

は内外を問わず、とくに実証分析において膨大な蓄積がある。それらの全容の紹介は、内外に優れたサーベイ論文<sup>2)</sup>が存在するので、それらに任を譲るとして、本章では以下の分析で関連が深い診療費支払い (fee schedule, reimbursement policy) の変化から誘発需要を検証した論文を中心にまとめたい。

もともと、Evans (1974) や Fuchs (1978) らによって医師誘発需要 (physician-induced demand, supplier-induced demand) が提議されて以来、その実証分析のほとんどは、医師数や医療機関の人口に対する割合 (密度) と医療費の関係を探ることに力を注いできた。つまり、医師密度が高くなった地域では、需要曲線が一定であれば、医師の収入が減少することを意味するので、医師密度の高い地域で医療費が誘発されているかどうかを検証するのである。しかしながら、クロスセクションデータを用いて分析をした場合、もともと医療費が高く、高収入が期待できる地域に医師が多く集まるという逆の因果関係も存在してしまうために、医師密度が内生変数となり、医師誘発需要が検証されやすくなるという問題がある。このため、かなり初期段階の実証研究から、内生性を考慮するために2段階最小自乗法 (2 SLS) や操作変数法 (IV) を使うなどの工夫がなされてきた。しかしながら、Dranove and Wehner (1994) は、2SLSの分析によって、出生率が低下すると産婦人科医が出産を誘発するという奇妙な結果が出ることを示し、2 SLS や操作変数法ではこの内生問題が解決されないことを示した。また、もう1つの大きな問題は、仮に医師密度が誘発需要を生み出すとしても、医師密度が高い地域では医療機関へ通うアクセス・コストが減少して、その効果を含んでしまうために、医師誘発需要が検証されやすい (識別できない) という問題である。このため、アクセス改善の効果を変数として織り込んで検証するという工夫がなされているが、その変数でアクセス改善の効果がコントロールしきれぬかどうかという問題が付きまとう。

このように、医師密度からのアプローチでは内生性や識別性の処理が本質的にむずかしいのに対し、最近では、診療報酬支払い制度の変更や、それ以外の

2) たとえば、現時点で最も包括的なサーベイは McGuire (2000) であろう。わが国においては、湯田 (2003) が邦文の文献を含めて優れたサーベイを行っている。

外生的な医師所得減少のショックを自然実験 (Natural Experiment) として医師誘発需要を検証する第2のアプローチが増えている。支払い制度変更という Natural Experiment は医師がコントロールできるものではないため、純粋に医師誘発需要を検証することが可能なのである。たとえば, Gruber and Owings (1996) は, 地域の出産率低下という医師がコントロールできない外生的ショックに対して, 医師は自然分娩よりも高額の保険給付がある帝王切開を選択することを示し, 医師誘発需要を指示する結果を得た。また, Natural Experiment として最も多いのは, 診療費支払い (fee schedule, reimbursement policy) の変化であるが, これを利用した初期の文献は Hadley and Lee (1978) にさかのぼることができる。Hadley and Lee (1978) は, Economic Stabilization Program による医療費適正化がメディケア (Medicare) とメディケイド (Medicaid) の供給量にどのような影響を与えたのかを調べ, それぞれ上昇があったという結論を得ている。一方, Nguyen and Derrick (1997) はメディケアにおける1990年の支払い単価引下げの効果を調べ, 1%の支払い単価の低下が0.4%の数量増に結びつくとの結果を示している。また, Rice (1983) はメディケアにおける医師への償還率 (reimbursement rate) 変更の効果をみており, 医師誘発需要仮説を指示する結果となっている。そのほか, カナダ・ケベック州における診療報酬抑制 (fee control) の効果を調べた Rochaix (1993), イギリスにおける夜間診療費変更の影響を調べた Giuffrida and Gravell (2001), アメリカにおける胸部大動脈瘤手術の診療単価変更の効果を調べた Yip (1998) なども同様に, 医師誘発需要を指示する結論となっている。

さて, わが国で行われた医師誘発需要の検証は, 西村 (1987) 以来, 安藤ほか (1997), 鈴木玲子 (1998), 泉田ほか (1999), 岸田 (2001), 山田 (1994), 山田 (2002) など数多くの分析結果があるが, それらはすべて医師密度を用いたアプローチによりなされている。このうち, 岸田 (2001) や山田 (2002) はアクセス・コストをコントロールしたものとなっている。結論は, 岸田 (2001) を除き, すべての研究で医師誘発需要を支持する結果となっている。それに対して, 本章は, これまでわが国で行われてきた医師密度によるアプローチではなく, 診療報酬の改定という Natural Experiment を利用したアプロ

ーチをとっている点に特徴がある。

### 3 データ

本章で用いるデータは、富山県国保連合会の協力によって作成された1998年4月から2003年3月までの5年間にわたる国保一般、退職者医療保険制度、老健加入者のレセプトデータであり、筆者等の依頼によりデータが作成されている。このデータセットは、毎月の受診行動がわかるAデータと、毎年5月のレセプトデータから把握できる属性情報が記入されたBデータを分けて作成している。Aデータは、入院、外来、歯科、調剤別に医療費や自己負担額、医療費の細目（医療費、給付費、公費、高額療養費、食事療養費など）、日数、レセプト枚数、年齢、性別などが把握されている。一方、BデータはAデータと同様の変数のほか、医療機関や疾病名（疾病コード）、診療科などの諸属性がわかる。

さて本章では、診療報酬改定の効果が著しかった整形外科にかかる患者の改正前後1年ずつの合計2年のデータを抽出することにする。そのために、まず、2001年5月および2002年5月のBデータの属性情報を、それぞれの年度のAデータ（外来）にマッチングさせ、そのなかから、Bデータの情報により通院診療科が整形外科である人のみを抽出した。したがって、それぞれの年度における12カ月分のAデータには、すべて5月時点のBデータの同一情報が入ることになる。Bデータでは同一個人が複数の診療科にかかっている場合には、重複コードを立てて複数の情報をとるようにしているが、複数の診療科にかかっている人のAデータの医療費は、整形外科のみの分を分けることができない。そこで、複数の診療科にかかっている患者のサンプルを落とし、整形外科のみにかかっている患者を選ぶことにした。また、2001年から2002年にかけて老健移行によって診療行動が変わると考えられる2001年の69歳層はデータから除外した。さらに、この2年の間に死亡や保険脱退などで資格喪失したサンプルも除外した。

