

- mass index as predictors of elevated alanine transaminase in Danes aged 30 to 50 years. *Dan Med Bull* 1999;46:429-31.
12. Bigaard J, Frederiksen K, Tjønnelund A et al. Waist circumference and body composition in relation to all-cause mortality in middle-aged men and women. *Int J Obes (Lond)* 2005;29:778-84.
 13. Wittchen H-U, Balkau B, Massien C et al. International Day for the Evaluation of Abdominal obesity: rationale and design of a primary study on the prevalence of abdominal obesity and associated factors in 63 countries. *Eur Heart J* 2006;8(Suppl B):B26-B33.
 14. Clinical guidelines on the identification, evaluation, and treatment of overweight and obesity in adults – the evidence report. National Institutes of Health. *Obes Res* 1998;6(Suppl 2):51S-209S.
 15. Svendsen OL, Toubro S, Bruun JM et al. Retningslinjer for behandling af overvægt/fedme anno 2006. *Ugeskr Læger* 2006;168:180-2.
 16. Balkau B, Deanfield JE, Després JP et al. International Day for the Evaluation of Abdominal Obesity (IDEA). *Circ* 2007;116:1942-51.
 17. Dagenais GR, Yi Q, Mann JF et al. Prognostic impact of body weight and abdominal obesity in women and men with cardiovascular disease. *Am Heart J* 2005;149:54-60.
 18. Pouliot MC, Després JP, Lemieux S et al. Waist circumference and abdominal sagittal diameter: best simple anthropometric indexes of abdominal visceral adipose tissue accumulation and related cardiovascular risk in men and women. *Am J Cardiol* 1994;73:460-8.

Lavindkomst og antal kontakter med almen praksis

Lektor Jacob Nielsen Arendt, afdelingsleder Britt Toftgaard Jensen, sundhedskordinator Jørgen Nexøe, konsulent Gert Müntzberg & centerleder Jan Sørensen

RESUME

INTRODUKTION: Formålet med undersøgelsen var at analysere, om brug af almen praksis varierer med indkomst, når der kontrolleres for helbred og sociale forhold.

MATERIALE OG METODER: Der anvendtes registerdata fra Danmarks Statistik for voksne med bopæl i Odense Kommune i 2005. Indkomst måltes som årlig ækvivaleret disponibel husstandsindkomst. Antal kontakter med almen praksis blev modeleret ved hjælp af Poissonmodeller.

RESULTATER: Fattige voksne med en indkomst under 73.000 kr. har 2-3 færre årlige kontakter med almen praksis end de med lav indkomst på 73-146.000 kr., mens de mest velhavende bruger almen praksis mindst. Forskellen mellem fattige og de med lav indkomst mindskes til 1,5 efter kontrol for helbred og sociale forhold og til 1,1, når en uidentificeret socioøkonomisk gruppe udelades. Forskellene er statistisk signifikante.

KONKLUSION: Fattige voksne har færre kontakter med almen praksis end de med lav- eller mellemindkomst efter kontrol for observeret helbred og sociale forhold. Dette står i kontrast til tidligere studier og kan indikere et underforbrug af almen praksis' ydelser. Alternativt kan det være, at fattiges adgang til sundhedssektoren sker ad andre veje, at typen og kvaliteten af kontakter varierer med indkomst, at der ikke er kontrolleret tilstrækkeligt for behov eller datamæssige mangler såsom manglende kendskab til ikke beskattet indkomst og ikke skattepligtig formue.

Det er veldokumenteret, at sundhed [1-4] og brug af sundhedsydelser [5-8] har en stærk social gradient, internationalt såvel som i Danmark. Brugen af sundhedsydelser er typisk højere for de med dårligere helbred, og flere undersøgelser har vist, at der i Danmark ikke er sociale forskelle i brugen af en række forskellige sundhedsydelser, herunder kontakt med almen praksis, når der kontrolleres for dårligt helbred [4, 8-10]. Det er også dokumenteret, at for personer

med specifikke kroniske lidelser er der ingen social gradient i hyppigheden af lægekonsultationer i de nordiske lande [5].

I to nyere rapporter dokumenteres imidlertid på danske data, at personer med lav indkomst gør mindre brug af forskellige sundhedsydelser (kontakter til almen praksis og speciallæger samt hospitalsindlæggelser) end mere velhavende [9, 11]. Et væsentligt spørgsmål i forhold til et ideal om lige adgang og behandling i sundhedssektoren for personer med samme behov er derfor, om personer med lav indkomst gør mindre brug af sundhedsvæsenet på trods af et ringere helbred.

Formålet med denne undersøgelse er at analysere, om personer med lav indkomst har færre kontakter med almen praksis, når der tages højde for sociale og helbredsrelaterede forhold.

