

Udbudspåvirkning af forbruget i almen lægepraksis

Mickael Bech^A, Brian Bekker Hansen^B, Jørgen Lauridsen^C,
Torben Højmark Sørensen^D

English abstract

Physicians with few patients have in a fee-for-service remuneration scheme an incentive to induce services in order to increase income. This supplier induced demand (SID) hypothesis has been investigated in a rather large number of studies but the literature has not reached a definite conclusion for several reasons such as the quality of data. This study applies a unique data set including fee-for-service data for all Danish general practitioners (GP) in the period 1996-2004 with in total 28,816 observations. A theoretical model is derived inspired by Carlsen & Grytten (1998) separating two effects: supplier induced demand (SID) which is a supply response and improved availability which is a patient demand response. A negative relationship between the number of patient per physician and the number of services per patient may be interpreted as supplier-inducement but one could also interpret this as a demand response – an availability effect. Panel data regression models reveal a negative relationship between number of patients per GP and the number of services per patient, as expected, but it is not possible to unambiguously distinguish between SID and the availability effect. Comparisons of elasticities across different types of services, however, give an indication of inducement of laboratory services.

Dansk abstract

Debatten om udbyderinduceret efterspørgsel (UE) rækker langt tilbage og er undersøgt i adskillige studier, uden at der er nogen definitive konklusioner fra litteraturen. Nærværende studie anvender et unikt datasæt med ydelsesafregningen for samtlige danske alment praktiserende læger i perioden 1996-2004 med 28.816 observationer og 4.428 unikke læger. En teoretisk model inspireret af Carlsen & Grytten (1998) adskiller to effekter: UE som er en udbudseffekt og tilgængelighedseffekten som er en efterspørgselseffekt. Den teoretiske model bruges i den empiriske afprøvning til at adskille lægerne i tre grupper med forskellige hypoteser til sammenhængen mellem antal patienter på lægens liste og antal ydelser per patient. Resultaterne af panel data regressionsmodellerne viser, at der er en negativ sammenhæng mellem antal patienter per læge og antal ydelser per patient. Dette gør sig gældende i alle tre grupper af læger, hvorfor det ikke er muligt at adskille UE og tilgængelighedseffekten. Dette studie bidrager med nye empiriske afprøvninger og nye metodiske tilgange, men konklusionerne om UE er stadig tvetydige.

Keywords: Udbyderinduceret efterspørgsel, udbudspåvirkning, efterspørgsel i almen praksis

JEL: I11, D43, C23

Tak til redaktionen og en anonym reviewer for konstruktive kommentarer til en tidligere version af artiklen. Artiklens forfatter har ingen interessekonflikter og studiet har ikke modtaget nogen form for ekstern finansiering.

^A Syddansk Universitet, Institut for Sundhedstjenesteforskning, Sundhedsøkonomi, E-mail: mbe@sam.sdu.dk

^B COWI A/S, E-mail: bbha@cowi.com

^C Syddansk Universitet, Institut for Sundhedstjenesteforskning, Sundhedsøkonomi, E-mail: jtl@sam.sdu.dk

^D Dansk Sundhedsinstitut, E-mail: ths@dsi.dk

1 INTRODUKTION

Udbudspåvirkning af forbruget i almen lægepraksis har tiltrukket sig megen opmærksomhed i den sundhedsøkonomiske litteratur, herunder et betydeligt antal norske studier. Forskningen i variationer i forbruget af sundhedsydelser har været diskuteret under overskrifter som *small-area variation* og *praksisstil* (Wennberg 1984; Folland & Stano 1989; Grytten & Sørensen 2003). Endvidere har problemstillingen tiltrukket sig megen opmærksomhed under overskriften *udbyderinduceret efterspørgsel (UE)*¹, hvor hypotesen er at læger inducerer efterspørgsel i tilfælde, hvor de oplever en lille efterspørgsel (se f.eks. Evans 1974; Stano 1985; Cromwell & Mitchell 1986; Birch 1988; Grytten m.fl. 1995). Et ikke ubetydeligt antal studier har studeret UE, men forskningen har været kontroversiel, da der har været uenighed om validiteten af både de teoretiske og empiriske modeller. En af de primære problemstillinger ved måling af UE har været at adskille UE effekten fra en tilgængelighedseffekt, som er en efterspørgselsforklaring på variationen i antal ydelser per patient. En anden afgørende problemstilling ved mange af de tidligere studier har været anvendelsen af aggregerede tværsnitsdata, som giver problemer med skævheder som følge af udeladte variable, aggregeringsskævheder etc. På grund af problemerne med modellerne i de tidligere studier har der heller ikke været sundhedspolitisk enighed om udvikling og implementering af politikker på baggrund af studierne resultater.

Forholdet mellem alment praktiserende læger og patienter er præget af asymmetrisk information, og derfor indgår de i et *principal-agent* forhold, hvor patienten som *principal* ønsker at delegerer nogle beslutninger og handlinger til lægen. Lægen har en *dobbeltrolle* i patient-læge forholdet som både rådgiver for patienten og udbyder af sundhedsydelser. UE opstår, når lægen udnytter den asymmetriske information til at øge sin egen indkomst. UE defineres her på følgende måde: Lægen udnytter læge-patient forholdet med henblik på at øge indkomsten som udbyder af sundhedsydelser ved at generere et større forbrug af sundhedsydelser, end patienten selv ville efterspørge med lægens viden. I denne definition af UE har det økonomiske incitament forbundet med ydelsesafhængig afregning af lægerne en central betydning. Kombinationen af ydelsesafhængig afregning og asymmetrisk information giver et incitament til at anbefale ydelser, hvis omkostninger for samfundet er større end den sundhedsmæssige gevinst.

Hvis afregningssystemets indbyggede økonomiske incitamentsstruktur er en betydelig faktor for de alment praktiserende lægers adfærd, og der rent faktisk forekommer UE, vil det skabe et overforbrug af sundhedsydelser, som er et velfærdstab for samfundet. Et andet muligt scenario kunne være, at antallet af alment praktiserende læger ikke er tilstrækkeligt i forhold til efterspørgslen i befolkningen. Hvis dette er tilfældet, kan det betyde, at der eksisterer en rationering af forbruget af sundhedsydelser i almen praksis. Forekomsten af UE og rationering vil både kunne påvirke befolkningens sundhedstilstand samt betyde, at der ikke er en samfundsmæssig efficient allokering af de økonomiske ressourcer. I en sundhedspolitisk kontekst er det derfor af væsentlig betydning at identificere, om variationen i forbruget af sundhedsydelser per patient hos alment praktiserende læger skyldes UE eller rationering. Dette er således en problemstilling, der vedrører valg af niveau for regulering og kontrol samt indretningen af afregningssystemet.

Nærværende studie er udført med danske praktiserende læger, som er afregnet med en kombination af afregning per ydelser (ca. 2/3 af deres indtægt) og delvis afregning per capita (patientliste system) nogenlunde svarende til fastlægeorganiseringen i Norge efter 2001. Afregningens betydning for lægernes adfærd er omdiskuteret både i Danmark og Norge. Senest er adfærdspåvirkningerne diskuteret i Norge i en række artikler i *Økonomisk Forum* (Nu *Samfunnsøkonomen*) med fokus bl.a. på forholdet mellem listestørrelse og antallet af konsultationer per patient (Grytten & Sørensen 2004, 2005; Carlsen m.fl. 2005a, b; Carlsen 2005). De norske studier giver ikke et entydigt svar på om læger med patientknaphed har flere konsultati-

¹ I den engelsksprogede litteratur kaldes fænomenet *supplier induced demand (SID)* eller *physician induced demand (PID)*.

oner per patient. Studierne giver heller ikke noget entydigt svar på om ydelserne i givet fald er induceret af udbyderen.

Et dansk studie af Krasnik m.fl. (1990) har undersøgt forekomsten af UE blandt alment praktiserende læger i Danmark. Studiet analyserede effekten af en ændring i afregningssystemet for alment praktiserende læger i København, som blev ændret fra per capita afregning (fast beløb per år per patient) til en kombination af per capita og ydelsesafhængig afregning. Resultaterne viste en forøgelse af lægernes eget aktivitetsniveau, men dette kan ikke entydigt tolkes som UE, da antallet af henvisninger til det øvrige sundhedsvæsen ligeledes faldt. Den primære konklusion er, at afregningssystemets indbyggede økonomiske incitamentsstruktur påvirker lægers adfærd, men det er ikke muligt at konkludere noget om hvorvidt lægerne har induceret ydelser og om patienterne får for få eller for mange ydelser.

