

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。

## 参考文献

- [1] 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。
- [2] 泉田信行 (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.
- [3] 泉田信行・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(4), pp.374-381.
- [4] 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 (4), vol.35-46.
- [5] 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 (4), pp.71-81.
- [6] 桑原一彰, 松田晋哉, 今中雄一, 他 (2003a) 「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 394-398.
- [7] 桑原一彰, 松田晋哉, 今中雄一, 他 (2003b) 「日本版『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 316-319.
- [8] 府川哲夫 (1998) 「高齢化と老人医療費」, 『病院管理』, vol.35(2), pp.35-47.
- [9] 府川哲夫 (2003) 「傷病グループ・フェイズ別入院医療費」, 『病院管理』, vol.40(3), pp.19-30.
- [10] 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(1), pp.39-51.

表1 分析対象健保組合の加入者数及びエピソード数

	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
エピソード総数	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

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	0.03	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
X Iダミー	0.24	0.43	0	1
X IIダミー	0.14	0.35	0	1
X IIIダミー	0.15	0.36	0	1
X IVダミー	0.17	0.38	0	1
X Vダミー	0.08	0.27	0	1
X VIダミー	0.01	0.07	0	1
X VIIダミー	0.00	0.06	0	1
X VIIIダミー	0.10	0.31	0	1
X IXダミー	0.15	0.35	0	1
標本数	6119			

