og ikke-forsikrede i forbruget af receptpligtig medicin, mens der ingen signifikant forskel var i ovenstående analyse, dvs. efter matching.

Diskussion

Hypotesen bag nærværende empiriske analyse var, at privat sundhedsforsikring ville være associeret med et reduceret forbrug af offentligt finansierede sygehusydelser på grund af en substitutionseffekt, dvs. på grund af at de sundhedsforsikrede substituerer offentligt finansierede med privatfinansierede sygehusydelser, bl.a. fordi de dermed kan reducere ventetiden til behandling. Hovedresultatet synes at bekræfte en statistisk signifikant effekt således, at sundhedsforsikrede havde et mindre forbrug af offentligt finansierede sygehusydelser end ikke-forsikrede. Det følgende er en kort perspektivering af dette resultat i forhold til den eksisterende litteratur, samt en redegørelse for analysens styrker og svagheder, inden der konkluderes.

Eksisterende litteratur

Der findes ingen kendte studier, som har analyseret effekten af privat sundhedsforsikring på forbruget af offentligt finansierede sygehusydelser og især ikke i et sundhedsvæsen, der kan sammenlignes med det danske. Dermed står dette studium som det første af sin art.

Der pågår i øjeblikket et relateret studium på Syddansk Universitet af sammenhængen mellem privat sundhedsforsikring og forbrug af sundhedsydelser. I skrivende stund er alene studiedesign og datamateriale publiceret (Kiil and Pedersen 2009). Præliminære resultater for effekten af privat sundhedsforsikring har imidlertid været fremlagt ved forskellige videnskabelige konferencer (Kiil 2011). Effektvurderingen ser overordnet på hvorvidt sundhedsforsikrede har en højere sandsynlighed end ikke sundhedsforsikrede for at have haft kontakt til fysioterapeut, kiropraktor, psykolog, privatpraktiserende speciallæge eller et hospitalsbaseret ambulatorium i løbet af de seneste 12 måneder. De præliminære resultater viser, at der i hovedsagen ikke synes at være forskel mellem grupperne. På subgruppeniveau, dvs. ved afgrænsning af studiepopulationen til privatansatte, identificerede man imidlertid en 6-7% forøget sandsynlighed for at have haft en ambulant kontakt.

Disse resultater er ikke umiddelbart sammenlignelige med de nærværende, først og fremmest fordi effektparametrene er forskellige. Kiil (2011) anvender det totale privat og offentligt finansierede forbrug af primærsektor + hospitalsbaserede ambulante ydelser, mens nærværende studium fokuserer på sekundærsektorydelser og ydermere afgrænser sig til offentligt finansierede ydelser. At der umiddelbart er tegn til modsatrettede tendenser er derfor ikke uventet. Et af de væsentligste incitament for at tegne sundhedsforsikring er netop, at man derved opnår adgang til en substitutionsmulighed for offentligt finansierede ydelser med lang ventetid. Det er derfor forventeligt, at forsikrede substituerer offentligt finansierede ydelser med privat finansierede ydelser, hvor substitutionsmuligheden er reel, dvs. på hospitalsbaserede ambulante ydelser. Omfanget af en sådan substitution tæller med i Kiils analyser, men ikke i nærværende.

Øvrige argumenter for en diskrepans mellem de to studier er effektparameterens kvantificering, idet Kiil opererer med en sandsynlighed, dvs. om en person har haft et forbrug overhovedet, mens nærværende arbejde opererer med en kontinuert variabel for mængden af forbrug. Rationalet for de forskellige valg er tydeligt på baggrund af studiedesign, idet Kiil gennemførte sin dataindsamling baseret på selvudfyldt

spørgeskema blandt tilfældigt udvalgte borgere, mens nærværende arbejde er baseret på registerdata fra sundhedsmyndighederne.

Udover de skandinaviske lande er private sundhedsforsikringer, af den type hvis rationale er at reducere ventetid til behandling, også tilgængelige i New Zealand, Australien, England, Spanien og Portugal, som alle er karakteriserede ved også at have en eller anden form for offentligt finansieret sygehusvæsen (Colombo and Tapay 2004). Imidlertid er effekten af forsikring stærkt afhængig af kontekstuelle forhold, hvorfor man må være særdeles varsom med at generalisere mellem sundhedsvæsen. Alligevel bør det nævnes, at der eksisterer et par nyere studier af europæisk oprindelse.

I et studium som blev gennemført for Irland, Italien, Portugal og Storbritannien, fandt man en moderat effekt af sundhedsforsikring (Jones, Xander and Doorslaer 2006). De sundhedsforsikrede viste sig at have en 5-9% øget sandsynlighed for at have haft kontakt til speciallæge i løbet af de seneste 12 måneder. Disse resultater dækker imidlertid vidt forskellige typer af forsikringer, inklusiv de såkaldt komplementære forsikringer, som alene dækker ydelser der ikke udbydes i det offentlige sundhedsvæsen eller som dækker ydelser der er forbundne med en høj grad af brugerbetaling (Mossialos and Thomson 2002), og inklusiv langt højere andele af individuelt tegnede forsikringer end man ser i Danmark. Det bør endvidere bemærkes at forfatterne konkluderede, at størrelsen af den forøgede sandsynlighed var følsom overfor hvilken estimator der blev valgt.

Et noget mere specifikt studium i nærværende sammenhæng blev gennemført i Portugal, hvor man analyserede effekten af supplerende sundhedsforsikring, som blev tilbudt tjenestemænd i staten og deres familier (Barros *et al.* 2008). Man definerede tre effektparametre: antallet af konsultationer, antallet af blod- og urinprøver samt sandsynligheden for mindst et tandlægebesøg indenfor de seneste 12 måneder. Den eneste forskel mellem forsikrede og ikke-forsikrede var et øget antal blod- og urinprøver blandt de 18-30-årige. Dermed konkluderede man også, at *ex post* moralsk hasard ikke kunne påvises som noget systematisk problem.