Der eksisterer en række forskellige tilgange til testning af eksistensen af UE, men en gennemgang af disse er omfattende og uden for formålet med denne artikel, se f.eks. Labelle m.fl. (1994). Den primære tilgang i litteraturen har været at anvende lægetæthed (læge:patient ratio) som en eksogent givet konkurrenceparameter for et afgrænset marked (område) som f.eks. et amt eller en kommune. Ideen er, at områder med høj lægetæthed giver et nedadgående pres på lægens arbejdsmængde og derigennem indkomsten. Jo højere læge:patient ratio, jo mindre arbejde er der til den enkelte læge. Studierne anvender standard regressionsmetoder, hvor den afhængige variabel er forskellige mål for lægens indkomst som proxy-variabel for lægens arbejdsmængde. Dertil anvendes en række forklarende variable, hvor læge:patient ratioen er den primære variabel. Traditionelle mikroøkonomiske modeller ville forudsige, at der er en negativ relation mellem læge:patient ratioen og den efterspørgsel den enkelte læge står overfor og dermed lægens indkomst (og arbejdsmængde), da flere læger skal deles om den samlede markedsefterspørgsel. UE hypotesen siger derimod, at der ikke er nogen relation mellem læge:patient ratioen og lægens indkomst, da læger i områder med høj lægetæthed kompenserer for den lave efterspørgsel per læge ved at inducere ydelser. UE hypotesen betyder således, at der ikke er nogen sammenhæng mellem læge:patient ratioen og lægens indkomst, og at der er en positiv sammenhæng mellem læge:patient ratioen og antal ydelser per capita. Et af de væsentligste problemer i UE litteraturen er, at der er flere konkurrerende forklaringer på dette forhold, hvoraf en er, at høj lægetæthed giver en tilgængelighedseffekt, som øger forbruget pga. kortere ventelister, mindre rationering af ydelser, mindskning af underbehandling, mindre transportomkostninger, større valg for patienterne med mulighed for højere grad af specialisering og ydelser af højere kvalitet. Tilgængelighedseffekten er således en efterspørgselsforklaring. Da både UE og tilgængelighedseffekten kan forklare øget forbrug per capita i områder med høj lægetæthed, men har væsentlig forskellige velfærdsimplikationer, så er det problematisk at udlede policy konklusioner på baggrund af studier, der ikke sonder mellem disse to effekter.

Formålet med denne artikel er at teste for forekomsten af udbudspåvirkning i almen praksis. Denne artikel bygger videre på Carlsen & Grytten (1998) og Delattre & Dormont (2003), som begge anvender lægetæthed som primær forklarende variabel. Carlsen & Grytten (1998) har udviklet en model til at adskille effekterne af UE og tilgængelighedseffekten, men de har kun adgang til aggregerede tværsnitsdata, hvorfor de ikke fyldestgørende kan imødekomme flere af de kritikpunkter, der er rejst i litteraturen. Delattre & Dormont (2003) har som de første anvendt paneldata, som dermed inkluderer både individ- og tidsspecifikke effekter i forklaringen af variationen af sundhedsydelser mellem læger, hvilke kan imødekomme kritikken af bias pga. udeladte variable, men deres data er stadig aggregerede data, som kan sløre nogle af de undersøgte sammenhænge.

I denne artikel videreudvikles modellen til adskillelse af UE og tilgængelighedseffekten. Datagrundlaget består af paneldata med danske alment praktiserende læger som observations-

enhed for perioden 1996-2004, hvor den primære forklarende variabel er antallet af tilmeldte patienter per læge. Indeværende studie er derfor ikke blot det første danske af sin slags, men grundet de unikke muligheder med et meget disaggregeret paneldata for alle alment praktiserende læger i Danmark er det muligt at undersøge forekomsten af UE grundigere end i den tidligere litteratur. De danske data giver en unik mulighed for at studere udbudspåvirkning, da 1) der er faste priser gældende for alle alment praktiserende læger, som justeres halvårligt², hvilket gør det mere enkelt at identificere UE, da UE kun kan forekomme i form af øget kvantitet. Omvendt giver det ikke mulighed for at undersøge effekten af udbudschok fra eksempelvis prisfald i dele af markedet, som det er gjort i en hel række studier³, hvilket er en begrænsning i nærværende studie, 2) alle praktiserende læger i Danmark er medtaget, dvs. der er ikke nogen selektionsproblemer, 3) det er muligt at følge den enkelte praktiserende læge som observationsenhed over tid, hvorved aggregeringsproblemer undgås og uobserverbare individspecifikke effekter kan elimineres, 4) patientlistesystemet sikrer, at lægens potentielle efterspørgselsgrundlag kan bestemmes unikt og ikke ved en mere eller mindre arbitrær markedsafgrænsning, som de øvrige studier i litteraturen, og der kan samtidigt justeres for efterspørgernes karakteristika, 5) stort set alle personer i Danmark er tilmeldt en praktiserende læge, således at den enkelte praktiserende læge stort set kun oplever efterspørgsel fra patienten fra egen liste⁴, 6) der er ingen brugerbetaling, hvorved variationer i dette efterspørgsels-element er elimineret, og 7) alment praktiserende læger køber sig ind i en praksis, og antallet af ydernumre til praktiserende læger er reguleret. Alle disse karakteristika gør, at vi med langt større sikkerhed kan isolere effekten af UE og tilgængelighedseffekten og sikre os mod kritikpunkterne i litteraturen.

Analysestrategien og økonometriske metoder gennemgås i afsnit 2, hvor fokus er på adskillelsen af UE og tilgængelighedseffekten samt anvendelse af paneldatamodeller. I afsnit 3 beskrives datagrundlaget for undersøgelsen. Beskrivende statistik for de primære variable præsenteres i afsnit 4, hvor der også rapporteres resultater for forekomsten af UE og tilgængelighedseffekten i almen lægepraksis i Danmark. De politiske implikationer af resultaterne samt modelkritik diskuteres i afsnit 5.

2 METODE

I dette metodeafsnit præsenteres først en teoretisk model, som tager udgangspunkt i Carlsen & Grytten (1998), der grupperer data i tre regimer på baggrund af antal patienter per læge. Dernæst gennemgås estimationsmetoden for overgangspunkter mellem regimerne, og til sidst introduceres den anvendte økonometriske model.

2.1 Analysestrategi

Den enkelte læges samlede indkomst et givent år, Y , er givet ved (1), hvor Y_0 er per capita afregningen, der gives for en gruppe 1 sikret patient, og N er antallet af patienter, som er indskrevet ved den enkelte læge. X_j er antallet af lægens produktion af en given sundhedsydelse

² Taksterne for alle ydelser opjusteres med den samme procentvise stigning. Der forekommer dog undtagelsesvist enkelte særskilte opjusteringer af enkelte ydelser i nogle perioder – typisk ud fra bevidst politiske prioriteringer af en bestemt ydelse. Det ville være interessant at kigge på ændringer i mængden af disse ydelser, men dette er udenfor formålet med nærværende artikel.

³ Udbudschok pga. prisændringer er studeret i en hel række studier, se f.eks. (Barer m.fl. 1988; Hadley & Lee 1978; Hurley m.fl. 1990; Mitchell m.fl. 2000; Nguyen & Derrick 1997; Rice 1983; Tai-Seale m.fl. 1998; Yip 1998).