このようなサンプル抽出により取り出されたデータは8万5,296サンプルであり、推定に用いる主な変数の記述統計量は、表5-1のとおりである。

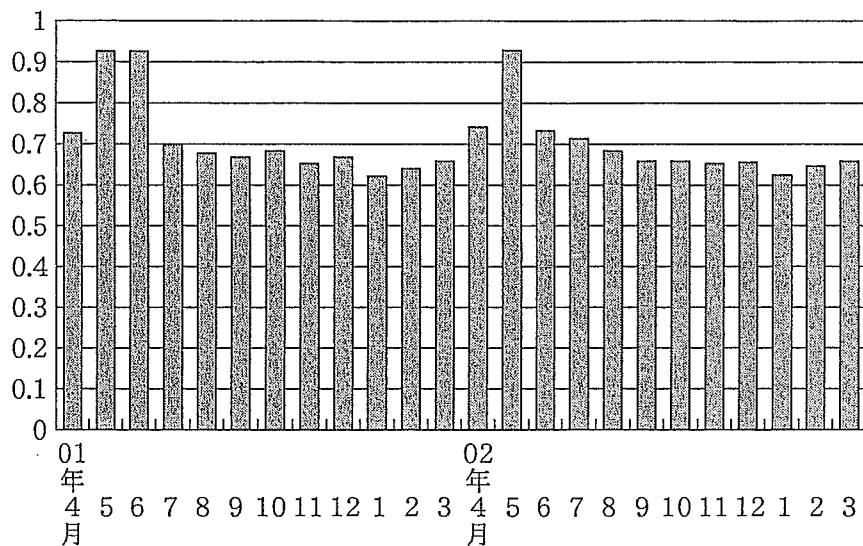
表 5-1 記述統計量

	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
log(1日当たり医療費)	59,317	8.622041	0.7325946	5.622813	12.21419
性別(男=1)	85,296	0.3818233	0.4858364	0	1
年齢	85,296	65.31035	17.23185	3	99
炎症性多発性間接障害(1301)	85,296	0.0537423	0.2255097	0	1
関節症(1302)	85,296	0.160242	0.3668325	0	1
脊椎障害(1303)	85,296	0.0994654	0.2992876	0	1
椎間板障害(1304)	85,296	0.0402364	0.1965142	0	1
腰痛症および坐骨神経痛(1306)	85,296	0.0362971	0.1870296	0	1
その他脊柱障害(1307)	85,296	0.030529	0.1720387	0	1
肩の障害(1308)	85,296	0.0284187	0.1661667	0	1
骨の密度および構造の障害(1309)	85,296	0.0730163	0.2601648	0	1
その他筋骨格系および結合組織の疾患(1310)	85,296	0.0538829	0.2257879	0	1
骨折(1901)	85,296	0.0839899	0.2773742	0	1
その他の損傷およびその他の外因の影響(1905)	85,296	0.0763928	0.2656271	0	1
その他内分泌、栄養および代謝疾患(0403)	85,296	0.0223692	0.1478818	0	1
高血圧性疾患(0901)	85,296	0.0944007	0.2923871	0	1
脳梗塞(0906)	85,296	0.0135059	0.1154281	0	1
市町村1	85,296	0.2628025	0.4401586	0	1
市町村2	85,296	0.1298537	0.3361444	0	1
市町村3	85,296	0.0133652	0.1148336	0	1
市町村4	85,296	0.0889139	0.2846211	0	1
市町村5	85,296	0.051632	0.2212842	0	1
市町村6	85,296	0.0263084	0.1600517	0	1
市町村7	85,296	0.0562746	0.2304526	0	1
市町村8	85,296	0.0322172	0.1765776	0	1
市町村9	85,296	0.06148	0.2402101	0	1
市町村10	85,296	0.013928	0.1171928	0	1
市町村11	85,296	0.0033765	0.0580096	0	1
市町村12	85,296	0.0011255	0.0335297	0	1
市町村13	85,296	0.0230726	0.150135	0	1
市町村14	85,296	0.0223692	0.1478818	0	1
市町村15	85,296	0.0088633	0.0937273	0	1
市町村16	85,296	0.023776	0.1523516	0	1
市町村17	85,296	0.0196961	0.1389547	0	1
市町村18	85,296	0.0209623	0.1432589	0	1
市町村19	85,296	0.0413618	0.1991269	0	1
市町村20	85,296	0.0016882	0.0410537	0	1
市町村21	85,296	0.0011255	0.0335297	0	1
市町村22	85,296	0.0285594	0.1665655	0	1
市町村23	85,296	0.007175	0.0844015	0	1
市町村24	85,296	0.0015476	0.0393087	0	1
市町村25	85,296	0.0042206	0.0648293	0	1

市町村26	85,296	0.004502	0.0669459	0	1
市町村27	85,296	0.0015476	0.0393087	0	1
市町村28	85,296	0.0005627	0.0237157	0	1
市町村29	85,296	0.0009848	0.0313663	0	1
市町村30	85,296	0.0070343	0.0835759	0	1
市町村31	85,296	0.0074564	0.0860283	0	1
市町村32	85,296	0.0008441	0.0290416	0	1
市町村33	85,296	0.012099	0.1093288	0	1
市町村34	85,296	0.0129432	0.11303	0	1
市町村35	85,296	0.0063309	0.0793151	0	1
診療所	85,296	0.5524761	0.4972416	0	1
公立病院	85,296	0.2307259	0.4212998	0	1
民間病院	85,296	0.2146877	0.4106079	0	1
2002年4月	85,296	0.0410922	0.1985046	0	1
2002年5月	85,296	0.0410922	0.1985046	0	1
2002年6月	85,296	0.0410922	0.1985046	0	1
2002年7月	85,296	0.0410922	0.1985046	0	1
2002年8月	85,296	0.0410922	0.1985046	0	1
2002年9月	85,296	0.0410922	0.1985046	0	1
2002年10月	85,296	0.0410922	0.1985046	0	1
2002年11月	85,296	0.0410922	0.1985046	0	1
2002年12月	85,296	0.0410922	0.1985046	0	1
2003年1月	85,296	0.0410922	0.1985046	0	1
2003年2月	85,296	0.0410922	0.1985046	0	1
2003年3月	85,296	0.0410922	0.1985046	0	1
整形外科密度	85,296	0.0937504	0.0519717	0.02947	0.26087
高密度	85,296	0.342009	0.4743854	0	1
月トレンド	85,296	48.41728	6.921733	37	60

(注) 整形外科密度は、市町村内の整形外科をもつ医療機関数/整形外来にかかる患者数。高密度は、その密度が平均値よりも上回っている場合に1、それ以外に0のダミー変数。診療所は、個人診療所と医療法人診療所を加えたもの。民間病院は、医療法人病院、その他法人病院、個人病院を加えたもの。公立病院は、大学病院、国立病院、官公立病院を加えたもの。疾病ダミーの( )内は、社会保障表章用疾病分類コード。

図 5-1 受診確率の推移



さて、医療需要に関しては、外来の場合には、①受診確率、②外来通院日数、③1日当たり外来医療費などさまざまな変数が考えられる。ここでは、医師誘発需要の存在を確認する変数としてはもっぱら「1日当たりの医療費」を考えることにする。これは、①の受診確率に関しては患者が意思決定を行い、②の外来通院日数についても患者の意思決定が介在する可能性が高いからである。それに対して、③の1日当たり外来医療費は患者とのバーゲニングがあるにせよ、処方最終的に行うのは医師であるから、医師誘発需要がみられるとすれば「1日当たりの外来医療費」に表れると考えられる。作成された個人のパネルデータ (longitudinal data) をまず月別に集計し、主な医療需要変数に対する2001年から2002年への推移をみたものが、図5-1～図5-3である。まず、図5-1は月別の受診確率であるが、2002年4月の改正前後でほとんど変化がないことがわかる。また、図5-2は月別の外来通院日数であるが、これも両年でほとんど同じ動きになっていて顕著な差は見出せない。したがって、予想どおり、患者行動に大きな変化はなかったものと考えられる。

一方、図5-3は、分析の対象となる1日当たり医療費の推移であるが、これは両年で大きな変化が観察される。すなわち、2002年4月に入った途端、患者の1日当たり医療費は大きく落ち込み、6月には落ち込みのピークを迎えており、4～6月のレセプトデータを調査した日医の緊急レセプトデータ調査(鈴木安(2002))とも整合的である。しかしながら、その後急速に1日当たり

図 5-2 月別外来日数の推移

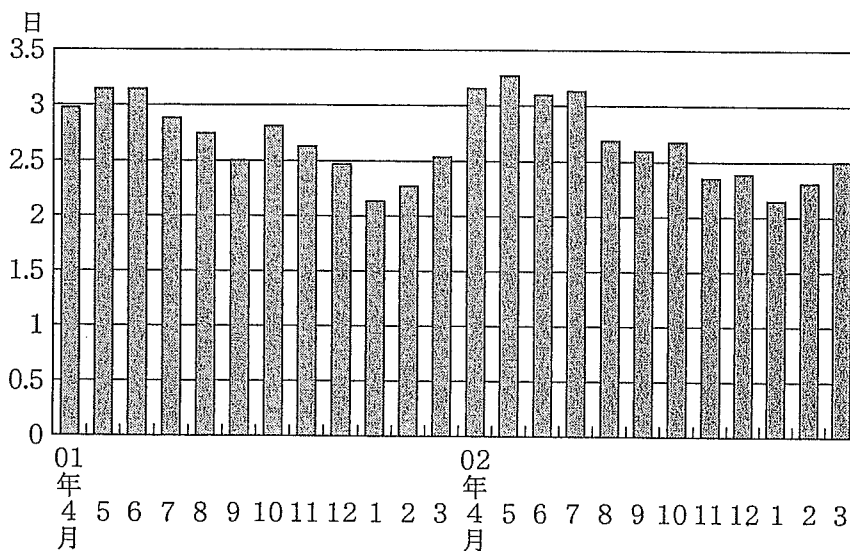
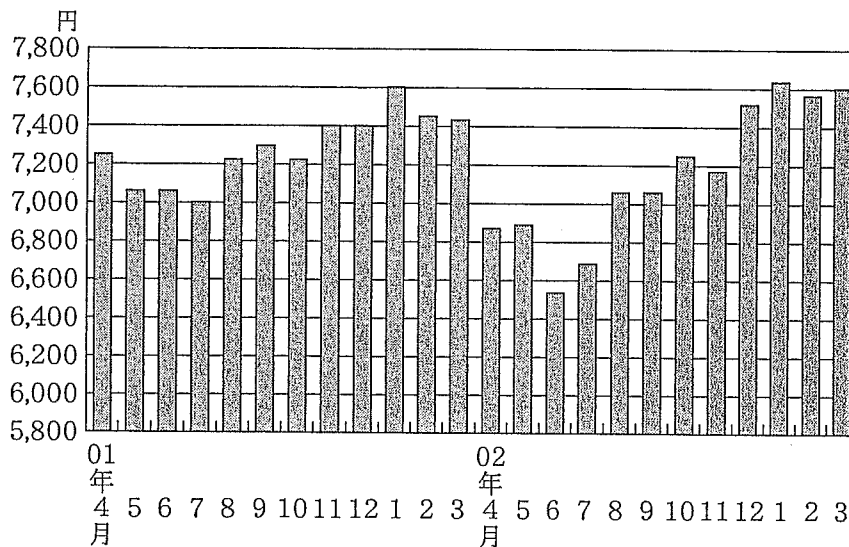


