

En empirisk model for kommunernes sygehusforbrug

Carsten Krogsgaard Thomsen

Indenrigsministeriet

SUMMARY: A regression model explaining differences in hospital consumption in the 273 municipalities is estimated. Age and sex, the rate of urbanization, the housing standard and the level of income are all shown to have a considerable effect on bed-day consumption. The overall bed supply within the counties (Roemer's law) does not seem to be of significance where as the availability of supply is greatly significant. There seems to be some substitution between hospitals and practicing specialists, but not between hospitals and nursing homes and other provisions for the elderly.

1. Indledning

Sygehusvæsenets driftsudgifter udgør med 20 mia. kr. knap 3/4 af de samlede sundhedsudgifter og 7% af de samlede offentlige udgifter. På trods af sygehusvæsenets store økonomiske tyngde og på trods af den øgede bevågenhed blandt politikere og befolkning, findes der i Danmark kun meget sparsomme undersøgelser omkring årsagerne til de ganske betydelige variationer i kommunernes sygehusforbrug.

K. Kjeldsen og O.H. Pedersen (1981) har testet en række hypoteser angående variationerne i kommunernes indlæggelser og sengedagsforbrug, men opstiller ikke nogen samlet model for sygehusforbruget. Udover denne undersøgelse findes der ingen egentlige sygehusforbrugsundersøgelser i Danmark. Derimod findes der en betydelig sundhedsøkonomisk tradition i lande som England og USA.

I artiklen opstilles en multipel regressionsmodel til bestemmelse af kommunernes somatiske¹ sengedagsforbrug, indlæggelser og gennemsnitlig liggetid. Modellen bygger på en række estimationer foretaget i forbindelse med mit speciale på det statsvidenskabelige studium ved Københavns Universitet. Da det her hverken er muligt at redegøre for de mange specificationsmæssige overvejelser eller afprøvningen af modelforudsætninger m.v., henvises særligt interesserede til mit speciale: C.K. Thomsen (1983).

De betydelige variationer i kommunernes sengedagsforbrug søges dels forklaret ud fra en række traditionelle socio-økonomiske variable og dels ud fra en række mere specielle

Artiklen er belønnet med Zeuthen-prisen.

1. Somatisk = legemlig/ikke-psykiatrisk.

En empirisk model for kommunernes sygehusforbrug

Carsten Krogsgaard Thomsen

Indenrigsministeriet

SUMMARY: A regression model explaining differences in hospital consumption in the 273 municipalities is estimated. Age and sex, the rate of urbanization, the housing standard and the level of income are all shown to have a considerable effect on bed-day consumption. The overall bed supply within the counties (Roemer's law) does not seem to be of significance where as the availability of supply is greatly significant. There seems to be some substitution between hospitals and practicing specialists, but not between hospitals and nursing homes and other provisions for the elderly.

1. Indledning

Sygehusvæsenets driftsudgifter udgør med 20 mia. kr. knap 3/4 af de samlede sundhedsudgifter og 7% af de samlede offentlige udgifter. På trods af sygehusvæsenets store økonomiske tyngde og på trods af den øgede bevågenhed blandt politikere og befolkning, findes der i Danmark kun meget sparsomme undersøgelser omkring årsagerne til de ganske betydelige variationer i kommunernes sygehusforbrug.

K. Kjeldsen og O.H. Pedersen (1981) har testet en række hypoteser angående variationerne i kommunernes indlæggelser og sengedagsforbrug, men opstiller ikke nogen samlet model for sygehusforbruget. Udover denne undersøgelse findes der ingen egentlige sygehusforbrugsundersøgelser i Danmark. Derimod findes der en betydelig sundhedsøkonomisk tradition i lande som England og USA.

I artiklen opstilles en multipel regressionsmodel til bestemmelse af kommunernes somatiske¹ sengedagsforbrug, indlæggelser og gennemsnitlig liggetid. Modellen bygger på en række estimationer foretaget i forbindelse med mit speciale på det statsvidenskabelige studium ved Københavns Universitet. Da det her hverken er muligt at redegøre for de mange specificationsmæssige overvejelser eller afprøvningen af modelforudsætninger m.v., henvises særligt interesserede til mit speciale: C.K. Thomsen (1983).

De betydelige variationer i kommunernes sengedagsforbrug søges dels forklaret ud fra en række traditionelle socio-økonomiske variable og dels ud fra en række mere specielle

Artiklen er belønnet med Zeuthen-prisen.

1. Somatisk = legemlig/ikke-psykiatrisk.

variable knyttet til sygehusvæsenet samt lægepraksis- og socialsektoren. En række hypoteser angående de forskellige variables påvirkning af forbruget testes, herunder særlig udbudets påvirkning af forbruget samt eventuelle substitutions- eller komplementaritetseffekter mellem sygehusvæsenet og praksis- samt socialsektoren.

Modellen er i stand til at forklare 72% af den samlede variation i kommunernes senge-dagsforbrug, hvoraf forskelle i kommunernes køns- og alderssammensætning kan forklare 37%. Estimationerne giver en række signifikante parameterskøn, der dog må tolkes med en vis varsomhed på grund af multicollineariteten.

Blandt de væsentligste resultater fås, at senge-dagsforbruget stiger med stigende urbaniseringsgrad, ligesom dårlige boligforhold også synes at være forbundet med et højt senge-dagsforbrug. Endvidere falder senge-dagsforbruget med stigende beskatningsgrundlag i kommunerne.

På udbudssiden viser det sig, at amtskommunernes egen sengekapacitet (Roemers lov) ikke har nogen indflydelse på kommunernes senge-dagsforbrug, idet en lav egenkapacitet opvejes af en øget anvendelse af fremmed sengekapacitet. Til gengæld har kommuner med et sygehus beliggende inden for kommunen et større senge-dagsforbrug end kommuner uden sygehus. Denne tilgængelighedseffekt viser sig tillige at være størst for de mindre sygehuse.

Den forventede substitution mellem sygehusvæsenet og speciallægehjælpen påvises, mens det mod forventning ikke kan påvises, at en øget plejedækning² for de ældre medfører en aflastning af sygehusvæsenet. En øget plejedækning reducerer ganske vist liggetiden på sygehuse, men indlæggelsesfrekvensen stiger tilsvarende, således at nettoeffekten på senge-dagsforbruget er 0.

Endelig viser medtagelsen af to dummyvariable for henholdsvis Frederiksborg og Sønderjyllands amtskommuner, at kommuner i Frederiksborg amtskommune, alt andet lige, har et højere senge-dagsforbrug end i det øvrige land, mens kommuner i Sønderjyllands amtskommune, alt andet lige, har et lavere senge-dagsforbrug end i det øvrige land.

2. Det teoretiske modelgrundlag

Ved opstillingen af en model for sygehusforbruget må man tage i betragtning, at sygehusydelse adskiller sig fundamentalt fra de traditionelle varer og tjenesteydelser i fuldkommen konkurrencemodellen.