⁴ På dette punkt adskiller Danmark sig fra den norske situation. Det danske fastlægesystem er over 30 år gammelt, og en meget begrænset andel af befolkningen (under 3%) er ikke tilmeldt en praksis. Herved opstår der ikke samme afgrænsningsproblemer, som der bliver rejst i de norske studier (Grytten & Sørensen 2005).

j , og π_j er taksten for sundhedsydelse j . Det antages, at læger i høj grad kan fastsætte det subjektivt opfattede passende niveau for den enkelte sundhedsydelse j og dermed også X_j .

$$(1) \quad Y = Y_0 \cdot N + \sum_{j=1}^J (\pi_j \cdot X_j)$$

Sammenhængen mellem antallet af ydelser der udbydes og den enkelte læges samlede arbejdsmængde er således at

$$(2) \quad A = \sum_{j=1}^J (t_j \cdot X_j)$$

hvor arbejdsmængden, A , består af den arbejdsmæssige byrde (tid) for en bestemt sundhedsydelse, t_j , og antallet af den givne sundhedsydelse, X_j . Lægens nyttefunktion opstilles i (3), som antages at være givet af indkomsten (Y), arbejdsmængden (A) og forskellen mellem det faktiske forbrug af en given sundhedsydelse og det optimale forbrug, dvs. $X_j - X_j^*$. Det optimale forbrug af sundhedsydelser er når den enkelte læges subjektive vurdering af den marginale gevinst ved behandling af patienten er lig med lægens subjektive vurdering af alternativomkostningerne. Lægens subjektivt opfattede optimale behandlingsniveau kan variere og er ikke nødvendigvis udelukkende fastsat ud fra evidensbaseret viden om det optimale behandlingsniveau.

$$(3) \quad U = (Y, A, X_j - X_j^*)$$

For lægens indkomst, Y , antages det, at lægen har positiv nytte og aftagende marginalnytte af indkomsten. For A gælder der, at lægen har negativ nytte af at arbejde samt stigende marginal unytte, hvilket vil sige, at desto større lægens arbejdsmængde er, desto større unytte per ekstra enhed arbejde. I X_j er der positiv marginal nytte af øget forbrug ved $X_j < X_j^*$ og negativ marginal nytte af øget forbrug ved $X_j > X_j^*$. Det optimale antal sundhedsydelser per læge, X_j^* , kan endvidere opgøres som det optimale antal sundhedsydelser per patient, x_j^* .

Ovenstående antagelse om at lægen selv fastsætter niveauet af sundhedsydelser, X , medfører, at lægen maksimerer sin nytte ved at vælge antallet af sundhedsydelser, X , mht. indkomst, Y , og arbejdsmængde, A . Nyttefunktionen er givet ved $U = Y + A + (X - X^*)$. Det antages at nyttefunktionen er kontinuer i Y og A og diskontinuer i $X - X^*$. Ved totaldifferentiering med kædereglen fås $U' = 0 \Leftrightarrow \pi \cdot U_Y + t \cdot U_A = U_X$. U_X er marginalnyttens af $X - X^*$, hvor denne marginalnytte afspejler såvel økonomiske som psykologiske omkostninger ved at tildele patienten upassende behandling⁵ – enten for lidt behandling $X < X^*$ eller for meget behandling $X > X^*$. Herefter bliver førsteordensbetingelserne,

$$(4) \quad \pi \cdot U_Y + t \cdot U_A = U_X \text{ for } X > X^* \text{ og } X < X^*$$

$$(5) \quad -U_{X-} < \pi \cdot U_Y + t \cdot U_A < -U_{X+} \text{ for } X = X^*$$

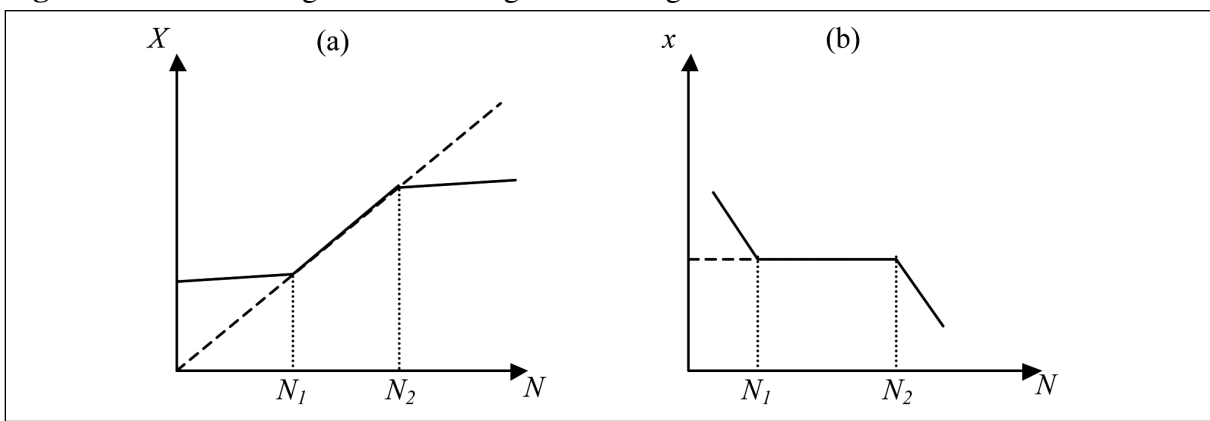
Dermed kan der identificeres tre regimer, hvor der i regime 1 er tale om få patienter per læge ($N < N_j$) og $X > X^*$, hvilket betyder, at der foretages flere sundhedsydelser end det optimale. Lægerne har altså et økonomisk incitament til at inducere efterspørgslen, da de har få patienter og en begrænset arbejdsmængde og dermed lav indkomst. Løsningen findes der, hvor lægens

⁵ Den marginale unytte ved at afvige fra hvad lægen opfatter som værende optimalt, betyder ikke nødvendigvis, at patienten ikke får en marginal forøgelse af deres nytte i tilfælde af UE, men den marginale gevinst modsvarer ikke den marginale offeromkostning. Patienterne vil lide et tab ved rationering, og derfor vil den (delvist altruistiske) læge få et nytte-tab. I nogle tilfælde kan den praktiserende læge godt «overdosere» behandlingsintensiteten, eksempelvis hos ensomme ældre med nyttegevinst for patienten, men der vil være en offeromkostning ved dette, eksempelvis i form af mindre tid og færre ressourcer til behandling af andre patienter, og derfor følger det i indeværende model, at det er mest sandsynligt, at læger med få patienter «overdoserer» behandlingsintensiteten.

marginale private gevinst ved at inducere er lig med den marginale omkostning ved at inducere. I regime 2, hvor antal patienter per læge kan betegnes som medium ($N_1 < N < N_2$), forekommer der hverken UE eller rationering, da den marginale private gevinst ved at afvige fra det optimale antal sundhedsydelse, X^* , er mindre end de omkostninger, der er ved at rationere eller inducere. I regime 3 er antallet af patienter per læge stort ($N > N_2$), og for at mindske arbejdsmængden sænker lægen det samlede antal sundhedsydelser til under det optimale, dvs. $X < X^*$, hvormed der forekommer rationering.

Sammenhængen mellem forbruget af sundhedsydelser og antal patienter per læge i analysen, er afgørende for at kunne forudsige og fortolke koefficienten til N i de tre regimer. I figur 1a og 1b nedenfor er henholdsvis forholdet mellem forbruget af sundhedsydelser per læge, X , samt per patient, x , illustreret.

Figur 1 – Sammenhængen mellem X og N samt x og N



Figur 1a illustrerer forholdet mellem antal patienter per læge, N , og det samlede antal sundhedsydelser, X . Den stiplede linie i figuren betegnes proportionallinien, hvor det antages, at et proportionalt forhold mellem antallet af patienter per læge og det samlede antal ydelser svarer til en optimal sammenhæng. Denne optimale sammenhæng findes ikke i regime 1 og 3, hvor $N < N_1$ og $N > N_2$, hvilket betyder $X \neq X^*$.

Figur 1b viser sammenhængen mellem forbruget per patient, x , og antal patienter per læge, N . I regime 2, hvor $x = x^*$, er den førsteordensafledte af x mht. antallet af patienter på lægens liste . I denne situation har antallet af patienter ingen indflydelse på antallet af sundhedsydelser per patient. Dette skyldes, at lægerne reagerer proportionalt på en marginal ændring i antallet af patienter, dvs. at antallet af sundhedsydelser per patient vil forblive uændret. Denne situation er illustreret i intervallet mellem N_1 og N_2 i figur 1b.

I regime 1 og 3 opstår en situation hvor antallet af sundhedsydelser per patient afviger fra det optimale antal af sundhedsydelser per patient, $x \neq x^*$, hvor $dx/dN < 0$. Dette betyder, at den marginale ændring i antallet af patienter påvirker antallet af ydelser per patient negativt.