図 5-3 患者1日当たり医療費



医療費は上昇し、2003年1～3月には前年の同時期よりもかえって医療費が高くなっている。もちろん、7月からの上昇は2001年のデータにみられるような季節性も含まれていると考えられるが、急速な上昇であり、医師誘発需要の可能性を示唆すると考えられる。

次節以降では、個票データを用いてさまざまな属性をコントロールしたうえで、このような動きが理論モデルと整合的になっているかをチェックすることにする。

## 4 実証モデル

医師誘発需要をとらえる推定モデルとして、次のような3つのパートからなる医療需要関数を考える。

$$P_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j X_{j,i,t} + \sum_t \alpha_m M_{t,i} + \sum_t \alpha_t T_{t,i} + u_i^P + \varepsilon_{i,t}^P \quad (5.1)$$

$$P_{i,k} = \begin{cases} 1 & \text{if } P_{i,k}^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$\log(V_{i,t}) = \beta_0 + \sum_j \beta_j X_{j,i,t} + \sum_t \beta_m M_{t,i} + \sum_t \beta_t T_{t,i} + u_i^V + \varepsilon_{i,t}^V \quad (5.2)$$

$$\log(Y_{i,t}) = \gamma_0 + \sum_j \gamma_j X_{j,i,t} + \sum_t \gamma_m M_{t,i} + \sum_t \gamma_t T_{t,i} + u_i^Y + \varepsilon_{i,t}^Y \quad (5.3)$$

被説明変数はそれぞれ、 $P_i$  は外来受診確率、 $V_i$  は月当たり外来通院日数、 $Y_i$  は1日当たり外来医療費であり、後者の2つは対数をとる。説明変数は、3式とも共通に、 $X_{j,i,t}$  が個人属性であり、年齢、性別、疾病コード、居住市町村、医療機関をコントロールする。 $M_{t,i}$  は季節調整のための月次ダミーであり、それに加えて改正後の2002年4月から2003年3月まで1カ月ごとに作られている月次ダミー  $T_{t,i}$  がある。個人別の longitudinal data であるため、パネル推定としており、長期時系列であるために変動効果 (random effect) モデルで推定を行う。

さて、医師誘発需要については  $T_{t,i}$  の係数から情報が得られると考えられる。改革当初の月次ダミーは当然マイナスの係数となるはずであるが、医師誘発がなされるのであれば時が経過するごとにマイナス幅は縮まっていき、前年同月と同じ医療費水準まで相殺するか、もしくは改革当初の所得減少を取り戻すためにそれ以上の医療費になることが観察されるであろう。また、こうした医師誘発需要は医療機関の種類によっても異なって観察されると考えられる。さらに、市場の寡占度によっても異なる動きとなる可能性がある。



## 5 推定結果

前節の推定式 (5.1) から (5.3) の推定結果を示したものが、表5-2である。

焦点である2002年4月から2003年3月のダミーの係数をみてみよう。まず、受診確率であるが、診療報酬が下がったことにより患者の受診行動は増えることが予想されるが、ほとんどの月は有意な係数とはなっておらず、大きな変化がなかったことがうかがえる。一方、月当たりの外来通院日数はすべての月で5%から10%程度減少しており、この期間中回復するような動きはみられない。診療報酬が引き下げられて外来通院日数が減少するというのは奇妙な現象であるが、実は、これは2002年から整形外科診療報酬に導入された再診料逓減性や回数制限といった制度的な要因の影響であると考えられる。したがって、医師・病院としては診療報酬引下げに加えて、この外来通院日数減少も経営圧迫要因となったはずである。

さて、医師側が最も強くコントロールできる変数と考えられる1日当たり外来医療費であるが、これは診療報酬の改定直後にやはり大きく落ち込んでいる。しかし、月を追うにしたがって徐々にマイナスの落ち込みが回復していつていることがわかる。図5-4は表5-2の係数をプロットしたものであるが、マイナス幅は改定直後の5%程度で有意であったものが、年度後半にはマイナス幅は縮まり、0と有意には変わらなくなっている。つまり、前年の水準まで戻っていると解釈できる。ちなみに、2002年4月ダミーと2003年3月ダミーの係数が等しいという仮説をワルドテストをしても、10%基準で棄却される(表5-2最下欄)。

次に、医療機関別に同様の推定を行ったものが、表5-3である。1日当たり外来医療費について、診療所、公立病院、民間病院別の推定結果が、表の(4)から(6)に示されている。

焦点の月次ダミーの係数をプロットしたものが、図5-5である。診療所に関しては当初の診療報酬の落ち込みはほぼ横ばいである。一方、公立病院、民間病院はともに上昇トレンドを描いている。このうち、公立病院については改

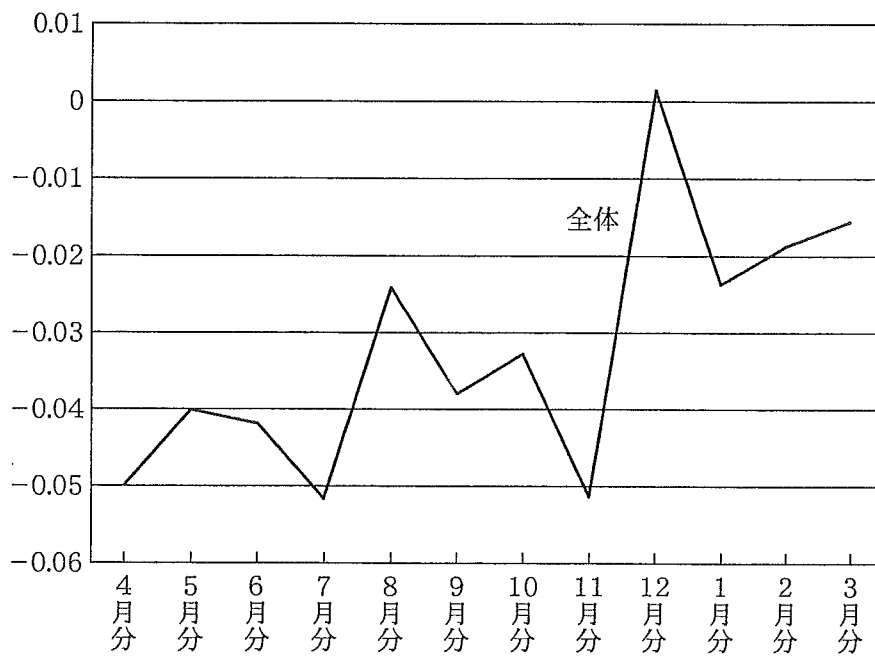
表 5-2 推定結果(1)