Der er således sporadisk evidens for effekten af privat sundhedsforsikring på forbruget af udvalgte sundhedsydelser (men ikke specifikt sygehusydelser). Evidensen peger overordnet på en moderat og delvist usikker tendens til, at sundhedsforsikrede har højere sandsynlighed for at have haft en kontakt til en læge i løbet af det seneste år. Imidlertid har man ikke kunnet replicere dette resultat for antal kontakter, ligesom værdien af det samlede forbrug ikke synes at være undersøgt.

Validitet af data og analysetilgang

Studiets væsentligste svaghed relaterer til repræsentativiteten og validiteten af interventionsvariablen – hvorvidt en person på et tidspunkt i 2007 havde en vilkårlig type af sundhedsforsikring. Dertil kommer de sædvanlige forbehold overfor matchingen, dvs. hvorvidt alle relevante karakteristika er med i den model der estimerer *propensity scoren*, og sidst en mere neutral diskussion af, hvorvidt man burde afgrænse studiepopulationen til privatansatte alene. På styrkesiden tæller at studiet benytter sig af et unikt datamateriale og, at det benytter sig af den mest robuste metode der er tilgængelig. Disse forhold uddybes i det følgende.

Dette studium har alene været muligt fordi forsikringsbranchen har indvilliget i at udlevere information på populationsniveau om forsikringsstatus for enkeltpersoner og det er en styrke uden fortilfælde, så vidt forfatterne er orienterede. Omvendt har der ikke været noget alternativ til interventionsvariablen, som kan kritiseres af mindst tre

årsager. For det første, så dækker variablen kun omkring 65% af alle med forsikring og det må overvejes om disse er repræsentative for alle sundhedsforsikrede. Såfremt de på den ene eller anden vis udtrykker et ikke-repræsentativt forbrug af ydelser vil analysens resultater kun gælde for de aktuelle 65%. Forsikring og Pension, som har leveret data og som tidligere har anvendt samme data til et lignende formål (Borchsenius and Hansen 2010), oplyser, at de ikke har nogen oplagte grunde til at tro andet end at de 65% er repræsentative for alle sundhedsforsikrede. For det andet, så har interventionsvariablen ingen tilhørende information om hvilken type af sundhedsforsikring de forsikrede har, den eksakte tegningsdato eller hvorvidt forsikringen er individuelt eller arbejdsgivertegnet. Statistikkerne fra 2007 demonstrerer at 92% af de forsikrede havde en arbejdsgivertegnet forsikring og at behandlingsforsikringerne udgjorde omkring 90% af alle sundhedsforsikringer (Forsikring og Pension 2010). Resultaterne af dette arbejde gælder således for alle typer af sundhedsforsikringer, om end hovedparten af dem vil være arbejdsgiverbetalte behandlingsforsikringer. Sidst, så er dokumentationen for indsamling af interventionsvariablen yderst begrænset, idet den i det væsentligste hviler på personlig kommunikation. Omvendt er samme information tilvejebragt specifikt for et tilsvarende formål, nemlig Forsikring og Pensions eget studium af sammenhængen mellem sundhedsforsikring og sygefravær, hvor den således er vurderet egnet til formålet (Forsikring og Pension 2010).

Det har af nogle forfattere været rejst, at man bør begrænse analyse af effekten af sundhedsforsikringer til personer der rent faktisk har anvendt deres sundhedsforsikring, frem for alle personer med en forsikring. Det er der for så vidt god ræson i da det "kun" er omkring hver fjerde med en forsikring, som rent faktisk bruger den. Hertil kommer så oveni at nogle sundhedsforsikringer medforsikrer ægtefæller, hvilket i teorien kan reducere den fjerdedel som bruger forsikringen yderligere. Omvendt vil en sådan restriktion sandsynligvis blot føre til et forhøjet estimat end det her fundne, som derfor kan betragtes som et konservativt minimumsbud. Oveni kan lægges det ovenfor nævnte faktum, at interventionsvariablen kun identificerer 65% af de sundhedsforsikrede og at de resterende 35% dermed "forurener" kontrolgruppen, hvilket også fører til et minimumsbud for effekten af forsikring.

Analysens resultater må således betragtes som konservative estimater. Denne strategi er nøje overvejet og anses for passende beskeden qua de usikkerheder, der er forbundet med interventionsvariablen, og som i yderste konsekvens kan virke i ukendt retning. Endelig skal det bemærkes at analysen ser på effekten af *forekomsten* af private sundhedsforsikringer, og dermed ikke kun på om man rent faktisk bruger denne forsikring.

Som tidligere understreget, hviler validiteten af den analytiske tilgang, *propensity score matching*, på at alle relevante forhold, der varierer mellem forsikrede og ikke-forsikrede og som har indflydelse på hvorvidt man forbruger offentligt finansierede sygehusydelser, så vidt muligt er inkluderet. I den forbindelse er virksomhedskarakteristika særligt centrale, idet det for i hvert fald de arbejdsgiverbetalte sundhedsforsikringer er en virksomhedsbeslutning at tegne forsikring. Dette arbejde bygger på adskillige virksomhedsvariable, men det bør bemærkes, at der kan være andre forhold, som f.eks. arbejdsmiljø, som ikke er indeholdte (og som heller ikke registreres i registre, endsige lader sig registrere). Et andet faktum er, at der ikke findes registerdata over decideret helbredsstatus, og at nærværende analyse derfor benyttede sig af historisk forbrug af en række sundhedsydelser som en proxy for helbredsstatus. Som ved ethvert andet matching-baseret studie skal studiets resultater derfor fortolkes med forbehold for, at alle væsentlige forhold reelt er inkluderede.