Arrow (1963) anfører således, at efterspørgeren (patienten) er præget af stor usikkerhed og uvidenhed, hvilket giver udbyderen (lægen/sygehuset) en særstilling på markedet. Hertil kommer endvidere, at udbudssiden er præget af relativt få store enheder, der tilbyder differentierede ydelser. De særlige markedsvilkår har i praksis medført, at efter-

2. Plejedækningen omfatter plejehjem, kollektiv boliger og beskyttede boliger.

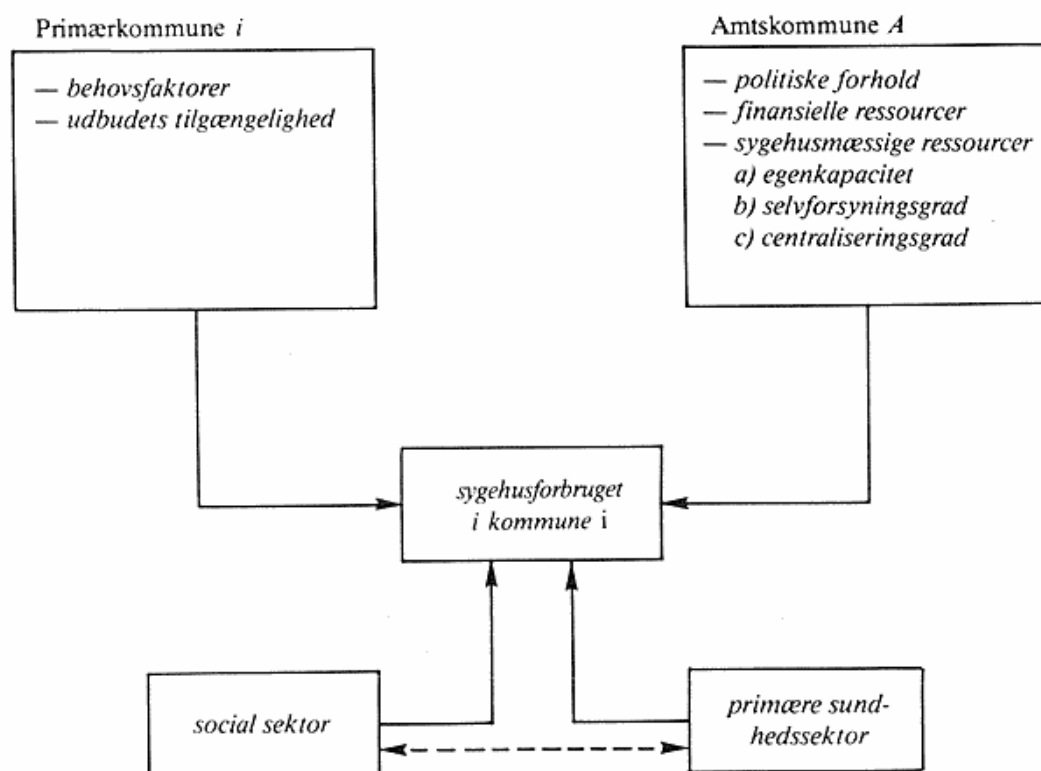


Fig. 1. En teoretisk model til bestemmelse af sygehusforbruget i kommune *i*, beliggende i amtskommune *A*.

spørgeren enten sikrer sig gennem privat forsikringstæning som f.eks. i USA, eller også udbydes sygehuseydelse som et rent offentligt gode som f.eks. i Danmark.

Sygehuseydelsebegrebet kompliceres yderligere af, at ydelsen ikke kan afgrænses entydigt, idet overgangen til lægepraksis- og socialektoren er flydende.

Analyser af kommunale servicevariationer foretages ofte ved hjælp af den såkaldte økologiske model³, der søger at forklare kommunernes servicevariationer ud fra en række socio-økonomiske variable. Denne model må dog udbygges noget for sygehusevæsenets vedkommende på grund af sygehusemarkedets særlige karakteristika.

I figur 1 er opstillet en udbygget økologisk model til bestemmelse af kommunernes sygehusforbrug. Modellen viser, at kommunens sygehusforbrug dels afhænger af forhold inden for kommunen og den amtskommune, som kommunen tilhører, og dels af forhold i den tilstødende praksis- og socialektor.

Inden for kommunen må forbruget bl.a. antages at afhænge af en række behovsfakto-

3. Se f.eks. Skovgaard, C.J. m.fl. (1977).

rer såsom; køns- og alderssammensætning, urbaniseringsgrad, erhvervsforhold, indkomstforhold og boligforhold m.v. Endvidere kan udbuddets tilgængelighed, f.eks. i form af afstanden til nærmeste sygehus tænkes at være af betydning.

Da sygehusvæsenet er amtskommunalt organiseret og finansieret, må en række forhold inden for amtskommunen også være af betydning. Her vil bl.a. de politiske og finansielle forhold kunne have betydning for viljen og evnen til at tilfredsstille sygehusbehovet.

Særligt kunne det tænkes at amtskommunernes sygehusemæssige ressourcer kunne have en selvstændig effekt på efterspørgsel og forbrug.

Dette har givet anledning til formuleringen af Roemers lov, jfr. Roemer (1959), der kort og godt siger, at »udbuddet skaber sin egen efterspørgel«. Roemers lov forklares traditionelt ud fra udbyderens særstilling på markedet. Denne særstilling bevirker, særlig i et offentligt eller udpræget forsikringsbaseret sygehusvæsen, at alle væsentlige forbrugsbeslutninger træffes af udbyderen og ikke af forbrugeren. Jo rigeligere kapaciteten er jo villigere vil udbyderen være til at indlægge og jo længere vil man være villig til at beholde patienten indlagt på sygehuset.

Såfremt Roemers lov holder, får det afgørende implikationer for sygehuspolitikken. Ventelister lader sig vanskeligt nedbringe gennem kapacitetsstigninger, idet det øgede udbud blot genererer sin egen efterspørgel. Som Harris (1975) siger, vil man aldrig få »nok« kapacitet, og såvel anlægs- som driftsudgifter vil kunne vokse i en uendelighed. Tilhængere af Roemers lov mener derfor også, at stærk udbudsstyring er det eneste, der kan sikre et rimeligt forhold mellem »benefits« og »costs« i sygehusvæsenet.

Roemers lov er blevet afprøvet i en række amerikanske og engelske undersøgelser, hvor Roemer (1959 og 1961), Feldstein (1965 og 1977), Rogatz (1974), May (1975), Harris (1975) og Fuchs (1978) mener at have påvist lovens gyldighed, mens Hassinger og Hobs (1973), Pauly (1975), Culyer (1976) og Green (1978) mener at have påvist, at loven ikke gælder eller at alternative forklaringer findes.

Udover amtskommunens egen sygehuskapacitet spiller anvendelsen af fremmed sygehuskapacitet naturligvis også en rolle for forbrugets størrelse. En efterprøvning af Roemers lov må derfor også inddrage selvforsyningsgraden, der dog selv må formodes at være afhængig af egenkapaciteten.

Et meget omdebatteret, og endnu uafklaret spørgsmål i sygehusdebatten, er hvorvidt det centraliserede sygehusvæsen forårsager et højere og dyrere sygehusforbrug end det decentraliserede sygehusvæsen. Sygehusvæsenets centraliseringsgrad søges derfor også inddraget blandt de amtskommunale variable i modellen.

