

入院医療サービス利用に関する分析

泉 田 信 行

I はじめに

医療費の増嵩にともない医療経済学が発展するという傾向があると言われている。日本もその例外ではなく、最近数多くの医療経済学の論文が発表されている。特に医療需要関数の実証的分析が盛んに行われている。それは個人の選択という観点から医療需要の実態を明らかにしたいという経済学一般の欲求だけではなく、現実の政策からの必要性もあると考えられる。

医療需要は入院と外来に大別できるが、経済系の研究者は様々な計量経済学的手法が用いた外来受診日数の分析に興味を集中してきた¹⁾。これは入院医療サービス利用が患者の主体的な選択の結果であることに躊躇があるためと考えられる。しかしながら、昨今議論されているように、患者主権的な医療サービスシステムのあり方を考えるためには、入院医療サービスの利用についてこそ検討すべきであると言えよう。

入院医療サービスの利用についてはこれまで余り分析が行われていない。府川(1998)は高齢者の長期入院や死亡前の医療費の実態についてレセプトデータをパネル化することによって丁寧に検討している。府川(2003)は入院医療に投入される医療費についてフェーズ(診療の初期・中期・終期)に分類して分析を行っている。初期よりも中期の方が医療費が安いこと、死亡する場合の方が生存する場合よりも医療費が高いことなどを明らかにしている。泉田・中西・漆(1998)は異なる文脈ではあるものの、高齢者の入院医療費と外

来医療費の代替の可能性について考慮に入れた分析を行っている。

本稿においてはこのように余り顧みられることのなかった入院医療サービス利用について影響を与える要因について、レセプトデータから入院エピソードを作成して検討する。診療の開始から終了までのレセプトデータからの情報を集約するが、入院医療と外来医療が連続して行われている場合には一連の診療として取り扱っている。これにより制度変更があった際に入院医療利用と外来医療利用の関係がどのように変化するかが扱えることとなる。

本稿では、制度の変更が入院期間に対して影響を与えていたのか否か、について注目して分析を行う。平成15年4月以降、特定機能病院においてはDPCが導入され、急性期の入院医療費についても一定程度包括化が進んでいる²⁾。しかしながら、多くの病院では未だに出来高払いであることや、例えば包括化が進んだとしても入院と外来の間に継続性がある場合には政策的介入が入院医療の利用パターンを変化させる可能性が残る。

分析の対象となる制度の変更は(a)平成9年9月の患者自己負担引き上げ、のみならず(b)平成9年、平成10年、平成12年の各4月に実施された入院に関する診療報酬改定である。(a)平成9年9月の患者自己負担引き上げはよく知られているように健康保険被保険者の患者自己負担を1割から2割に引き上げたものである。(b)の診療報酬改定はそれぞれ様々な診療報酬の改定を行っているが、ここでは特に入院期間に影響を与え得る改定について着目する。平成9年の改定

においては、入院時医学管理料の体系化として、平均在院日数 30 日を境に、急性期と慢性期の医療を主に担う体系に一般病棟を区分した。一律の通減制となっている従前の制度から、2 種類の体系に転換した。平成 10 年の改定では長期入院の是正策として、(1) 急性期と慢性期を区分する平均在院日数を 30 日から 28 日へ短縮化、(2) 平均在院日数に着目した看護料届出要件の見直し、(3) 継続的入院の適正評価、平成 12 年度の改定では入院環境料、看護料、入院時医学管理等を統合、簡素化し、基本的な入院医療の体制を総合的に評価する入院基本料を新設した。

入院は長期にわたるために、各患者 1 月分のレセプトデータでは上記のような制度改定の効果を分析することは難しい。それゆえ、これまでも試みられてきたデータのエピソード化を行った上で制度改革の効果の分析を行った。その結果、次の結果を得た。(1) 平成 9 年診療報酬改定は入院日数や総受診日数を低下させていることが示された。(2) 平成 10 年診療報酬改定は入院日数を減少させたが、総受診日数には有意な影響を与えなかった。(3) 平成 12 年診療報酬改定は入院日数および総日数に対して有意な影響を与えていないことが示された。他方、(4) 平成 9 年 9 月の患者自己負担引き上げは入院日数や総日数を有意に増大させる効果があることが示された。このため、患者自己負担の引き上げは診療報酬改定と逆の効果を持ち得る可能性がある。