	(1) 外来受診確率 変動効果プロビット		(2) log(通院日数) 変動効果 GLS		(3) log(1日当たり外来医療費) 変動効果 GLS	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
性別	-0.0924216***	0.010121	-0.0078179	0.0159413	-0.0813555***	0.0136287
年齢	0.0097144***	0.00002954	0.008442***	0.0004879	0.0017772***	0.000417
炎症性多発性関節障害 (1301)	0.2223464***	0.0245167	-0.1703119***	0.0302097	-0.0885622***	0.0259951
関節症 (1302)	0.1381799***	0.0179185	-0.0001572	0.022718	-0.0883917***	0.0195353
脊椎障害 (1303)	0.0626113***	0.0198722	0.0305821	0.0231332	-0.1447642***	0.0019926
椎間板障害 (1304)	-0.0729173***	0.0262972	0.0402292	0.0353844	-0.1643126***	0.0304002
腰痛症および坐骨神経痛 (1306)	0.0167209	0.0276982	0.1292141***	0.0321948	-0.1509149***	0.0277381
その他脊柱障害 (1307)	0.099825***	0.0300517	-0.0332205	0.0342417	0.044056	0.0295047
肩の障害 (1308)	-0.1020752***	0.0298868	-0.0423257	0.0382575	-0.0826349**	0.0329081
骨の密度および構造の障害 (1309)	0.3135872***	0.0238075	0.0562457**	0.0261835	-0.1091524***	0.0225228
その他筋骨格系および結合組織の疾患 (1310)	-0.3341388***	0.0234258	-0.1291764***	0.030794	-0.1285032***	0.0264909
骨折 (1901)	-0.4403167***	0.0202888	0.0196931	0.0284242	-0.1239911***	0.0244168
その他の損傷およびその他の外因の影響 (1905)	-0.548088***	0.0211679	-0.1077854***	0.0313975	-0.0830407***	0.0269352
その他内分泌、栄養および代謝疾患 (0403)	0.7986584***	0.0424853	-0.0184638	0.0358341	0.1116599***	0.0309213
高血圧性疾患 (0901)	0.8557968***	0.0243709	-0.0557962**	0.0239955	0.1289829***	0.0206684
脳梗塞 (0906)	-0.011272	0.0422167	0.0918009**	0.0445572	0.0633102	0.038491
市町村 2	-0.0324722**	0.0161599	-0.0380247	0.0268766	-0.0216021	0.0229515
市町村 3	0.1069309**	0.0428966	0.1271527*	0.069112	-0.699223	0.0589925
市町村 4	0.072409**	0.0193896	-0.1986473***	0.0311407	0.153891***	0.0265861
市町村 5	0.0049974	0.0233687	-0.0266106	0.0389049	0.057049*	0.0332282
市町村 6	0.111571***	0.0315497	-0.0866425*	0.0501677	0.1248714***	0.0428256
市町村 7	0.0398579*	0.0239917	-0.0674382*	0.0389918	-0.0069943	0.033292
市町村 8	0.0997098**	0.0284238	-0.1484744***	0.0451748	0.0254183	0.0385585
市町村 9	0.2257864***	0.0249763	-0.1030794**	0.0400978	0.158305***	0.0342473
市町村10	0.0809712*	0.0430091	-0.0836124	0.0692097	0.1114886*	0.0590694
市町村11	-0.1475473*	0.0782702	-0.2256608*	0.1320483	0.1537965	0.112777
市町村12	0.3529434**	0.1615954	-0.5477549**	0.2262389	0.0842876	0.1930581
市町村13	-0.0666397**	0.0319878	-0.2239939***	0.05263	0.0387409	0.0449363
市町村14	-0.2219948***	0.0316579	-0.184226***	0.0535388	0.0797313*	0.0457164
市町村15	-0.1399386***	0.0521051	0.034471	0.0886507	0.0490639	0.0756793
市町村16	0.227662***	0.0334701	-0.0249828	0.0543155	-0.0027424	0.0463614
市町村17	0.0529034	0.0358749	0.0367198	0.0590576	0.0625095	0.0504077
市町村18	0.1286119***	0.0350563	-0.2299379***	0.0576378	0.2006167***	0.49215
市町村19	0.1837886***	0.26104	-0.1039455**	0.0423667	0.1329924***	0.0361605
市町村20	-0.2847581**	0.1107425	-0.2608134	0.1903866	0.2709639*	0.1626877
市町村21	-0.6286625***	0.1334752	0.1061543	0.2371211	-0.0891332	0.2026006
市町村22	-0.0416527	0.0299301	-0.2563679***	0.0492914	0.2236634***	0.0420788
市町村23	0.2750039***	0.0597111	-0.1606609*	0.096771	0.1010401	0.0825782
市町村24	0.1165967	0.1195671	-0.0174715	0.180484	0.2532761	0.1543546
市町村25	-0.1072843	0.0761757	-0.2331825**	0.1161143	0.0714172	0.0991016
市町村26	0.4256006***	0.0776375	-0.3788134***	0.1124944	0.4322702***	0.0959984
市町村27	0.0649859	0.1221086	-0.4397471**	0.1985395	0.6378485***	0.1694086
市町村28	-0.0988883	0.1877754	-0.3643121	0.3037385	0.4771133*	0.2593026
市町村29	0.0200745	0.1507472	-0.4825095*	0.2657747	0.5539899**	0.2267782
市町村30	-0.1455146***	0.0555733	-0.1918562**	0.0936079	0.0455354	0.0799272
市町村31	0.0744782	0.0555413	-0.188626**	0.0901054	0.2608538***	0.0769243
市町村32	0.1871801	0.1672667	-0.2013163	0.2468104	0.1558584	0.2106901
市町村33	-0.0176429	0.0438899	-0.3208962***	0.0724456	0.2280697***	0.0618572
市町村34	-0.0243197	0.0422528	-0.2628973***	0.0692197	0.2390885***	0.0590962
市町村35	0.211336***	0.0621338	0.0312976	0.0982725	0.09478	0.0838908
診療所	0.6414321**	0.0621338	0.4571884***	0.1626984	-0.2130465	0.1389747
公立病院	0.6694215***	0.0996849	0.1793633	0.1630633	-0.0952014	0.1392859
民間病院	0.5481686***	0.0994163	0.2249561	0.1626539	0.0041147	0.1389367
季節調整ダミー (5月)	0.8694015***	0.0391904	-0.1159891***	0.0142137	-0.0229104*	0.012338
季節調整ダミー (6月)	0.0278218	0.0329188	-0.0023675	0.0149783	-0.0815966***	0.0130023
季節調整ダミー (7月)	-0.0956104***	0.032575	-0.0130958	0.0151926	-0.0461521***	0.0131883
季節調整ダミー (8月)	-0.160843***	0.0324153	-0.024812	0.0153219	-0.0407829***	0.0133005
季節調整ダミー (9月)	-0.2003462***	0.03228	-0.0868399***	0.0154001	-0.0171296	0.0133684

季節調整ダミー (10月)	-0.1324897***	0.0324816	0.0132832	0.0152777	-0.0168892	0.0132621
季節調整ダミー (11月)	-0.2247032***	0.032275	-0.039675**	0.0154566	-0.004462	0.0134175
季節調整ダミー (12月)	-0.1946541***	0.0323484	-0.0827989***	0.0153964	-0.0137259	0.0133652
季節調整ダミー (1月)	-0.3148648***	0.0320341	-0.1750954***	0.0156684	0.0223336	0.0136013
季節調整ダミー (2月)	-0.2626778***	0.0321344	-0.1365003***	0.0155427	0.001733	0.0134922
季節調整ダミー (3月)	-0.2109293***	0.0322248	-0.0811333***	0.0154333	-0.0030133	0.0133972
2002年4月	0.0150972	0.0332811	0.0025519	0.0159798	-0.0497512***	0.0138642
2002年5月	-0.0342368	0.045038	-0.0271575*	0.0145814	-0.040111***	0.0126458
2002年6月	-0.0268845	0.0333657	-0.0532939***	0.015932	-0.0418131***	0.0138231
2002年7月	0.0268348	0.0328018	-0.007835	0.0161819	-0.0513194***	0.014041
2002年8月	-0.0080381	0.0323623	-0.0752256***	0.0164453	-0.0241662*	0.0142701
2002年9月	-0.0419152	0.0320595	-0.0422297**	0.0166506	-0.0376164***	0.0144485
2002年10月	-0.1084334***	0.0322644	-0.0896503***	0.016528	-0.0329392**	0.014342
2002年11月	-0.0488921	0.0319531	-0.1311672***	0.0167331	-0.0512128***	0.0145202
2002年12月	-0.0554535*	0.0321002	-0.0647436***	0.0166525	0.0012382	0.0144502
2003年1月	-0.0263002	0.0315252	-0.0729512***	0.0170832	-0.0234397	0.0148242
2003年2月	-0.0231249	0.0317153	-0.0666982***	0.0168687	-0.0188751	0.0146378
2003年3月	-0.0487588	0.0318723	-0.0671352***	0.0167087	-0.0158509	0.0144987
定数項	-0.6467688***	0.1046734	0.1477637	0.1673676	8.677522***	0.1429825
サンプル数	85,296		59,317		59,317	
R <sup>2</sup>	0.1112		0.134		0.1289	
ワルド統計量 (2002年4月=2003年3月)	1.92		10.09***		3.17*	