Medtagelsen af socialektoren og praksisektoren i sygehusmodellen sker ud fra en erkendelse af, at man ikke kan anskue sygehusvæsenet isoleret fra disse. Af særlig interesse må det være at undersøge, hvilken grad af substitution eller komplementaritet der eksis-

sterer mellem sygehusvæsenet og de to tilstødende sektorer, jfr. i øvrigt regeringens bestræbelser på at overføre opgaver fra sygehusvæsenet til praksissektoren, samt henstillingen om at nedbringe antallet af plejehjemsindstillede patienter på sygehusene.

3. Operationalisering og estimation af modellen

Den skitserede model operationaliseres og estimeres ved hjælp af en multipel regressionsmodel.

Som indikator for sygehusforbruget og afhængig variabel i modellen anvendes kommunernes sengedagsforbrug. Da sengedagsforbruget er knyttet til indlæggelserne og den gennemsnitlige liggetid gennem identiteten:

$$\text{sengedage} = \text{indlæggelser} \times \text{gennemsnitlig liggetid}$$

foretages der endvidere en dekomponering af sengedagsforbruget på de to komponenter.

Singedagsforbruget er en ganske grov indikator for sygehusforbruget, idet der hverken tages hensyn til den ambulante aktivitet eller »tyngden« af de enkelte sengedage. Registreringen af ambulante behandlinger er imidlertid ikke tilstrækkelig udbygget, ligesom en vægtning af sengedagene ikke er praktisk mulig. Såfremt forholdet mellem de forskellige typer sengedage og det indbyrdes forhold mellem sengedage og ambulante behandlinger er nogenlunde ens kommunerne imellem, vil sengedagsforbruget dog kunne udgøre en rimelig pålidelig indikator for sygehusforbruget. De fleste udenlandske sygehusforbrugsundersøgelser bygger da også på sengedagsforbruget.

Med fremkomsten af det individbaserede landspatientregister, der omfatter samtlige amtskommuner og næsten 100% af det samlede sengedagsforbrug, har man i Danmark fået et registreringssystem, der hvad angår pålidelighed og detaljeringsgrad er enestående.

Ved estimationen af modellen er anvendt data fra landspatientregistret for 1980. Da data for det psykiatriske sengedagsforbrug på undersøgelsestidspunktet ikke blev opgjort på det kommunale niveau, omfatter analysen kun det somatiske sengedagsforbrug. Analysen omfatter samtlige 273 primærkommuner excl. Københavns og Frederiksberg kommuner, der i sygehusmæssig henseende er helt atypiske.

Det enkelte individs sygehusforbrug er stærkt køns- og aldersafhængigt. I sygehusplanlægningen antages køns- og alderssammensætningen således også gerne at kunne forklare en betydelig del af de regionale forskelle i sygehusforbruget.

En mulighed for at efterprøve denne antagelse ville være at medtage en eller flere variable for køns- og alderssammensætningen, f.eks. udtrykt ved ældreandelen, i regressionsmodellen. En sådan operationalisering bliver dog nødvendigvis meget grov og skaber desuden ofte betydelige multicollinearitetsproblemer, hvilket hindrer en præcis bestemmelse af køns- og alderseffekten.

Tabel 1. Køns- og alderssammensætningens betydning for variationen i kommunernes sygehusforbrug.

	Varians for		
	sengedage	indlæggelser	Gns. liggetid
Ukorrigerede forbrugsindeks	358	175	150
Køns- og alderskorrigerede forbrugsindeks	224	159	77
Pct.del forklaret af køns- og alderssammensætningen	37%	9%	49%

I stedet anvendes en særlig køns- og alderskorrektion af kommunernes faktiske senge-dagsforbrug, der gør det muligt at isolere den samlede indflydelse fra køns- og alderssammensætningen.

Metoden går kort ud på at beregne nogle køns- og alderskorrigerede indeks for kommunernes forbrug ved at sammenholde kommunernes faktiske forbrug med det forbrug, kommunerne ville have, såfremt de alle havde en »landsgennemsnitlig« befolkningssammensætning. Ved at sammenholde variansen for de køns- og alderskorrigerede forbrugsindeks med variansen for de faktiske ukorrigerede indeks kan man få et udtryk for køns- og alderssammensætningens betydning.

Tabel 1 angiver variansen for både de ukorrigerede og køns- og alderskorrigerede indeks for henholdsvis senge-dage, indlæggelser og gennemsnitlig liggetid. Endvidere er den del af variansen, der kan forklares af køns- og alderssammensætningen beregnet.

Det fremgår af tabellen, at 37% af den samlede variation i kommunernes senge-dagsforbrug kan forklares ud fra køns- og alderssammensætningen. Demografien spiller altså en betydelig rolle for kommunernes senge-dagsforbrug, men det må også bemærkes, at hele 63% af variationen stadig er uforklaret. Overraskende nok fremgår det også, at køns- og alderssammensætningen kun er i stand til at forklare 9% af variationen i indlæggelserne. De 37% af variationen i senge-dagsforbruget, der kan forklares af køns- og alderssammensætningen, skyldes således først og fremmest liggetidens store køns- og aldersafhængighed (49%).

Køns- og alderssammensætningen har således en vis, men ikke altafgørende betydning for variationen i kommunernes senge-dagsforbrug. Yderligere forklarende faktorer må følgelig inddrages i analysen.

I den videre analyse er de køns- og alderskorrigerede forbrugsindeks anvendt som afhængig variabel ved estimation af modellen. Et histogram over fordelingen af kommunernes køns- og alderskorrigerede senge-dagsindeks er medtaget i figur 2. Der ses at være en betydelig spredning i disse med ganske ekstreme minimums- og maksimumsværdier på hhv. 58 og 146.

Indledende estimationer af modellen afslører et alvorligt heteroskedasticitetsproblem,