図1 年齢階級別1エピソードあたり日数

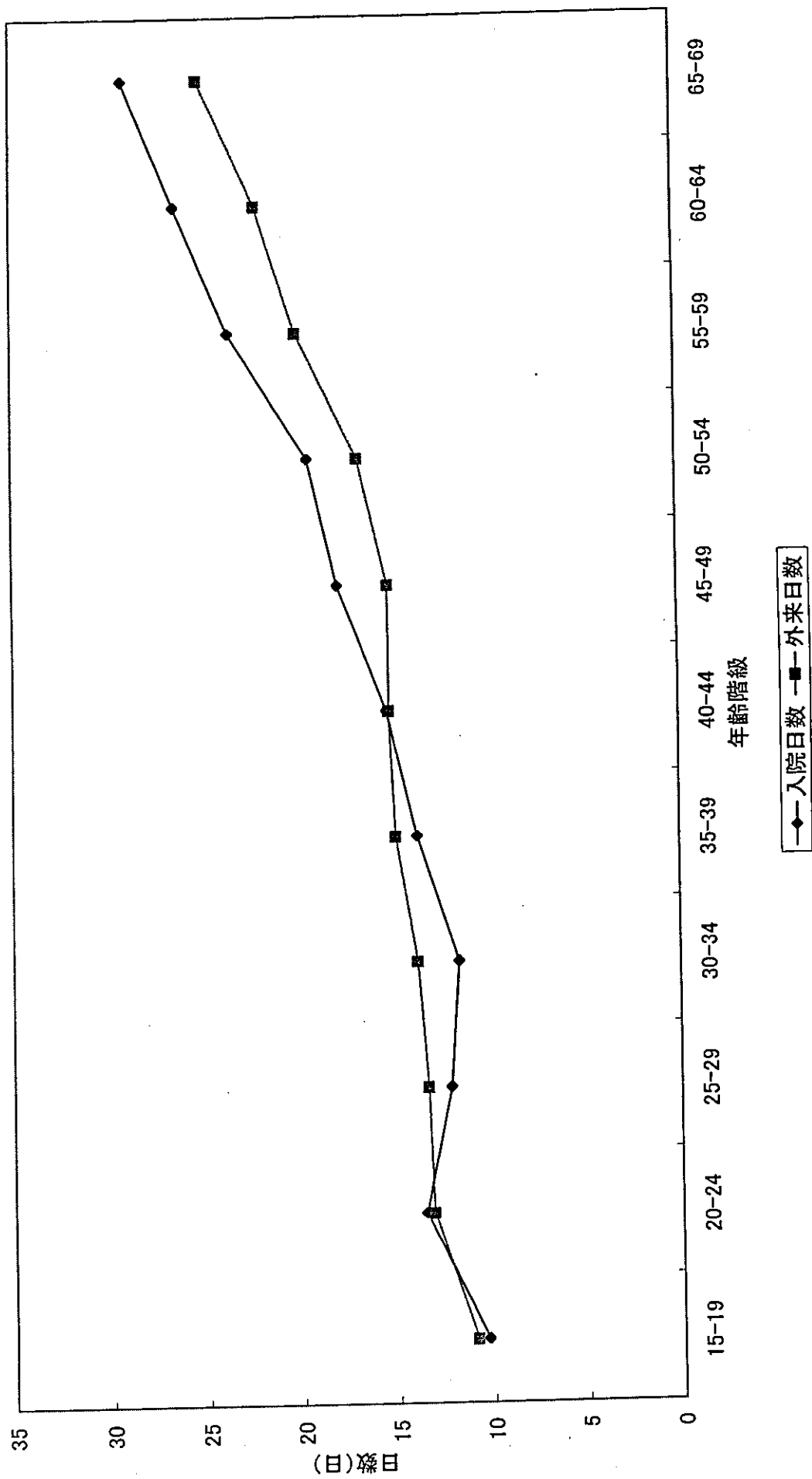


図2 年齢階級別総入院費・総外来費

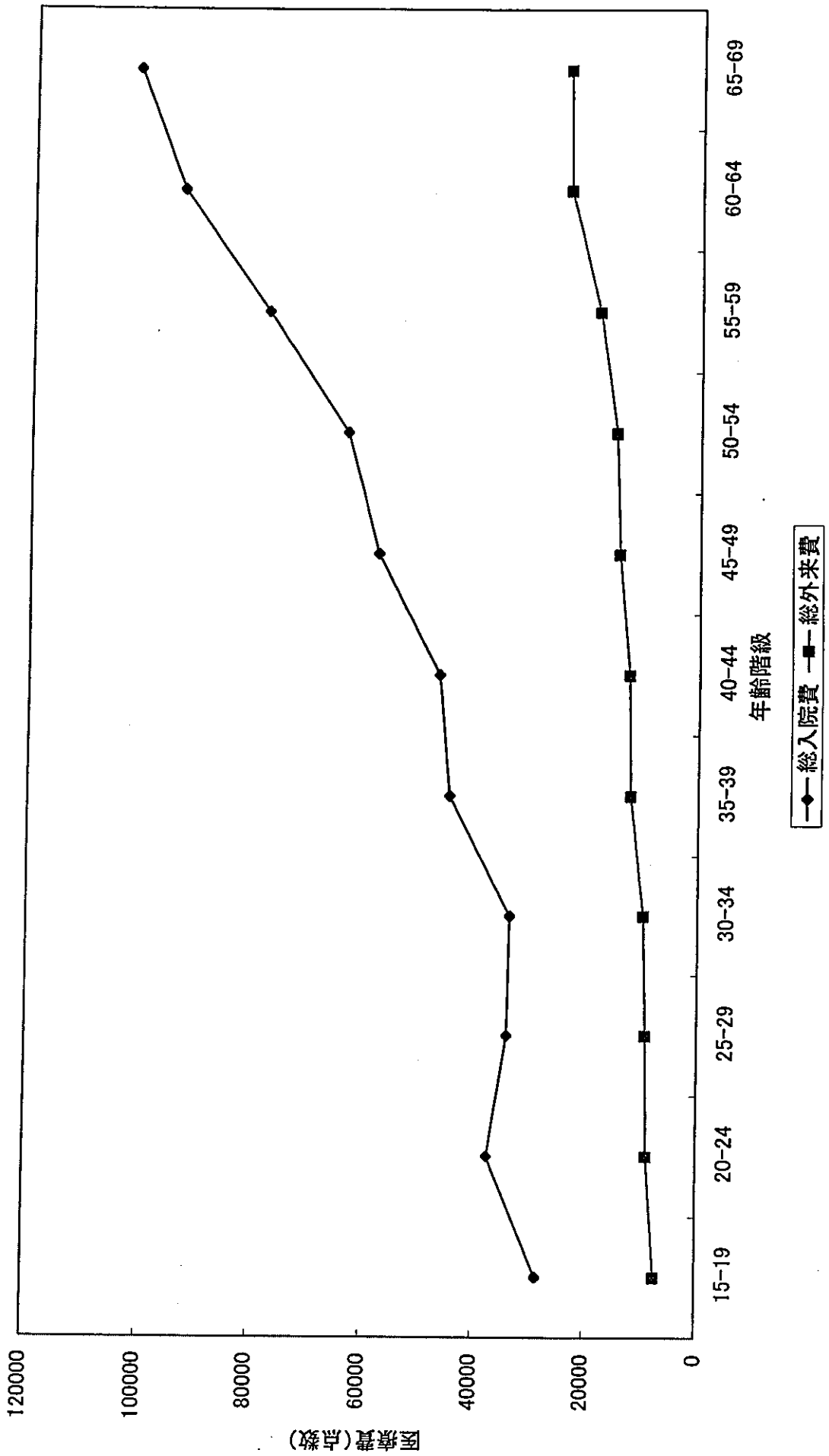


図3 開始時点別エピソードあたり日数

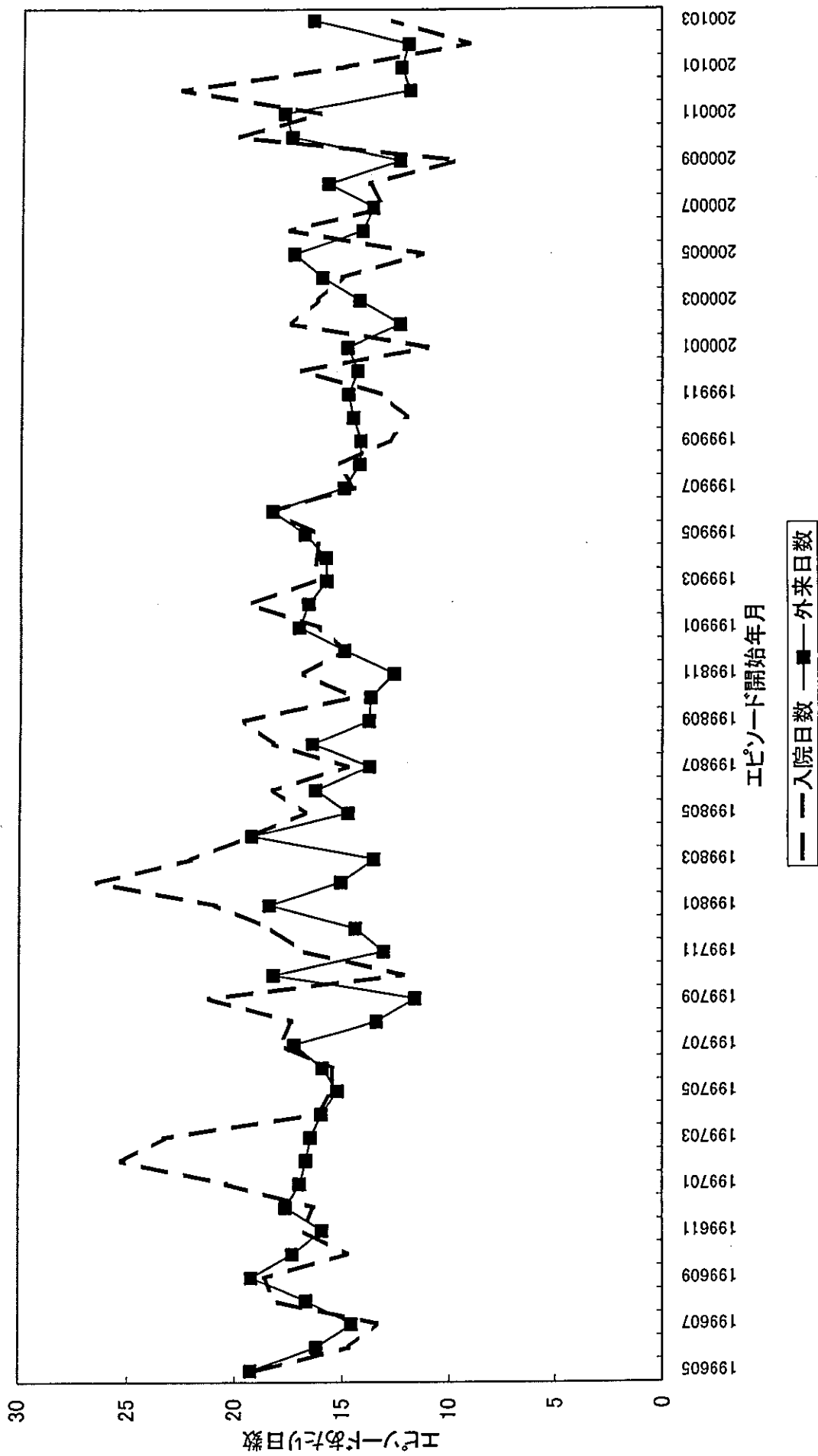


図4

図4 開始時点別エピソードあたり総医療費及び入院医療費比率

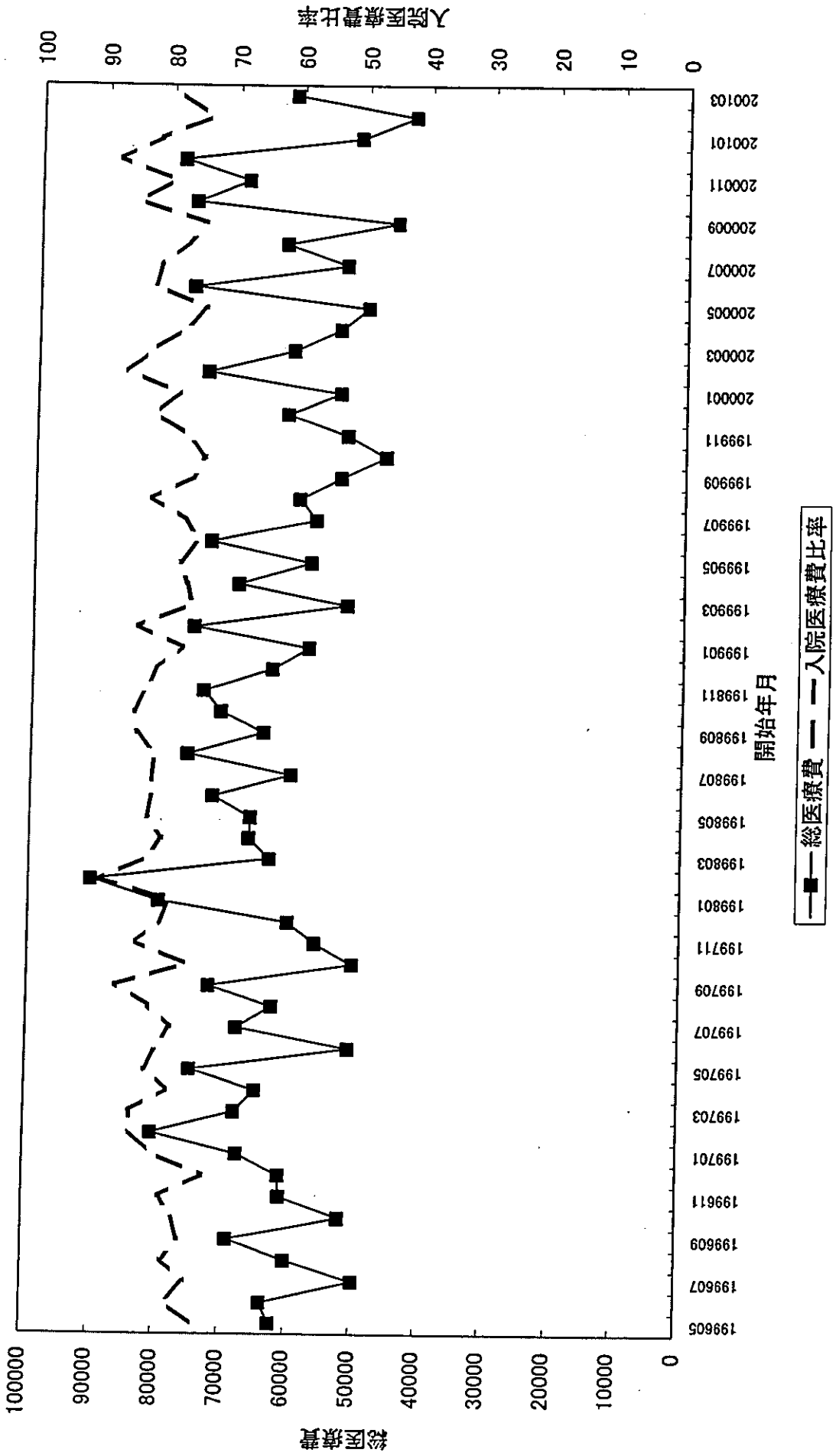




表4 推定結果表

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	3.630	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 I ダミー	1.966	2.030	0.042	4.228	3.620	0.000
X II ダミー	-0.973	-0.920	0.359	3.518	2.610	0.009
X III ダミー	2.456	2.140	0.032	11.415	7.690	0.000
X IV ダミー	-2.125	-2.470	0.014	1.486	1.350	0.178
X V ダミー	0.545	0.590	0.556	1.613	1.360	0.174
X VI ダミー	-1.501	-0.550	0.583	2.092	0.690	0.493
X VII ダミー	1.265	0.340	0.736	-0.745	-0.180	0.858
X VIII ダミー	-0.800	-0.610	0.540	1.326	0.850	0.397
X IX 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		

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		+

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

「生活習慣と健康、医療消費に関するミクロ計量分析」

（分担）研究報告書

平成 14 年診療報酬マイナス改定は機能したのか？

：整形外科レセプトデータを利用した医師誘発需要の検証一

鈴木亘 東京学芸大学教育学部

#### 研究要旨

本研究は、平成 14 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、本稿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 月には前年の水準まで回復していることが分かった。また、医療機関別にみると、民間病院は改定当初から全く医療費が変わっておらず、翌年 1-3 月には改定前よりもむしろ高い水準になっている。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。