Den generelle model for beskrivelse af de forventede kausale sammenhænge mellem lægers levering af sundhedsydelser og de forklarende variable er opstillet i følgende analysestrategi. Antallet af leverede ydelser forventes at være proxy for lægens arbejdsmængde. Denne forventning er da betinget af en primær forklarende variabel, N_{it} , samt en række kontrolvariable, \mathbf{KV}_{it} . Kontrolvariablene holdes konstante mens effekten af N_{it} testes på den forventede værdi for den afhængige variabel, x_{it} . Den generelle model for den betingede forventede værdi af x_{it} kan ses i (6).

$$(6) \quad E(x_{it} | N_{it}, \mathbf{KV}_{it}) = \alpha_0 + \beta_1 N_{it} + \beta' \mathbf{KV}_{it}, \text{ hvor } i = 1, \dots, L \text{ og } t = 1, \dots, T$$

hvor indkomsten per patient, x_{it} , fra den i 'te ydelsestype i den t 'te periode er bestemt af antallet af patient på listen, N_{it} , og en række øvrige kontrolvariable KV_{it} .

Denne model anvendes for tre forskellige afhængige variable; honorering for konsultationer per patient, honorering for laboratorieundersøgelser per patient og honorering for tillægsydelser per patient.

Det bør fremhæves, at der kan være forskel på i hvilken grad, der induceres på forskellige typer af sundhedsydelser. Fordelen ved at se på intensiteten i forbruget af sundhedsydelser per patient er, at man kan udvælge sundhedsydelser, der af forskellige årsager kan forventes at være genstand for UE. Sundhedsydelser kunne adskille sig ved, hvor lukrative de er, og i hvor høj grad der er asymmetrisk information mellem patient og læge om såvel diagnosen af sundhedstilstanden samt behandlingen (Smith 2005). Det kunne også tænkes, at læger inducerer sundhedsydelser, der 'generer' patienten mindst muligt, således at der ikke induceres flere konsultationer, som kræver at patienten bruger tid og transport på at besøge lægen oftere. Idet patienten ikke selv betaler for sundhedsydelserne, kunne det tænkes, at nogle ekstra sundhedsydelser per kontakt ikke nødvendigvis generer patienten, da denne alligevel er mødt op til konsultation, f.eks. ekstra laboratorieundersøgelser, og kun øger konsultationstiden marginalt.

For at sondre mellem de tre regimer modificeres den generelle model fra (6), således at

$$(7) \quad E(x_{it}|N_{it}, \mathbf{KV}_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{regime 2} + \alpha_2 \text{regime 3} + \beta_1 N_{it} \text{ regime 1} + \beta_2 N_{it} \text{ regime 2} + \beta_3 N_{it} \text{ regime 3} + \beta' \mathbf{KV}_{it}$$

hvor *regime1* er en dummy variabel med værdien 1, $N < N_1$ og alternativt 0. Dummyvariablen *regime2* er 1 når $N_1 < N < N_2$ og alternativt 0. Endelig er dummyvariablen *regime3* lig med 1 for $N > N_2$ og alternativt 0.

Det vil blive testet om antallet af patienter per læge er korreleret med den ydelsesafhængige indkomst per patient fra de forskellige ydelseskategorier, og om der forekommer UE og en tilgængelighedseffekt. I Tabel 1 er de forventede fortegn i regimemodellen, hvor der hhv. kun forekommer UE, kun er en tilgængelighedseffekt, når begge effekter forekommer, og når ingen af effekterne forekommer.

Tabel 1 – De forventede fortegn for koefficienterne til N

Regime	Kun tilgængelighedseffekt	Kun UE	Begge effekter	Ingen af effekterne
Regime 1: Få patienter per læge, $N < N_1$	$\beta_1 = 0$	$\beta_1 < 0$	$\beta_1 < 0$	$\beta_1 = 0$
Regime 2: Medium antal patienter per læge, $N_2 > N > N_1$	$\beta_2 = 0$	$\beta_2 = 0$	$\beta_2 = 0$	$\beta_2 = 0$
Regime 3: Mange patienter per læge, $N > N_2$	$\beta_3 < 0$	$\beta_3 = 0$	$\beta_3 < 0$	$\beta_3 = 0$

Hvis der forekommer en tilgængelighedseffekt, således at mange patienter per læge fører til mindre forbrug per patient pga. mindre tilgængelighed, så vil det kunne identificeres ved at β_3 er negativ, da det er i denne gruppe forekommer rationering. I de øvrige grupper vil koefficienterne være nul, da der ikke er nogen tilgængelighedsbegrænsninger. Det optimale forbrug per patient i regime 1 og 2 gør, at der ikke forventes at være nogen sammenhæng mellem antal patienter per læge og indkomsten per patient. Hvis der kun forekommer UE, og der ikke er nogen tilgængelighedseffekt, så vil β_1 være negativ, dvs. der i regime 1 er en negativ relation mellem antal patienter og ydelser per patient, da flere patienter fører til at lægen får højere indkomst og

større arbejdsmængde, og lægen vil derfor inducere mindre med stigende antal patienter. I de to øvrige regimer er der ikke grund til inducering, og koefficienterne β_2 og β_3 forventes derfor at være nul. Hvis begge effekter forekommer samtidigt vil der være negative koefficienter for både regime 1 og 3, mens hvis ingen af de to fænomener forekommer, så vil alle koefficienterne være lig med nul.

Disse hypoteser anvendes for indkomst per patient for indkomst fra henholdsvis konsultationer, laboratorieundersøgelser samt tillægsydelser.

2.2 Spline-regression

I Carlsen & Grytten (1998) foretages i den empiriske afprøvning et forholdsvist arbitrært valg af punkter for antal patienter per læge til gruppering af data i de tre regimer. I denne artikel udvikles en anden tilgang, hvor der anvendes spline-regression til at estimere de optimale overgangspunkter mellem regimerne. Fordelen ved dette er, at punkterne ikke bliver arbitrært valgt. Denne metode består af en stykvis lineær spline-funktion (Marsh & Cormier 2002; Greene 2003). De to ukendte punkter, som skal anvendes i analysen, findes ved at køre den valgte regressionsmodel, se næste afsnit, med en helt række forskellige afgrænsninger af de tre dummy variable indenfor et afgrænset interval. De valgte punkter er den afgrænsning, der maksimerer regressionsmodellens log-likelihood værdi. Afhængigt af ydelsestakster, den arbejdsmæssige byrde samt omkostningerne ved at inducere/rationere kan der være forskel på, hvilke ydelsestyper en læge foretrækker at påvirke, og hvornår lægen skifter fra at inducere til ikke inducere, og hvornår lægen skifter fra ikke at rationere til at rationere. Derfor vil der blive estimeret et unikt sæt spline-punkter for hver enkelt af de tre ydelseskategorier. For sammenligningens skyld har vi også valgt at præsentere resultaterne med Carlsen og Gryttens oprindelige tilgang, hvor de delte lægerne ind i regimer ved at dele dem i tre lige store grupper.

2.3 Økonometri

Med paneldata udvides de økonometriske muligheder sammenlignet med de tidligere tværnsnittstudier. Paneldatamodeller gør det muligt at tage højde for uobserverbare individspecifikke effekter, som f.eks. forskel i behandlingsstil, uobserverede forskelle i sygdomsgrad hos patienter osv. Da indeværende data består af mange læger observeret over relativt få perioder, konstrueres en model for uobserverbare effekter, hvor uobserveret lægeheterogenitet inddrages som en random effekt, og den uobserverede effekt over tid inddrages som en fast effekt. De individspecifikke tidsinvariante effekter må som udgangspunkt antages at være ukorreleret i forhold til de øvrige forklarende variable, da de øvrige kontrolvariable er eksogent givet og ikke påvirket af lægens karakteristika, og derved er random effekt for den individspecifikke effekt det mest efficiente. De individspecifikke effekter opfanger kun tidsinvariante effekter, og vi har kun få observerbare karakteristika, så vi kan ikke udelukke, at der er uobserverede tidsvariante effekter, som der ikke tages højde for. Statistiske tests viser, at en random effekt for den individspecifikke effekt er strengt foretrukket for en fast effekt individspecifik model og samtidigt også er foretrukket strengt frem for en simpel OLS model. Modellen er således en *two-way error component regression model*, hvor den individspecifikke del er modeleret med en *random* effekt, og den tidsspecifikke effekt er en *fast* effekt modeleret med et sæt af dummy variable (Baltagi 2003). Modellen har følgende udtryk,

$$(8) \quad \log(x_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ regime 2} + \alpha_2 \text{ regime 3} + \beta_1 \log(N_{it}) \times \text{ regime 1} + \\ \beta_2 \log(N_{it}) \times \text{ regime 2} + \beta_3 \log(N_{it}) \times \text{ regime 3} + \beta' \mathbf{KV}_{it} + u_{it} \\ \text{hvor } u_{it} = lh_i + v_{it} \text{ og } i = 1, \dots, L \text{ og } t = 1, \dots, T$$

hvor u_{it} består af det traditionelle fejlede, v_{it} , og stokastisk uobserverbar lægeheterogenitet, l_{ij} , som opfanger effekten fra uobserverbare individspecifikke effekter konstant over tid. Den uobserverede effekt over tid opfanges ved at lave tidsspecifikke dummyvariable, der i (8) indgår som en del af kontrolvariablene. Maximum likelihood estimation (MLE) vælges som estimationsmetode.