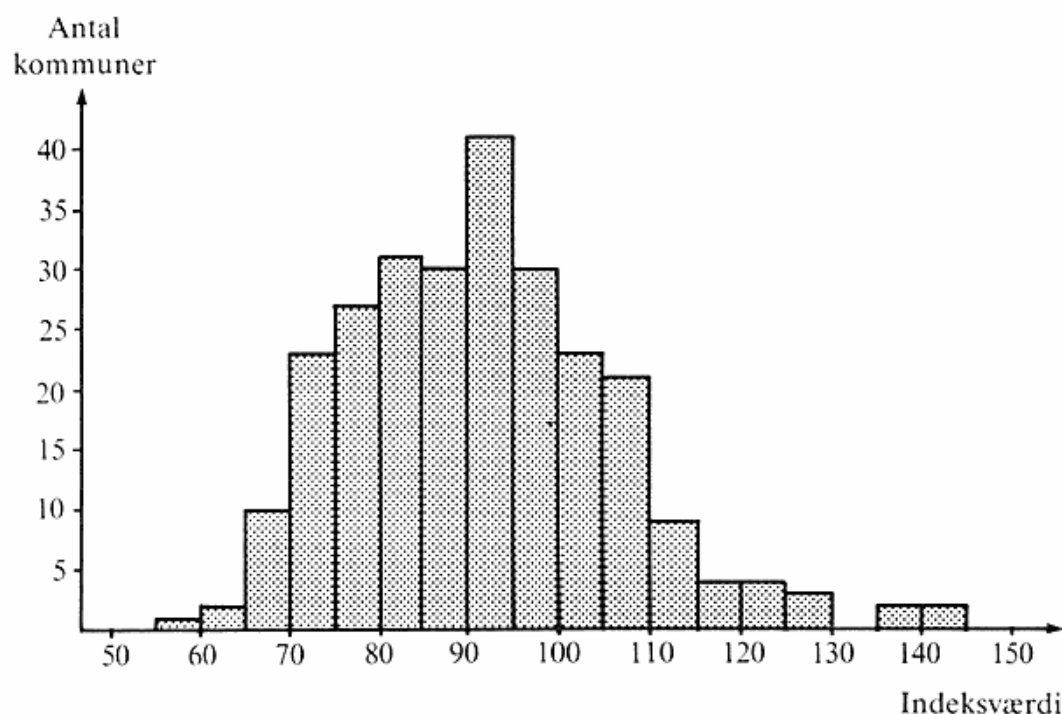


Fig. 2. Kommunernes køns- og alderskorrigerede sengedagsindeks.

idet variansen på residualerne er tilnærmelsesvis omvendt proportional med kommunernes indbyggertal, jfr. i øvrigt »den centrale grænseværdi-sætning«. For at mindske usikkerheden på regressionsmodellens parameterskøn anvendes derfor en vejet mindste kvadraters metode, hvor vægtene sættes lig kommunernes indbyggertal.

Specifikationen af modellen er vanskelig på grund af en ganske alvorlig multicollinearitet. I alt 27 forskellige forklarende variable er søgt inddraget ved estimationen af modellen. En principalkomponentanalyse⁴ af disse variable viser, at multicollineariteten er så alvorlig, at de 27 variable tilsammen kun varierer 12-dimensionalt. Ud af de 27 variable bør derfor højst medtages 12 på én gang i modellen.

Det er ikke muligt her at redegøre for de mange overvejelser og løsninger, der kommer på tale under estimationerne af modellen. Der redegøres således i det følgende kun for én mulig model, idet det understreges, at denne blot er én blandt flere »ligeværdige« modeller.

Ved udvælgelsen af modellens variable er der lagt vægt på så vidt muligt at få dækket samtlige dimensioner i modellen. Af hensyn til fortolkningen af de enkelte parameter-

4. Se f.eks. Chatterjee, S. og Price, B. (1977) for en beskrivelse af principalkomponentanalysen som en metode til at afdække komplekse multicollinearitetsproblemer.

Tabel 2. Regressionsmodellens parameterskøn (t-værdier i parentes).

Uafhængige variable	Afhængige variable		
	Sengedage	Indlæggelser	Gns. liggetid
Konstantled	117,6 (1,60)	113,8 (1,88)	103,6 (1,88)
Urbaniseringsgrad	0,19 (5,67)	0,13 (4,33)	0,07 (2,58)
Pct. vis andel af beboere i boliger med mindre end 20 m ² pr. beboer	1,16 (3,75)	0,66 (2,50)	0,55 (2,28)
Kommunens beskatningsgrundlag pr. indb.	-0,71 (-6,37)	-0,27 (-2,99)	-0,45 (-5,49)
Dummyvariabel for større sygehuse	8,38 (5,30)	5,30 (3,84)	3,52 (2,80)
Dummyvariabel for mindre sygehuse	12,53 (7,72)	11,43 (8,23)	1,48 (1,17)
Antal senge pr. 1.000 indbyggere i amtskom.	3,29 (2,81)	1,78 (1,78)	1,77 (1,93)
Amtskommunens sengeselvforsyningsgrad	-0,39 (-4,21)	-0,37 (-4,66)	-0,04 (-0,57)
Amtskommunens speciallægeudgifter pr. indb.	-0,068 (-3,56)	-0,032 (-1,93)	-0,037 (-2,48)
Plejhjemsindeks	0,042 (1,56)	0,055 (2,36)	0,008 (-0,39)
Dummyvariabel for kommuner i Frederiksborg amtskommune	12,43 (5,17)	11,34 (5,51)	1,90 (1,01)
Dummyvariabel for kommuner i Sønderjyllands amtskommune;	-10,73 (-3,98)	-9,89 (-4,29)	-0,73 (-0,35)
R ²	0,56	0,50	0,33

Note: Et significansniveau på 5% svarer til en t-værdi på $\pm 1,65$.

skøn er der endvidere lagt vægt på, at disse er statistisk signifikante, samt at multicollineariteten mellem variablene er mindst mulig. Endelig har det været afgørende, at variablene skal kunne gives en umiddelbar meningsfuld fortolkning ved afprøvning af hypoteser angående påvirkningen af sygehusforbruget.

Parameterskøn og t-værdier fra regressioner med henholdsvis sengedage, indlæggelser og gennemsnitlig liggetid som afhængig variabel er opgjort i tabel 2. I tabel 3 er korrelationsmatricen for modellens variable endvidere angivet. En fortegnelse over variablenes datagrundlag samt middelværdi og varianssegenskaber er givet i bilag 1 og 2.

De simple korrelationskoefficienter viser, at multicollineariteten inden for modellen ikke er alvorlig. Dog er korrelationen mellem amtskommunernes egen sengekapacitet pr.

Tabel 3. Korrelationsmatrice for modellens variable.

	UR- BAN	BE- BB20 M2R	SKAT- GL	TYPE 12	TYPE 3	EGEN- KAP	SELV- FORS	SPEC- LG PLEJE	DRFB	DSRJ	
URBAN	1.000										
BB20M2R	.347	1.000									
BESK.GL	.620	.206	1.000								
TYPE12	.500	.093	.067	1.000							
TYPE3	-.134	.083	-.110	-.349	1.000						
EGENKAP	-.148	-.097	-.384	.210	.041	1.000					
SELVFORS	-.175	-.239	-.495	.238	.041	.706	1.000				
SPECLG	.336	.288	.466	-.100	.001	-.232	-.174	1.000			
PLEJE	-.256	-.179	-.104	-.157	.058	.029	.046	-.172	1.000		
DRFB	.129	.008	.330	-.159	.128	-.002	-.120	.271	.138	1.000	
DSDRJ	-.113	-.139	-.127	-.031	-.075	-.258	-.104	-.204	-.138	-.068	1.000
SDAG	.272	.291	-.118	.314	.305	.254	.073	-.150	.042	.145	-.238

Anm.: URBAN = urbaniseringsgrad
 BB20M2R = pct.vis andel af beboere i boliger med mindre end 20 m² pr. beboer.
 BESKATGL = kommunens beskatningsgrundlag pr. indbygger
 TYPE12 = dummyvariabel for større sygehuse
 TYPE3 = dummyvariabel for mindre sygehuse
 EGENKAP = antal senge pr. 1.000 indbyggere i amtskommunen
 SELVFORS = amtskommunens sengeselvforsyningsgrad
 SPECLG = amtskommunens speciallægeudgifter pr. indbygger
 PLEJE = plejehjemsindeks
 DRFB = dummyvariabel for kommuner i Frederiksborg amtskommune
 DSDRJ = dummyvariabel for kommuner i Sønderjyllands amtskommune
 SDAG = sengedagsindeks

1.000 indbyggere og deres sengeselvforsyningsgrad så høj ($r = 0,71$), at der kan opstå fortolkningsproblemer.