En anden pointe, og næppe nogen egentlig svaghed ved analysen som sådan, er at man kunne have begrænset populationen til udelukkende at omfatte personer i private ansættelsesforhold. Dette med det formål at få en "renere" effekt i forhold til de arbejdsgiverbetalte sundhedsforsikringer, idet det kun er 4-5% af de sundhedsforsikrede, som er ansat i kommunale og statslige virksomheder, og da de individuelt tegnede forsikringer formentlig vil være overrepræsenterede her. En sådan disposition er ikke valgt, da vi i så fald ikke ville kunne redegøre for andelen af arbejdsgivertegnede forsikringer (der for nuværende trods alt er kendt, idet den kan findes i den generelle forsikringsstatistik), ligesom vi stadig ikke ville kunne hævde, at materialet alene omfattede arbejdsgiverbetalte forsikringer. Dispositionen synes dog relevant for fremtidige arbejder.

Den største styrke ved nærværende analyse er at studiet er gennemført for alle danskere i lønnet arbejde og således ikke blot for en stikprøve, men for den samlede relevante population. Sædvanligvis er empiriske studier forbundet med mindst to typer af usikkerhed – metodisk og statistisk – hvor alene den første type er relevant i det aktuelle studium. Den store population har gjort det muligt at identificere relevante forskelle, som formentlig ikke ville have kunnet identificeres i sædvanlige mindre stikprøver. Den har ligeledes bidraget til, at matchningen har kunnet gennemføres for alle sundhedsforsikrede (der har været såkaldt *common support* for alle), hvilket ikke er nogen selvfølge i mange matching studier.

Den anvendte analysetilgang bygger på *propensity score matching*, som har været velkendt indenfor arbejdsmarkedsforskningen i adskillige år, men som først i de senere år har vundet indpas i sundhedsøkonomien. Metoden har en række fordele over de hidtil anvendte tilgange. Den klassiske forklaring starter med det randomiserede, kontrollerede eksperiment, som idealscenariet der fordeler *confounders* lige mellem interventions- og kontrolgruppe, og som derfor giver mulighed for at henføre en eventuel identificeret forskel mellem grupperne til en reel effekt af interventionen. Af forskellige årsager er det imidlertid sjældent, at man har mulighed for at afprøve policy tiltag i randomiserede eksperimenter.

Langt oftere står man med observationelle data, hvor nogle personer har valgt sig ind i interventionsgruppen, mens andre har fravalgt intervention. Det stiller en analytisk udfordring i forhold til at estimere den sande effekt af interventionen uden at årsagsforveksle med effekten af selektionen. Ved at matche hver enkelt person, der har selekteret sig ind i interventionsgruppen med en kontrol, der har samme sandsynlighed for at have forsikring, kan man justere for selektionseffekten. Det forudsætter dog at *propensity scoren* er validt estimeret, og styrken af tilgangen vil derfor afhænge af, hvorvidt man har kunnet observere alle relevante karakteristika. Her er den danske rigdom af registerdata en overordentlig stor fordel.

Nærværende analyse baserede sig således på data fra adskillige registre, så et bredt spektrum af demografiske, socioøkonomiske og helbredsrelaterede karakteristika kunne inkluderes – inklusiv detaljerede virksomhedskarakteristika for ansættelsessteder, som er særligt relevante i forbindelse med sundhedsforsikringer, og inklusiv historiske forbrugsdata på sundhedsydelser fra op til tre år forud for matching. Det bemærkes endvidere, at valget af matching variable var drevet af teoretiske argumenter og at alle matching variable dermed er bevaret i regressionsmodellerne uanset statistisk signifikans.

Det foreliggende arbejde testede matchningen efter alle gængse metoder, ligesom adskillige alternative matching estimatorer blev testet, uden tegn til at resultaterne ikke skulle være robuste og, om noget, ligge i den konservative ende. Det bør imidlertid

bemærkes, at det stærkeste studiedesign for at applicere matching tilgangen er et såkaldt *difference-in-difference* design dvs. et kontrolleret før/efter design. Dette ville imidlertid kræve en eksakt dato for tegning af sundhedsforsikring for hver enkelt person, hvilken ikke er tilgængelig i de danske registre.

Konklusion

Den empiriske analyse, som undersøgte relationen mellem private sundhedsforsikringer og forbruget af offentligt finansierede sygehusydelser, viser at sundhedsforsikring er forbundet med et reduceret forbrug af offentligt finansierede sygehusydelser svarende til DKK 385 per person per år.

Dette resultat står som et robust estimat efter forskellige relevante tests af den metodiske usikkerhed. Det repræsenterer endvidere et konservativt estimat for størrelsen af et reduceret forbrug, idet det er et gennemsnit for alle forsikrede – og ikke blot dem der rent faktisk har brugt deres forsikring. Tilsvarende er det konservativt, fordi den anvendte interventionsvariabel havde en kendt dækningsgrad på 65% således at kontrolgruppen er "forurennet" af 35% med forsikring.

Konklusionen er således at sundhedsforsikring, blandt 18-65-årige danskere i lønnet arbejde, er forbundet med et reduceret forbrug af offentligt finansierede sygehusydelser.