#### A.研究目的

現在、医療費抑制の有力な手段として、診療報酬の政策的引き下げが実施されているが、もし、医師誘発需要が存在して、診療報酬引き下げの効果を相殺するのであれば、医療費抑制の効果が薄まるか、もしくは全く存在しないことになる。本研究は、平成 14 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。

#### B.研究方法

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、本稿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。具体的には、医師誘発需要を表す変数として整形外科の 1 日当たり 1 人あたりの医療費を取り出し、様々な属性変数で回帰分析を行った。

#### C.研究結果

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 月には前年の水準まで回復していることが分かった。また、医療機

関別にみると、民間病院は改定当初から全く医療費が変わっておらず、翌年1-3月には改定前よりもむしろ高い水準になっている。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とがわかった。

#### D.考察

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。また、想定される半ドンである①診療報酬単価が下がったために患者の需要が増加した為とする見方、②重傷度の変化とする見方、③その他の制度的要因とする見方も検討したが、いずれも支持されない。

#### E.結論

これらの結果から言えることは、診療報酬引き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ということである。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」の実行性を考える上でも重要な教訓である。もし、今後、診療報酬の引き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き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DRG・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。

#### F.研究発表

(財)医療科学研究所・医療経済研究会(平

成14年10月)、一橋大学世代間利害調整プロジェクト九州大学コンファレンス(平成14年7月)

G.知的所有権の取得状況  
特になし。