Det er desuden vigtigt at bemærke, at egenkapaciteten *ikke* er højt korreleret med de øvrige forklarende variable. Såfremt dette havde været tilfældet, ville det ikke være muligt at fortolke en eventuel effekt fra denne variabel på sengedagsforbruget som en ud-budseffekt (Roemers lov), idet variabelen da blot måtte betragtes som en slags proxy-variabel for behovsvariablene.

Selvom multicollineariteten inden for modellen ikke er alvorlig må det erindres, at flere af variablene er højt korrelerede med variable, som det ikke har været muligt at medtage, jfr. principalkomponentanalysens resultater. Særlig behovsvariablene⁵ skal derfor tolkes meget bredt og må opfattes som mere brede »paraplyindikatorer« for en række socio-økonomiske forhold i kommunerne.

Af tabel 1 fremgik det, at køns- og alderssammensætningen kunne forklare 37% af

5. Først og fremmest urbaniseringsgraden, boligvariablen og beskatningsgrundlaget pr. indbygger.

den samlede variation i kommunernes sengedagsforbrug. Af de resterende 63% af variationen kan den opstillede model for de køns- og alderskorrigerede sengedagsindeks forklare 56%, svarende til 35% af den samlede variation i de ukorrigerede sengedagsindeks. Den foretagne køns- og alderskorrektions kan altså sammen med regressionsmodellen forklare i alt 72% af den samlede variation i kommunernes faktiske sengedagsforbrug.

Parameterskønnene i sengedagsmodellen er for samtlige uafhængige variable, bortset fra plejehjemsindekset, pænt signifikante med ganske høje t-værdier, og får tillige de forventede fortegn.

Urbaniseringsgraden indvirker ganske kraftigt på sengedagsforbruget, først og fremmest gennem indlæggelserne. Parameterskønnet på 0,19 ($t = 5,67$) svarer til, at den fuldt urbaniserede bykommune, alt andet lige, har et sengedagsforbrug der ligger næsten 20% over forbruget i den rene landkommune. Denne effekt skyldes formentlig byernes relative fysiske og miljømæssige fattigdom, høj trafikintensitet og forurening samt forskelle i livsstil m.v.

Parameterskønnene for boligvariablen får også det forventede positive fortegn og er pænt signifikante. Variablen siger umiddelbart noget om de pladsmæssige forholds betydning, men må desuden tolkes som en mere generel indikator for de bolig-mæssige og sociale forhold. »Dårlige boligforhold« ses at indvirke nogenlunde ligeligt på indlæggelser og liggetid, der tilsammen forårsager en ganske betydelig stigning i sengedagsforbruget.

Beskatningsgrundlaget pr. indbygger kunne på forhånd tænkes at have både en positiv og negativ effekt på sengedagsforbruget. På den ene side betyder høj indkomst normalt bedre levevilkår i almindelighed, hvilket skulle trække i retning af et lavt sengedagsforbrug. På den anden side vil høje indkomster ofte også betyde højere uddannelse m.v., hvilket kan give en bedre indsigt i og fortrolighed med sundhedsvæsenet, således at en større del af behovet manifesteres som efterspørgsel og forbrug. De stærkt signifikante negative parameterskøn viser, at den første effekt er klart dominerende. Højere indkomst bevirker således et lavere sengedagsforbrug, først og fremmest gennem en lavere liggetid.

To dummyvariable for henholdsvis sygehuse med mindst 3 kliniske afdelinger og sygehuse med mindre end 3 kliniske afdelinger, er også medtaget i modellen. Dummyvariablene antager værdien 1, hvis der er et sygehus af den pågældende type beliggende i kommunen og ellers værdien 0.

Begge dummyvariable får de forventede positive parameterskøn, der med t-værdier i sengedagsmodellen på henholdsvis 5,30 og 7,72 er endog meget signifikante. Effekten ses først og fremmest at gå gennem en øget indlæggelsesfrekvens.

Denne tilgængelighedseffekt (special availability effect) kan nok først og fremmest forklares ud fra de praktiserende lægers større tilbøjelighed til at henvise patienter til sygehus, når der ligger et sygehus i umiddelbar nærhed.

Parameterskønnene på henholdsvis 8,38 og 12,53 kan tolkes som, at kommuner med et større sygehus, alt andet lige, har et sengedagsforbrug, der ligger godt 8% over kommuner uden sygehus, mens kommuner med et mindre sygehus, alt andet lige, har et sengedagsforbrug der ligger næsten 13% over kommuner uden sygehus. Et t-test af de to parameterskøn viser, at effekten af de mindre sygehuse er significant større end effekten af de større sygehuse på et 5%-significansniveau. Dette understøtter en hypotese om, at det decentraliserede sygehusvæsen med mange små sygehusenheder har en tendens til at medføre et højere forbrug end det centraliserede og specialiserede sygehusvæsen med få store sygehusenheder.

Påvisningen af den særlige sygehustilgængelighedseffekt må kunne tolkes som, at der finder et overbrug sted i kommuner med sygehus, idet et eventuelt højere sengedagsbehov i disse kommuner for en stor del ellers ville indfanges af modellens øvrige variable. Det er i denne forbindelse vigtigt at bemærke, at de 2 sygehusdummyvariable kun er svagt korrelerede med de øvrige variable.

Resultatet indikerer, at der ville kunne opnås et betydeligt fald i det samlede sengedagsforbrug, såfremt det var muligt at nedbringe forbruget i kommuner med sygehus til niveauet for kommuner uden sygehus. En sådan forbrugsdæmpning ville kræve en ændret visitationspraksis fra de praktiserende læger i kommuner med sygehus og/eller en strengere modtagelsespraksis på sygehusene.

Sygehustilgængelighedseffekten er søgt yderligere belyst ved at medtage afstanden til det nærmeste sygehus som uafhængig variabel i modellen⁶. Parameterskønnet bliver dog ikke significant ($t=0,10$), hvilket tyder på, at det kun er sygehusets umiddelbare nærhed, der har betydning.

Amtskommunernes egen sengekapacitet pr. 1.000 indbyggere og selvforsyningsgraden får begge de forventede signifikante parameterskøn, idet en højere egenkapacitet giver et højere sengedagsforbrug, mens en højere selvforsyningsgrad, og dermed en lavere anvendelse af fremmed sengekapacitet giver et lavere sengedagsforbrug.