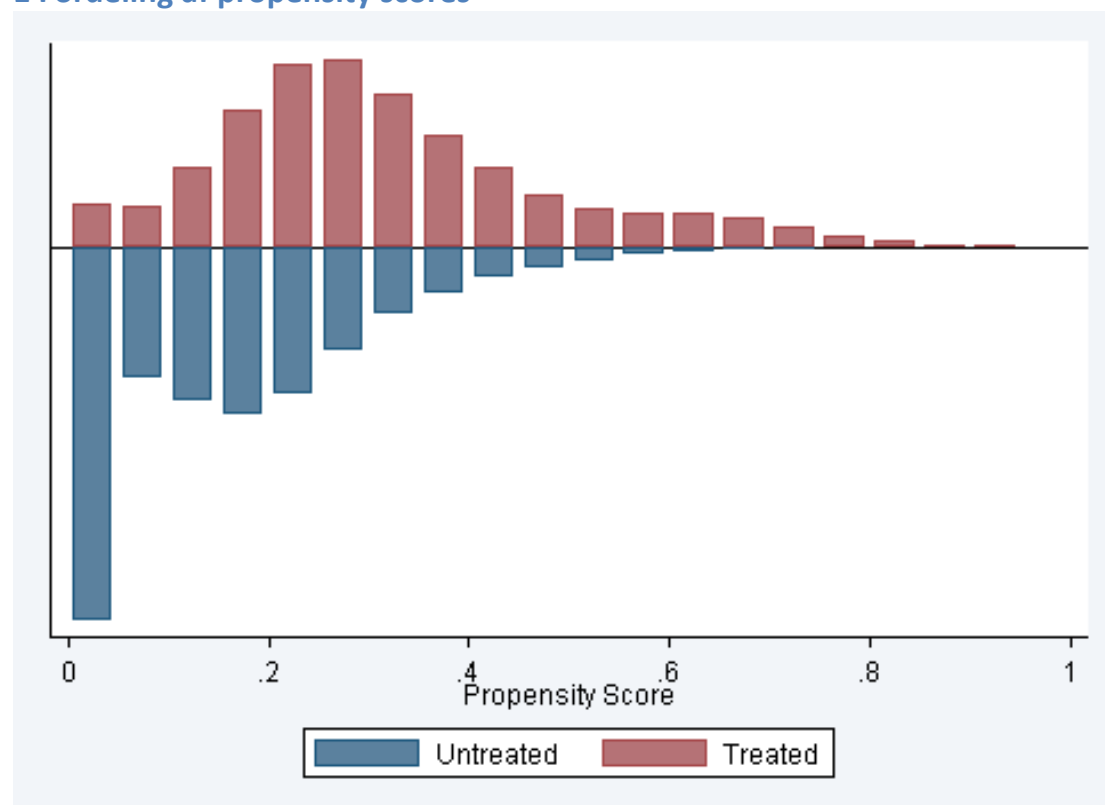
Referencer

- Abadie, A. and Imbens, G. Simple and Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects. National Bureau of Economic Research.
- Abadie, A. and Imbens, G. W. (2006). Large sample properties of matching estimators for average treatment effects. *Econometrica*, 74, 235-67.
- Abbring, J., Chiappori, P. and Pinquet, J. (2003). Moral hazard and dynamic insurance data. *Journal of the European Economic Association*, 1, 767-820.
- Andersen, M. Danskernes syn på sundhedsforsikringer. Forsikring og Pension.
- Arendt, J. and Kiil, A. (2011). Estimating ex post moral hazard from voluntary private health insurance in Denmark. *Work in progress*.
- Barros, P. P., Machado, M. P. and Sanz-de-Galdeano, A. (2008). Moral hazard and the demand for health services: a matching estimator approach. *J Health Econ*, 27, 1006-25.
- Bech, M., Hansen, B., Lauridsen, J. and Sørensen, T. (2008). Udbudspåvirkning af forbruget i almen lægepraksis. *Norsk Økonomisk Tidsskrift*, 122, 20-35.
- Borchsenius, V. and Hansen, J. Er sundhedsforsikrede mindre syge end uforsikrede? Analyserapport 2010:6. Forsikring og Pension.
- Boye, S. (2008). Hver anden kommune satser på sundhedsforsikring. *Nyhedsmagasinet Danske Kommuner*, Oct 9.
- BPK Brancheforeningen for Privathospitaler og Klinikker. Den private sygehussektor i tal 2010. BPK Brancheforeningen for Privathospitaler og Klinikker.
- Bræmer, M. (2008). Velstillede vælter sig i sundhedsforsikringer. *Ugebrevet A4*, 41.
- Caliendo, M. and Kopeinig, S. (2008). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, 22, 46-77.
- Colombo, F. and Tapay, N. Private health insurance in OECD countries: The benefits and costs for individuals and health systems.
- Danmarks Statistik (2010). Forbrugerprisindeks.
- Eldridge, D., Koc, C., Onur, I. and Velamuri, M. Demand for Private Health Insurance and Hospital Care in Australia: Evidence from the National Health Survey. University of Adelaide.
- Folketinget (2001). Forslag til lov om ændring af ligningsloven (Skattefrihed for arbejdsgiverbetalte sundhedsbehandlinger). Folketinget.
- Forsikring og Pension (2010). Statistik sundhedsforsikring. Forsikring og Pension.
- Hahn, J. (1998). On the Role of the Propensity Score in Efficient Semiparametric Estimation of Average Treatment Effects. *Econometrica*, 66, 315-31.
- Heckman, J., Ichimura, H. and Todd, P. (1998). Matching as an Econometric Evaluation Estimator. *Review of Economic Studies*, 65, 261-94.