(注) \*\*\*は1%基準, \*\*は5%基準, \*は10%基準で有意であることを示す。

図 5-4 表 5-2 の(3)式の月次ダミーの係数プロット



定直後の落ち込みが徐々に回復し、年度後半に元に戻るという動きを示している。民間病院については改定直後から落ち込んでおらず、しかも年度中むしろ医療費を引き上げており、年度後半にはむしろ5%程度の引上げとなっている。これは、再診料逡減による診療日数の落ち込みをカバーするための動きであると考えられる。わが国の医療機関は医療法人を中心とする非営利主体が運営し

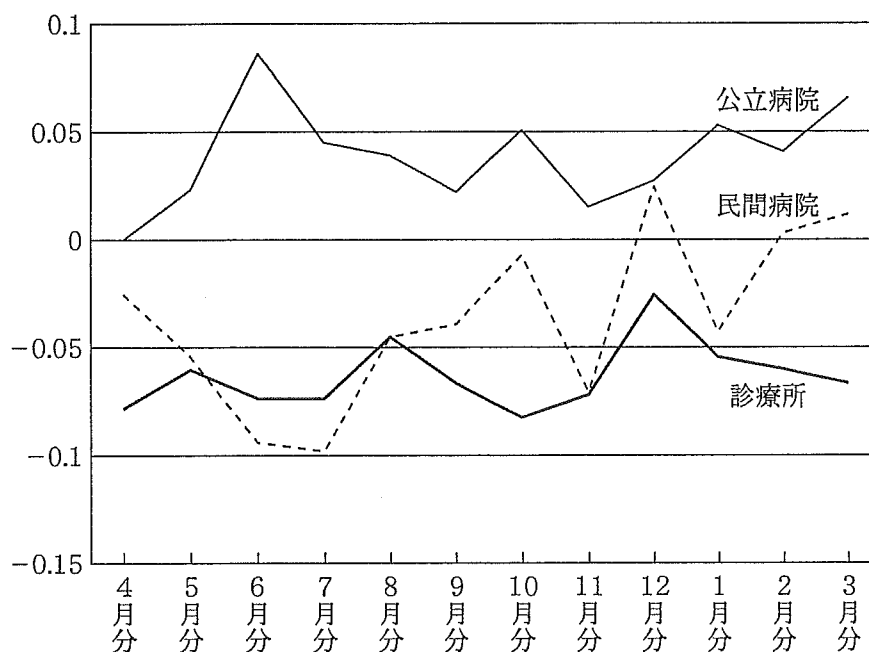
表 5-3 推定結果(2) (1日当たり外来医療費対数, 医療機関別)

	(4) 診療所		(5) 公立病院		(6) 民間病院	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
性別	-0.0485428***	0.0172618	-0.1173926***	0.0291505	-0.0807182**	0.032389
年齢	0.0006937	0.0005232	0.0016954**	0.0008473	0.0034967***	0.0011032
炎症性多発性関節障害 (1301)	0.0745412**	0.0338639	0.2011425***	0.0564448	-0.024148	0.0667159
関節症 (1302)	-0.1004063***	0.0238879	-0.0767993	0.0487994	-0.0054886	0.0489646
脊椎障害 (1303)	-0.1652266***	0.0251618	-0.1450291***	0.049409	-0.000966	0.0454575
椎間板障害 (1304)	-0.2053325***	0.0358501	-0.0466596	0.085648	-0.070396	0.0822057
腰痛症および坐骨神経痛 (1306)	-0.1316413***	0.0295947	-0.1851075*	0.0960095	-0.3273789***	0.1249032
その他脊柱障害 (1307)	-0.107633**	0.0459539	0.0774877	0.0725762	0.0804571	0.0520273
肩の障害 (1308)	-0.112018***	0.039541	0.0136666	0.0738716	-0.0715984	0.1116824
骨の密度および構造の障害 (1309)	-0.1014148***	0.028851	-0.1008083**	0.0496168	-0.0463279	0.061869
その他筋骨格系および結合組織の疾患 (1310)	-0.1459547***	0.0318101	-0.036382	0.06106	-0.345599***	0.0858116
骨折 (1901)	-0.1628031***	0.0379759	-0.1341192***	0.0480262	-0.0570485	0.0539537
その他の損傷およびその他の外因の影響 (1905)	-0.068466**	0.0334793	-0.111317*	0.0597972	-0.1394722*	0.0737353
その他内分泌, 栄養および代謝疾患 (0403)	0.1508675***	0.0360624	0.064685	0.1573718	0.0103744	0.0612805
高血圧性疾患 (0901)	0.1715398***	0.0246105	0.0169769	0.1603681	0.0751609*	0.0390498
脳梗塞 (0906)	0.1380894***	0.050781	0.1521654	0.2705707	-0.0648938	0.0578044
市町村 2	-0.1008874***	0.0295459	-0.063946	0.0439303	0.1183646*	0.0709795
市町村 3	-0.115718*	0.0672463	-0.0936832	0.1438012	0.1550481	0.1803968
市町村 4	0.1770051***	0.0269799	-0.1059097	0.080852	-0.0597102	0.2229174
市町村 5	0.2945945***	0.0797083	-0.0439735	0.0533314	0.0403652	0.0755066
市町村 6	0.0949846*	0.0571723	0.0904678	0.0648951	0.2600909	0.3325533
市町村 7	-0.0306732	0.0481594	-0.2143214**	0.1014123	0.062795	0.0742795
市町村 8	-0.0333607	0.0485359	0.0562663	0.0649279	-0.0398017	0.1562628
市町村 9	0.3932893***	0.0859227	-0.1552435	0.1140564	0.1670797**	0.0673588
市町村 10	0.0792646	0.0620072	0.0618673	0.1674329	0.3964226*	0.2357653
市町村 11	0.1842711	0.1548754	0.3041332	0.23392	-0.1046545	0.2166936
市町村 12	0.1536173	0.332382	-0.0200336	0.2302847	(dropped)	
市町村 13	0.0928193*	0.0551777	-0.0918617	0.0732736	0.4445419	0.4106131
市町村 14	0.1661386***	0.0504733	-0.2383102***	0.0906047	0.7182921**	0.3016837
市町村 15	0.2438355	0.1500915	-0.1181444	0.1888175	0.0423959	0.1209584
市町村 16	-0.0098803	0.0821176	0.0251994	0.071116	-0.1627755	0.1100096
市町村 17	-0.0584108	0.1055792	-0.0059354	0.0628618	0.4676675*	0.2431177
市町村 18	0.1635412*	0.0908075	0.0337994	0.1936305	0.186013**	0.0832834
市町村 19	0.1220831***	0.0386229	0.3337114***	0.1087528	0.0191639	0.1167279
市町村 20	0.4293667**	0.2100992	(dropped)	0.1139815	0.2680917	0.2680917
市町村 21	-0.1102822	0.2439505	-0.1676113	0.366382	0.3015959	0.7100755
市町村 22	0.2024236***	0.043117	0.3867677**	0.1525302	0.1658459	0.1632008
市町村 23	0.0117264	0.1104006	0.1187373	0.1620075	0.1578427	0.1894904
市町村 24	0.2325033	0.1588684	0.9735313*	0.5409992	-0.2441735	0.5728921
市町村 25	-0.0041468	0.103119	0.1414581	0.2902571	0.632235	0.4030345
市町村 26	0.3126421**	0.1333308	0.6122432***	0.1721805	0.4134536*	0.2368807
市町村 27	0.6842736***	0.2333239	0.5010976**	0.2311392	(dropped)	
市町村 28	(dropped)		0.2617155	0.364191	0.7285839	0.5759669
市町村 29	0.631712***	0.2378944	(dropped)	0.3108784	0.5661704	0.5661704
市町村 30	0.2537911**	0.1198235	-0.1370572	0.1016015	(dropped)	
市町村 31	0.218308*	0.1227039	0.2164414**	0.102456	0.1790066	0.3363638
市町村 32	0.1931795	0.28235	0.028678	0.3558692	0.2225187	0.5801957
市町村 33	0.3168276***	0.0669166	-0.1748752	0.1403112	0.2982255	0.2915166
市町村 34	0.2500373***	0.077761	0.1298899	0.1041981	0.2246063	0.1690333
市町村 35	-0.0845899	0.1600569	-0.0129093	0.1219079	0.3261469*	0.1779976
季節調整ダミー (5月)	-0.039279**	0.0153661	-0.0298218	0.030302	0.0396829	0.0259415
季節調整ダミー (6月)	-0.0753028***	0.016298	-0.0899946**	0.0318457	-0.0834807***	0.0268849
季節調整ダミー (7月)	-0.0393922**	0.0166476	-0.0478864	0.0318049	-0.0559023**	0.0272701
季節調整ダミー (8月)	-0.0108904	0.0168032	-0.1139229***	0.0319465	-0.0360926	0.027552
季節調整ダミー (9月)	0.0087408	0.0168704	-0.0727351**	0.0323039	-0.0151762	0.0275956
季節調整ダミー (10月)	0.019969	0.0167203	-0.0774103**	0.0321582	-0.0410005	0.0273336
季節調整ダミー (11月)	0.0219968	0.0169003	-0.0488184	0.0324248	-0.0248326	0.0278033
季節調整ダミー (12月)	0.021266	0.0168505	-0.1152165***	0.0322977	0.0128095	0.0276627
季節調整ダミー (1月)	0.051423***	0.0172181	-0.0284936	0.0326079	0.0112486	0.0281077