資料 鈴木 亘 (東京学芸大学)

「平成 14 年診療報酬マイナス改定は機能したのか？」

: 整形外科レセプトデータを利用した医師誘発需要の検証」

## 平成14年診療報酬マイナス改定は機能したのか？ ：整形外科レセプトデータを利用した医師誘発需要の検証<sup>1</sup>

### 1.はじめに

高齢化による医療費負担増と各医療保険の財政危機に対処するため、近年、わが国では矢継ぎ早な医療制度改革が実施されている。こうした中、平成14年の改正では患者・保険者・医師が同等に負担を背負う「三方一両損」として、これまでいわば不可侵の領域であった診療報酬が大幅に引き下げられ、大きな波紋を呼んだことは記憶に新しい。平成14年の診療報酬改定は、薬剤や医療材料価格が-1.4%、それを除く診療報酬本体が-1.3%の合計-2.7%の引き下げとなったが、本体部分が引き下げられたのは初めての出来事であり<sup>2</sup>、医師会や医療機関サイドからは経営悪化を招くとして強い反発があった。実際、日本医師会が改定直後の平成14年7月に実施した緊急レセプト調査(鈴木(2002))では、医療費は診療報酬改定率の2.7%を超えて4%近く低下しており、医療機関経営への影響が甚大であったと結論付けている。また、診療科別にはよく知られているように整形外科がもっとも大きな影響を受けており、この調査によれば、外来の一日あたり点数低下は-7.03%と突出している。

しかしながら、この診療報酬引き下げが最終的に有効に機能し、持続的に医療費の抑制を行ったのかどうかについては、それを疑問視する見方もある(鈴木・鈴木・八代(2003))。すなわち、これまで数多くの先行研究が検証してきたように、もし医師誘発需要が存在するのであれば、医療機関は診療報酬引き下げに対してそれを相殺するような誘発を行っている可能性があるからである。もしこの医師誘発需要の効果が大きく、診療報酬引き下げの効果を相殺してしまうということであれば、単純な診療報酬改定という改革手段は再考せざるを得ないであろう。また、経済財政諮問会議や2002年における医療制度改革でも議論された「老人医療費の伸び率管理制度」についても、実効性という点から再考を迫られることになる。その意味で、14年のマイナス改定の評価は、今後の医療制度改革にとって非常に重要な知見を有していると考えられる。

しかしながら、公表されているマクロデータを用いた分析では、同時期に行われた患者側の自己負担増の影響などが含まれてしまい識別不可能であるため、診療報酬改定の純粋な効果をみるのが難しく、現在までその評価が行われていないのが現状である。そこで本稿は、富山県国保連合会の協力により得られたレセプトデータを用いることにより、同時期に起きた様々な改革の影響を排除して、診療報酬引き下げの効果を評価することにする。具体的には、診療報酬引き下げ幅がもっとも大きかった整形外科の外来レセプトを抽出して検討を行

