

の上位 20 位までの疾病である。この順位付けでは、「0901 高血圧性疾患」などの、重複確率は高くないが患者数の多い疾病が上位にあらわれている。上記の重複確率と点数重複割合の両方で上位 20 位以内の 10 疾病に、表 6 のる決定点数の合計の上位 20 位以内という条件を加えると、「0402 糖尿病」、「1010 喘息」、「1301 炎症性多発性関節障害」、および「1905 その他の損傷及びその他の外因の影響」の 4 疾病が残る。「糖尿病」と「炎症性多発性関節障害」が中高年から老年にかけての患者数が多い疾病であるのに対し、「喘息」と「その他の損傷及びその他の外因の影響」はより若い世代に患者数の多い疾病である。

重複確率と点数重複割合の上位 20 位以内で、決定点数が上位 21 位以下の疾病の中には、「0205 気管、気管支及び肺の悪性新生物」と「0206 乳房の悪性新生物」の癌が 2 つ含まれている。疾病「新生物」は、ICD-10 中分類 (119 分類) では、「0211 良性新生物及びその他の新生物」を含めて 11 に分類されている。これらを合計すれば決定点数でも上位 20 位以内となる。

### 3 重複受診・多受診の要因分析

重複受診・多受診の形態は、問題視されるべきものとそうでない場合とに分けられる。前者の例としては、

1. 診断に対する不信感に因る場合
2. セカンド・オピニオンを求めることに因る場合
3. いわゆるドクター・ショッピングに因る場合

などが考えられる。後者の例としては、

1. 合併症の治療等を含む場合
2. 紹介に因る場合
3. 救急の受診や旅行先等での受診を含む場合

などが考えられる。

使用するレセプト・データから得られる疾病についての情報は、平成 9 年 5 月の各レセプトについての主疾病のみである。診療科についての情報は利用できない。そのため、本来問題視されない合併症の治療のための多受診が重複受診に含まれることがある。また、もともと 1 つの疾病名しか割り当てられていない場合でも、症状や治療の内容が均質ではない。ただし、受診する診療科が同一の場合には、そうでない場合

と比べて、類似した症状に対しては同一の主疾病が割り当てられやすいことが期待できる。

他方、患者の立場からは、自覚症状から適切に受診すべき診療科を選択できないこともしばしばであろう。1件目の受診から得た情報と併せて判断した上で、2件目の受診(多受診、場合によっては重複受診を導く)では異なる診療科で受診することもあり得る。そのため、患者の意思としては重複受診であっても、別の疾病名が割り当てられて、結果として多受診となることもあろう。

以上のことから、分析の目的が重複受診であっても、多受診を分析するモデルを利用することが、ある程度は正当化されると思われる。したがって、以下では被保険者を観察単位とし、受診件数(レセプトの枚数)を被説明変数とする回帰モデルを使用する。

分析対象は平成9年5月の外来での受診とする。しかし、過去の受診歴、年間を通しての健康状態、入院・調剤等の受診行動を考慮するため、同月には受診していなくても、平成9年度内に受診のあるすべての被保険者のデータを用いる。説明変数としては、性別、平成9年度末日現在年齢、平成9年5月の外来受診の診療実日数、決定点数、および疾病分類、平成9年度1年間の入院、外来、調剤それぞれの診療実日数および決定点数(年平均1ヶ月あたりの値)を用いる。とくに年齢については、単純に多項式などで表現することが困難なため、5歳階級ごとのダミー変数として利用する。表7は推定結果の要約である(紙面の節約のため、疾病分類ごとのダミー変数の係数推定値は省略してある)。

被説明変数である平成9年5月の受診件数の増加要因は、次の通りである。

1. 同月入院外の診療実日数および決定点数の増加
2. 男性であるよりも女性であること
3. 年間平均1ヶ月あたり入院外の診療実日数・決定点数の減少
4. 年間平均1ヶ月あたり調剤の診療実日数の増加
5. 年間平均1ヶ月あたり入院の診療実日数の減少、決定点数の増加

1は当然の結果と言えるが、2については、図4,5,および6に示した重複受診確率の男女差とは逆の結果である。ここでの回帰分析が重複・非重複の選択ではなく多受診にかかわる受診件数の変動を説明するものであり、回帰分析により得られる係数は全体の相関ではなく偏相関にかかわる。したがって、逆の結果が得られることは、互いに矛盾するものではない。ここでの結果は、男女間で罹患率や機会費用などに相違のあることの現れであろう。女性よりも男性の方が勤めに出ている割合が高いことから、男性の方が受診の機会費用が高いと考えられるので、この結果は(単なる度数分布表

表 7: 推定結果 (被説明変数 外来受診件数)