季節調整ダミー (2月)	0.0385951**	0.0170433	-0.0774078**	0.0325425	0.0042772	0.027825
季節調整ダミー (3月)	0.0390511**	0.0169157	-0.0803728**	0.0320394	-0.0177279	0.0279214
2002年4月	-0.0786637***	0.017244	-0.0263763	0.0350701	0.0006047	0.0289476
2002年5月	-0.0606146***	0.0155401	-0.0570912*	0.0327491	0.0234096	0.026759
2002年6月	-0.0748014***	0.0172317	-0.0953093***	0.0352204	0.0876444***	0.0284558
2002年7月	-0.0747189***	0.0176637	-0.099166***	0.0351504	0.0453949	0.0288013
2002年8月	-0.0446**	0.0179856	-0.0457477	0.0356539	0.0389701	0.029171
2002年9月	-0.066548***	0.0181232	-0.0406053	0.0365674	0.0218938	0.0294856
2002年10月	-0.0813313***	0.0180433	-0.0067226	0.0359908	0.0519878*	0.0292711
2002年11月	-0.0713777***	0.0182875	-0.07125**	0.036187	0.0148226	0.0297428
2002年12月	-0.0252021	0.0181287	0.0224074	0.0364289	0.0282324	0.0295776
2003年1月	-0.0537819***	0.0186183	-0.0436442	0.0371685	0.0531894*	0.0304443
2003年2月	-0.0596183***	0.0183747	0.0029982	0.0369812	0.041662	0.0298515
2003年3月	-0.0662667***	0.0182675	0.0101266	0.0361448	0.0663258**	0.0297493
定数項	8,513454***	0.0432784	8,702911***	0.0772672	8.511774***	0.0986706
サンプル数	32,995		13,338		12,889	
R <sup>2</sup>	0.155		0.0884		0.0827	
ワルド統計量 (2002年4月=2003年3月)	0.27		0.61		0277*	

(注) \*\*\*は1%基準, \*\*は5%基準, \*は10%基準で有意であることを示す。推定方法は、変動効果GLS。

図 5-5 表 5-3 の月次ダミーの係数プロット



ているが、解散時の財産分与権が所有者に許されており、また、その多くが所有者と経営者が一体となっていることにより、実際には営利動機が相当程度働いているというのがほぼ常識的な見方であるが（青木（1999））、とくに営利性が高いとされる民間病院でこのような動きとなったことは興味深い。また、公立病院についてはソフトバジェット（財政規律動機が弱い）問題があるために、このような利益回復の動きに疎いと予想された。しかし公立病院とはいえ赤字

経営を続けていては廃止ということになりかねないことから、ある程度の利益へのインセンティブが働いたものと想像される。

最後に、1日当たり医療費の動きを医療機関密度別にみたものが、表5-4である。医師誘発需要と医療機関密度の関係は、従来からの医師誘発需要の推定でも用いられているように、医療機関密度が高いほど医療費が高いとされている。これが医師誘発需要の強さを示すのであれば、医療費回復の程度についても医療機関密度が高いほど大きいことが予想される。医療機関密度作成に当たっては、①Bデータの対象年のサンプルについて、重複診療科のあるなしにかかわらず整形外科外来を受診したサンプルを取り出して市町村別に集計し、②一方、医療機関番号から整形外科外来をもつ医療機関を抽出して、やはり市町村別に集計し、③市町村別に医療機関数を患者数で除するという手順で計算した。そして、平均値よりも高い地域を高密度地域、平均値よりも低い地域を低密度地域と定義して、サンプルを分割した推定を行った。

推定結果の係数をプロットしたものが、図5-6である。予想どおり、医療機関が高密度地域であるほど、そもそもの落ち込み程度は小さい。また、その後の回復の程度も大きい。2002年4月と2003年3月の係数が等しいかどうかを検証したワルドテストの結果も、高密度地域のみが有意に棄却するという結果となっている。

## 6 結 語

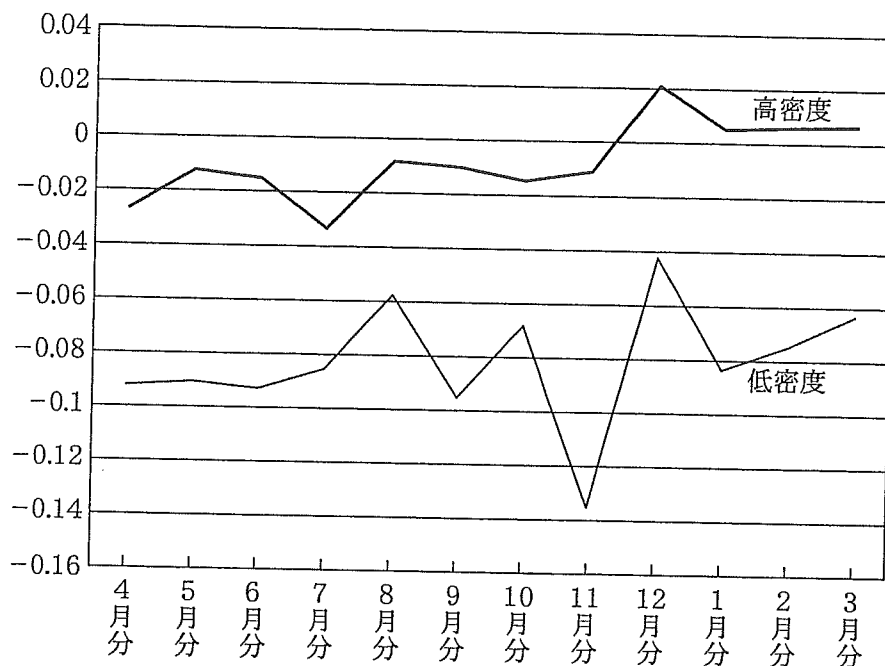
本章は、平成14(2002)年4月から実施された診療報酬マイナス改定が、その後の医療費を抑制できたのかという点について評価を行い、医師誘発需要の存在を検証した。これまでわが国で行われてきた医師誘発需要の検証は、医師密度と医療費の関係から探るものばかりであったが、本章は診療費支払い変更という Natural Experiment を利用して、内生性や識別性の問題を回避するアプローチから、わが国で初めて検証を行った。その結果、整形外科の1日当たり医療費は、改正当初5%の落ち込みとなったが、その後引き上げられ、翌年1~3月には前年と同水準まで回復していることがわかった。また、医療機関別にみると、民間病院は改定当初からまったく医療費が変わっておらず、翌年

表 5-4 推定結果(3) (1日当たり医療費対数, 医療機関密度別)