<sup>1</sup> 本稿の作成に当って、一橋大学佐藤主光氏から2度にわたる一橋大学世代間利害調整プロジェクトコンファレンスにおいて非常に有益なコメントをいただいた。また、日本福祉大学二木立氏、上智大学青木研氏、国立保健医療科学院岡本悦志氏のコメントも有益であった。さらに、(財)医療科学研究所の医療経済研究会、上智大学経済学部セミナー、政策研究大学院大学ポリシーモデリングワークショップの参加者からも多くの助言を賜った。感謝申し上げたい。

<sup>2</sup> 診療報酬のマイナス改定はこれまで2回あり、1984年度には2.3% (薬価など5.1%減、診療報酬本体2.8%増)、98年度は1.3% (薬価など2.8%減、本体1.5%増) それぞれ引き下げられたが、これは薬剤や医療材料の大幅な引き下げによるもので、診療報酬本体が引き下げられるのは初めてのことである。

う。以下、本稿の構成は次の通りである。2 節は、医師誘発需要の先行研究について、特に最近海外で増えている診療費支払いの変化に対する実証研究を中心にまとめる。3 節は本稿で用いるデータをまとめ、5 節で実証モデルおよび実証結果を示す。6 節は結語である。

## 2. 先行研究

医師誘発需要は医療経済学における中心テーマの一つであり、その先行研究は内外を問わず、特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>3</sup>が存在するので、それらに任を譲るとして、本稿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。

もともと、Evans(1974)や Fuchs(1978)らにより医師誘発需要 (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)と医療費の間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い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、医師誘発需要を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 2SLS や操作変数法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 の分析により、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、2SLS 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、もう一つの大きな問題は、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、医師誘発需要を検証されやすい(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難しいのに対し、診療報酬支払い制度の変更や、それ以外の外生的な医師所得減少のショックを Natural Experiment として、医師誘発需要を検証する第二のアプローチが最近は増えている。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。例えば、Gruber and Owings(1996)は、地域の出生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な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 としてもっとも多いのは、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

<sup>3</sup> 例えば現時点でもっと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。

適正化が Medicare と 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、Nguyan and Derrick(1997)は Medicare における 1990 年の支払単価引き下げの効果を調べ、1%の支払単価の低下が 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 Medicare における医師への 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 fee control の効果を調べた Rochaix(1993)、イギリスにおける夜間診療 fee 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(1998)、泉田ほか(1999)、岸田(2001)、山田武(1994)、山田武(2002)など数多くの分析結果があるが、それらは全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、全ての研究で医師誘発需要を指示する結果となっている。それに対して、本稿は、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採ることに特徴がある。

#### 4. データ

本稿で用いるデータは、富山県国保連合会の協力により作成された 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他、医療機関や疾病名(疾病コード)、診療科などの所属性がわかる。

さて、本稿では診療報酬改定の効果が著しかった整形外科に掛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 月及び 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、その中から、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 ヶ月分の A データには、全て 5 月時点の B データの同一情報が入ることになる。さて、B データでは同一個人が複数の診療科に掛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、複数の診療科に掛かっている人の 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。したがって、複数の診療科に掛かっている患者のサンプルを落とし、整形外科のみに掛かっている患者を選ぶことにした。また、2001 年から 2002 年に掛けて老健移行によって診療行動が変わると考えられえる 2001 年の 69 歳層はデータから除外した。また、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 85,296 サンプルであり、推定に用いる主な変数の記述統計は、表 1 の通りである。