	推定値	標準誤差	P 値	推定値	標準誤差	P 値	推定値	標準誤差	P 値
定数項	0.156767	0.002391	0.000	0.149414	0.002126	0.000	0.173273	0.002300	0.000
女性ダミー	0.061100	0.000973	0.000	0.049598	0.000954	0.000	0.051325	0.000955	0.000
年齢 05-09	-0.000430	0.002937	0.884	0.009538	0.002811	0.001	0.006581	0.002919	0.024
年齢 10-14	-0.026762	0.002804	0.000	-0.011532	0.002696	0.000	-0.019095	0.002794	0.000
年齢 15-19	-0.034452	0.002745	0.000	-0.042794	0.002546	0.000	-0.033453	0.002695	0.000
年齢 20-24	-0.057372	0.002780	0.000	-0.053910	0.002435	0.000	-0.051942	0.002678	0.000
年齢 25-29	-0.042125	0.002852	0.000	-0.040239	0.002432	0.000	-0.035385	0.002780	0.000
年齢 30-34	-0.023279	0.002972	0.000	-0.024527	0.002601	0.000	-0.013186	0.002942	0.000
年齢 35-39	-0.018175	0.002986	0.000	-0.012378	0.002786	0.000	-0.002002	0.002995	0.504
年齢 40-44	-0.007612	0.002953	0.010	-0.005001	0.002768	0.071	-0.005379	0.002902	0.064
年齢 45-49	0.027094	0.002819	0.000	0.022845	0.002584	0.000	0.021409	0.002742	0.000
年齢 50-54	0.078017	0.002963	0.000	0.058075	0.002654	0.000	0.061710	0.002881	0.000
年齢 55-59	0.127088	0.002938	0.000	0.092392	0.002639	0.000	0.095346	0.002857	0.000
年齢 60-64	0.199137	0.002769	0.000	0.153425	0.002543	0.000	0.147694	0.002667	0.000
年齢 65-69	0.274365	0.002794	0.000	0.223757	0.002693	0.000	0.229294	0.002677	0.000
年齢 70-74	0.286785	0.002989	0.000	0.232819	0.003029	0.000	0.226988	0.002822	0.000
年齢 75-79	0.356049	0.003425	0.000	0.278222	0.003653	0.000	0.247602	0.003260	0.000
年齢 80-84	0.327759	0.003810	0.000	0.267859	0.004057	0.000	0.221918	0.003666	0.000
年齢 85-89	0.269054	0.004398	0.000	0.234060	0.004850	0.000	0.184045	0.004248	0.000
年齢 90-94	0.194985	0.006120	0.000	0.194862	0.007126	0.000	0.145093	0.005703	0.000
年齢 95-99	0.129308	0.011097	0.000	0.153044	0.013536	0.000	0.094992	0.009861	0.000
診療実日数	0.125311	0.001019	0.000	0.139109	0.001089	0.000	0.091265	0.000577	0.000
決定点数	0.000071	0.000002	0.000	0.000071	0.000002	0.000	0.000068	0.000001	0.000
年平均日数入院	-0.013195	0.000215	0.000	-0.013404	0.000365	0.000	-0.013444	0.000247	0.000
年平均日数外来	-0.023508	0.001184	0.000	-0.013432	0.001245	0.000	-0.019396	0.000691	0.000
年平均日数調剤	0.205538	0.002656	0.000	0.157740	0.002833	0.000	0.129055	0.001594	0.000
年平均点数入院	0.000003	0.000000	0.000	0.000004	0.000000	0.000	0.000005	0.000000	0.000
年平均点数外来	-0.000025	0.000002	0.000	-0.000026	0.000002	0.000	-0.000012	0.000001	0.000
年平均点数調剤	-0.000024	0.000003	0.000	0.000002	0.000003	0.498	0.000024	0.000002	0.000
決定係数	0.5818			0.5794			0.5746		
被説明変数の分布									
0 件	723,064	(51.38)		680,648	(57.49)		790,752	(53.51)	
1 件	470,446	(33.43)		366,043	(30.92)		460,901	(31.19)	
2 件	154,883	(11.01)		105,431	(8.91)		164,422	(11.13)	
3 件	44,163	(3.14)		25,239	(2.13)		46,961	(3.18)	
4 件	11,344	(0.81)		5,221	(0.44)		11,373	(0.77)	
5 件以上	3,362	(0.24)		1,309	(0.11)		3,431	(0.23)	
合計	1,407,262	(100.00)		1,183,891	(100.00)		1,477,840	(100.00)	