Roemers lov skal nu efterprøves, idet effekten på sengedagsforbruget af en stigning i egenkapaciteten på 1 seng pr. 1.000 indbyggere undersøges. Denne stigning bevirker to modsatrettede effekter på sengedagsforbruget. For det første vil der gennem egenkapaciteten (EGENKAP) komme en direkte stigning i sengedagsforbruget på 3,29%. På grund af korrelationen mellem egenkapaciteten (EGENKAP) og selvforsyningsgraden (SELVFORS) vil der dog også komme en stigning i selvforsyningsgraden og dermed et indirekte fald i sengedagsforbruget. Ved at regressere SELVFORS mod EGENKAP fås følgende lineære relation mellem de to variable:

$$\text{SELVFORS} = 43 + 9,3 \text{ EGENKAP} \quad R^2 = 0,50$$

$$(t = 0,8) \quad (t = 16,4)$$

En stigning i egenkapaciteten på 1 seng pr. 1.000 indbyggere medfører således en stig-

6. Se Thomsen, C.K. (1983).

ning i selvforsyningsgraden på 9,3%. Den samlede effekt på senedagsforbruget af en stigning i egenkapaciteten på 1 seng pr. 1.000 indbyggere kan herefter beregnes:

Direkte effekt på senedagsforbruget	=	$1 \times 3,29$	=	3,29%
Indirekte effekt på senedagsforbruget	=	$1 \times 9,3 \times (-0,393)$	=	-3,65%
Samlet effekt på senedagsforbruget	=		=	-0,36%

Stigningen i egenkapaciteten på 1 seng pr. 1.000 indbyggere medfører således et fald i senedagsforbruget på 0,36%, der dog ikke er significant ($t = -0,40$). Amtskommunerne egen sengekapaцитet har med andre ord ikke nogen effekt på senedagsforbruget, hvilket synes at afkræfte, at Roemers lov skulle gælde for det danske sygehusvæsen.

I denne forbindelse er det vigtigt at bemærke, at tilsvarende udenlandske efterprøvninger af Roemers lov i de fleste tilfælde ikke har bygget på forbrugsdata, men produktionsdata på grund af manglende muligheder for at registrere forbruget i de enkelte lokaliteter. Man har således ikke haft mulighed for at inddrage anvendelsen af fremmed sengekapaцитet i analysen, hvilket muligvis kan være en af årsagerne til verificeringen af Roemers lov i mange udenlandske undersøgelser.

Praksis-sektorens indflydelse på senedagsforbruget er søgt operationaliseret ved hjælp af amtskommunernes udgifter pr. indbygger til henholdsvis almenlæge- og speciallægehjælp. Da der også må formodes at være variationer imellem kommunerne inden for de enkelte amtskommuner (særlig land/by) havde det været mere relevant at medtage kommunernes udgifter pr. indbygger. Dette har dog ikke været muligt, da udgifterne ikke registreres på det kommunale niveau.

Det har tillige ikke været muligt at medtage udgifterne til almenlægehjælp i modellen, da disse næsten ikke varierer amtskommunerne imellem. Derimod er der en betydelig variation i speciallægeudgifterne.

Speciallægeudgifterne pr. indbygger får i senedagsmodellen et significant negativt parameterskøn på $-0,068$ ($t = -3,56$). Der synes således at være en vis substitution mellem speciallægehjælpen og senedagsforbruget. Parameterskønnets størrelse indikerer, at der ved en stigning i speciallægeforbruget på 100 kr. pr. indbygger sker et fald i senedagsforbruget på ca. 7%. Substitutionen ses at ske gennem såvel en reduceret indlæggelsesfrekvens som en reduceret liggetid.

Substitutionen på indlæggelsessiden var forventet, idet speciallægen netop måtte forventes at kunne behandle nogle af de »lettere« patienter, som ellers skulle have været indlagt på sygehuset. Substitutionen gennem den reducerede liggetid er knap så forventet, men skal nok ses på baggrund af, at en veludbygget speciallægetjeneste muliggør en tidligere udskrivning, idet patienterne så kan gå til den fornødne efterbehandling og kontrol hos speciallægen.

Speciallægehjælpens påvirkning af senedagsforbruget er også undersøgt ved hjælp af en dummyvariabel⁶, der antager værdien 1 i kommuner, der har en praktiserende speciallæge, og værdien 0 i øvrige kommuner. Variablen bør dog ikke medtages i modellen

på grund af multicollineariteten. Medtages variabelen alligevel i sengedagsmodellen, fås et næsten significant negativt parameterskøn på $-3,56$ ($t = -1,5$), som en yderligere indikation på substitutionen mellem sygehusvæsenet og speciallægepraksis.

For at undersøge sammenhængen mellem sengedagsforbruget og kommunernes dækning med plejeforanstaltninger til de ældre, er medtaget et plejeindeks, der omfatter såvel traditionelle plejehjem som kollektivboliger og beskyttede boliger.

I den løbende debat tages det nærmest for givet, at en udbygning af plejeforanstaltningerne for de ældre vil medføre en tilsvarende aflastning af sygehusvæsenet, således at der vil kunne opnås en samlet nettobesparelse. Sengedagsmodellens parameterskøn for plejeindekset kan ikke bekræfte denne hypotese, idet det positive parameterskøn på $0,042$ ($t = 1,56$) snarere tyder på en vis komplementaritet mellem sygehusvæsenet og plejesektoren.

Resultatet er nærmere undersøgt ved at estimere separate modeller for de ældre⁷ kvinder og mænd, hvis forbrug må antages at være særligt følsomt over for plejedækningen, jfr. tabel 4. I begge tilfælde fås i sengedagsmodellen et parameterskøn for plejeindekset, der ikke er significant forskellig fra 0 (t -værdier på henholdsvis $0,27$ og $-0,03$). De insignificant parameterskøn dækker dog over significant parameterskøn i både indlæggelses- og liggetidsmodellerne for såvel de ældre mænd som kvinder.

De negative parameterskøn for liggetiden ($t = 2,26$ og $-2,36$) tyder på, at en bedre plejedækning giver en lavere liggetid og dermed et lavere sengedagsforbrug. Men samtidig tyder det positive parameterskøn for indlæggelserne ($t = 2,91$ og $2,74$) på, at den bedre plejedækning samtidig øger antallet af indlæggelser, således at nettoeffekten på sengedagsforbruget er 0.

Den tilsyneladende manglende substitution mellem plejedækningen og sengedagsforbruget er overraskende. Liggetiden påvirkes ganske vist i nedadgående retning, men denne effekt ophæves som sagt af indlæggelserne.

Sidstnævnte effekt kan muligvis forklares ved, at et behandlingsbehov hyppigere erkendes hos ældre, der bor på plejehjem m.v. end hos hjemmeboende ældre, der ikke er under noget plejemæssigt opsyn. En anden forklaring kunne være, at plejehjemsanbringelse m.v. har en så passiviserende virkning på de ældre, at de rent faktisk bliver mere syge end, hvis de forblev i eget hjem.

Forskellige korrelationsanalyser⁶ sandsynliggør, at det overraskende resultat ikke skyldes såkaldt nonsenskorrelation. Plejeindekset er således meget lavt korreleret med variable såvel inden som uden for modellen.

Resultatet tyder altså på, at en udbygning af plejedækningen for de ældre ikke vil medføre nogen besparelse i sygehusvæsenet, mens det rent menneskelige plejepatientproblem — de lange liggetider — godt kan afhjælpes.