表1 記述統計

	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)	59317	8.622041	0.7325946	5.622813	12.21419
性別(男=1)	85296	0.3818233	0.4858364	0	1
年齢	85296	65.31035	17.23185	3	99
炎症性多発性関節障害(1301)	85296	0.0537423	0.2255097	0	1
関節症(1302)	85296	0.160242	0.3668325	0	1
脊椎障害(1303)	85296	0.0994654	0.2992876	0	1
椎間板障害(1304)	85296	0.0402364	0.1965142	0	1
腰痛症及び坐骨神経痛(1306)	85296	0.0362971	0.1870296	0	1
その他脊柱障害(1307)	85296	0.030529	0.1720387	0	1
肩の障害(1308)	85296	0.0284187	0.1661667	0	1
骨の密度及び構造の障害(1309)	85296	0.0730163	0.2601648	0	1
その他筋骨格系及び結合組織の疾患(1310)	85296	0.0538829	0.2257879	0	1
骨折(1901)	85296	0.0839899	0.2773742	0	1
その他の損傷及びその他の外因の影響(1905)	85296	0.0763928	0.2656271	0	1
その他内分泌、栄養及び代謝疾患(0403)	85296	0.0223692	0.1478818	0	1
高血圧性疾患(0901)	85296	0.0944007	0.2923871	0	1
脳梗塞(0906)	85296	0.0135059	0.1154281	0	1
市町村1	85296	0.2628025	0.4401586	0	1
市町村2	85296	0.1298537	0.3381444	0	1
市町村3	85296	0.0133652	0.1148336	0	1
市町村4	85296	0.0889139	0.2848211	0	1
市町村5	85296	0.051632	0.2212842	0	1
市町村6	85296	0.0263084	0.1600517	0	1
市町村7	85296	0.0562746	0.2304526	0	1
市町村8	85296	0.0322172	0.1765776	0	1
市町村9	85296	0.06148	0.2402101	0	1
市町村10	85296	0.013928	0.1171928	0	1
市町村11	85296	0.0033765	0.0580096	0	1
市町村12	85296	0.0011255	0.0335297	0	1
市町村13	85296	0.0230726	0.150135	0	1
市町村14	85296	0.0223692	0.1478818	0	1
市町村15	85296	0.0088833	0.0937273	0	1
市町村16	85296	0.023776	0.1523518	0	1
市町村17	85296	0.0196961	0.1389547	0	1
市町村18	85296	0.0209623	0.1432589	0	1
市町村19	85296	0.0413618	0.1991269	0	1
市町村20	85296	0.0016882	0.0410537	0	1
市町村21	85296	0.0011255	0.0335297	0	1
市町村22	85296	0.0285594	0.1685655	0	1
市町村23	85296	0.007175	0.0844015	0	1
市町村24	85296	0.0015476	0.0393087	0	1
市町村25	85296	0.0042206	0.0648293	0	1
市町村26	85296	0.004502	0.0669459	0	1
市町村27	85296	0.0015478	0.0393087	0	1
市町村28	85296	0.0005627	0.0237157	0	1
市町村29	85296	0.0009848	0.0313663	0	1
市町村30	85296	0.0070343	0.0835759	0	1
市町村31	85296	0.0074564	0.0860283	0	1
市町村32	85296	0.0008441	0.0290416	0	1
市町村33	85296	0.012099	0.1093268	0	1
市町村34	85296	0.0129432	0.11303	0	1
市町村35	85296	0.0063309	0.0793151	0	1
診療所	85296	0.5524761	0.4972416	0	1
公立病院	85296	0.2307259	0.4212998	0	1
民間病院	85296	0.2148877	0.4106079	0	1
2002年4月	85296	0.0410922	0.1985046	0	1
2002年5月	85296	0.0410922	0.1985046	0	1
2002年6月	85296	0.0410922	0.1985046	0	1
2002年7月	85296	0.0410922	0.1985046	0	1
2002年8月	85296	0.0410922	0.1985046	0	1
2002年9月	85296	0.0410922	0.1985046	0	1
2002年10月	85296	0.0410922	0.1985046	0	1
2002年11月	85296	0.0410922	0.1985046	0	1
2002年12月	85296	0.0410922	0.1985046	0	1
2003年1月	85296	0.0410922	0.1985046	0	1
2003年2月	85296	0.0410922	0.1985046	0	1
2003年3月	85296	0.0410922	0.1985046	0	1
整形外科密度	85296	0.0937504	0.0519717	0.02947	0.26087
高密度	85296	0.342009	0.4743854	0	1
月トレンド	85296	48.41728	6.921733	37	60

注) 整形外科密度は、市町村内の整形外科を持つ医療機関数/整形外科に掛かる患者数。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足したもの。民間病院は、医療法人病院、その他法人病院、個人病院を足したもの。公立病院は、大学病院、国立病院、官公立病院を足したもの。疾病ダミーの()内は、社会保障番号用疾病分類コード。

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様々な変数が考えられるが、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日あたりの医療費」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、医師誘発需要が現れるとすれば「1日あたりの外来医療費」に現れると考えられる。作成された個人の 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、グラフ1-3である。まず、グラフ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無

いことがわかる。また、グラフ 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、予想通り、患者行動に大きな変化はなかったものと考えられる。

図 1 受診確率の推移

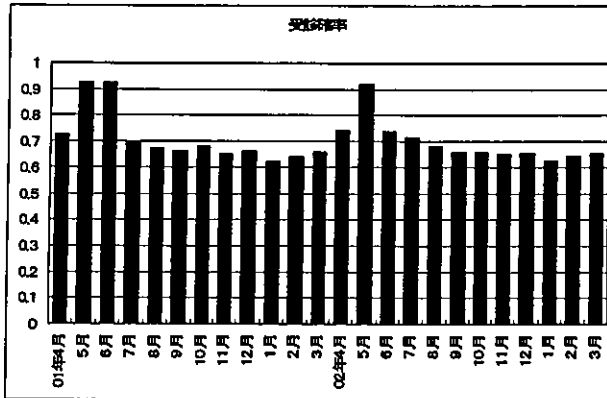


図 2 月別外来日数の推移

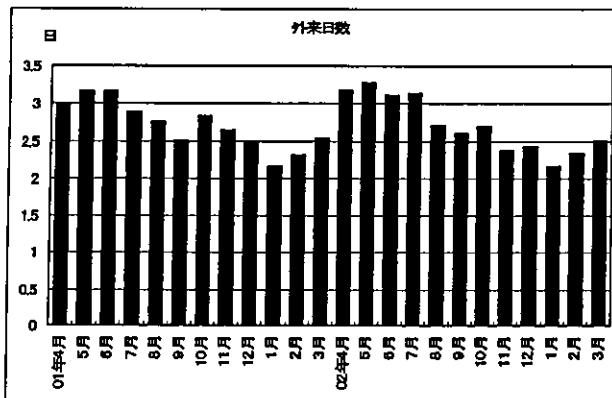
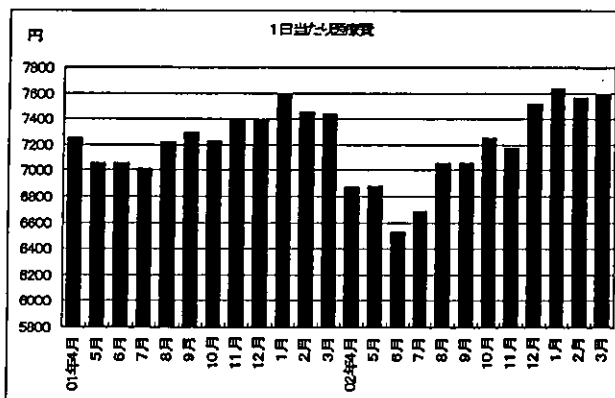