本稿は以下において次のように構成される。次の II では分析の方法や使用するデータについて説明が与えられる。III においてはエピソード化されたデータに関して概要が示される。IV においては回帰分析の結果が示される。最後の V では結語が与えられる。

II 医療利用に関する推定

1 分析方法について

これまでの検討では、診療報酬改定や自己負担率の改定によってエピソード当たりの受診日数が低下するかは検討されていない。また、政策の効

果以外にも医療費を変動させる要因はいくつも存在するため、他の要因を除去して政策の効果だけを取り出す必要がある。そこで、本節では受診日数を被説明変数とし、回帰分析において政策をダミー変数として導入することにより政策改定の効果を把握することとする。

受診日数を被説明変数とした医療需要関数の分析はこれまでも行われてきたが、本稿における分析はやや拡張的である。入院医療は外来医療と異なり一旦開始した場合には患者の自由意思による選択によって治療期間を終了させることは難しい。医師の治療方針の決定や傷病の重症度にも入院日数は依存するであろう。それゆえ、入院医療は外来医療よりも患者の裁量が働く範囲が狭いと考えられる。このため、これまでも行われてきたように、医療機関受診が患者の需要であるのか、医師の意思決定であるのかという議論が再燃する。一番自然な考え方は、入院治療の見通し(選択される技術、入院日数、医療費等)について医師が患者に説明した上で患者が入院するか否かについて意思決定を行うというものである。

もっとも救急の状態においては患者が自ら意思決定を行うことは考えられず、上の議論は妥当しない。それゆえ、より厳密には救急車によって搬送されたケース等の救急のケースか自分で選択して入院するケースを区別しなければならない。本稿で用いているデータでは残念ながらこの点の識別ができないため、一括して分析せざるを得ない。救急のケースを分離して分析することは将来の課題であろう。このような点をふまえた上で、分析は次の式を最小自乗法によって推定することによって行われる。

$$y_i = \sum_{k=1}^K \gamma_k z_k + \beta x_i + \epsilon_i \quad i=1, \dots, n \quad (1)$$

ここで y_i は被説明変数である受診日数である。 z_k は K 個ある政策的介入の導入を表すダミー変数である。つまり、本稿の分析対象とする 3 回の入院関連の診療報酬改定と 1 回の自己負担引き上げが行われているか否か、に関する変数である。それぞれは政策が導入される前に 0 をとり、導入された後に 1 をとるダミー変数として定義される。

この政策的介入の効果は係数 γ_k によって測定する。その他の受診日数に影響を与える変数を x_i とし、そのパラメータを β とする。誤差項 ϵ_i は正規分布に従うものとする。

2 使用するデータ

この研究で用いる健康保険のレセプトデータは厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業「生活習慣と健康、医療消費に関するマイクロ計量分析」(主任研究者:小椋正立法政大学経済学部教授)の研究班で使用に供されている健康保険組合のレセプトデータおよび加入マスターデータである³⁾。両者は匿名化かつ連結可能な状態で提供されている。3つの健康保険組合分を利用している⁴⁾。

利用可能なデータは平成8年度から平成14年度の7年間分であるが、分析対象とする期間は平成8年度から平成12年度までの5年間とする。この期間中の被保険者数およびエピソード数は表1に与えられている。エピソードの作成方法の詳細については山田(2002)や泉田(2004b)において解説されているので詳細についてはそちらを参照されたい。

表1におけるエピソード数には外来のみ受診している場合のものも含まれている。本稿の分析対象は入院医療であるので、入院を含むエピソード(以下、入院エピソードと呼ぶ)について焦点を絞りたい。エピソードはその作成方法から観察開始時点において非常に多数が開始することが観察される。つまり、データが平成8年4月から観察可能であるため、エピソードに集計すると平成8年4月開始のものが最も多くなる。もっとも、これらのエピソードは中途から観察が開始されたものも含まれていると考えられる。そこで、本稿においては平成8年4月開始分のエピソードについては分析の対象とはしないこととする⁵⁾。

また、上にも述べたように2001年4月以降2年間でエピソードが開始された分については分析の対象としなかった。これは分析対象とするエピソードの最大の長さを2年未満としたために、2001年4月以降開始分については新しい時期に