Det er undladt at præsentere resultaterne for dummyvariablene for tid og amter af pladshensyn. Dummyvariablene for årene 1997-2004 tager højde for evt. lægeinvariante uobserverede faste effekter over tid. Dummyvariablene for amterne tager højde for eventuelle niveauforskelle mellem amterne.

Der tages både logaritmen af de afhængige variable, dvs. lægens ydelsesafhængige indkomst fra hhv. konsultationer, laboratorieundersøgelser og tillægsydelser, samt af den primære forklarende variabel N_{it} . Derfor kan koefficienterne for $\log(N_{it})$, dvs. β_1 , β_2 og β_3 , tolkes som elasticiteter.

3 DATA

De primære data er fra Sundhedsstyrelsens Sygesikringsregister og Yderregister for perioden 1996-2004 for hele populationen af alment praktiserende læger. Disse data består af forbrug af alle sundhedsydelser ved almen praksis i dagtid, antal tilmeldte patienter per ydernummer samt læge- og patientkarakteristika. Disse data er suppleret med sociodemografiske data på kommuneniveau fra Danmarks Statistik og Indenrigs- og Sundhedsministeriet bestående af mortalitetsrater, andel på kontanthjælp samt befolkningsandel i bymæssig bebyggelse. Patientkarakteristika (køn- og aldersfordeling) er opgjort ud fra de tilmeldte patienter per læge, der faktisk har besøgt lægen det pågældende år. Der anvendes et paneldatadesign, hvor læger kan træde ind og ud af panelet i perioden. Datasættet består af 28.816 observationer svarende til 4.428 unikke læger fordelt over 9 år.

Der er endvidere foretaget en række korrektioner i data for 1) inflationskorrektion vha. forbrugerprisindekset fra Danmarks Statistik, så taksterne er i faste priser; 2) for en række læger var køn og alder ukendt, og i disse tilfælde er de manglende værdier erstattet med den gennemsnitlige køn og alder for det enkelte år, og der er indsat en dummyvariabel for manglende værdier, som tager højde for en eventuel systematisk målefejl; 3) dataenheden blev ændret fra yderniveau til lægeniveau, hvorefter læger med under 500 patienter blev frasorteret for at korrigere data for evt. nyopstartede læger eller praksiser med læger på deltid; 4) årsværk blev beregnet for de enkelte læger, idet alle læger ikke var tilknyttet en praksis et helt kalenderår. Endelige fordeles forbrug og antal patienter på det enkelte ydernummer efter årsværk til den enkelte læge på ydernummeret.

I Tabel 2 ses beskrivende statistik for de anvendte variable samlet over alle ni perioder. Det ses, at lægernes gennemsnitlige alder er 51,59 år og 76 % er mænd. Yderligere kan det fremhæves, at indkomsten for konsultationer per patient er den største af de tre ydelseskategorier.

Tabel 2 – Beskrivende statistik samlet for år 1996-2004. $N=28.816$. 2005-priser¹

Variable	μ	σ	min	max	Skævhed	Topstøjhed ²
Afhængige variable						
Konsultationer per patient (kr.) ³	338,38	67,15	4,02	936,44	0,29	2,46
Laboratorieundersøgelser per patient (kr.) ⁴	46,55	27,36	0,00	475,80	1,56	5,92
Tillægsydelser per patient (kr.) ⁵	56,41	27,61	0,23	525,40	1,64	11,21
Forklarende variable						
Antal patienter per læge	1.452	370	500	3.611	0,01	-0,05
Alder ⁶	51,59	7,00	27	75	0,02	-0,24
Mand ⁶	0,76	0,43	0	1	-1,22	-0,52
Mortalitet	0,01	0,00	0,00	0,03	0,62	3,86
Andel kontanthjælpsmodtagere	0,07	0,02	0,02	0,15	0,22	-0,48
Befolkning i bymæssig bebyggelse	0,86	0,15	0,34	1,00	-1,00	-0,17
Gruppepraksis	0,56	0,50	0	1	-0,23	-1,95
Andel drenge 0-6 år	0,07	0,03	0,00	0,16	-0,08	-0,43
Andel piger 0-6 år	0,06	0,02	0,00	0,14	-0,17	-0,33
Andel over 64 år	0,17	0,05	0,02	0,48	0,70	2,24
Andel mænd	0,45	0,04	0,18	0,60	-1,37	2,94

Noter:

- 1) Det skal bemærkes i forbindelse med tolkning, at resultaterne er rapporteret for hele perioden 1996-2004.
- 2) Topstøjhed er opgjort som den centraliserede topstøjhedskoefficient - en normalfordelt variabel har værdien 0
- 3) Inkluderer ydelserne 0101, 0103, 0104 fra ydelseskataloget
- 4) Inkluderer ydelserne 2101-2603 i ydelseskataloget
- 5) Inkluderer ydelserne 7101-7402 i ydelseskataloget
- 6) For *alder* og *mand* er $N = 27.350$ pga. af læger der fejlede i Sundhedsstyrelsens cpr.nr. kontrol.

I Tabel 3 ses deskriptiv statistik for de afhængige variable opdelt på regimer⁶. For alle tre afhængige variable, kan det observeres, at indkomsten per patient er aftagende fra regime 1 til regime 3, hvilket kunne være en indikation af, at der er UE i regime 1 og rationering i regime 3. Regimerne er opdelt på to forskellige måder. I den øverste halvdel af Tabel 3 er regimerne opdelt efter de identificerede spline-punkter ved analysen gennemgået i afsnit 2.2. Identifikationen af spline-punkterne blev begrænset til intervallet $900 < N < 1.900$ for at sikre at der var et rimeligt antal observationer i regime 1 og 3⁷. Der blev identificeret spline-punkter for hver af de tre afhængige variable, men da de lå meget tæt på hinanden, valgte vi at bruge de samme spline-punkter for alle tre afhængige variable, hvilket også øger sammenligneligheden af resultaterne på tværs af de tre ydelser. I den nederste del af Tabel 3 er regimerne opdelt med 1/3 af lægerne i hver af de tre regimerne, som var den oprindelige tilgang i Carlsen & Grytten (1998). Resultater for begge regimeopdelinger rapporteres i afsnit 4.

⁶ De tre afhængige variable er en samling af ydelser, som i takstkataloget for almen praksis er samlet i disse tre kategorier. Man kunne også have undersøgt enkelte ydelser særskilt, men det er ikke inden for rammer af denne artikel at gøre dette.

⁷ Ifølge landsoverenskomsten (Sygesikringens Forhandlingsudvalg og PLO 2003, §17 stk. 3 og §18 stk. 1) er der fastsat et minimum på 538 samt et maksimum på 2.542 antal gruppe 1 sikrede patienter per læge.