図 3 患者 1 日当たり医療費



一方、グラフ 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日当たり医療費は上昇し、2003年1月-3月には前年の同時期よりも返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年のデータに見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。個票データを用いて様々な属性をコントロールした上で、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次節以降でチェックすることにする。

## 5. 実証モデルと推定結果

医師誘発需要を捕らえる推定モデルとして、次のような3パートの医療需要関数を考える。

$$P_{i,t}^* = \beta_0 + \sum_j \beta_j X_{j,i,t} + \sum_m \beta_m M_{m,i,t} + \sum_t \beta_t T_{t,i} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

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

$$\log(V_{i,t}) = \beta_0 + \sum_j \beta_j X_{j,i,t} + \sum_m \beta_m M_{m,i,t} + \sum_t \beta_t T_{t,i} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\log(Y_{i,t}) = \beta_0 + \sum_j \beta_j X_{j,i,t} + \sum_m \beta_m M_{m,i,t} + \sum_t \beta_t T_{t,i} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

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。 $M_{m,i}$  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ヶ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Random Effect Model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ゆき、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ことが考えられる。また、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。

## 6. 推定結果

前節の推定式(1)から(3)の推定結果を示したものが、表2である。

表2 推定結果1

性別	(1)		(2)		(3)	
	外来受診確率		log(通院日数)		log(1日当たり外来医療費)	
	Random Effect Probit		Random Effect GLS		Random Effect GLS	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	-0.0924216 ***	0.010121	-0.0078179	0.0159413	-0.0813355 ***	0.0136287
炎症性多発性関節障害(1301)	0.0097144 ***	0.0002954	0.008442 ***	0.0004879	0.0017772 ***	0.000417
関節症(1302)	0.2223464 ***	0.0245167	-0.1703119 ***	0.0302097	0.0885622 ***	0.0259951
脊椎障害(1303)	0.1381799 ***	0.0179185	-0.0001572	0.022718	-0.0883917 ***	0.0195353
椎間板障害(1304)	0.0626113 ***	0.0198722	0.0305821	0.0231332	-0.1447642 ***	0.019926
腰痛症及び坐骨神経痛(1306)	-0.0729173 ***	0.0262972	0.0402292	0.0353844	-0.1643128 ***	0.0304002
その他脊椎障害(1307)	0.0167209	0.0278982	0.1292141 ***	0.0321948	-0.1509149 ***	0.0277381
肩の障害(1308)	0.099825 ***	0.0300517	-0.0332205	0.0342417	0.044056	0.0295047
骨の密度及び構造の障害(1309)	-0.1020752 ***	0.0298668	-0.0423257	0.0382575	-0.0828348 **	0.0329081
その他筋骨格系及び結合組織の疾患(1310)	0.3135872 ***	0.0238075	0.0562457 **	0.0261835	-0.1091524 ***	0.0225528
骨折(1901)	-0.3341388 ***	0.0234258	-0.1291764 ***	0.030794	-0.1285032 ***	0.0264909
その他の損傷及びその他の外因の影響(1905)	-0.4403167 ***	0.0202888	0.0198931	0.0284242	-0.1239911 ***	0.0244168
その他の内分泌、栄養及び代謝疾患(0403)	-0.548088 ***	0.0211879	-0.1077854 ***	0.0313975	-0.0830407 ***	0.0269352
高血圧性疾患(0901)	0.7986584 ***	0.0424853	-0.0184636	0.0358341	0.1116599 ***	0.0309213
脳梗塞(0908)	0.8557968 ***	0.0243709	-0.0557962 **	0.0239955	0.1289829 ***	0.0206684
市町村2	-0.011272	0.0422167	0.0918009 **	0.0445572	0.0633102	0.038491
市町村3	-0.0324722 **	0.0181599	-0.0380247	0.0288766	-0.0218021	0.0229515
市町村4	0.1069309 **	0.0428968	0.1271527 *	0.069112	-0.0699223	0.0589925
市町村5	0.072409 ***	0.0193896	-0.1988473 ***	0.0311407	0.153891 ***	0.0265881
市町村6	0.0049974	0.0233687	-0.0266106	0.0389049	0.057049 *	0.0332282
市町村7	0.111571 ***	0.0315497	-0.0866425 *	0.0501677	0.1249714 ***	0.0428256
市町村8	0.0398578 *	0.0239917	-0.0674382 *	0.0389918	-0.0066943	0.033292
市町村9	0.0997098 **	0.0284238	-0.1484744 ***	0.0451748	0.0254183	0.0385585
市町村10	0.2257864 ***	0.0249783	-0.1030794 **	0.0400978	0.158305 ***	0.0342473
市町村11	0.0809712 *	0.0430091	-0.0838124	0.0892097	0.1114888 *	0.0590694
市町村12	-0.1475473 *	0.0782702	-0.2256608 *	0.1320483	0.1537965	0.112777
市町村13	0.3529434 **	0.1615954	-0.5477549 **	0.2262389	0.0842876	0.1930581
市町村14	-0.0666397 **	0.0318878	-0.2239939 ***	0.05283	0.0387409	0.0449383
市町村15	-0.2219948 ***	0.0316579	-0.184226 ***	0.0535388	0.0797313 *	0.0457164
市町村16	-0.1399388 ***	0.0521051	0.034471	0.0886507	0.0490639	0.0756793