表1 分析対象健保組合の加入者数およびエピソード数

	平成 8年度	平成 9年度	平成 10年度	平成 11年度	平成 12年度
加入者数	50531	52930	52379	51070	49397
エピソード数	43245	45303	45822	46057	43621

表2 年齢階級別エピソード数

年齢階級	男性	女性	合計
15-19	26	12	38
20-24	256	329	585
25-29	510	657	1167
30-34	541	378	919
35-39	468	151	619
40-44	352	100	452
45-49	364	177	541
50-54	442	147	589
55-59	513	141	654
60-64	362	58	420
65-69	114	21	135
合計	3948	2171	6119

開始されるエピソードほど途中で観察が打ち切られるエピソードの数が増大して分析結果に影響を与える可能性があるためである。

分析対象とするエピソードの最大の長さを2年未満としたのは、2年未満の期間のエピソードの全エピソードに対する割合は、入院・外来単独込みの場合において97.5%であり、入院エピソードのみの場合において79%となりエピソードの十分な割合を含んでいると判断されるためである。そこで、以下においては2年未満の期間の入院エピソードのみを分析対象とすることとする。また、分析対象を絞るために70歳以上の個人にかかるデータについては削除した。この入院エピソードの数を性・年齢階級別に示したものが表2である。

3 使用する変数

分析に使用する変数の作成は次のとおり行った。被説明変数となる入院日数、および総日数は、1エピソードごとの入院日数の和、および入院日数と外来日数の和である。入院を伴うエピソードの場合、多くのケースにおいて外来受診も行われている。このため、外来医療を除いて入院エピソード

ドを完結させることはできない。また、入院に関する政策が実施された場合、医療機関の最適化行動として入院医療を外来で代替する可能性がある。この点を考慮するためにも入院日数だけでなく、総日数を検討する必要がある。

説明変数のうち最も重要であるのは制度改革のダミー変数であろう。今回分析の対象とするのは、平成9年、平成10年、平成12年の診療報酬改定、平成9年9月の健保被保険者本人の自己負担率引き上げである。これらの政策はそれぞれ平成9年4月、平成10年4月、平成12年4月、および平成9年9月に実施された。そこで、それぞれについて政策実施前に0をとる、実施後に1をとるダミー変数を導入することにより政策の効果を測定することとする。

この他の説明変数として、性別ダミー変数(女性の時に1、男性の時に0をとる)、年齢階級ダミー(20歳を基準として、10歳ダミー、30歳ダミー、40歳ダミー、50歳ダミー、60歳ダミー)、所得(標準報酬月額を使用)によって個人属性をコントロールすることとした。ここで所得変数は入院の機会費用として考えている。先にも述べたように、入院エピソードが開始された場合、ある程度決まった日数を入院しなければならないが、それを決定する際の患者の裁量は狭い。それゆえ、所得が高い者がより長い期間入院すると考えるよりも、所得の高い者は機会費用が高く早く退院しようとする方が自然であろう。

入院医療においては傷病の違いによって入院日数が大きく異なる可能性がある。そこで、傷病大分類に従ったダミー変数を導入することとした。これらは傷病大分類Ⅰダミーから傷病大分類ⅩⅩダミーまでの18種類である。例えば、傷病大分類ダミーは患者が感染症および寄生虫症の病名で入院している場合に1をとる、そうでない場合には0をとるダミー変数である。全ての傷病についてダミー変数を導入することはできないので、最も罹患数の多い傷病大分類(呼吸器系の疾患)を基準とすることとした。複数の傷病に罹患している場合についてはひとつのエピソードについて複数のダミー変数が1となる場合もある。このよう