- Heckman, J. and Vytlacil, E. (2004). Econometric Evaluation of Social Programs, Part I: Causal Models, Structural Models and Econometric Policy Evaluation. In Heckman, J. and Leamer, E. (Eds.), *Handbook of Econometrics*. Elsevier.
- Hirano, K., Imbens, G. and Ridder, G. (2003). Efficient Estimation of Average Treatment Effects Using the Estimated Propensity Score. *Econometrica*, 71, 1161-89.
- Ichimura, H. and Linton, O. Asymptotic Expansions for Some Semiparametric Program Evaluation Estimators. London School of Economics and Political Science.
- Jespersen, S., Munch, J. and Skipper, L. (2008). Costs and Benefits of Danish active Labour Market Programmes. *Labour Economics*, 15, 859-84.
- Jones, A., Xander, K. and Doorslaer, E. (2006). The Impact of Having Supplementary Private Health Insurance on the Use of Specialists. *Annales d'Économie et de Statistique*, 83/84, 251-75.
- Kiil, A. (2011). Does employment-based private health insurance increase the use of covered health care services? A matching estimator approach. *Work in progress*.
- Kiil, A. and Pedersen, K. The Danish Survey on Voluntary Health Insurance 2009. University of Southern Denmark.
- Kjellberg, J., Andreasen, M. and Søggaard, J. Private sundhedsforsikringer. Dansk Sundhedsinstitut.
- Leth-Petersen, S. and Rotger, G. P. (2009). Long-term labour-market performance of whiplash claimants. *J Health Econ*, 28, 996-1011.
- Mossialos, E. and Thomson, S. M. (2002). Voluntary health insurance in the European Union: a critical assessment. *Int J Health Serv*, 32, 19-88.
- Næss-Schmidt, H. Sundhedsforsikringer - en løsning på fremtidens velfærd? Analyserapport 2008:4.
- Pedersen, K. (2005). Voluntary supplemental health insurance in Denmark. *Public Finance and Management*, 5, 544-66.
- Pedersen, K. (2011). Sickness absence and voluntary health insurance. *Work in progress*.
- Rosenbaum, P. and Rubin, D. (1993). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70, 41-55.
- Smith, J. (2000). Critical Survey of Empirical Methods for Evaluating Active Labor Market Policies. *Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, 136, 247-68.
- Sundhedsstyrelsen (2010a). Sundhedsdata - Behandling ved sygehuse.
- Sundhedsstyrelsen (2010b). Sundhedsdata - Erfarede ventetider.
- Sundhedsstyrelsen (2010c). Sygehusvæsnets KlassifikationsSystem (SKS).
- ToldSkat. Sundhedsydelser - når arbejdsgiveren betaler. ToldSkat.

Appendiks

1 Fordeling af propensity scores



Note: *Untreated* refererer til personer uden sundhedsforsikring og *Treated* refererer til personer med sundhedsforsikring. Alle sundhedsforsikrede kunne matches med mindst en kontrol (dvs. alle var såkaldt *on common support*).

2 Definition af variable

Variabel	Forklaring	Enhed	Observationer
age	Alder	År	2206399
age2	Alder opløftet i anden	År	2206399
female	Kvinde	Dummy	2206399
married	I ægteskab eller registreret partnerskab	Dummy	2206399
danish	Dansk etnisk oprindelse	Dummy	2206399
region1	Region H	Udeladt (reference)	2206399
region2	Region Sjælland	Dummy	2206399
region3	Region Syd	Dummy	2206399
region4	Region Midtjylland	Dummy	2206399
region5	Region Nordjylland	Dummy	2206399
lsalary	log(årlig bruttoløn)	2009-DKK	2206243
soc1	Topleder	Dummy	2206398
soc2	Medarbejder, specialist	Dummy	2206398
soc3	Medarbejder, mellem	Dummy	2206398
soc4	Medarbejder, grund	Udeladt (reference)	2206398
soc5	Medarbejder, øvrige	Dummy	2206398
soc6	Arbejdsløs mindst halvdelen af året	Dummy	2206398
soc7	Anden eller ukendt erhvervsstatus	Dummy	2206398
edu1	Folkeskole	Udeladt (reference)	2206399
edu2	Ungdomsuddannelse	Dummy	2206399
edu3	Faglært uddannelse	Dummy	2206399
edu4	Kortere videregående uddannelse	Dummy	2206399
edu5	Mellemlang videregående uddannelse	Dummy	2206399
edu6	Lang videregående uddannelse	Dummy	2206399
edu7	Ukendt uddannelsesstatus	Dummy	2206399
seniority	Anciennitet i job	År	2205197
seniority2	Anciennitet i job opløftet i anden	År	2205197
fulltime	Fuldtids- versus deltidsjob	Dummy	2206399
andfa	Andel af medarbejdere på grundniveau	Andel [0;1]	2055168
andlf	Andel af medarbejdere på mellemlang niveau	Andel [0;1]	2055168
andhf	Andel af medarbejdere på højeste niveau	Andel [0;1]	2055168
lfansh	log(antal ansatte i virksomhed)	Antal	2203516
owner1	Enmandsvirksomhed	Dummy	2203485
owner2	Interessentselskab	Dummy	2203485
owner3	Kommanditselskab	Dummy	2203485
owner4	Aktieselskab	Udeladt (reference)	2203485
owner5	Anpartsselskab	Dummy	2203485
owner6	Andelsforening	Dummy	2203485
owner7	Stat	Dummy	2203485
owner8	Kommune	Dummy	2203485
owner9	Selvejende institution	Dummy	2203485
owner10	Andre virksomhedstyper	Dummy	2203485