MATERIALE OG METODER

Datamaterialet består af forskellige registre, der er udtrukket, sammenkørt og analyseret på Danmark Statistiks forskermaskine. Undersøgelsespopulationen består af alle personer over 18 år med bopæl i Odense Kommune pr. 1. januar 2005. Disse personer er beskrevet med en lang række forskellige variable såsom familie- og husstandsoplysninger, indkomst- og uddannelsesoplysninger, socioøkonomisk gruppe samt socialstatistik og forbrug af sundhedsydelser i 2005. Oplysninger om tidligere brug af speciallæger og hospitalsophold i 2003 og 2004 anvendes som proxy for helbred.

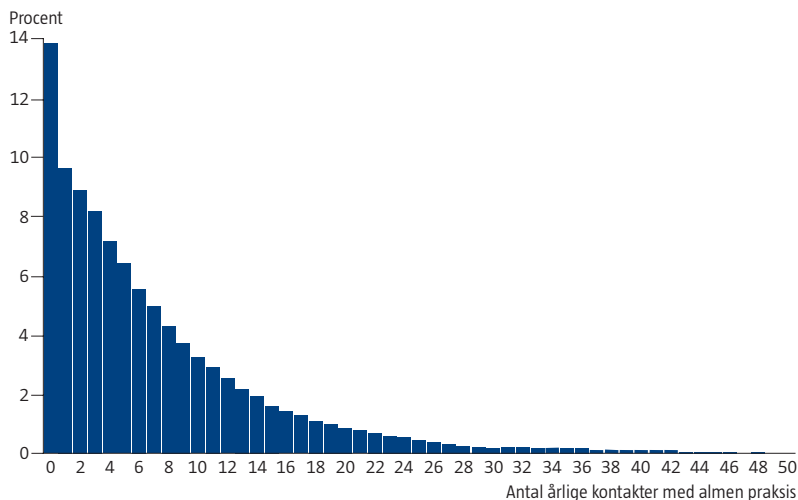
Personer, der ikke har boet i Danmark hele året eller er døde i løbet af året, er ekskluderet. Personer, der flyttede til en anden kommune i løbet af året, er inkluderet. Da studerende er en speciel gruppe, der

ORIGINALARTIKEL

Syddansk Universitet, institut for Sundheds-tjenesteforskning, Forskningsenheden for Sundhedsøkonomi og Center for Anvendt Sundhedstjensteforskning og Teknologivurdering, og Odense Kommune, Social- og Arbejdsmarkedsstyrelsen

FIGUR 1

Fordeling af årlige kontakter med almen praksis for voksne over 18 år i Odense Kommune, 2005.



har lave forbrugsmuligheder i en periode, men forventet større fremtidig indkomst, har vi i lighed med andre undersøgelser valgt også at ekskludere denne gruppe. Indkomst måles som voksenækvivaleret disponibel indkomst. Det vil sige summen af disponibel indkomst for alle over 18 år i en husstand defineret ved Danmarks Statistiks C-familieenhed divideret med en ækvivalensskala. Det er det tætteste, vi kan komme en beskrivelse af en families økonomiske råderum med registerdata. Danmarks Statistiks opgørelse af disponibel indkomst samt Det Økonomiske Råds ækvivalensskala anvendes hertil [12]. Den disponible indkomst indeholder al skattepligtig indkomst, overførsler og tilskud fra det offentlige og er fratrukket skat, arbejdsmarkedsbidrag og renter samt tillagt en kalkuleret lejværdi af egen bolig for boligejere. Voksne uden indkomstoplysninger er ekskluderet fra analyserne (31 observationer). Der anvendes en internationalt anerkendt metode til beregning af fattigdomsgrænsen, der er givet ved halvdelen af medianen af den disponible ækvivalerede indkomst [11] for hele den odenseanske befolkning i 2005. Denne var i 2005 på 72.949 kr. Antal kontakter med almen praksis fås fra sygesikringsregistret og opgøres inden for et kalenderår. En kontakt inkluderer konsultation, hjemmebesøg, telefonkonsultation samt lægevagtydelser.

Statistisk metode

Til analyse af, hvordan antallet af kontakter med almen praksis varierer med personlige karakteristika, anvendes en Poissonmodel med robuste standardafvigelse, der tillader overdispersion. PROC GENMOD og SAS version 9.1.3 er anvendt. Et signifikansniveau på 5% er anvendt i alle analyser.

RESULTATER

Fordelingen af antal kontakter med almen praksis er vist i **Figur 1**. I 2005 var 86% af de voksne i kontakt med almen praksis i Odense, og 45% havde flere end fem årlige kontakter. Til sammenligning havde 85% af alle borgere kontakt med almen praksis på landsplan i 2001 [13]. I analyserne blev ekstreme observationer (den 1% der havde flest kontakter – dvs. mere end 40 årlige kontakter) frasorteret. Det havde dog ingen nævneværdig indflydelse på resultaterne. I den endelige stikprøve var det gennemsnitlige årlige antal kontakter med almen praksis 6,8, og medianen var fem.