表3 記述統計表

変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値
総日数	32.18	38.92	1	594
入院日数	16.66	30.45	1	591
平成9年改訂ダミー	0.80	0.40	0	1
平成10年改訂ダミー	0.59	0.49	0	1
平成12年改訂ダミー	0.19	0.39	0	1
自己負担率改訂ダミー	0.71	0.45	0	1
性別	0.35	0.48	0	1
所得	374.01	191.54	92	980
10歳ダミー	0.01	0.08	0	1
30歳ダミー	0.25	0.43	0	1
40歳ダミー	0.16	0.37	0	1
50歳ダミー	0.20	0.40	0	1
60歳ダミー	0.09	0.29	0	1
傷病大分類Ⅰダミー	0.14	0.35	0	1
Ⅱダミー	0.15	0.35	0	1
Ⅲダミー	0.05	0.17	0	1
Ⅳダミー	0.06	0.24	0	1
Ⅴダミー	0.02	0.15	0	1
Ⅵダミー	0.03	0.16	0	1
Ⅶダミー	0.17	0.37	0	1
Ⅷダミー	0.04	0.19	0	1
Ⅸダミー	0.11	0.31	0	1
Ⅹダミー	0.34	0.47	0	1
Ⅺダミー	0.24	0.43	0	1
Ⅻダミー	0.14	0.35	0	1
Ⅼダミー	0.15	0.36	0	1
Ⅽダミー	0.17	0.38	0	1
Ⅾダミー	0.08	0.27	0	1
Ⅿダミー	0.01	0.07	0	1
ⅰダミー	0.00	0.06	0	1
ⅱダミー	0.10	0.31	0	1
ⅲダミー	0.15	0.35	0	1
標本数	6119			

に作成された変数の記述統計は次の表3で与えられる。

III データの概要

回帰分析に進む前に入院エピソードデータの概要を把握しておこう。年齢階級別に1エピソードあたりの平均入院日数および平均外来日数について図示したのが図1である。この図から入院にあたって、40-44歳階級未満についてはエピソードにおける入院日数と外来日数は明確な差が生じていないが45歳以上になると入院日数の方が長く

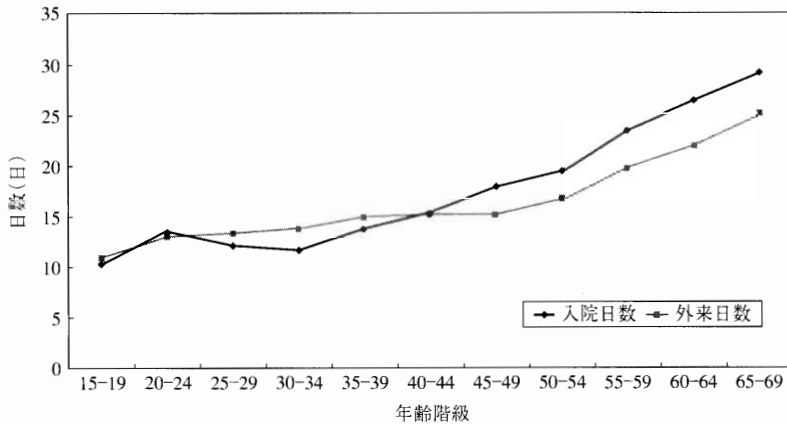


図1 年齢階級別1エピソードあたり日数

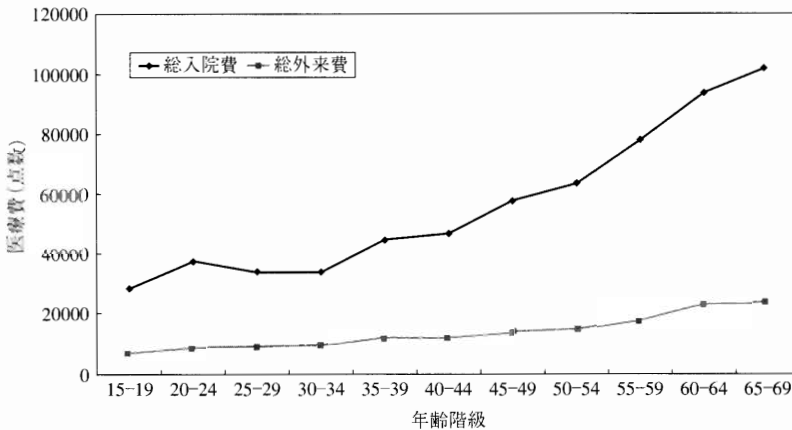


図2 年齢階級別総入院費・総外来費

なることがわかる。

1エピソードあたりの医療費について図示したのが図2であるが、これによると年齢が増加するほど1エピソードあたりの医療費は増加するが外来医療費はそれほどでもなく、入院医療費の伸びが相対的に非常に大きくなっていることがわかる。