owner11	Udenlandsk	Dummy	2203485
owner12	Ukendt ejerforhold	Dummy	2203485
branche1	Landbrug og fiskeri	Dummy	2203485
branche2	Industri	Udeladt (reference)	2203485
branche3	Bygge og anlæg	Dummy	2203485
branche4	Handel og transport	Dummy	2203485
branche5	Information og kommunikation	Dummy	2203485
branche6	Finansiering og forsikring	Dummy	2203485
branche7	Ejendomshandel og udlejning	Dummy	2203485
branche8	Erhvervsservice	Dummy	2203485
branche9	Offentlig administration, undervisning og sundhed	Dummy	2203485
branche10	Kultur, fritid og anden service	Dummy	2203485
llmdb04	log(receptpligtig medicin år 2004)	2009-DKK	2206399
llmdb05	log(receptpligtig medicin år 2005)	2009-DKK	2206399
llmdb06	log(receptpligtig medicin år 2006)	2009-DKK	2206399
lgp04	log(praktiserende læge år 2004)	2009-DKK	2206399
lgp05	log(praktiserende læge år 2005)	2009-DKK	2206399
lgp06	log(praktiserende læge år 2006)	2009-DKK	2206399
lspec04	log(speciallæge år 2004)	2009-DKK	2206399
lspec05	log(speciallæge år 2005)	2009-DKK	2206399
lspec06	log(speciallæge år 2006)	2009-DKK	2206399
linpatient04	log(indlagte sygehusydelser år 2004)	2009-DKK	2206399
linpatient05	log(indlagte sygehusydelser år 2005)	2009-DKK	2206399
linpatient06	log(indlagte sygehusydelser år 2006)	2009-DKK	2206399
loutpatie~04	log(ambulante sygehusydelser år 2004)	2009-DKK	2206399
loutpatie~05	log(ambulante sygehusydelser år 2005)	2009-DKK	2206399
loutpatie~06	log(ambulante sygehusydelser år 2006)	2009-DKK	2206399
lemerge04	log(skadestueydelser år 2004)	2009-DKK	2206399
lemerge05	log(skadestueydelser år 2005)	2009-DKK	2206399
lemerge06	log(skadestueydelser år 2006)	2009-DKK	2206399
ltherapist04	log(fysioterapi år 2004)	2009-DKK	2206399
ltherapist05	log(fysioterapi år 2005)	2009-DKK	2206399
ltherapist06	log(fysioterapi år 2006)	2009-DKK	2206399
ldentist04	log(tandlægeydelser år 2004)	2009-DKK	2206399
ldentist05	log(tandlægeydelser år 2005)	2009-DKK	2206399
ldentist06	log(tandlægeydelser år 2006)	2009-DKK	2206399

Note: Alle variable refererer tidsmæssigt til perioden før 2007 dvs. enten en årsstatus for ultimo 2006 eller en årstotal for 2004, 2005 eller 2006 (sidstnævnte gælder for variable relateret til helbredsstatus). Dummy refererer til en variabel der kun kan antage værdien 0 (for nej) eller 1 (for ja). Andel [0;1] referer til et kontinuert udfaldsområde mellem 0 og 1.

3 Balancering af person- og virksomhedskarakteristika før og efter matching

Variabel	Population	Gennemsnit forsikrede	Gennemsnit ikke-forsikrede	% bias	% bias reduktion
age	Unmatched	41,11	41,73	-5,50	
	Matched	41,11	40,94	1,50	72,8
age2	Unmatched	1804,10	1876,50	-7,70	
	Matched	1804,10	1787,70	1,80	93,2
female	Unmatched	0,38	0,48	-21,20	
	Matched	0,38	0,37	1,40	86,9
married	Unmatched	0,58	0,55	6,10	
	Matched	0,58	0,59	-0,80	77,3
danish	Unmatched	0,95	0,93	6,40	
	Matched	0,95	0,95	0,10	98,9
region2	Unmatched	0,16	0,14	4,40	
	Matched	0,16	0,16	-0,20	96
region3	Unmatched	0,19	0,23	-8,10	
	Matched	0,19	0,19	0,00	99,7
region4	Unmatched	0,23	0,23	-0,30	
	Matched	0,23	0,22	0,30	-29,4
region5	Unmatched	0,08	0,11	-11,30	
	Matched	0,08	0,08	0,50	96
lsalary	Unmatched	12,59	12,38	27,70	
	Matched	12,59	12,59	0,10	99,6
soc1	Unmatched	0,01	0,01	-7,20	
	Matched	0,01	0,01	-0,50	92,9
soc2	Unmatched	0,05	0,03	10,10	
	Matched	0,05	0,05	0,00	99,7
soc3	Unmatched	0,11	0,14	-6,90	
	Matched	0,11	0,11	1,40	79,4
soc4	Unmatched	0,25	0,17	18,10	
	Matched	0,25	0,25	-0,90	95,1
soc6	Unmatched	0,21	0,23	-5,50	
	Matched	0,21	0,21	0,10	98,1
soc7	Unmatched	0,01	0,03	-10,50	
	Matched	0,01	0,01	-0,60	94
edu2	Unmatched	0,08	0,07	6,40	
	Matched	0,08	0,08	-0,40	93,4
edu3	Unmatched	0,45	0,39	13,60	
	Matched	0,45	0,45	0,40	97,1
edu4	Unmatched	0,08	0,06	7,30	
	Matched	0,08	0,08	-0,60	91,5
edu5	Unmatched	0,11	0,18	-19,10	
	Matched	0,11	0,11	0,80	95,8
edu6	Unmatched	0,08	0,08	1,00	
	Matched	0,08	0,08	-0,40	58,2