I **Tabel 1** anskueliggøres den anvendte indkomstvariabel og fattigdomsgrænse ved at omregne fiktive bruttoindkomstniveauer for givne husstande (på kontanthjælp og med lav indkomst) til ækvivaleret disponibel indkomst. Tabellen viser, at et par på kontanthjælp ikke vil figurere som fattige, mens enlige kontanthjælpsmodtagere og alle kontanthjælpsmodtagere med børn vil figurere som fattige. Lavtlønnede par vil ikke figurere som fattige, mens enlige lavtlønnede vil figurere som fattige, såfremt de har mindst tre børn. Det skal understreges, at faktiske forhold kan variere meget fra disse stereotype eksempler, f.eks. ved at personer på kontanthjælp enten modtager lavere (starthjælp) eller højere (varmetilskud, særlig hjælp etc.) ydelser fra det offentlige, eller fordi en familie har lavere indkomster end de nævnte og eventuel forsørgerpligt for anden ægtefælle.

Tabel 2 indeholder en beskrivelse af fordelingen af antallet af kontakter opdelt på alder og intervaller for disponibel ækvivaleret indkomst. Tabellen viser, at antallet af kontakter og disponibel ækvivaleret indkomst udviser en omvendt U-form i alle aldersgrup-



TABEL 1

Fiktive eksempler på indkomstniveauer^a og fattigdomsgrænser for forskellige husstande. Bortset fra ækvivalensfaktor er alle værdierne kronebeløb.

	Enlig med antal børn					Par med antal børn				
	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4
Ækvivalensfaktor	1,00	1,46	1,88	2,28	2,66	1,74	2,15	2,54	2,91	3,27
<i>Kontanthjælpsmodtagere</i>										
Husstandsindkomst	69.186	86.533	86.533	86.533	86.533	138.372	155.718	155.718	155.718	155.718
Ækvivaleret indkomst	69.186	59.413	46.051	37.971	32.508	79.474	72.504	61.407	53.520	47.597
<i>Månedsløn: 20.000</i>										
Husstandsindkomst	155.255	155.255	155.255	155.255	155.255	310.079	310.079	310.079	310.079	310.079
Ækvivaleret indkomst	155.255	106.598	82.624	68.127	58.326	178.094	144.376	122.279	106.573	94.779
Fattiges husstandsindkomst	72.949	106.247	137.075	166.244	194.179	127.012	156.674	184.986	212.249	238.661

a) Husstandsindkomst er samlet disponibel indkomst for voksne i husstanden. Børn har ingen indkomst. Beregnet ud fra kontanthjælpsatser i 2005 for 25+-årige på 7.711 kr. for ikkeforsørgere og 10.245 kr. for forsørgere. De viste indkomstniveauer er disponible indkomster før og efter ækvivalering med ækvivalensskala: (voksne + 0,6 × børn)^{0,8}. Der er anvendt 2005-skattesatser og fradrag til beregning af disponible indkomster med en kommunal skattesats på 32% under antagelse af, at eneste indkomst er kontanthjælp eller løn. Kontanthjælpsmodtagere har ingen personlige fradrag, mens den månedslønnede har et årligt personligt fradrag på 3.000 kr. Nederste række angiver, hvad den ækvivalerede fattigdomsgrænse på 72.949 kr. svarer til i disponibel husstandsindkomst.



TABEL 2

Deskriptiv statistik for antal kontakter med almen praksis, fordelt på indkomst^a og alder.

Alder, år	Fattig (op til 72.949 kr.)		Lav indkomst (72.950-145.898 kr.)		Mellemindkomst (145.899-218.847 kr.)		Høj indkomst (218.848-291.796 kr.)		Velhavende (over 291.796 kr.)	
	n	kontakter	n	kontakter	n	kontakter	n	kontakter	n	kontakter
19-29	3.039	4,16	13.565	5,81	8.119	5,17	971	4,83	114	4,71
30-39	994	4,91	10.231	6,63	12.754	5,24	2.444	4,49	605	4,06
40-49	554	5,28	7.192	7,33	11.794	5,48	3.794	4,59	1.272	3,96
50-59	327	5,96	4.839	8,59	9.641	7,13	5.951	5,54	2.362	4,83
60-69	263	7,49	8.114	9,13	5.913	7,75	2.026	6,56	904	5,64
70+	842	9,74	13.063	12,03	3.544	11,09	660	10,48	300	8,51
Total	6.019	5,41	57.004	8,28	51.765	6,32	15.846	5,44	5.557	4,88

a) Voksne med bopæl i Odense Kommune i 2005. Indkomsten er ækvivaleret disponibel indkomst, der er beregnet som total disponibel husstandsindkomst divideret med ækvivalensskalaen: (voksne + 0,6 × børn)^{0,8}. Indkomstintervallerne er givet ved hele multipla af fattigdomsgrænsen, der er defineret som halvdelen af medianen af ækvivaleret disponibel indkomst i hele populationen i Odense.

per: De fattige og de velhavende havde færrest kontakter med almen praksis, mens de med lav indkomst havde flest. Forskellen i antallet af kontakter mellem de med lav indkomst og de fattige er i gennemsnit 2-3 kontakter og forskellene er statistisk signifikante.