への縮約からは得られないという意味で注目に値するが)直感的には理解しやすい結果である。

3については、次のような解釈が可能であろう。すなわち、3の変数を被保険者の受診習慣をあらわす代理変数と解釈する。あるいは、被保険者の健康状態の代理変数と解釈できるかもしれない。したがって、健康状態が恒常的に悪く、医療機関に頻繁に受診している被保険者ほど、多受診・重複受診をしない傾向にあると言える。ただし、4と併せて解釈すれば、経口糖尿病薬の規定量以上の処方を受けるための重複受診などのように、外来受診日数が少なく調剤日数が多いような場合も、このような結果の得られた理由と思われる。

5の入院の診療実日数の減少と決定点数の増加は、比率  $\text{決定点数} \div \text{診療実日数}$  の増加とほとんど同じことである。すなわち、いわゆる単価の高い入院を同年度内に経験している被保険者の方が、多くの医療機関に外来で受診していることをあらわす。

以上の結果は、疾病分類のダミーを定数項のかたちで説明変数として用いた場合の結果であるが、疾病分類のダミーを用いない場合にも一貫して同様の結果が得られた。ただし、疾病ごとに標本を分割して行った分析では、部分的には異なる傾向を示す変数もある。より詳細な要因分析のためには、疾病の差異を適切に制御する必要がある。また、極めて極端に消極的かつ悲観的な見方としては、診療実日数と決定点数は主に疾病の相違をあらわしており、多様な疾病での外来のデータをプールして使用するからこそ得られた結果とも言える。そのため、疾病ごとに分割した標本では結果が不安定になる。

しかし、本論文の分析対象を平成9年5月に限定せざるを得なかったことから分かるように、疾病分類コードを含めた電算化は、十分に整備されているとは言い難い。このような状況下で、どの被保険者に対して保健婦の訪問指導を行うべきかを保険者が判断する際の材料としては、疾病分類を十分には考慮しない分析にも、一定の価値があると言える。データの制約から、本来問題視されない紹介を経た重複受診を、紹介を経していないそれと区別できないままに分析しているが、この問題に対しても、同じことが言えよう。

加えて、疾病を持つ被保険者が医療機関に受診するか否かの判断は、被保険者間で相当程度に不均質であろうから、技術的な問題であるが、安易に標本の一部のみを抽出して分析をするのは危険を伴う。いわゆる標本選別の問題である<sup>3</sup>。

<sup>3</sup>ここでは平成9年5月に受診の無かった被保険者のデータも利用しているが、平成9年度1年間を通して1度も受診しなかった被保険者のデータは利用していない。その意味では、ここでの回帰分析にも標本選別の問題が生じている可能性は否定できない。年齢別、性別、保険者別の加入者数の情報が利用可能であれば、この種の問題について改善することが可能である。

## 4 結論

平成9年5月の1ヶ月間について入院外の重複受診・多受診の現状把握と要因分析を行い、他の月の受診行動、他の種別(入院, 調剤)の受診行動が無視できない要因であることが確かめられた。特に、調剤での実日数の多い被保険者ほど、高い単価の入院を経験していない被保険者ほど、重複受診・多受診を行う可能性が高いという結果が得られた。

重複受診・多受診の問題解消には、保健婦による訪問指導が効果のある方策のひとつである。多数の被保険者への継続的訪問指導が理想的ではあるが、少なくとも医療費増加の抑制策としては、費用対効果を考慮することが重要である。より詳細な分析を待つ必要のある暫定的な結果ではあるが、過去の外来の受診歴に注目するだけでなく、入院、調剤での受診歴を調査することにより、問題解消に効果をあげられることが期待される。

## 参考文献

- [1] Greene, W. H. (2000), *Econometric Analysis*, 4th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- [2] Härdle, W. (1990), *Applied Nonparametric Regression*. Cambridge, NY: Cambridge University Press.

厚生省厚生科学研究費補助金 (政策科学推進研究事業)  
「地域の医療供給と患者の受診行動に関する実証的研究」  
分担研究報告書

医師誘発需要の再検討

山田武 千葉商科大学商経学部

**研究要旨** 本研究の目的は国民健康保険の業務データからエピソードデータを作成し、そのデータセットを用いて医師誘発需要仮説について実証的に検討することにある。患者と医師の間での情報の非対称性を前提として、医師の機会主義的な行動は希少な医療資源を浪費し、患者の厚生を引き下げる。また、医療保険財政にも望ましくない影響をおよぼす。医師誘発需要の実証分析手法についてはさまざまな問題が指摘されている。本研究ではエピソードデータを採用することによって、医師の機会主義的な行動による真の医師誘発需要と、医師が増加することによって患者の機会費用が低下し受診件数が増加する見かけ上の医師誘発需要を分けて分析した。その結果、見かけ上の医師誘発需要が観察されると同時に、一般診療所の外来では真の医師誘発需要が観察された。