Tabel 3 – Beskrivende statistik for regimer, afhængige variable

Afhængige variable ¹	Regime 1		Regime 2		Regime 3	
	μ	σ	μ	σ	μ	σ
Identificerede spline-punkter²	(N=2.537)		(N=16.824)		(N=9.455)	
Antal patienter per læge	778,52	106,15	1.329,56	195,08	1.850,45	197,87
Konsultationer per patient (kr.)	364,52	83,42	342,13	63,01	324,70	60,45
Laboratorieundersøgelser per patient (kr.)	51,06	32,86	48,14	24,95	42,50	24,65
Tillægssydelser per patient (kr.)	60,43	36,32	58,23	26,51	52,09	24,97
Lægerne inddelt i 1/3 i hvert regime³	(N=9.599)		(N=9.637)		(N=9.580)	
Antal patienter per læge	1.038,63	187,59	1.470,45	94,90	1.847,50	198,24
Konsultationer per patient (kr.)	355,45	74,50	334,86	61,97	324,81	60,42
Laboratorieundersøgelser per patient (kr.)	50,20	30,65	46,93	25,83	42,50	24,69
Tillægssydelser per patient (kr.)	59,64	31,27	57,46	25,62	52,12	24,98

Noter:

1) Alle forskelle er stærkt statistisk signifikante

2) Det nedre spline-punkt er $N_1=925$ mens det øvre er $N_2=1.625$

3) Det nedre spline-punkt er $N_1=1.293$ mens det øvre er $N_2=1.622$

4 RESULTATER

Analysen af forklaringen af variationen i forbruget af sundhedsydelser mellem læger blev estimeret for modellen beskrevet i (8). Det ses af værdierne for ρ i tabellerne 4-5, at der er en høj grad af uobserveret lægeheterogenitet, hvilket understøtter vigtigheden af at anvende paneldata for at tage højde for problemstillingen vedrørende bias som følge af udeladte variable. Da kun et studie, (Delattre & Dormont 2003), har brugt paneldata sætter det store spørgsmålsteget ved konklusionerne i litteraturen.

Modelspecifikationen for alle tre modeller virker fornuftig, da kontrolvariablene udviser de forventede koefficienter. Variablene for lægens alder viser, at sammenhængen mellem alder og indkomst følger en omvendt U-form, således at indkomsten per patient er stigende omkring midten eller slutningerne 40'erne og derefter aftagende. Endvidere er mandlige lægers indkomstniveau som forventet større end kvindernes. De sociodemografiske variable på kommuneniveau påvirker ligeledes lægers indkomst per patient som forventet. Det er dog ikke disse variable, der er de primære i vores analyse, og derfor vil de ikke blive kommenteret yderligere.

I tabellerne 4 og 5 er rækkerne med koefficienterne for antal patienter per læge og deres tilhørende t-værdier markeret med gråtone.

Tabel 4 Ydelsesafhængig indkomst per patient – brug af identificerede spline-punkter (2005-priser)^{1 2}

Variabel	Konsultationer		Laboratorieundersøgelser		Tillægsydelser	
	β	(t-værdi)	β	(t-værdi)	β	(t-værdi)
Antal patienter pr. læge (Regime 1) ³	-0,054*	(-2,13)	-0,051	(-1,1)	-0,065	(-1,57)
Regime 2 (dummy)	0,759***	(4,06)	1,419***	(4,19)	0,843**	(2,77)
Antal patienter pr. læge (Regime 2) ⁴	-0,163***	(-15,01)	-0,261***	(-13,39)	-0,189***	(-10,73)
Regime 3 (dummy)	0,951***	(3,88)	1,385**	(3,14)	0,508	(1,28)
Antal patienter pr. læge (Regime 3)	-0,191***	(-7,99)	-0,258***	(-6,06)	-0,147***	(-3,81)
Læge: Mand	-0,012	(-1,57)	-0,019	(-0,9)	0,041*	(2,48)
Læge: Alder	0,022***	(8,91)	0,056***	(11,83)	0,045***	(10,79)
Læge: Alder ²	-0,000***	(-10,64)	-0,001***	(-14,37)	-0,001***	(-13,57)
Gruppepraksis	0,009	(1,75)	0,027*	(2,38)	0,025*	(2,51)
Befolkning i bymæssig bebyggelse	-0,077**	(-3,05)	-0,557***	(-8,9)	-0,449***	(-8,85)
Mortalitet	7,978***	(9,57)	7,360***	(4,89)	10,755***	(7,94)
Andel kontanthjælpsmodtagere	0,801***	(5,28)	0,547	(1,86)	1,113***	(4,28)
Andel piger 0-6 år	0,304	(1,78)	0,774**	(2,64)	0,591*	(2,21)
Andel drenge 0-6 år	-0,038	(-0,25)	0,202	(0,78)	0,016	(0,07)
Andel over 64 år	-0,516***	(-9,91)	-0,385***	(-3,65)	-1,187***	(-13,01)
Andel mænd	1,480***	(23,79)	1,415***	(11,45)	1,495***	(13,84)
Dummy for missing alder og køn ⁵	-0,016	(-1,26)	-0,176***	(-5,47)	-0,061*	(-2,39)
konstant	5,116***	(28,5)	2,444***	(7,32)	3,079***	(10,37)
N^6	28.816		28.808		28.816	
LL_R/LL_0	11.921 / 10.421		-5.493 / -9.174		-2.161 / -5.399	
R^2	14,4%		40,1%		60,0%	
ρ	0,6611		0,8563		0,8048	

Noter:

- 1) De benyttede spline-punkter er med den nedre grænse $N_1=925$ patienter per læge og den øvre grænse $N_2=1.625$ patienter per læge.
- 2) Stjerneerne indikerer, hvornår koefficienterne er signifikante og på hvilket niveau: * $p<5\%$, ** $p<1\%$ og *** $p<0,1\%$.
- 3) Koefficienten for regime 1 er signifikant forskellig fra koefficienterne i regime 2 i alle tilfælde, og signifikant forskellige i forhold til regime 3 for konsultationer.
- 4) Koefficienten for regime 2 er signifikant forskellig fra koefficienterne i regime 3 for laboratorieydelser.
- 5) I 1.466 tilfælde er køn og alder ikke observeret. Denne dummy variabel indikerer de uobserverede og tager højde for målefejl.
- 6) For laboratorieundersøgelse er værdien 0 kr. i 8 tilfælde, og disse observationer er ekskluderet.

Koefficienten for den primære variabel, antal patienter per læge, er i alle tilfælde negativ. For antallet af konsultationer er koefficienten for antal patienter per læge -0,054 i regime 1 i Tabel 4, hvilket betyder, at når antallet af patienter indenfor regime 1 stiger med 1%, så vil antallet af konsultationer falde med 0,054%. Koefficienterne for antal patienter, markeret med skravering i Tabel 4, er signifikant forskellige fra nul i alle tilfælde undtagen for regime 1 mht. laboratorieundersøgelser og tillægsydelser.

Resultaterne i Tabel 4 gælder for regimeinddelingen med de identificerede spline-punkter, som maksimerer modellens statistiske fit, som beskrevet i afsnit 2.2. Resultaterne i Tabel 5 er med regimefordelingen oprindeligt foreslået af Carlsen & Grytten (1998). De to typer regimefordelinger har kun afgørende betydning for den nedre grænse, N_1 , da den øvre grænse, N_2 , er på samme niveau. Til forskel fra Tabel 4 er alle de relevante elasticiteter i Tabel 5 negative og statistisk signifikant forskellige fra nul.