7. Ved ældre forstås 65-årige og derover.

Tabel 4. Parameterskøn for plejeindekset ved separate estimationer af de ældre kvinder og mænds forbrug (t-værdier i parentes)

	Sengedage	Indlæggelser	Liggetid
Ældre kvinder	—0,002 (—0,03)	0,118 (2,91)	—0,103 (—2,26)
Ældre mænd	—0,012 (0,27)	0,101 (2,74)	—0,084 (—2,36)

Note: Parameterskønnenne for modellernes øvrige variable er ikke medtaget af pladsmæssige hensyn.

Ved specifikationen af modellen er der også søgt inddraget en dummyvariabel for hver af amtskommunerne for at undersøge eventuelle særlige amtskommunale forskelle som det ikke er muligt at indfange ved hjælp af traditionelle kvantificerbare variable. Disse dummyvariable antager værdien 1 for kommunerne i den pågældende amtskommune og ellers værdien 0.

Det viser sig at Frederiksborg amtskommune og Sønderjyllands amtskommune afviger markant fra de øvrige amtskommuner. Dummyvariablen for Frederiksborg amtskommune får således et significant positivt parameterskøn på 12,43 ($t = 5,17$), mens dummyvariablen for Sønderjyllands amtskommune får et significant negativt parameterskøn på —10,73 ($t = 3,98$). Dette kan tolkes som at kommuner i Frederiksborg amtskommune, alt andet lige, har et sengedagsforbrug, der ligger godt 12% over landets øvrige kommuner, mens kommuner i Sønderjyllands amtskommune, alt andet lige, har et sengedagsforbrug, der ligger næsten 11% under landets øvrige kommuner. Det fremgår endvidere, at påvirkningen af sengedagsforbruget i begge tilfælde næsten udelukkende sker gennem indlæggelserne.

En forklaring på den særlige effekt i de to amtskommuner kræver nærmere undersøgelser. En mulig forklaring kunne være, at der i Frederiksborg amtskommune finder en række »luksus-indlæggelser« sted, mens sønderjyderne skal være virkelig syge før de bliver indlagt. En anden forklaring kunne være, at forskelle i »livsstil«, som det ikke er muligt at kvantificere ved hjælp af almindelige variable, påvirker indlæggelsesbehovet forskelligt i de to amtskommuner.

Udover de allerede nævnte variable har en række andre variable⁸ været søgt inddraget i modellen, men multicollineariteten forhindrede en præcis parameterbestemmelse for disse.⁶

8. Bl.a. følgende variable har været søgt medtaget i modellen: Andel almennyttigt boligbyggeri, andel børn af enlige forsørgere, andel enlige ældre, arbejdsløshedsprocenten, andel beskæftiget i hhv. fremstillingsvirksomhed, handel, landbrug og offentligt erhverv, dummyvariabel for psykiatriske institutioner m.v., amtskommunernes skatteindtægter pr. indbygger, amtskommunernes samlede indtægter (incl. bloktilskud, mellemkommunale udligninger m.v.), dummyvariabel for »borgmesterfarven« i amtsrådene samt et centraliseringsindeks for amtskommunernes sygehusvæsen.

Konklusion

Estimationen af modellen viser, at det er muligt at forklare en ganske betydelig del (72%) af variationen i kommunernes sengedagsforbrug m.v. Multicollineariteten bevirker dog, at man skal være forsigtig med al for håndfaste fortolkninger af resultaterne. Estimationer af modellen med forbrugsdata for 1978 og 1979⁶ viser dog en meget stor stabilitet i parameterskønnene, hvilket sammen med disses store significans, jfr. t-værdierne, taler for, at modellens resultater ikke kan afvises som helt tilfældige.

Det har været muligt at påvise køns- og alderssammensætningens store betydning for sengedagsforbruget, ligesom urbaniseringsgraden samt bolig- og indkomstforholdene spiller kraftigt ind på behovssiden. Sygehusenes umiddelbare tilgængelighedseffekt viste sig også at være markant, hvorimod amtskommunernes samlede sengekapaцитet (Roemers lov) var uden betydning. Endelig sandsynliggjordes den forventede substitution mellem sygehusvæsenet og speciallægepraksis, mens det for sengedagsforbrugets vedkommende ikke var tilsvarende muligt at påvise substitutionen over til plejesektoren.

En nærmere efterprøvning af disse resultater kræver mere disaggregerede analyser, f.eks. på specialniveau, ligesom resultaterne også lægger op til en mere praktisk efterprøvning og forklaring gennem studier i »marken«.

Litteratur

- Arrow, K.J. 1963. Uncertainty and the welfare economics of medical care. *American economic review*, vol. 53.
- Chatterjee, S. og Price, B. 1977. *Regression analyses by example*. New York.
- Culyer, A.J. 1976. *Need and the national health services*. London.
- Feldstein, M. 1965. Hospital bed scarcity: Analyses of the effects of interregional differences. *Economica*, vol. 32.
- Feldstein, M. 1977. Quality change and the demand for hospital care. *Economica*, vol. 45.
- Fuchs, V.R. 1978. The supply of surgeons and the demands for operations. *The journal of human resources*, vol. 13, suppl.
- Green, J. 1978. Physician — induced demand for medical care. *The journal of human resources*, vol 13, suppl.
- Harris, D.M. 1975. An elaboration of the relationship between general hospital bed supply and general hospital utilization. *Journal of health and social behavior*.
- Hassinger, E. og Hobbs, D. 1973. The relationship of community context to utilization of health services in a rural area. *Medical care*, vol 11. No. 6.
- Kjeldsen, K. og Pedersen, O.H. 1981. *Primærkommunernes forbrug af sygehjælp i 1978*. Sundhedsstyrelsen.
- May, J.J. 1975. Utilization of health services and the availability of resources. I Andersen et al.: *Empirical analysis in social policy*. Cambridge.
- Pauly, M.V. 1975. The role of demand creation in the provision of health services. *Health services*, vol 2. No. 1.
- Roemer, M.I. og Shain, M. 1959. Hospital costs related to the supply of beds. *The modern hospital*, vol. 92. No. 4.
- Roemer, M.I. 1961. Bed supply and hospital utilization. A natural experiment. *Hospitals*, vol. 35.
- Rogatz, P. 1974. Excessive hospitalization can be cut back. *Hospitals*, vol 48.
- Skovgaard, C.J. m.fl. 1977. *Studier i dansk kommunalpolitik*. Forlaget Politica.
- Thomsen, C.K. 1983. Det somatiske sygehusforbrug — en teoretisk og empirisk model. Københavns Universitet.

Konklusion

Estimationen af modellen viser, at det er muligt at forklare en ganske betydelig del (72%) af variationen i kommunernes sengedagsforbrug m.v. Multicollineariteten bevirker dog, at man skal være forsigtig med al for håndfaste fortolkninger af resultaterne. Estimationer af modellen med forbrugsdata for 1978 og 1979⁶ viser dog en meget stor stabilitet i parameterskønnene, hvilket sammen med disses store significans, jfr. t-værdierne, taler for, at modellens resultater ikke kan afvises som helt tilfældige.