Tabel 3 indeholder en beskrivende karakteristisk af fattige og ikkefattige. Blandt de fattige er der ikke overraskende en overrepræsentation i forhold til de ikkefattige af yngre, uuddannede, kontanthjælpsmodtagere, indvandrere, enlige uden børn samt tidligere hospitalsindlagte. Det er dog ganske kompliceret at beskrive de fattige danskere, hvilket f.eks. ses af, at der er relativt mange fattige lønmodtagere. Dette er i overensstemmelse med andre danske fattigdomsstudier [9, 11]. Den relativt store gruppe »andre« dækker over personer, der enten ikke er registreret i arbejdsklassifikationsmodulet (AKM), eller som der af

andre årsager ikke findes information om i Danmarks Statistik.

Tabel 4 viser sammenhængen mellem årlige kontakter med almen praksis og indkomst efter justering for køn, alder, uddannelse, socioøkonomiske gruppe, familiestatus, indvandringsstatus, oprindelsesland og helbredsindikatorerne. Det ses af femte kolonne, at antallet af kontakter var signifikant forskelligt fra referencegruppen med lav indkomst (73.000-146.000) for alle indkomstgrupperne. De fleste variabler har den forventede association, hvad angår antal kontakter med almen praksis.

Yderste kolonne viser de prædikerede forskelle i antal kontakter med almen praksis for hver variabel i forhold til variabelens referencegruppe. Heraf ses, at de fattige i gennemsnit havde 1,47 færre kontakter årligt med almen praksis end de med lav indkomst ef-

TABEL 3

Karakteristik af fattige og ikkefattige.

Variabel	Fattige gns.	Ikkefattige gns.	Difference
Indkomst, kr.	40.659	169.097	-128.438
Alder, år	38,46	47,92	-9,46
Mand/kvinde-ratio	0,529	0,483	0,046
<i>Uddannelse, andel</i>			
Ingen	0,545	0,366	0,179
Erhvervsfaglig	0,132	0,340	-0,208
Videregående	0,095	0,245	-0,150
Uoplyst	0,228	0,048	0,179
<i>Socioøkonomisk status, andel</i>			
Selvstændig	0,075	0,032	0,043
Lønmodtager	0,241	0,580	-0,339
Dagpenge	0,031	0,035	-0,004
Sygedagpenge	0,020	0,015	0,005
Pension, efterløn	0,190	0,290	-0,100
Kontanthjælp	0,121	0,036	0,085
Andre	0,322	0,013	0,309
<i>Etnicitet, andel</i>			
Indvandrere	0,318	0,080	0,239
Efterkommer	0,018	0,004	0,014
Dansk	0,663	0,916	-0,253
<i>Oprindelsesland, andel</i>			
Merudviklede lande	0,117	0,032	0,086
Mindre udviklede lande	0,219	0,052	0,167
Danmark	0,663	0,916	-0,253
<i>Familiestatus, andel</i>			
Enlig uden børn	0,706	0,333	0,373
Enlig med børn	0,030	0,037	-0,007
Par uden børn	0,134	0,384	-0,250
Par med børn	0,130	0,246	-0,116
<i>Tidligere sygelighed, andel</i>			
Hospitalsindlagt sidste år	0,191	0,101	0,090
Speciallæge kontakter sidste år	0,672	0,981	-0,309
Antal observationer	6.019	130.172	

ter justering for de nævnte forhold. Dette resultat kan f.eks. ses i forhold til, at kvinder i gennemsnit havde 2,4 flere kontakter årligt end mænd, mens lønmodtagere gennemsnitligt havde 2,8 færre kontakter end kontanthjælpsmodtagere.

DISKUSSION

Fra tidligere undersøgelser vides en del om brugen af det danske sundhedsvæsen generelt og specifikt om brugen af almen praksis [4, 5, 8, 13-15].

I nærværende undersøgelse fokuseres der på voksne personer med bopæl i Odense i 2005. Det er vist, at gruppen af fattige defineret som personer med en disponibel indkomst under halvdelen af medianindkomsten havde færre kontakter med almen prak-

sis årligt end de med højere indkomst. Forskellen var på 1,5 kontakter årligt efter kontrol for sociale og helbredsrelaterede forhold, hvilket svarer til en relativ forskel på 23%.

Dette resultat er i overensstemmelse med *The inverse care law*. Resultatet står i kontrast til resultater fra tidligere undersøgelser af brugen af det danske sundhedsvæsen [4, 8, 10, 16] – inklusive almen praksis – hvor det er fundet, at forskellige socioøkonomiske grupper ikke havde forskelligt brug af sundhedsvæsenet efter kontrol for helbred.