	(7) 低密度		(8) 高密度	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
性別	-0.1094813***	0.0230035	-0.0685355***	0.0169124
年齢	0.0027362***	0.0007151	0.0012104**	0.000513
炎症性多発性間接障害 (1301)	0.1571701***	0.0472954	0.0597559*	0.0311073
関節症 (1302)	-0.0763414**	0.0361436	-0.0793032***	0.0232669
脊椎障害 (1303)	-0.0995387***	0.0375781	-0.1555689***	0.0235419
椎間板障害 (1304)	-0.0413012	0.0525341	-0.2366283***	0.0374862
腰痛症および坐骨神経痛 (1306)	-0.1215739**	0.0519095	-0.1485844***	0.0327145
その他脊柱障害 (1307)	0.1247799***	0.0472814	-0.0024917	0.0395645
肩の障害 (1308)	0.0437164	0.0586561	-0.1393368***	0.0397949
骨の密度および構造の障害 (1309)	-0.1383082***	0.0416008	-0.0766064***	0.0269544
その他筋骨格系および結合組織の疾患 (1310)	-0.0669273	0.0447936	-0.1753549***	0.0337065
骨折 (1901)	-0.122333***	0.0408971	-0.1060794***	0.031491
その他の損傷およびその他の外因の影響(1905)	-0.0306197	0.046191	-0.109419***	0.033718
その他内分泌, 栄養および代謝疾患 (0403)	0.3119933***	0.0697271	0.0397956	0.0342586
高血圧性疾患 (0901)	0.1571296***	0.0471327	0.1131938***	0.0229209
脳梗塞 (0906)	0.2191616***	0.0809044	-0.0110266	0.0434056
診療所	0.0065287	0.2176258	-0.346661*	0.1802909
公立病院	0.1435023	0.2181893	-0.2397947	0.1808832
民間病院	0.2420785	0.2186032	-0.1576689	0.1794594
季節調整ダミー (5月)	-0.0302303	0.0226737	-0.0189042	0.0146221
季節調整ダミー (6月)	-0.0890253***	0.0239253	-0.0778437***	0.0153996
季節調整ダミー (7月)	-0.0558517**	0.0243728	-0.0410603***	0.0155854
季節調整ダミー (8月)	-0.0590036**	0.0243117	-0.0314529**	0.0158097
季節調整ダミー (9月)	-0.027565	0.0245527	-0.0112833	0.0158496
季節調整ダミー (10月)	-0.0219186	0.0244506	-0.0139179	0.0156919
季節調整ダミー (11月)	-0.0099947	0.0248569	-0.0012202	0.0158368
季節調整ダミー (12月)	-0.0501321**	0.024676	0.0054919	0.0158022
季節調整ダミー (1月)	0.0048035	0.0251142	0.0320022**	0.0160806
季節調整ダミー (2月)	-0.0116377	0.0250366	0.0093531	0.0159122
季節調整ダミー (3月)	-0.0094078	0.0247061	0.0010353	0.0158494
2002年4月	-0.0932463***	0.0260821	-0.0269012*	0.0162623
2002年5月	-0.0914207***	0.0235569	-0.0136714	0.014904
2002年6月	-0.0931545***	0.0258997	-0.0152521	0.0162486
2002年7月	-0.0853711***	0.0265425	-0.03296**	0.016434
2002年8月	-0.0570762**	0.0267234	-0.0065404	0.0167852
2002年9月	-0.0952023***	0.027465	-0.009323	0.0168777
2002年10月	-0.0667261**	0.0272111	-0.0149574	0.0167593
2002年11月	-0.1361223***	0.0276565	-0.0100203	0.0169361
2002年12月	-0.0412163	0.027495	0.0212072	0.016865
2003年1月	-0.0830196***	0.0281012	0.0052223	0.0173268
2003年2月	-0.0732574***	0.0278921	0.0075546	0.0170654
2003年3月	-0.0618169**	0.0274704	0.0073696	0.0169523
サンプル数	19,555		39,762	
R <sup>2</sup>	0.1246		0.1328	
ワルド統計量 (2002年4月=2003年3月)	0.78		2.55*	

(注) \*\*\*は1%基準, \*\*は5%基準, \*は10%基準で有意であることを示す。推定方法は, 変動効果 GLS。

図 5-6 表 5-4 の月次ダミーの係数プロット



1～3月には改定前よりもむしろ高い水準になっていることがわかった。また、医療機関密度が高い地域では、医療費の落ち込み幅が小さく、その後の回復度合いも大きい。これらの結果は、医師誘発需要仮説と整合的であると判断できる。

一方、これらの動きを、医師誘発需要ではなく、診療報酬単価が下がったために患者の需要が増加したためとみることも理論的には可能である。しかしながら、富山県国保連合会の同じレセプトデータから、整形外科診療の医療需要関数を推定した鈴木亘（2004）によれば、1日当たり外来点数の価格弾力性は有意とはなっておらず、したがって、患者の医療需要増で上記の動きを説明することはできない。したがって、本章の得た1日当たり外来医療費増は、医師誘発需要に起因するものと判断できる。

また、月次データの推移を疾病の重傷度の変化とみる可能性もあるが、年齢が説明変数に加わっていることにより、加齢による重傷度の変化はおおむねコントロールされている。したがって、重傷度の変化という可能性も低いと思われる。

さて、以上の結果の政策的なインプリケーションについて考察することにしよう。まずいえることは、診療報酬引下げという医療費抑制手段は、政治的に



高いコストを支払うにもかかわらず有効に機能しない政策手段であることである。また、これは平成14年改正時より議論されている「老人医療費の伸び率管理制度」の実行性を考えるうえでも重要な教訓である。もし、今後、診療報酬の引下げを政策手段として用いるのであれば、現在のような報酬単価の引下げという単純な手段ではなく、医療機関が需要を誘発するインセンティブを封じる包括化などの手段を検討するべきであると考えられる。また、そもそもの医師誘発需要の発生要因が情報の非対称性によるものであるならば、情報公開などの徹底化も有効であると考えられる。

### 参考文献

- 青木研 (1999) 「参入規制としての非分配制約規制とその効果について」『医療と社会』第9巻第1号, pp.3-21.
- 安藤雄一・河村真・池田俊也・池上直巳 (1997) 「保育園児のう触治療における医師誘発需要の検討」『医療と社会』第7巻第3号, pp.113-132.
- 泉田信行・中西悟志・漆博雄 (1999) 「医師の参入規制と医療サービス支出——支出関数を用いた医師誘発需要の検討」『医療と社会』第9巻第1号, pp.59-69.
- 岸田研作 (2001) 「医師誘発需要仮説とアクセスコスト仮説——2次医療圏, 市単位のパネルデータによる分析」『季刊社会保障研究』第37巻第3号, pp.246-258.
- 鈴木安 (2002) 『緊急レセプト調査結果報告——平成14年診療報酬改定の影響』日医総研.
- 鈴木玲子 (1998) 「医療資源密度と受診・診療行動との関係」郡司篤編著『老人医療費の研究』丸善プラネット社, pp.50-60.
- 鈴木亘・鈴木玲子・八代尚宏 (2003) 「日本の医療制度をどう改革するか——2002年度健康保険法改正の批判と改革案」八代尚宏・日本経済研究センター編著『社会保障改革の経済学』東洋経済新報社, 第2章, pp.35-60.
- 鈴木亘 (2004) 「レセプトデータを用いたわが国の医療需要の分析と医療制度改革の効果に関する再検証」日医総研ワーキングペーパー No.97.
- 西村周三 (1987) 「医師誘発需要をめぐって」『医療の経済分析』東洋経済新報社, pp.25-45.
- 山田武 (1994) 「高齢者歯科サービスの不均衡分析」『医療と社会』第4巻第1号, pp.114-138.
- 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の検討」『季刊社会保障研究』第38巻第2号, pp.39-51.
- 湯田道生 (2003) 「医師誘発需要に関するサーベイ」mimeo.