Tabel 5 Ydelsesafhængig indkomst per patient – 1/3 af lægerne i hvert regime (2005-priser) ^{1 2}

Variabel	Konsultationer		Laboratorieundersøgelser		Tillægsydelser	
	β	(t-værdi)	β	(t- værdi)	β	(t- værdi)
Antal patienter per læge (Regime 1) ³	-0,097***	(-8,83)	-0,205***	(-10,25)	-0,128***	(-7,13)
Regime 2 (dummy)	0,562**	(2,66)	1,693***	(4,62)	0,870**	(2,61)
Antal patienter per læge (Regime 2) ⁴	-0,176***	(-6,54)	-0,438***	(-9,45)	-0,249***	(-5,91)
Regime 3 (dummy)	0,648***	(3,41)	0,217	(0,64)	0,058	(0,19)
Antal patienter per læge (Regime 3)	-0,188***	(-7,96)	-0,239***	(-5,65)	-0,142***	(-3,73)
Læge: Mand	-0,013	(-1,63)	-0,021	(-0,97)	0,041*	(2,44)
Læge: Alder	0,022***	(9,01)	0,056***	(11,94)	0,045***	(10,83)
Læge: Alder ²	-0,000***	(-10,72)	-0,001***	(-14,47)	-0,001***	(-13,6)
Gruppepraksis	0,01	(1,92)	0,031**	(2,69)	0,026**	(2,63)
Befolkning i bymæssig bebyggelse	-0,075**	(-2,98)	-0,555***	(-8,87)	-0,448***	(-8,84)
Mortalitet	8,019***	(9,62)	7,470***	(4,96)	10,783***	(7,96)
Andel kontanthjælpsmodtagere	0,793***	(5,22)	0,551	(1,87)	1,109***	(4,26)
Andel piger 0-6 år	0,297	(1,75)	0,754*	(2,57)	0,579*	(2,17)
Andel drenge 0-6 år	-0,026	(-0,17)	0,218	(0,84)	0,026	(0,11)
Andel over 64 år	-0,516***	(-9,92)	-0,385***	(-3,65)	-1,188***	(-13,02)
Andel mænd	1,483***	(23,81)	1,432***	(11,59)	1,502***	(13,91)
Dummy for missing alder og køn ⁵	-0,018	(-1,46)	-0,180***	(-5,60)	-0,062*	(-2,43)
konstant	5,394***	(53,40)	3,439***	(17,57)	3,487***	(20,33)
N^6	28.816		28.808		28.816	
LL_R/LL_0	11.913 / 10.421		-5.489 / -9.174		-2.160 / -5.399	
R^2	14,3%		40,2%		60,0%	
ρ	0,6612		0,8561		0,8047	

Noter:

- 1) De benyttede spline-punkter er med den nedre grænse $N_1=1.293$ patienter per læge og den øvre grænse $N_2=1.622$ patienter per læge.
- 2) Stjerneerne indikerer hvornår koefficienterne er signifikante og på hvilket niveau: * $p<5\%$, ** $p<1\%$ og *** $p<0,1\%$.
- 3) Koefficienten for regime 1 er signifikant forskellig fra koefficienterne i regime 2 i alle tilfælde, og signifikant forskellige i forhold til regime 3 for konsultationer og laboratorieydelser.
- 4) Koefficienten for regime 2 er insignifikant forskellige fra koefficienterne i regime 3 i alle tilfælde.
- 5) I 1.466 tilfælde er køn og alder ikke observeret. Denne dummy variabel indikerer de uobserverede og tager højde for målefejl.
- 6) For laboratorieundersøgelse er værdien 0 kr. i 8 tilfælde, og disse observationer er ekskluderet.

Uanset om vi bruger den ene eller den anden regimeinddeling tegner der sig et mønster, hvor elasticiteten for regime 2 er signifikant større (dvs. mere negative) end regime 1. Derimod er forholdet i elasticiteternes størrelse mellem regime 2 og 3 ikke altid entydigt og kun i et tilfælde er koefficienterne signifikant forskellige. Endelig er elasticiteterne generelt større for regime 3 i forhold til regime 1, men dog kun signifikant forskellige i resultaterne i Tabel 4. Generelt er elasticiteterne på tværs af regimerne størst for indkomsten fra laboratorieundersøgelser, mens elasticiteterne er på samme niveau for indkomst fra konsultationer og tillægsydelser. Generelt er elasticiteterne på niveau med resultaterne i litteraturen, som har fundet elasticiteter på omkring 0,1-0,5 (Cromwell & Mitchell 1986; Escarce 1992; Stano m.fl. 1985; Carlsen & Grytten 1998).

Når der er justeret for alle de øvrige variable samt de uobserverede individspecifikke variable, så er forskellen i indkomsten fra konsultationer per patient fra lægen med færrest patienter til lægen med flest patienter lidt over 65 kr. Når gennemsnittet for honoreringen for konsultationer er 338 kr. per patient (se Tabel 2), så udgør variationen altså lidt over 19 % af gennem-

snittet. På samme måde udgør forskellen lidt over 8 kr. i forventet indkomst for laboratorieundersøgelser per patient (svarende til lidt over 17 % af den gennemsnitlige honorering per patient) og lidt over 11 kr. i forventet indkomst for tillægsydelser per patient (svarende til over 20 % af gennemsnittet), når der er justeret for de øvrige variable samt uobserveret individualspecifikke effekter.

5 DISKUSSION OG KONKLUSION

To konkurrerende hypoteser

Resultaterne af nærværende studie stemmer kun delvis overens med den præsenterede teoretiske ramme og de opstillede hypoteser. Da både β_1 og β_3 er signifikant mindre end nul, dvs. at sammenhængen mellem antal patient per læge og indkomsten per patient er negativ, som forventet, kunne det umiddelbart tyde på, at der forekommer UE ved læger med få patienter og rationering hos læger med mange patienter. Men da β_2 også er signifikant negativ, mod forventning, og er signifikant større end β_1 , så er tolkningen ikke længere så entydig i forhold til den opstillede teoretiske ramme. I regime 2 blev det forventet ud fra den teoretiske model, at der ikke var nogen sammenhæng mellem antal patienter per læge og antal ydelser per patient. De empiriske resultater, uanset afgrænsning af regimerne, viser, at der i regime 2 er en negativ sammenhæng mellem antal patienter per læge og ydelser per patient.

Resultaterne viser klart, at der er en signifikant negativ sammenhæng mellem antallet af patienter og antal ydelser (indkomst) per patient, men for nærværende er det ikke muligt at konkludere entydigt om dette skyldes UE eller en tilgængelighedseffekt, da det ikke er muligt at adskille de to effekter, da regime 2 udviser den samme tendens som de øvrige to regimer. Dette kunne skyldes de valgte afgrænsninger af regimerne, men andre afgrænsninger af regimerne har vist samme resultat og ændrer ikke på problemet med at adskille de to effekter. Det skal bemærkes at størrelsen af effekterne har en ikke ubetydelig størrelsesorden.

Laboratorieundersøgelser og tillægsydelser forekommer ikke uden, at der også er en konsultation. Derfor er det interessant at sammenligne elasticiteter for konsultationer med hhv. elasticiteten for laboratorieydelser og tillægsydelser. Hvis elasticiteten for konsultationer er mindre end elasticiteten for de øvrige to ydelsestyper, så betyder det at intensiteten af konsultationerne falder med stigende antal patienter, da antallet af konsultationer falder mindre end antallet af de øvrige ydelser med et stigende antal patienter per læge. Ser vi på elasticiteterne for laboratorieundersøgelser, så er de signifikant større end elasticiteten for konsultationer (dog kun signifikant forskellig for regime 2 i Tabel 4 og regime 1 og 2 i Tabel 5), hvilket betyder, at nedgangen i antal ydelser per patient er større for laboratorieundersøgelser end for antallet af konsultationer. Dette kunne indikere at laboratorieundersøgelser bliver induceret, når lægen har få patienter, og når lægen får flere patienter og dermed en større indkomst, så falder graden af denne inducering. Der er ikke signifikant forskel når det drejer sig om tillægsydelser.

Når lægen i højere grad inducerer laboratorieundersøgelser frem for konsultationer, så kan det både skyldes at denne form for inducering ikke indebærer nogen omkostning for patienten i form af tids- og transportomkostninger samt at den asymmetriske information, dvs. lægens mulighed for inducering er større for foretagelse af laboratorietest end for opfølgende konsultation. Endelig kan det også skyldes at inducering af en laboratorieundersøgelser er mere attraktivt for de alment praktiserende læger, hvis det relative forhold mellem ydelsestaksten, π_j , og lægens arbejdsmæssige byrde, t_j , er forskellig fra andre ydelser.