入院エピソードについて、その開始時期別に入院・外来日数、総医療費とそれに占める入院医療費の割合を見たのがそれぞれ図3と図4である。入院日数と外来日数を比較すると入院日数の変動の方が大きくなっている。平成9年9月以降において、入院日数が非常に長くなっているが、平成10年8月以降は安定的に推移している。エポソ

ード単位の総医療費および総医療費に占める入院医療費の割合を図示したのが図4であるが、総医療費は振動しており、増加傾向も減少傾向も図からは読み取れない。また、入院医療費比率は70%から90%までの間で変動しており、入院から外来(もしくはその逆)へ移行している傾向があるとは言えないであろう。

このように図からは入院エピソードの医療費や受診日数について一定の傾向は見られない。これは入院期間の短縮化を目的とする診療報酬政策や医療費の適正化を目的とする政策が有効ではなかったことを含意するのであろうか。この点がⅣの回帰分析結果によって明らかにされるべき点とな

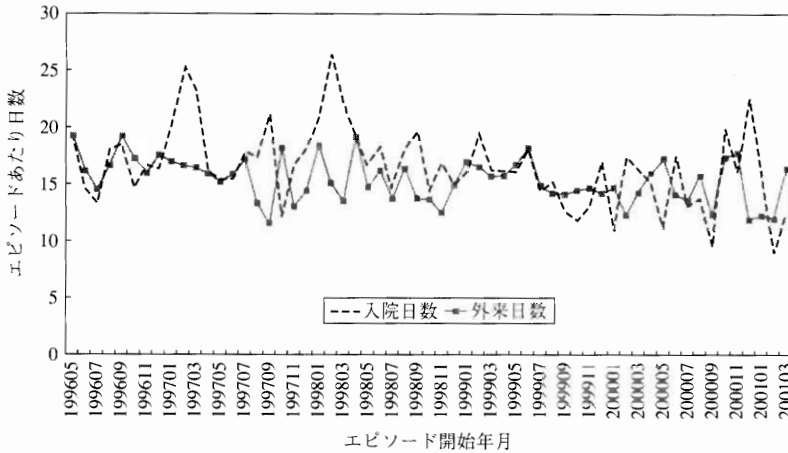


図3 開始時点別エピソードあたり日数

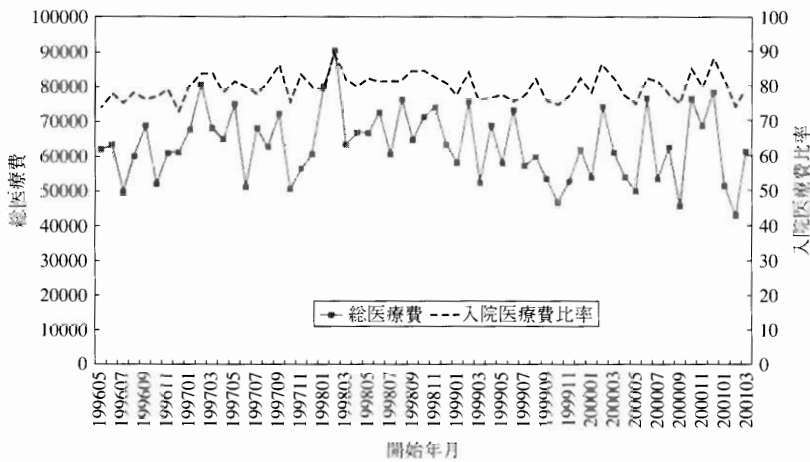


図4 開始時点別エピソードあたり総医療費および入院医療費比率

る。

IV 分析結果

分析結果は表4にまとめられている*。まず入院日数についての推定結果(表左側)について検討しよう。われわれの興味の焦点である制度改定ダミーについては、平成10年改定ダミー変数が負で有意、診療報酬改定と患者自己負担率改定が入院日数に対して逆の効果を与えていることがわ

かる。ただし、平成9、12年度改定ダミーについては有意な結果が得られなかった。

その他の変数については、性別は負で有意であり、女性の方が入院日数が有意に(5日程度)短いことがわかる。年齢階級のダミー変数は40歳代から60歳代のダミー変数が有意であり、かつ年齢があがるほど入院日数が増加していくことを示している。例えば、基準となる20歳代と60歳代では12日程度の入院日数の差があることがわかる。