市町村17	0.227662 ***	0.0334701	-0.0249828	0.0543155	-0.0027424	0.0463614
市町村18	0.0529034	0.0358749	0.0367188	0.0590578	0.0625095	0.0504077
市町村19	0.1286119 ***	0.0350563	-0.2299379 ***	0.0576378	0.2006167 ***	0.048215
市町村20	0.1837886 ***	0.026104	-0.1039455 **	0.0423667	0.1328924 ***	0.0381805
市町村21	-0.2847581 **	0.1107425	-0.2608134	0.1903866	0.2709639 *	0.1828877
市町村22	-0.6288625 ***	0.1334752	0.1061543	0.2371211	-0.0891332	0.2026006
市町村23	-0.0418527	0.0299301	-0.2583879 ***	0.0492914	0.2236634 ***	0.0420788
市町村24	0.2750039 ***	0.0587111	-0.1606609 *	0.096771	0.1010401	0.0825782
市町村25	0.1165967	0.1195671	-0.0174715	0.180847	0.2532761	0.1543548
市町村26	-0.1072843	0.0761757	-0.2331825 **	0.1161143	0.0714172	0.0591016
市町村27	0.4256006 ***	0.0776375	-0.3788134 ***	0.1124944	0.4322702 ***	0.0959984
市町村28	0.0649859	0.1221086	-0.4397471 **	0.1985395	0.6378485 ***	0.1694086
市町村29	-0.0888883	0.1877754	-0.3643121	0.3037385	0.4771133 *	0.2593028
市町村30	0.0200745	0.1507472	-0.4825095 *	0.2657747	0.5539899 **	0.2267782
市町村31	-0.1455146 ***	0.0555733	-0.1918562 **	0.0936079	0.0455354	0.0799272
市町村32	0.0744782	0.0555413	-0.188826 **	0.0901054	0.2608538 ***	0.0769243
市町村33	0.1871801	0.1672687	-0.2013163	0.2468104	0.1558584	0.2106901
市町村34	-0.0176429	0.0438899	-0.3208982 ***	0.0724456	0.2280697 ***	0.0618572
市町村35	-0.0243197	0.0422528	-0.2628973 ***	0.0692197	0.2390885 ***	0.0590962
診療所	0.211336 ***	0.0621338	0.0312976	0.0982725	0.09478	0.0838908
公立病院	0.6414321 ***	0.0994434	0.4571884 ***	0.1626984	-0.2130465	0.1389747
民間病院	0.6694215 ***	0.0996849	0.1793633	0.1630633	-0.0952014	0.1392859
季節調整ダミー(5月)	0.5481686 ***	0.0994163	0.2249561	0.1626539	0.0041147	0.1389367
季節調整ダミー(6月)	0.8694015 ***	0.0391904	-0.1159891 ***	0.0142137	-0.0229104 *	0.012338
季節調整ダミー(7月)	0.0278218	0.0329188	-0.0023675	0.0149783	-0.0815966 ***	0.0130023
季節調整ダミー(8月)	-0.0958104 ***	0.032575	-0.0130958	0.0151926	-0.0481521 ***	0.0131883
季節調整ダミー(9月)	-0.160843 ***	0.0324153	-0.024812	0.0153219	-0.0407829 ***	0.0133005
季節調整ダミー(10月)	-0.2003462 ***	0.03228	-0.0868399 ***	0.0154001	-0.0171296	0.0133684
季節調整ダミー(11月)	-0.1324897 ***	0.0324816	0.0132832	0.0152777	-0.0168892	0.0132621
季節調整ダミー(12月)	-0.2247032 ***	0.032275	-0.039675 **	0.0154566	-0.004462	0.0134715
季節調整ダミー(1月)	-0.1946541 ***	0.0323484	-0.0827989 ***	0.0153964	-0.0137259	0.0133652
季節調整ダミー(2月)	-0.3148648 ***	0.0320341	-0.1750954 ***	0.0156884	0.0223336	0.0136013
季節調整ダミー(3月)	-0.2826778 ***	0.0321344	-0.1365003 ***	0.0155427	0.001733	0.0134922
2002年4月	-0.2109293 ***	0.0322248	-0.0811333 ***	0.0154333	-0.0030133	0.0133972
2002年5月	0.0150972	0.0332811	0.0025519	0.0159798	-0.0497512 ***	0.0138642
2002年6月	-0.0342368	0.045038	-0.0271575 *	0.0145814	-0.040111 ***	0.0126458
2002年7月	-0.0288845	0.0333657	-0.0532939 ***	0.015932	-0.0418131 ***	0.0138231
2002年8月	0.0288348	0.0328018	-0.007835	0.0161819	-0.0513194 ***	0.0146041
2002年9月	-0.0080381	0.0323823	-0.0752256 ***	0.0184453	-0.0241662 *	0.0142701
2002年10月	-0.0419152	0.0320595	-0.0422297 **	0.0168506	-0.0376164 ***	0.0144485
2002年11月	-0.1084334 ***	0.0322844	-0.0896503 ***	0.018528	-0.0329392 **	0.014342
2002年12月	-0.0408921	0.0319531	-0.1311672 ***	0.0187331	-0.0512128 ***	0.0145202
2003年1月	-0.0554535 *	0.0321002	-0.0647436 ***	0.0186925	0.0012382	0.0144502
2003年2月	-0.0283002	0.0315252	-0.0729512 ***	0.0170832	-0.0234397	0.0148242
2003年3月	-0.0231249	0.0317153	-0.0666982 ***	0.0188887	-0.0188751	0.0146378
定数項	-0.0487588	0.0318723	-0.0671352 ***	0.0187087	-0.0185809	0.0144987
サンプル数	85296		58317		59317	
R-sq	0.1112		0.134		0.1289	
Wald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1%基準で有意であることを示す。

焦点である2002年4月から2003年3月のダミーの係数を見てみよう。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、大きな変化が無かったことが伺える。一方、月当りの外来通院日数は全ての月で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見られない。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