Adfærdspåvirkninger af afregningsordninger for praktiserende læger er omdiskuteret. I den norske debat i eksempelvis Økonomisk Forum (Grytten & Sørensen 2004, 2005; Carlsen m.fl. 2005a, b; Carlsen 2005) drejer en stor del af diskussionen sig om operationaliseringen af patientknaphed, om instrumentaliseringen af patientknaphed (den oplevede efterspørgsel i forhold

til den ønskede efterspørgsel) samt om velfærdsmæssige konsekvenser af variationen af ydelser per patient. I denne artikel har vi fokuseret på et alternativt forsøg på en objektiv opdeling af lægerne i tre grupper med forskellige grader af patientknaphed drevet udelukkende af de empiriske registerdata. Brugen af spline punkter estimeret ud fra strukturen i data giver den fordel, at det ikke er baseret på indikatorer afgivet fra lægerne selv, hvilket vi ikke har informationer om tilbage i tiden. Omvendt har vi ikke noget kendskab til den enkelte læges ønsker med hensyn til praksisstil, optimale listestørrelse osv. Vi har som i de øvrige norske studier forsøgt at instrumentalisere den primære forklarende variabel – antal patient på listen som meget sandsynligvis er endogent bestemt – uden at det har ændret nogen af resultaterne af analyserne. Af samme grund har vi også udeladt denne instrumentalisering i nærværende artikel.

Konklusion

En simpel deskriptiv sammenligning af indkomsten per patient indenfor tre ydelseskategorier; konsultationer, laboratorieundersøgelser og tillægsydelser; viser, at der er en betydelig variation i indkomsten per patient mellem alment praktiserende læger med mange og få patienter. Når der tages højde for kontrolvariable og uobserverede individspecifikke karakteristika er forskellen ca. 65 kr., 8 kr. og 11 kr. i indkomst for hhv. konsultationer, laboratorieundersøgelser og tillægsydelser per patient mellem lægen med flest og med lægen med færrest patienter.

For læger med et medium antal patienter, dvs. regime 2, forudsiger den opstillede teoretiske model, at der var en proportional sammenhæng mellem antal ydelser og antal patienter. De empiriske resultater viser en signifikant negativ sammenhæng mellem antal patienter per læge og antal ydelser per patient i alle tre regimer modsat forventningen. Det er derfor ikke muligt entydigt at sondre mellem om den negative sammenhæng generelt skyldes inducering forårsaget af lægernes adfærd eller en tilgængelighedseffekt forårsaget af efterspørgerne. Ved en sammenligning af elasticiteterne på tværs af ydelsestyper forekommer der dog en indikation af UE adfærd for laboratorieundersøgelser, da elasticiteterne for laboratorieundersøgelser i alle regimer er signifikant større end elasticiteten for konsultationer.

Litteratur:

- Andersen, P. 1993. *Supplier Inducement in a fixed price system*, in: Andersen, P., Jensen, V., Mortensen, JB (Eds.). *Governance by Legal and Economic Measures*. GEC Gad Publishers, Copenhagen, Denmark, pp. 53-63.
- Baltagi, BH. 2003. *Econometric Analysis of Panel Data – Second edition*. John Wiley & Sons Ltd.
- Barer, M. L., Evans, R. G., & Labelle, R. J. 1988, «Fee Controls As Cost Control - Tales from the Frozen North», *Milbank Quarterly*, vol. 66, pp. 1-64.
- Birch, S. 1988. *The Identification of supplier inducement in a fixed price system of health care provision*. *Journal of Health Economics*, vol. 7, pp. 129-150.
- Carlsen, B., Iversen, T., & Lurås, H. 2005a, «Markedsforholdene har fortsatt betydning for fastlegenes praksisutøvelse», *Økonomisk Forum*, Nr. 7, pp. 7-10.
- Carlsen, B., Iversen, T., & Lurås, H. 2005b, «Markedsforholdenes betydning for allmennlegenes praksisutøvelse», *Økonomisk Forum*, Nr. 4, pp. 20-28.
- Carlsen, F. og J. Grytten. 1998. *More Physicians: Improved Availability or Induced Demand?* *Health Economics*, vol. 7, pp. 495-508.
- Carlsen, F. 2005, «Listetaksavvik og tilfredshet med fastlegetilbudet», *Økonomisk Forum*, Nr. 6, pp. 22-32.
- Cromwell, J. og J. Mitchell. 1986. *Physician-induced demand for surgery*. *Journal of Health Economics*, vol. 5, pp. 293-313.

- Delattre, E og B. Dormont. 2003. *Fixed fees and physician-induced demand: A panel data study on French physicians*. Health Economics, vol. 12, pp. 741-754.
- Evans, RG. 1974. *Supplier Induced Demand: Some Evidence and some Implications*, in: Pearlman (eds): *The Economics of Health and Medical Care*. pp. 162-173. Macmillan.
- Escarce, JJ. 1992. *Explaining the association between surgeon supply and utilization*. Inquiry 1992, pp. 403-415.
- Folland, S. og M. Stano. 1989. *Sources of Small Area Variations in the Use of Medical Care*. Journal of Health Economics, vol. 8, pp. 85-107.
- Greene, WH. 2003. *Econometric Analysis – Fifth edition*. Prentice Hall, Pearson Education.
- Grytten, J., F. Carlsen, R. Sørensen. 1995. *Supplier inducement in a public health care system*. Journal of Health Economics, vol. 14, pp. 207-229.
- Grytten, J. og R. Sørensen. 2003. *Practice variation and physician-specific effects*. Journal of Health Economics vol. 22, pp. 403-418.
- Grytten, J. & Sørensen, R. 2004, «Grådige leger med knapphet på pasienter? En analyse av tilbudsindusert etterspørsel i allmennlegetjenesten», *Økonomisk Forum*, Nr. 1, pp. 32-37.
- Grytten, J. & Sørensen, R. 2005, «Fortsatt grådige fastleger med knapphet på listepasienter? Statistiske illusjoner ved bruk av registerdata», *Økonomisk Forum*, Nr. 6, pp. 12-21.
- Hadley, J. & Lee, R. 1978, «Toward A Physician Payment Policy - Evidence from the Economic-Stabilization Program», *Policy Sciences*, vol. 10, no. 2-3, pp. 105-120.
- Hurley, J., Labelle, R., & Rice, T. 1990, «The relationship between physician fees and the utilization of medical services in Ontario.» i *Advances in health economics and health services research*, R. M. Scheffler & L. F. Rossiter, eds., JAI Press, Greenwich, pp. 49-78.
- Krasnik, A., PP. Groenewegen, PA. Pedersen, P. v Scholten, G. Mooney, A. Gottschau, HA. Flierman, MT. Damsgaard. 1990. *Changing remuneration systems: effects on activity in general practice*. British Medical Journal, vol. 300, pp. 1698-1701
- Marsh, LC. og DR. Cormier. 2002. *Spline Regression Models. Series: Quantitative Applications in the Social Sciences*. Sage University Papers, Sage Publications, Inc.
- Mitchell, J. M., Hadley, J., & Gaskin, D. J. 2000, «Physicians' responses to Medicare Fee Schedule reductions», *Medical Care*, vol. 38, no. 10, pp. 1029-1039.
- Nguyen, N. X. & Derrick, F. W. 1997, «Physician behavioral response to a Medicare price reduction», *Health Services Research*, vol. 32, no. 3, pp. 283-298.
- Rice, T. H. 1983, «The impact of changing medicare reimbursement rates on physician-induced demand», *Med.Care*, vol. 21, pp. 803-815.
- Smith, RB. 2005. *An alternative Perspective on Information Asymmetry; Implications For Consumer Authority In Physician Services Markets*. Journal of Economics & Management Strategy, vol. 14, pp. 665-698.
- Stano, M. 1985. *An Analysis of the Evidence on Competition in the Physician Services Markets*. Journal of Health Economics, 4, pp. 197-211.
- Stano, M., Cromwell, J., Velky, J. and Saad, A. 1985, *The effects of physician availability on fees and the demand for doctors' services*. Atlanta Economic Journal, vol. 13, pp. 51-60.
- Sygesikringens Forhandlingsudvalg og PLO. 2003, *Landsoverenskomst om almen lægegerning*. Clemens-trykkeriet.
- Tai-Seale, M., Rice, T. H., & Stearns, S. C. 1998, «Volume responses to medicare payment reductions with multiple payers: A test of the McGuire-Pauly model», *Health Economics*, vol. 7, no. 3, pp. 199-219.
- Wennberg, JE. 1984. *Dealing with Medical Practice Variations: A Proposal for Action*. Health Affairs (Millwood), vol. 3, pp. 6-32.
- Yip, W. C. 1998, «Physician response to Medicare fee reductions: changes in the volume of coronary artery bypass graft (CABG) surgeries in the Medicare and private sectors», *Journal of Health Economics*, vol. 17, pp. 675-699.