- Dranove, D., and P. Wehner (1994) "Physician-induced for Childbirth," *Journal of Health Economics*, Vol.13, pp.61-73.
- Evans, R. G. (1974) "Supplier-induced Demand: Some Empirical Evidence and Implications," in M. Perlman, ed., *The Economics of Health and Medical Care*, London: Macmillan, pp.162-173.
- Fuchs, V. R. (1978) "The Supply of Surgeons and the Demand for Operations," *Journal of Human Resources* (Supplement), pp.35-56.
- Giuffrida, A., and H. Gravell (2001) "Inducing or Restraining Demand: The Market for Night Visits in Primary Care," *Journal of Health Economics*, Vol. 20, pp.755-779.
- Gruber, J., and M. Owings (1996) "Physician Financial Incentives and Cesarean Section Delivery," *Rand Journal of Economics*, Vol.27, No.1, pp.99-123.
- Hadley, J and R. Lee (1978) "Toward a Physician Payment Policy: Evidence from the Economic Stabilization Program," *Policy Science*, Vol.10, pp.105-120.
- Hurley, J., and R. Labelle (1995) "Relative Fees and the Utilization of Physicians' Services in Canada," *Health Economics*, Vol.4, pp.419-438.
- McGuire, T. G. (2000) "Physician Agency," in A. J. Culyer and J. P. Newhouse, eds., *Handbook of Health Economics*, Vol.1A, Amsterdam: Elsevier, pp.461-536.
- Nguyen, N. X., and F. W. Derrick (1997) "Physician Behavioral Response to a Medicare Price Reduction," *Health Services Research*, Vol.32, pp.283-298.
- Rice, T. (1983) "The Impact of Changing Medicare Reimbursement Rates on Physician-induced Demand," *Medical Care*, Vol.21, pp.803-815.
- Rochaix, L. (1993) "Financial Incentives for Physicians: The Quebec Experience," *Health Economics*, Vol.2, pp.163-176.
- Yip, W. (1998) "Physician Responses to Medical Fee Reduction: Changes in the Volume and Intensity of Supply of Coronary, Artery Bypass Graft (CABG) Surgeries in the Medicare and Private Sectors," *Journal of Health Economics*, Vol.17, pp.675-700.

## 医療消費の集中と持続性に関する考察\*

菅 万理<sup>†</sup> 鈴木 亘<sup>‡</sup>

本稿では、わが国の若年世代において医療資源がどう分配されているかを、集中と持続性の視点から推定し、併せて高額医療消費の持続の要因を分析した。医療消費は特定の個人に集中するという性質を持ち、年齢階級や所得階層内でも非常に偏った分布を持つものである。残念ながらその分布に注目した研究は日本においては決して多くなく、政策代替案の議論に基礎的資料を与えるに至っていない。府川（1998）、小椋・鈴木（1998）は、特に老人医療費の集中や分布を分析したものであるが、そこでは一部の患者が医療資源の大半を使っている姿が明らかにされた。我々は、老人保健制度の適用を受けない健康保険組合被保険者とその扶養家族のレセプトデータを用い、記述的分析やラグ構造の計量分析により、医療費の集中と持続の実態を検証し、さらに詳しいプロファイリングによって、その現象の要因を分析した。その結果、老人医療費を扱った先行研究と同様、高分位の極めてわずかな患者が大半の医療資源を消費していること、さらに米国の同種のサンプルと比較して集中の持続性が高いこと、その持続性は中年以降に高まるということが明らかになった。医療消費の最高分位所属者は、下分位所属者と比べて医療消費の長いラグ構造を持っており、一度生じた高額医療ショックは長期にわたり持続する。また、若年世代においては、入院のみならず、慢性疾患の長期的な外来診療も高額医療消費の持続に寄与している。

キーワード 医療資源の分配, 集中度

## 1. はじめに

国民医療費全体に占める老人医療費の割合は1993年に30%を突破して以来増え続け、2001年に

は37%強に達した（厚生労働白書、2003）。一方、老人医療費拠出金の負担により、2002年時点で健康保険組合の8割以上が赤字を抱える状況に陥っている（健康保険組合連合会、2004）。2000年には全人口の17.4%であった65歳以上の「老年」の割合は2014年には25%に達し、さらに2033年には30%台に達すると推定されており（国立社会保障・人口問題研究所、2004）、医療保険財政の破綻を危惧する見方もある。

保険財政の逼迫に対応するため、近年様々な医療制度改定が行われてきた。まず2度にわたる被用者保険の自己負担率引き上げと保険料の引き上げ、次に老人保健制度の対象年齢と自己負担率の引き上げ、そして診療報酬の引き下げと、相次ぎ

\* 本分析で用いたデータは、厚生労働省保険局調査課にご提供を頂いた。また、本稿は大阪大学後援会から研究助成を受けた。記して感謝の意を表したい。本稿は平成16年9月の日本経済学会秋季大会報告論文を加筆・修正したものである。討論者の岩本康志教授（東京大学）からは有益なコメントをいただいた。また、Charles Y. Horioka 教授（大阪大学）、Colin R. McKenzie 教授（慶応義塾大学）、そして二人の匿名のレフェリーの先生方より貴重なコメントをいただいた。ここに厚くお礼を申し上げたい。尚、本稿の内容に関する一切の誤りは筆者の責に帰するものである。

<sup>†</sup> 大阪大学大学院国際公共政策研究科博士後期課程

<sup>‡</sup> 東京学芸大学教育学部人文社会科学系

行われたが、これらの改定の長期的な効果はあまり期待できるものではない。更なる自己負担率、保険料の引き上げにより保険財政を維持していくには限度があるし、一方的な保険料の引き上げに対しては、医療サービスをあまり利用しない「疾病リスクの低い」若年層の不公平感を増幅し、制度そのものへの不信感をあおりかねない。年金制度において今まさに起きている世代間不公平の論争を誘発しないとも限らない。

抜本的な改革なしに医療保険制度の存続が危ぶまれるなか、平成18年度からの実施を目指した医療制度改革が現在、社会保障審議会・医療保険部会を中心に議論されている。これは、平成15年3月に閣議決定された「医療制度改革の基本方針」を受けて議論されているもので、国保、政管健保について、「都道府県単位を軸とした保険運営」を行う方向性で議論が進んでいる。この再編が実現すれば、医療水準の適正化や平準化が保険者の機能の一つとして期待され、現在生じている医療費の地域格差について都道府県単位で適正化に取り組むと同時に、努力によって解決できない保険者間の格差については、保険者間で何らかのリスク調整が行われることになるだろう。

一方、高齢化社会に対応するための医療保険制度改革への提案として、これまで医療経済学者などからも様々な代替案が提示されてきた。負担と給付における世代間の不公平を解消する手段として、シンガポール、米国で導入され川淵（2002）によって紹介された医療貯蓄勘定（Medical Savings Account, 以下MSA）、西村（1997a, 1997b）によって提唱され、鈴木（2000）等が検証している「長期積立型医療保険」がある。MSAは、個人が将来のリスクを予期し、成人早期のうちにリスクが高まる老年期の医療費を蓄積する制度（川淵, 2002）であり、世代間のみならず個人間の所得移転を伴わない。現行の社会保険方式や税方式の医療保障制度では、自己負担以外には個人の医療費適正化のインセンティブを持たないが、

MSAでは個人が自分の「貯蓄」から医療費を支払うため、医療費節減のインセンティブが働くことから、高齢者の医療需要におけるモラル・ハザードを抑制する働きを持つという利点を持っている。一方「長期積立型医療保険」は、医療保険財政に世代会計の発想を導入し、各年齢階層を単位として、その階層が支払った保険料の積立額で、その世代の生涯にわたる医療給付額を賄うというものである。この方式の利点は、将来の人口の年齢構成に大きな影響を受けないこととされる（西村, 1997）。岩本（2002）<sup>註1）</sup>によると、将来の医療費の変動を「予期される変動」と「予期されない変動」に分けたとき、どちらの変動に対しても世代間所得移転で対処しているのが現行制度で、どちらの変動に対しても個人で対処するのが「長期積立型医療保険」である。

いずれにしても、人口高齢化に伴う財政問題は、老人の医療費をいかに抑制するかという問題だけでなく、世代間・個人間の医療保険給付の長期的な分配をどう捉えるかという議論に帰結する。つまり、政府改革案、あるいはMSAのような代替案の議論において、個人間の医療給付の経年的な分布の情報が活用されるべきであろう。まず、医療費は特定の集団がその大半を消費することが知られており、保険者間のリスク構造調整には、年齢階層別平均医療費とともに、各保険制度で医療がどのように分配されているかという議論が前提になる。一方MSAの導入には個人の医療貯蓄が生涯において破綻しないことが条件となり、やはり個人間の長期的な医療給付の分布の情報が必要である。

しかし、わが国では、データ利用の制約などが

註1)

		予期されない医療費の変動	
		個人	世代間所得移転
予期される医療費の変動	個人	(1)積立型医療保険	(2)
	世代間所得移転	(3)	(4)現行

岩本（2002）pp.10より図2を転写。