所得については負で有意であり、サンプルの平

表4 推定結果表

説明変数	入院日数			総日数		
	推定値	t-値	P-値	推定値	t-値	P-値
平成9年改訂ダミー	-2.141	-1.590	0.111	-3.367	-1.960	0.050
平成10年改訂ダミー	-3.057	-1.920	0.055	-1.230	-0.660	0.506
平成12年改訂ダミー	-0.492	-0.520	0.602	2.109	1.720	0.086
自己負担率改訂ダミー	3.895	2.210	0.027	3.928	1.830	0.068
性別	-5.645	-6.290	0.000	-6.396	-5.520	0.000
10歳ダミー	-2.854	-1.320	0.187	-2.919	-0.900	0.368
30歳ダミー	0.817	1.140	0.254	2.078	2.140	0.033
40歳ダミー	4.934	4.040	0.000	6.927	4.500	0.000
50歳ダミー	10.654	7.790	0.000	15.025	8.700	0.000
60歳ダミー	12.791	5.840	0.000	19.795	7.690	0.000
所得	-0.016	-5.630	0.000	-0.021	-6.060	0.000
傷病大分類Ⅰダミー	-1.568	-1.700	0.089	2.398	1.910	0.056
Ⅱダミー	8.410	5.250	0.000	12.737	6.820	0.000
Ⅲダミー	2.044	1.050	0.295	3.774	1.780	0.076
Ⅳダミー	1.246	0.880	0.377	7.196	3.870	0.000
Ⅴダミー	9.192	2.700	0.007	20.708	4.230	0.000
Ⅵダミー	14.055	2.750	0.006	22.850	4.030	0.000
Ⅶダミー	-0.444	-0.460	0.647	4.485	3.530	0.000
Ⅷダミー	-2.591	-1.950	0.051	4.799	2.420	0.016
Ⅸダミー	2.545	1.550	0.120	8.040	4.180	0.000
Ⅹダミー	1.966	2.030	0.042	4.228	3.620	0.000
Ⅺダミー	-0.973	-0.920	0.359	3.518	2.610	0.009
Ⅻダミー	2.456	2.140	0.032	11.415	7.690	0.000
Ⅼダミー	-2.125	-2.470	0.014	1.486	1.350	0.178
Ⅽダミー	0.545	0.590	0.556	1.613	1.360	0.174
Ⅾダミー	-1.501	-0.550	0.583	2.092	0.690	0.493
Ⅿダミー	1.265	0.340	0.736	-0.745	-0.180	0.858
ⅰダミー	-0.800	-0.610	0.540	1.326	0.850	0.397
ⅱダミー	3.736	3.480	0.001	10.636	7.650	0.000
定数項	18.561	12.980	0.000	25.212	14.470	0.000
obs	6119			6119		
Adj R-squared	0.0625			0.1299		
F (29,6089)	7.92			21.66		

均値を用いて計算すると所得弾力性は -0.36 程度となることがわかる。所得と入院日数の負の関係は入院医療が劣等財であるということを示すというよりは、上にも述べたとおり、入院の機会費用は所得が高くなるほど大きくなることを表していると言える。

傷病大分類ダミー変数については傷病大分類Ⅱ、傷病大分類Ⅴ、および傷病大分類Ⅵ変数の値が有意かつ推定値の絶対値が大きい。これらの傷病は新生物、精神および行動の障害、神経系の疾患である。それぞれは呼吸器系の疾患よりも8日、9

日、14日間入院日数が長くなっていることを示している。

総日数についての分析結果を示している表の右側の内容を検討しよう。推定結果は入院日数とほぼ同じである。制度改定ダミーについては平成10年度改定ダミー変数が有意ではない。また、平成12年度改定ダミー変数が正の値をとっている。入院日数の結果と併せて考えると、これらの制度改定が入院日数を減少させ、外来受診日数を増大させるような代替的な効果を持っていたかもしれない。自己負担率改定ダミー変数はやはり正

値で有意であり、受診日数を増大させる効果があることがわかる。

性別ダミー変数も入院の場合と同様の効果を持つ。年齢階級ダミー変数も同様であるが、推定値が若干大きくなり20歳代と60歳代では19日程度の総日数の差があることがわかる。入院日数の差は12日であったので、その差の7日分が外来受診日数の差であると考えても良いであろう。