I en undersøgelse fra Statens Institut for Folkesundhed [17] fandtes, at de socialt udsatte havde flere kontakter med sundhedsvæsenet end de ikkeudsatte. Det samme gør sig gældende for fattige. Fattige defineres i studiet som personer, der rapporterer, at de ofte ikke får mad nok, fordi de ikke har råd. En forklaring på forskellen til nærværende studie kan være, at der betinges, at kontakten sker på grund af dårligt helbred. Der er i litteraturen belæg for at antage, at de mere velstillede i samfundet vil have større tilbøjelighed til at anvende screeningstilbud og profylaktiske tiltag fra den praktiserende læge [18]. Disse kontakter til den praktiserende læge vil næppe blive talt med i en opgørelse over lægekontakter, der er betinget af dårligt helbred.

En anden årsag til de divergerende resultater kan være, at der til belysning af sociale forskelle i sundhed og brug af sundhedsydelser ofte anvendes andre sociale grupperinger, end den her anvendte. Endelig er gruppen af fattige, der identificeres i nærværende studie, forholdsvis lille, og den identificeres muligvis ikke af grovere inddelinger af det sociale spektrum. Disse hypoteser bekræftes, når der ses på de alternative socioøkonomiske indikatorer, der er inkluderet i nærværende studie; personer uden uddannelse har højere kontaktrate end de med videregående uddannelse, og personer på kontanthjælp har flere kontakter end lønmodtagere. De tre socioøkonomiske indikatorer er uden tvivl relaterede og indgår i et komplekst samspil med lægekontakt. De viste resultater betyder dog, at indkomst har en association med almen praksis-kontaktfrekvensen ud over de her anvendte klassificeringer af uddannelse og tilknytning til arbejdsmarkedet.

Resultaterne i dette studie har ligheder med resultater fra et studie, der viser, at kontaktraten med almen praksis i vagttid og til skadestue er lavere for indvandrere end for ikkeindvandrere i København [14], om end vores resultater viser, at oprindelsesland ikke i sig selv har betydning efter kontrol for uddannelse og socioøkonomisk gruppe. Nærværende studie er baseret på oplysninger om voksne i Odense Kommune, så resultaterne kan ikke umiddelbart generaliseres til lands-



TABEL 4

Poissonregression for antal kontakter med almen praksis. Resultater fra Poissonmodel med robuste standardafvigelser (variansskala, angivet i 3.-sidste række). Prædikeret forskel i antal kontakter mellem grupper i forhold til reference er angivet i sidste kolonne. Reference for grupper af variabler angivet i første kolonne i parentes. Se også note til Tabel 2.

Variabel	Grupper	Estimat	Standard-afvigelse	p-værdi	Forskel i antal kontakter
Konstant		2,13	0,02	<0,0001	
<i>Indkomst (lav)</i>	Fattig	-0,27	0,01	<0,0001	-1,47
	Mellem	-0,04	0,01	<0,0001	-0,23
	Høj	-0,13	0,01	<0,0001	-0,76
	Velhavende	-0,23	0,02	<0,0001	-1,30
<i>Alder, år (70+)</i>	19-29	-0,19	0,01	<0,0001	-1,09
	30-39	-0,17	0,01	<0,0001	-0,99
	40-59	-0,14	0,01	<0,0001	-0,85
	50-59	-0,03	0,01	0,01	-0,16
	60-69	-0,16	0,01	<0,0001	-0,90
<i>Køn</i>	Kvinde	0,32	0,01	<0,0001	2,35
<i>Uddannelse (ingen)</i>	Erhvervsfaglig	0,00	0,01	0,47	0,03
	Videregående	-0,11	0,01	<0,0001	-0,64
	Uoplyst	0,00	0,01	1,00	0,00
<i>Socioøkonomisk status (andre)</i>	Selvstændig	-0,04	0,02	0,05	-0,25
	Lønmodtager	-0,06	0,01	<0,0001	-0,40
	Dagpenge	-0,11	0,02	<0,0001	-0,63
	Sygedagpenge	0,37	0,02	<0,0001	2,82
	Pension, efterløn	0,36	0,02	<0,0001	2,75
	Kontanthjælp	0,32	0,02	<0,0001	2,36
<i>Etnicitet (dansk)</i>	Indvandrere	0,04	0,12	0,74	0,26
	Efterkommer	0,15	0,12	0,22	1,04
<i>Oprindelsesland (Danmark)</i>	Merudviklede lande	0,03	0,12	0,83	0,16
	Mindre udviklede lande	-0,13	0,12	0,28	-0,76
<i>Familiestatus (par med børn)</i>	Enlig uden børn	-0,02	0,01	0,06	-0,09
	Enlig med børn	0,13	0,01	<0,0001	0,91
	Par uden børn	0,00	0,01	0,61	0,03
<i>Indlæggelse (ingen)</i>	Indlagt sidste år	0,29	0,01	<0,0001	2,11
	Indlagt for to år siden	0,22	0,01	<0,0001	1,52
<i>Speciallæge (ingen)</i>	1-5 kontakter sidste år	0,32	0,01	<0,0001	2,37
	5+ kontakter sidste år	0,20	0,01	<0,0001	1,37
	1-5 kontakter to år siden	0,25	0,01	<0,0001	1,79
	5+ kontakter to år siden	0,16	0,01	<0,0001	1,22
Variansskala		2,31			
LogL	183.873				
n	136.191				