sundhedsforsikringer og forbrug af offentligt finansierede sygeydelser

edu7	Unmatched	0,01	0,01	-3,10	
	Matched	0,01	0,01	0,10	97,9
seniority	Unmatched	100,56	129,84	-6,40	
	Matched	100,56	111,18	-2,30	63,7
seniority2	Unmatched	190000,00	250000,00	-6,40	
	Matched	190000,00	210000,00	-2,30	63
fulltime	Unmatched	0,86	0,84	7,20	
	Matched	0,86	0,86	-0,50	93,1
andfa	Unmatched	39,30	39,04	0,80	
	Matched	39,30	39,51	-0,60	16,7
andlf	Unmatched	24,28	20,34	13,90	
	Matched	24,28	24,20	0,30	97,9
andhf	Unmatched	13,75	14,82	-4,60	
	Matched	13,75	13,73	0,10	98
lfansh	Unmatched	5,50	5,62	-4,80	
	Matched	5,50	5,47	1,00	79,7
owner1	Unmatched	0,03	0,07	-16,60	
	Matched	0,03	0,03	1,10	93,6
owner2	Unmatched	0,02	0,02	3,00	
	Matched	0,02	0,02	-0,20	93,2
owner3	Unmatched	0,00	0,00	0,40	
	Matched	0,00	0,00	0,00	98,9
owner5	Unmatched	0,09	0,10	-2,70	
	Matched	0,09	0,09	0,60	76,8
owner6	Unmatched	0,01	0,01	-3,40	
	Matched	0,01	0,01	1,40	59,6
owner7	Unmatched	0,01	0,05	-23,50	
	Matched	0,01	0,01	0,40	98,2
owner8	Unmatched	0,03	0,26	-70,00	
	Matched	0,03	0,03	-1,10	98,4
owner9	Unmatched	0,07	0,09	-9,20	
	Matched	0,07	0,06	2,30	74,9
owner10	Unmatched	0,00	0,01	-7,40	
	Matched	0,00	0,00	0,30	95,5
owner11	Unmatched	0,03	0,00	18,60	
	Matched	0,03	0,03	-2,50	86,5
owner12	Unmatched	0,02	0,01	3,80	
	Matched	0,02	0,02	1,00	74
branche1	Unmatched	0,01	0,02	-8,80	
	Matched	0,01	0,01	0,10	98,5
branche3	Unmatched	0,02	0,00	11,50	
	Matched	0,02	0,02	1,00	91,4
branche4	Unmatched	0,28	0,23	9,80	
	Matched	0,28	0,27	0,30	97,4

sundhedsforsikringer og forbrug af offentligt finansierede sygegydelser

branche5	Unmatched	0,08	0,04	15,00	
	Matched	0,08	0,08	-1,60	89,6
branche6	Unmatched	0,14	0,03	41,40	
	Matched	0,14	0,14	1,90	95,5
branche7	Unmatched	0,01	0,00	6,30	
	Matched	0,01	0,01	-1,30	78,9
branche8	Unmatched	0,20	0,23	-7,60	
	Matched	0,20	0,20	1,80	76,2
branche9	Unmatched	0,04	0,22	-55,60	
	Matched	0,04	0,04	-0,80	98,5
branche10	Unmatched	0,03	0,06	-16,10	
	Matched	0,03	0,03	0,00	99,9
llmdb04	Unmatched	3,52	3,70	-5,90	
	Matched	3,52	3,52	-0,20	96,6
llmdb05	Unmatched	3,69	3,88	-6,20	
	Matched	3,69	3,68	0,40	93,8
llmdb06	Unmatched	3,84	4,03	-6,20	
	Matched	3,84	3,83	0,20	96,9
lgp04	Unmatched	4,95	5,06	-4,60	
	Matched	4,95	4,95	-0,30	94,5
lgp05	Unmatched	5,00	5,12	-4,90	
	Matched	5,00	5,01	-0,50	90,3
lgp06	Unmatched	5,12	5,23	-4,50	
	Matched	5,12	5,13	-0,30	94,2
lspec04	Unmatched	1,66	1,67	-0,20	
	Matched	1,66	1,66	0,10	65
lspec05	Unmatched	1,69	1,71	-0,90	
	Matched	1,69	1,69	-0,10	86,7
lspec06	Unmatched	1,75	1,77	-0,70	
	Matched	1,75	1,75	0,00	98,9
inpatient04	Unmatched	0,76	0,84	-3,10	
	Matched	0,76	0,76	0,00	99,2
inpatient05	Unmatched	0,75	0,84	-3,10	
	Matched	0,75	0,76	-0,30	90,9
inpatient06	Unmatched	0,78	0,89	-3,80	
	Matched	0,78	0,78	0,00	99,1
outpatie~04	Unmatched	2,07	2,27	-5,60	
	Matched	2,07	2,08	-0,20	96
outpatie~05	Unmatched	2,19	2,40	-5,70	
	Matched	2,19	2,20	-0,20	95,9
outpatie~06	Unmatched	2,33	2,57	-6,40	
	Matched	2,33	2,31	0,40	93,9
lemerge04	Unmatched	0,78	0,81	-1,30	
	Matched	0,78	0,79	-0,60	54,9

sundhedsforsikringer og forbrug af offentligt finansierede sygegydelser

lemerge05	Unmatched	0,79	0,83	-1,70	
	Matched	0,79	0,80	-0,30	79,8
lemerge06	Unmatched	0,79	0,83	-1,90	
	Matched	0,79	0,79	-0,30	84,6
therapist04	Unmatched	0,96	0,91	2,50	
	Matched	0,96	0,98	-0,80	67,9
therapist05	Unmatched	1,02	0,95	3,20	
	Matched	1,02	1,04	-0,90	73
therapist06	Unmatched	1,09	0,98	4,80	
	Matched	1,09	1,10	-0,70	86,3
ldentist04	Unmatched	4,22	4,06	5,80	
	Matched	4,22	4,20	0,60	90
ldentist05	Unmatched	4,25	4,09	5,70	
	Matched	4,25	4,23	0,70	88,4
ldentist06	Unmatched	4,28	4,12	5,80	
	Matched	4,28	4,27	0,30	94,3
soc5	Unmatched	0,37	0,39	-5,20	
	Matched	0,37	0,37	0,00	99,8
edu1	Unmatched	0,18	0,21	-8,70	
	Matched	0,18	0,18	-0,30	96,9
region1	Unmatched	0,34	0,29	11,10	
	Matched	0,34	0,34	-0,40	96,1
owner4	Unmatched	0,68	0,36	67,70	
	Matched	0,68	0,69	-1,50	97,8
branche2	Unmatched	0,20	0,16	11,30	
	Matched	0,20	0,21	-2,00	82,3

Note: Udeladte dummyvariable i *probit* regressionen er listede i de sidste fem rækker (soc5, edu1, region1, owner4, branche2). Variabelnavne er forklarede i Appendiks 2. *Unmatched* refererer til sammenligninger før matching mens *Matched* refererer til sammenligninger efter matching.