所得変数の推定値から所得弾力性は-0.247と計算される。入院の場合よりも絶対値が小さいことは外来医療の入院医療と比較した機会費用の小ささを反映していると考えられる。傷病ダミー変数についてはほとんどの場合、入院日数の場合と比較してより大きな推定値が得られている。

V 考 察

推定結果の主要部分は次の表5にまとめられる。被説明変数ごとに政策効果のダミー変数が正で有意である場合には「+」の記号が、負で有意である場合には「-」の記号が示されている。これにより分析対象とした制度改革について、(1)平成9年診療報酬改定は総受診日数を低下させていることが示された。(2)平成10年診療報酬改定は入院日数を減少させた。(3)平成12年診療報酬改定は総日数に対して正の有意な影響を与えていることが示された。他方、(4)平成9年9月の患者自己負担引き上げは入院日数や総日数を有意に増大させる効果があることが示された。このため、一般に患者自己負担の引き上げは診療報酬改定と逆の効果を持ち得る可能性がある。

この結果はそれほど驚くには当たらないかもしれない。その理由として高額療養費制度の存在があげられる。高額療養費制度を用いると、一旦は

自己負担部分を支払うにしても最終的には保険者から償還されるため、実効的な自己負担率が低下する。日々入院を継続するか否かの意思決定をしている場合には、限界的な自己負担率が意味を持ち得るが、その月の医療費が一旦高額療養費の支給対象となれば、同月におけるそれ以後の限界的な自己負担率はゼロとなる。このため、他の機会費用(就業を中断する費用など)が低ければ受診日数を抑制するインセンティブは個人から失われる。自己負担率引き上げは限界自己負担率がゼロとなる医療費水準を低めることを通じて患者の継続的な受診インセンティブを増大させる効果を持ち得る⁶⁾。

他方、入院医療に関する診療報酬改定は患者よりも医療機関の行動に直接的に作用する。医療機関ごとの平均在院日数によって入院医療の単価を異なるように診療報酬改定が行われてきたが、これは個別医療機関の入院 policy がより直接的に当該医療機関の収入に影響を与えることになる。もちろん入院医療の単価引き上げは患者の自己負担額を変化させる効果を持ち得るが、保険給付によってその効果が軽減されることが考えられるため、大きな効果を持つとは考えられない。

もっとも、健康保険組合の被保険者を分析の対象としているので、自己負担額については一部負担還元金が加入している組合から本人に支払われる場合がある。今回用いたデータでは実際にどの程度の金額が一部負担還元金として支払われているかについて考慮していないため、自己負担引き上げの効果が適切に測定されていない可能性もある。この点については結論を解釈する際に留保されるべきであり、今後解決されるべき課題である。

本稿に意義を見いだすとすれば、このような入院医療利用に影響を与える政策のうち、入院診療報酬改定と自己負担率改定が対照的な効果を持ち得ることを示した点にあるかもしれない。これまでの先行研究は外来医療サービスについて患者自己負担率の引き上げが受診日数を低下させることを示してきた。その意味では外来医療サービス利用をコントロールするためには自己負担率の引き上げがある程度効果を持ち得る。他方、本稿で得

表5 推定結果のまとめ

	入院日数	総日数
平成9年診療報酬改定		-
平成9年健保法改正	+	+
平成10年診療報酬改定	-	
平成12年診療報酬改定		+

た結果のように、入院医療については患者自己負担率の引き上げよりも入院診療報酬改定の方が受診日数を抑制するためには有効であるかもしれない。

もちろん重要であるのは国民の厚生を改善するような施策を行うことであり、単なる医療サービス利用の抑制ではない。それゆえ採用された政策がどのような効果を持っていたのかを明らかにすることが必要である。この点からすると、上記でも触れた高額療養費制度の効果は本稿では明示的に分析に取り入れていない。また、先行研究でも具体的にどのような効果を持っているかは分析されていない。高額療養費制度が受診継続インセンティブをどの程度与えているのかを検討することは必要であろう⁷⁾。

分析の制約のひとつとして、入院医療を外来医療で代替する可能性について明示的に分析していない点あげられる。これまで泉田(2004b)によって、自己負担引き上げは外来受診を抑制する一方、入院医療需要を増大させるわけではないことが示されている。しかしながら、入院医療を外来医療で代替する可能性については排除されていない。このため、入院医療と外来医療の代替関係を考慮に入れた上で入院医療利用について分析する必要がある。