plan. Det er velkendt, at økonomiske, sociale og sundhedsmæssige problemer varierer på tværs af land og by, men det forekommer plausibelt, at resultaterne kan generaliseres til andre større byer i Danmark.

De anvendte data har både fordele og ulemper. Anvendelsen af registerdata giver et præcist indkomstmål og nedsætter rapporteringsfejl i både indkomst og kontakter med almen praksis. Omvendt har vi ikke i nærværende studie haft mulighed for at skelne mellem konsultationstyper hos den praktiserende læge. Der er imidlertid holdepunkter for, at socioøkonomisk sårbare grupper modtager konsultationer af ringere kvalitet målt på konsultationens

varighed [19]. Ydermere kunne man forestille sig, at mere resursestærke grupper har flere kontakter (evt. via telefonkonsultation) pr. sygdomsforløb end mere sårbare grupper med færre resurser. Begge forhold ville bevirke, at faktiske indkomstsPECIFICKE forskelle i omfanget af ydelser fra almen praksis var større, end de her rapporterede. En potentiel forklaring på de fattiges lave antal kontakter med almen praksis kan også være, at de fattige i højere grad end personer med højere indkomst anvender f.eks. skadestue eller hospitalsambulatorium som adgang til sundhedssektoren. Eksisterende litteratur kan dog ikke bekræfte, at sociale forskelle i brug af skadestue eller hospitals-

ambulatorium adskiller sig nævneværdigt fra de forskellige, der er observeret for almen praksis [14, 17].

Der er anvendt ækvivaleret disponibel indkomst, som er en indikator for forbrugsmuligheder. En ulempe ved registerbaseret indkomst er, at indtægter, der ikke indberettes til skattemyndighederne samt formue, ikke medregnes. Særligt manglen på kendskab til formue vil give anledning til en underrapportering af nogle pensionisters forbrugsmuligheder, hvilket dog ikke skulle invalidere undersøgelsens resultater, hvilket robusthedsanalyser opdelt på alder også viser (se nedenfor). Det er klart, at indkomst er stærkt korreleret med andre mål for en families resurser og sociale status f.eks. uddannelse, status på arbejdsmarkedet, engagement i fritidsaktiviteter mv.

Som indikatorer for helbred er der anvendt hospitalsindlæggelser eller kontakt med speciallæger inden for de to foregående år. Givet almen praksis' *gatekeeper*-funktion synes disse at være valide indikatorer for dårligt helbred. Endelig indeholder den socioøkonomiske gruppering en specifik gruppe for sygedagpengemodtagere, der ligeledes fungerer som kontrol for dårligt helbred. Anvendte indikatorer for helbred er naturligvis ikke en særlig fyldestgørende beskrivelse af den enkeltes helbred. Det skønnes ikke sandsynligt, at bedre oplysninger om f.eks. specifikke sygdomme og kroniske lidelser ville kunne forklare det lave antal kontakter for fattige, idet man i så fald skulle forvente, at de fattige har færre sygdomme og kroniske lidelser end de med højere indkomst. Dermed må det forventes, at det lavere antal kontakter for fattige er et underestimat for forskellen i antal kontakter mellem fattige og ikkefattige personer med samme helbredstilstand.

Robustheden af den anvendte statistiske model er kontrolleret. Modellen er sammenholdt med mere generelle antalsmodeller: Negbin type II-, *Zero-inflated*-, Poisson- og Hurdlemodeller [20] samt med simple logistiske modeller for hændelserne at have flere end nul, fem eller ti kontakter. Funktionel form for indkomst er ligeledes kontrolleret. Endelig er analyserne udført separat for mænd og kvinder opdelt på alder. Den omvendte U-form i sammenhængen mellem indkomst og kontakter genfindes inden for alle aldersgrupper samt for mænd og kvinder separat.

Da analysen er foretaget med observationelle data, skal tolkninger af resultaterne foretages med varsomhed. Et specifikt selektionsproblem kan opstå, hvis mange fattige dør tidligt, og de fattige, der overlever, har et bedre helbred end de med lidt højere indkomst. Dette modvirkes dog af, at fattigdom ikke er et udpræget permanent problem; over halvdelen af de fattige i Odense er ikke fattige året efter [9]. En relateret type bias opstår, fordi personer, der dør eller

flytter til udlandet, er ekskluderet. Modsat disse er personer, som flytter til en anden kommune, ikke ekskluderet fra undersøgelsen, da indkomst og kontakt med almen praksis er inkluderet for hele året.