Det har været muligt at påvise køns- og alderssammensætningens store betydning for sengedagsforbruget, ligesom urbaniseringsgraden samt bolig- og indkomstforholdene spiller kraftigt ind på behovssiden. Sygehusenes umiddelbare tilgængelighedseffekt viste sig også at være markant, hvorimod amtskommunernes samlede sengekapaцитet (Roemers lov) var uden betydning. Endelig sandsynliggjordes den forventede substitution mellem sygehusvæsenet og speciallægepraksis, mens det for sengedagsforbrugets vedkommende ikke var tilsvarende muligt at påvise substitutionen over til plejesektoren.

En nærmere efterprøvning af disse resultater kræver mere disaggregerede analyser, f.eks. på specialniveau, ligesom resultaterne også lægger op til en mere praktisk efterprøvning og forklaring gennem studier i »marken«.

Litteratur

- Arrow, K.J. 1963. Uncertainty and the welfare economics of medical care. *American economic review*, vol. 53.
- Chatterjee, S. og Price, B. 1977. *Regression analyses by example*. New York.
- Culyer, A.J. 1976. *Need and the national health services*. London.
- Feldstein, M. 1965. Hospital bed scarcity: Analyses of the effects of interregional differences. *Economica*, vol. 32.
- Feldstein, M. 1977. Quality change and the demand for hospital care. *Economica*, vol. 45.
- Fuchs, V.R. 1978. The supply of surgeons and the demands for operations. *The journal of human resources*, vol. 13, suppl.
- Green, J. 1978. Physician — induced demand for medical care. *The journal of human resources*, vol 13, suppl.
- Harris, D.M. 1975. An elaboration of the relationship between general hospital bed supply and general hospital utilization. *Journal of health and social behavior*.
- Hassinger, E. og Hobbs, D. 1973. The relationship of community context to utilization of health services in a rural area. *Medical care*, vol 11. No. 6.
- Kjeldsen, K. og Pedersen, O.H. 1981. *Primærkommunernes forbrug af sygehjælp i 1978*. Sundhedsstyrelsen.
- May, J.J. 1975. Utilization of health services and the availability of resources. I Andersen et al.: *Empirical analysis in social policy*. Cambridge.
- Pauly, M.V. 1975. The role of demand creation in the provision of health services. *Health services*, vol 2. No. 1.
- Roemer, M.I. og Shain, M. 1959. Hospital costs related to the supply of beds. *The modern hospital*, vol. 92. No. 4.
- Roemer, M.I. 1961. Bed supply and hospital utilization. A natural experiment. *Hospitals*, vol. 35.
- Rogatz, P. 1974. Excessive hospitalization can be cut back. *Hospitals*, vol 48.
- Skovgaard, C.J. m.fl. 1977. *Studier i dansk kommunalpolitik*. Forlaget Politica.
- Thomsen, C.K. 1983. Det somatiske sygehusforbrug — en teoretisk og empirisk model. Københavns Universitet.

Bilag 1: Fortegnelse over modellens variable og datagrundlag*Afhængige variable*

Sengedagsindeks

Indlæggelsesindeks

Gns. Liggetidsindeks

De køns- og alderskorrigerede indeks for primærkommunerne.

Kilde: Landspatientregistret for 1980.*Uafhængige variable*

Urbaniseringsgraden:

Den pct. del af kommunens befolkning, der bor i byer med over 1.000 indbyggere i 1976.

Kilde: Budgetdepartementets kommunedatabånd.Pct.vis andel af beboere i boliger med mindre end 20 m² pr. beboer i 1980:*Kilde:* Budgetdepartementets kommunedatabånd.

Kommunens beskatningsgrundlag

pr. indbygger i 1980:

Kilde: Indenrigsministeriets kommunedatabånd.

Dummyvariabel for større sygehuse:

Dummyvariabel, der antager værdien 1 for kommuner, hvori der i 1980 er et somatisk sygehus med mindst 3 kliniske afdelinger beliggende, og værdien 0 for øvrige kommuner.

Dummyvariabel for mindre sygehuse:

Dummyvariabel, der antager værdien 1 for kommuner, hvori der i 1980 er et somatisk sygehus med mindre end 3 kliniske afdelinger beliggende, og værdien 0 for øvrige kommuner.

Antal senge pr. 1.000 indbyggere i amtskommunen:

Et køns- og alderskorrigeret udtryk for amtskommunens somatiske sengekapaцитet pr. 1.000 indbyggere i 1980.

Kilde: Sundhedsstyrelsens sygestatistik samt egne beregninger af køns- og alderskorrektionen ved hjælp af landspatientregistret for 1980.

Amtskommunens sengeselvforsyningsgrad:

Amtskommunens selvforsyningsgrad med hensyn til sengedage i 1980 målt i pct., hvor selvforsyningsgraden = produktion af sengedage/forbrug af sengedage.

Kilde: Egne beregninger på grundlag af landspatientregistret for 1980.

Amtskommunens speciallægeudgifter pr. indbygger:

Variablen, der er opgjort for 1979, antager samme værdi i kommuner beliggende i samme amtskommune, idet speciallægeudgifterne ikke er fordelt på de enkelte kommuner.

Kilde: Sygesikringens forhandlingsudvalg: Sygesikringsstatistik 1979.

Plejhjemsindeks;

Et køns- og alderskorrigeret udtryk for kommunernes dækning med »særlige« boliger for de ældre i 1980. Omfatter plejehjem, kollektivboliger og beskyttede boliger.

Kilde: Socialstyrelsen: Redegørelse om udbygningsplaner »81«, juli 1981.

Dummyvariabel for kommuner i Frederiksborg amtskommune:

Dummyvariabel, der antager værdien 1 for kommuner i Frederiksborg amtskommune og værdien 0 for øvrige kommuner.

Dummyvariabel for kommuner i Sønderjyllands amtskommune:

Dummyvariabel, der antager værdien 1 for kommuner i Sønderjyllands amtskommune og værdien 0 for øvrige kommuner.

Bilag 2: Variablenes middelværdi og varianssegenskaber

Variable	Middel- værdi	Standard- afvigelse	Mindste værdi	Største værdi
<i>Afhængige variable</i>				
Sengedagsindeks	91	15	58	145
Indlæggelsesindeks	95	13	63	155
Gns. liggetidsindeks	96	9	70	145
<i>Uafhængige variable</i>				
Urbaniseringsgrad	51,7%	27,3%	0,0%	100%
Pct.vis andel af beboere i boliger med mindre end 20 m ² pr. beboer	5,6%	1,9%	2,4%	18,9%
Kommunens beskatningsgrundlag pr. indbygger	35.300 kr.	7.300 kr.	25.800 kr.	72.100 kr.
Dummyvariabel for større sygehuse	0,117	0,322	0	1
Dummyvariabel for mindre sygehuse	0,183	0,388	0	1
Antal senge pr. 1.000 indbyggere i amtskommunen	5,4	0,7	3,0	6,5
Amtskommunens selvforsyningsgrad	94,1%	8,8%	80,0%	110,0%
Speciallægeudgifter pr. indbygger	92,6 kr.	34,9 kr.	46,0 kr.	165,0 kr.
Plejhjemsindeks	107,2	24,8	36,0	202,0
Dummyvariabel for kommuner i Frederiksborg amtskommune	0,07	0,26	0	1
Dummyvariabel for kommuner i Sønderjyllands amtskommune	0,08	0,28	0	1