本稿で分析してきたように、医療費データ、現状ではレセプトデータ、を用いた分析は集計の方法を変化させることによって様々な有益な情報をさらに作成することを可能にする。医療需要関数の分析に興味が集まっているが、さらに検討すべき課題の存在がレセプト個票データの分析から浮かび上がってくる。医療費の分析において、医療費個票データの分析の有益性は万人によって認められたが、その方法にはいまだ改善の余地が十分残されていると考えられる。

謝 辞

本稿の作成および改訂にあたっては時系列順に、植村尚史(早稲田大学教授)、福重元嗣(大阪大学助教授)、山本克也(当研究所室長)、佐藤雅代(当研究所研究員)、島崎謙治(当研究所副所長)、小椋正立

(法政大学教授)、鈴木亘(東京学芸大学助教授)の各氏にコメントを頂いている。記して謝したい。当然のことではあるが、本稿の内容は筆者の個人的な見解以上のものではなく、内容に残された誤りは筆者のみの責任である。

注

- 1) 医療需要関数の実証的分析については泉田(2004b)がサーベイを与えている。また、同論文は医療費自己負担率の増加が外来受診を抑制することによりその後入院需要が増加するか、という外来入院を通じた医療需要の形態の変化について分析を行っている。
 - 2) DPCについては桑原・松田・今中他(2003a, b)を参照。
 - 3) データの基本的な性質は報告書において詳細に分析されているのでそちらを参照されたい。また、本稿で行っている分析は厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業「個票データを利用した医療・介護サービスの需給に関する研究」(主任研究者：植村尚史(早稲田大学人間科学部教授))の研究班の報告書に掲載されている泉田(2004a)による政府管掌健康保険データによる分析を小椋研究班において利用に供されている健康保険組合データを利用して拡張したものである。
 - 4) 平成9年9月の患者自己負担の改定が被保険者のみについて行われているため、被保険者のデータのみ用いた。
 - 5) 表1のエピソードについては既に平成8年4月開始分は集計に含まれていない。
 - 6) ただし、継続的な受診インセンティブを増大させたとしても医療費自体を増大させるか否かについては別途検討される必要がある。
 - 7) そもそも目的である破滅的な医療費自己負担をどの程度防いでいるかについても当然検討する必要がある。
- * 推定にあたっては不均一分散に頑健な推定量を用いている。

参考文献

- 泉田信行(2004a)「第3章 入院患者の受診パターンの変化に関する分析」、厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「個票データを利用した医療・介護サービスの需給に関する研究」報告書所収。
- (2004b)「患者の受診パターンの変化に関する分析」『医療と社会』Vol. 14, No. 3, pp. 1-20。
- ・中西悟志・漆 博雄(1998)「医師誘発需要仮説の実証分析—支出関数アプローチによる老人医療費の分析—」『季刊社会保障研究』Vol. 33, No. 4, pp. 374-81。

- 今井壽正・楊 学坤・大島純子・小島 茂 (2002) 「一大学病院の平均在院日数の推移に関する研究—その1:内科系・外科系別と疾患群別について」『病院管理』Vol. 39, No. 4, pp. 35-46。
- 楊 学坤・今井壽正 (2003) 「一大学病院の平均在院日数の推移に関する研究—その2:内科系・性別と年齢階層別について」『病院管理』Vol. 40, No. 4, pp. 71-81。
- 桑原一彰・松田晋哉・今中雄一他 (2003 a) 「日本版『試行診断群分類』—医療現場の視点から(1)」『病院』第62巻第4号, pp. 394-98。
- 版『試行診断群分類』—医療現場の視点から(2)」『病院』第62巻第5号, pp. 316-19。
- 府川哲夫 (1998) 「高齢化と老人医療費」『病院管理』Vol. 35, No. 2, pp. 35-47。
- (2003) 「傷病グループ・フェイズ別入院医療費」『病院管理』Vol. 40, No. 3, pp. 19-30。
- 山田 武 (2002) 「国民健康保険支払い業務データを利用した医師誘発需要仮説の検討」『季刊社会保障研究』Vol. 38, No. 1, pp. 39-51。
- (いずみだ・のぶゆき 国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用分析研究部第1室長)
- (2003 b) 「日本