Andetsteds er det dokumenteret, at andelen af fattige falder marginalt (fra 8% til 7%), når personer, der ikke har boet i Odense i hele 2005, ekskluderes [9]. Det drejer sig om eksklusion af 5.848 personer. Fattige vil formentlig være overrepræsenteret blandt de, der dør, og underrepræsenteret blandt de, der flytter til udlandet, men samlet set er der tale om så få, at vi vil betragte denne bias som uanseelig.

Endelig kan det tænkes, at analysens fattige inkluderer resursestærke personer, hvor et underforbrug af almen praksis ikke nødvendigvis udgør et problem. Det gælder f.eks. forskellige grupper af lønmodtagere, der i dele af året har en midlertidig eller selvvalgt lav indkomst og selvstændige, der sparer op i eget selskab. Blandt førstnævnte kan f.eks. tænkes værnepligtige, nyuddannede eller personer på udlandsrejse, der ikke har frmeldt sig CPR-registret, eller andre der lever af deres formue. Inklusionen af disse personer i gruppen af fattige vil formentlig give en bias, der øger forskellene i kontakt med almen praksis mellem fattig og ikkefattige, da vi forventer, at de nævnte grupper har et lavt forbrug af almen praksis. Dog vurderes de nævnte grupper at være forholdsvist små. Derimod udgør personer i den socioøkonomiske gruppe »andre« en relativt stor gruppe af de fattige, som Danmarks Statistik ikke har kunnet rubricere socioøkonomisk. Denne gruppe er derfor vanskelig at udtale sig om. Når »andre« udelades af gruppen af fattige, reduceres forskellen i antal kontakter mellem fattig og ikkefattig til 1,1 (p-værdi < 0,001).

Nærværende undersøgelse dokumenterer forskelle i kontakt med almen praksis, der kan indikere, at fattige har et underforbrug af den primære sundhedssektor. Som diskuteret ovenfor kan det ikke udelukkes, at forskellen i brug af almen praksis mellem fattige og de med lidt højere indkomst forklares af andre forhold, herunder datamæssige mangler. Både nærværende og tidligere undersøgelser er derfor præget af for stor usikkerhed til, at sikre konklusioner kan drages. Fremtidig forskning bør forsøge at af-dække, om resultaterne er robuste, hvorfor et eventuelt underforbrug for fattige opstår, samt hvordan et eventuelt underforbrug kan afhjælpes. Vi giver afslutningsvis korte bud herpå.

Det bør understreges, at et potentielt underforbrug blandt fattige ikke nødvendigvis er i modstrid med hensigtserklæringen for sundhedsloven, som skal sikre »let og lige adgang« til sundhedsvæsenet, hvilket historisk er sikret ved, at det offentlige betaler

for brug af egen læge samt brug af sekundærsektoren i tilfælde af henvisning fra egen læge. Det er klart, at dette system ikke sikrer ensartet brug. Brug af almen praksis kan variere f.eks. med den enkeltes viden om sundhedsrisici, sygdomsopfattelse, samt ønsker om og vilje til at fastholde en given sundhedstilstand og kan dermed være medvirkende til at forklare et potentielt underforbrug for fattige. Disse forhold kan påvirkes gennem dialog og oplysning, men det er erfaringsmæssigt vanskeligt at nå ud til de socialt svageste ad denne vej. To forhold, som kan udgøre barrierer for de med færrest resurser, er en eventuel erfaret dårlig kommunikation og økonomiske udgifter i forbindelse med lægebesøg. Sidstnævnte udgør f.eks. udgifter til transport samt udgifter til receptmedicin. Disse barrierer kunne formentlig påvirkes ved uddannelse af ansatte ved almen praksis til at blive bedre til at håndtere dialogen med socialt udsatte, samt gennem en forenkling og hjælp med procedurer for f.eks. brug af tolk og kommunal støtte til transport- og medicinudgifter.

KORRESPONDANCE: *Jacob Nielsen Arendt*, J.B. Winsløvsvej 9B, 5000 Odense C. E-mail: jna@sam.sdu.dk.