4 Test af alternative specifikationer for 1:1 Nearest Neighbour

	Gennemsnit forsikrede	Gennemsnit ikke-forsikrede	Difference	T-værdi	Antal <i>off support</i>
Base-case	3.948	4.332	-385	-5,88	0
Uden tilbagelægning	3.948	4.314	-366	-7,18	0
Caliper 0,005 med tilbagelægning	3.947	4.332	-386	-5,89	68
Caliper 0,005 uden tilbagelægning	3.969	4.325	-357	-6,71	24.918
Caliper 0,001 med tilbagelægning	3.948	4.336	-388	-5,93	434
Caliper 0,001 uden tilbagelægning	3.968	4.425	-357	-6,70	24.918
Logit frem for probit regressionsmodel	3.948	4.461	-514	-6,71	0

Note: Alle resultater refererer til forskellen i det samlede forbrug (2009-DKK) af offentligt finansierede sygehusydelser i 2007 efter matching. Differencen angiver således effekten af sundhedsforsikring for de forsikrede (*ATT - Average Treatment effect on the Treated*), når der er justeret for relevante forskelle mellem forsikrede og ikke-forsikrede. Antal *off support* refererer til, hvorvidt en specifikation fører til, at nogle sundhedsforsikrede ikke kan matches med en kontrol. *Caliper* refererer til en restriktion på hvor langt der må være til den nærmeste nabo i *propensity score*.

5 Resultater af OLS regression

Variabel	Koefficient	T-værdi	Variabel	Koefficient	T-værdi
iv	-417,16	-8,86	owner10	-44,15	-0,29
age	-203,94	-17,35	owner11	-31,68	-0,22
age2	3,39	23,8	owner12	-106,41	-0,87
female	-438,34	-10,4	branche1	-319,43	-2,39
married	-201,83	-5,29	branche3	94,45	0,34
danish	214,03	3,3	branche4	-98,53	-1,76
region2	-101,21	-1,75	branche5	58,01	0,65
region3	-214,24	-4,54	branche6	-387,57	-4,95
region4	210,82	4,34	branche7	-426,37	-1,28
region5	110,67	1,83	branche8	-196,89	-3,15
lsalary	-10,53	-0,36	branche9	-165,28	-1,97
soc1	23,43	0,19	branche10	-231,94	-2,45
soc2	-342,15	-3,28	llmdb04	80,25	10,91
soc3	-122,75	-1,77	llmdb05	98,16	12,64
soc4	-74,64	-1,41	llmdb06	161,10	22,83
soc6	284,89	5,59	lgp04	-22,61	-2,86
soc7	285,88	1,99	lgp05	-67,67	-8,32
edu2	-663,08	-10,76	lgp06	93,57	12,69
edu3	-111,64	-2,32	lspec04	-21,41	-3,28
edu4	-340,37	-4,44	lspec05	-0,78	-0,12
edu5	-210,54	-3,2	lspec06	43,68	6,62
edu6	-368,09	-4,48	inpatient04	246,70	23,08
edu7	508,20	2,56	inpatient05	372,27	33,06
seniority	-13,62	-3,76	inpatient06	653,16	45,75
seniority2	0,01	3,76	outpatie~04	120,70	19,67
fulltime	-348,34	-6,31	outpatie~05	43,35	7,65
andfa	1,00	1,37	outpatie~06	486,76	86,78
andlf	0,04	0,05	lemerge04	30,28	3,5
andhf	1,91	1,99	lemerge05	39,84	4,6
lfansh	28,40	2,88	lemerge06	42,81	4,75
owner1	107,93	1,36	therapist04	24,18	2,59
owner2	-108,16	-1,01	therapist05	18,43	1,86
owner3	266,49	0,95	therapist06	48,21	5,28
owner5	-27,25	-0,43	ldentist04	-25,75	-3,29
owner6	257,34	1,54	ldentist05	-19,01	-2,49
owner7	30,67	0,29	ldentist06	-60,18	-8,09
owner8	118,05	1,45	_cons	3.764,37	9,62
owner9	36,54	0,51			
Observationer	2054241		F(74,2054166)	437,37	
Pseudo R2	0.0345		Prob > chi2	0.0000	

Note: Variabelnavne er forklarede i Appendiks 2.

6 Test af alternative matching estimatorer i 10% stikprøve

	Gennemsnit forsikrede	Gennemsnit ikke-forsikrede	Difference	T-værdi	Antal <i>off support</i>
Base-case					
Unmatched	3.900	4.800	-900	-7,20	
ATT	3.900	4.276	-376	-2,10	25
Nearest Neighbour 1:5	3.900	4.300	-400	-2,89	25
Radius, caliper 0,1	3.900	4.306	-406	-3,05	25
Radius, caliper 0,01	3.900	4.231	-331	-2,23	36
Kernel, Epanechnikov	3.900	4.259	-350	-2,45	25
Kernel, Gaussian	3.900	4.312	-412	-3,12	25

Note: Medmindre andet er nævnt refererer resultaterne til forskellen i det samlede forbrug (2009-DKK) af offentligt finansierede sygehusydelser i 2007 efter matching. Differencen angiver således effekten af sundhedsforsikring for de forsikrede (*ATT - Average Treatment effect on the Treated*), når der er justeret for relevante forskelle mellem forsikrede og ikke-forsikrede. For *base-case* er der endvidere listet resultater før matching (*Unmatched*). Antal *off support* refererer til, hvorvidt en specifikation fører til, at nogle sundhedsforsikrede ikke kan matches med en kontrol.