ANTAGET: 13. september 2009

FØRST PÅ NETTET: 8. februar 2010

INTERESSEKONFLIKTER: Ingen

LITTERATUR

- Brønnum-Hansen H, Baadsgaard M. Increase in social inequality in health expectancy in Denmark. *Scan J Pub Health* 2008;36:44-51.
- Macintyre S. The Black Report and beyond, what are the issues? *Soc Sci Med* 1997;44:723-45.
- Marmot MG. Social determinants of health inequalities. *Lancet* 2005;365:1099-1104.
- Sundhedsministeriet. Social ulighed i sundhed. Forskelle i helbred, livsstil og brug af sundhedsvæsenet – 2. delrapport fra Middellevetidsudvalget. København: Nyt Nordisk Forlag Arnold Busck, 2000.
- Groholt EK, Stigum H, Nordhagen R et al. Health service utilization in the Nordic countries in 1996 – Influence of socio-economic factors among children with and without chronic health conditions. *Eur J Public Health* 2003;13:30-7.
- Carr Hill RA, Rice N, Roland M. Socioeconomic determinants of rates of consultation in general practice based on fourth national morbidity survey of general practices. *BMJ* 1996;312:1008-12.
- Barnett JR, Coyle P. Social inequality and general practitioner utilisation: assessing the effects of financial barriers on the use of care by low income groups. *N Z Med J* 1998;111:66-70.
- Krasnik A, Hansen E, Keiding N et al. Determinants of general practitioner utilization in Denmark. *Dan Med Bull* 1997;44:542-6.
- Gundgaard J. En kvantitativ undersøgelse af fattigdom i Odense kommune. Odense: CAST, Syddansk Universitet, 2007.
- Laursen B, Frimodt-Møller B. Sociale forskelle i brug af sundhedsvæsenet i forbindelse med ulykker. *Ugeskr Læger* 2005;167:1885-8.
- AERådet. Fordeling og levevilkår. København: Arbejderbevægelsens Erhvervsråd, 2007.
- Jørgensen S. Analyser af indkomstfordeling. København: Det Økonomiske Råds Sekretariat, 2001.
- Vedsted P, Olesen F. Brug af dansk almen praksis i dagtid. *Ugeskr Læger* 2005;167:3280-2.
- Andersen JS, Dyhr L. Kontaktraten til almen praksis i vagttid og skadestue for indvandrere med gæstearbejder- og indvandrerbaggrund i Københavns Kommune 1998. *Ugeskr Læger* 2006;168:3222-7.
- Kjøller M: Sygelighed. I: Kjøller M, Rasmussen NK (eds): Sundhed og Sygelighed i Danmark 2000 & Udviklingen siden 1987. København, Statens Institut for Folkesundhed, 2002.
- Gundgaard J. Income-related inequality in utilization of health services in Denmark: Evidence from Funen County. *Scan J Pub Health* 2006;34:462-71.
- Pedersen PV, Christensen AI, Hesse U et al. SUSY udsat – Sundhedsprofil for socialt udsatte i Danmark 2007. København: Rådet for Socialt Udsatte, 2008.
- Jones A, Cronin P, Bowen M. Comparison of risk factors for coronary heart disease among attenders and non-attenders at a screening programme. *Br J Gen Pract* 1993;43:375-7.
- Stirling M, Wilson P, McConnachie A. Deprivation, psychological distress, and consultation length in general practice. *Br J Gen Pract* 2001;51:456-60.
- Cameron AC, Trivedi PK. Regression analysis of count data, ed 3rd. New York: Cambridge University Press, 2007.

Sygdomsfri langtidsoverlevelse efter makroradikal operation for cancer oesophagi/cardiae

1. reservelæge Steen Christian Kofoed, overlæge Bodil Brandt, overlæge Jørn Brenø, overlæge Linda Bardram, overlæge Jens Gustafsen, overlæge Jakob Holm, overlæge Marianne Jendresen & overlæge Lars Bo Svendsen

RESUME

INTRODUKTION: Vi præsenterer langtidsoverlevelsen efter makroradikal operation for cancer oesophagi/cardiae.

MATERIALE OG METODER: Undersøgelsen omfatter i alt 147 konsekutivt opererede patienter med cancer oesophagi/cardiae mellem 1992 og 2003. Præoperativ evaluering omfattede computertomografi, gastroskopi, endoskopisk ultralyd og ultralydsundersøgelse af halsen.

RESULTATER: I alt 466 patienter gennemgik eksplorativ laparotomi i perioden, hvoraf 147 kunne opereres makroradikalt, mens 319 havde fremskreden sygdom. Ingen patienter fik adjuverende

kemoterapi i perioden. Hos 93% af patienterne var tumor et adenokarcinom, resten var planocellulære. Fordelingen på tumorstadier (T1-4) var 5%, 17%, 73% og 5%. Hos 78% blev der foretaget cardiaresektion, og 22% blev gastrektomeret. Ved 95% af operationerne var der tale om R0-resektion. Anastomose-lækage observeredes hos 4%. Perioperativ mortalitet for radikalt opererede var inden for 30 dage 3%, mens 180-dages-dødeligheden var 5%. Den observerede femårsoverlevelse efter makroradikal operation var 29%, og den estimerede tiårsoverlevelse var 24%. Den T-stadie (T1-T4)-afhængige femårsoverlevelse var henholdsvis: 85%, 40%, 23% og 25%. Ved stratificering ef-

ORIGINALARTIKEL

Rigshospitalet, Kirurgisk Afdeling C og Thoraxkirurgisk Afdeling RT