A. 研究目的

本研究の目的は国民健康保険のマイクロデータを使って、医師誘発需要仮説を計量経済学の手法を使って分析することにある。医師誘発需要仮説は医療経済学の分野ではきわめてポピュラーで長い間議論されてきた仮説である。患者と医師の間には診断や治療に関して情報の非対称性がある。仮に医師が所得の増加を望むのであれば、情報の非対称性を乱用することによって目的を実現することができる。医師や医療機関の増加はこのような傾向に拍車をかけると考えられてきた。このような医師の機会主義的な行動は、過剰な資源を浪費し、社会的厚生を引き下げることになる。しかし、医師誘発需要の実証分析には多くの困難がともなう。本研究ではそれらの問題のうち、アクセスの改善による見かけ上の医師誘発需要と患者が行政区画をまたいで受診するクロスボーダーを明示的に取り入れることにする。医療機関の増加は患者の選択肢を増やし、平均的には移動時間を削減することによって機会費用を低減させる。その結果、医師による真の医師誘発需要があるかどうかにかかわらず受診頻度が増加すると予想される。こ

れは患者の選択の結果であって、医師の裁量によるものではない。

B. 研究方法

医師が裁量を発揮できるのは治療が始まってからで、医療機関を訪問するかどうかは患者自身が決定する。受診を開始するかどうかの意思決定には、患者の健康状態にくわえて医療サービスを受診するための機会費用が影響する。したがって、医療機関が増加して機会費用が低下すると治療件数が増加すると予想される。一方、情報の非対称性のもとでは1件あたりの治療費の決定は事実上医師にゆだねられていて、患者の選択の余地はほとんどない。そこでは医師が裁量を働かすことが可能で、受診日数を延長させることも1受診日数あたりの治療費を引き上げることも可能だろう。本研究ではエピソードデータを使用して、患者がエピソード数を決定する第1段階と、医師が治療費を決定する第2段階にわけてそれぞれを推定した。一般に治療期間は複数の月にわたるために、1枚のレセプトは治療全体をカバーすることはできない。そのため、複数の月のレセプトをプールして使

用すると同じ治療に関する複数のレセプトを繰り返し使うことになる。それに対して、エピソードは治療の開始から終了までを含み、患者が開始した治療件数を正確に把握することができる。同様に治療費についてもより正確に把握することができる。

### C. 研究結果

分析対象は千葉県国民健康保険の加入者のうち、平成9年の5月から10月までに受診を開始し、3ヶ月以内で終了した外来のエピソードである。期間を限定したのは1年間分のレセプトからエピソードを発生しているために左打ちきりや、右打ちきりの影響を防ぐためである。また、推定方法には最小二乗法を採用した。推定結果は以下の通りである。まず、第1段階の見かけ上の医師誘発需要の推定では、同じ地域の医療機関（病院と診療所）の増加はエピソードを増加させる。その一方で、同じ2次医療圏の他の地域の病院の増加は地域をまたいだエピソードを増加させる。第1段階の意思決定は患者自身に任されているが、医療機関の増加によって機会費用が減少するために、患者の受診頻度が増加する見かけ上の医師誘発需要が観察された。

一方、第2段階の推定では一般診療所の1エピソードあたりの点数は医療機関の増加によって増加する。したがって、真の医師誘発需要が発生している。しかし、病院の場合には1エピソードあたりの点数は医療機関の増加によって減少する。点数の減少が競争の結果かそれとも医師誘発需要を含むのかは、この結果だけから判断することは出来ない。

### D. 考察

第1段階の結果から医療機関の増加は、医師の介入することが出来ない患者の選択に影響し、見かけ上の医師誘発需要が観察された。それと同時に第2段階では一般診療所については真の医師誘発需要が観察された。つまり、医療機関の増

加は見かけ上の医師誘発需要と、真の誘発需要の両方に影響していることになる。見かけ上の医師誘発需要は機会費用の逓減によって受診が増加しただけで、患者の厚生は増加する。その一方で、真の医師誘発需要は患者の厚生を引き下げる。つまり、医療機関の増加は社会的厚生に対して正負両面の影響を持っているということになる。医療費全体に対しては、医療機関の増加は患者の受診頻度を増やし、医師誘発需要の発生を通じて医療費を増加させる効果を持っている。もっとも、本研究では需要サイドの分析にとどまり、医療機関を外生変数と仮定している。医療サービス市場では医療機関は内生変数である。今回の研究から一般診療所の市場範囲は同じ市町村に限られるが、病院の市場範囲はそれよりも広いことが予想される。その結果、病院は同じ市町村の一般診療所と同じ2次医療圏の病院の両方と競争していると考えられる。今後は供給サイドの分析を併せて実施し、より詳細な分析を進める必要がある。

### E. 結論

本研究の目的は国民健康保険の業務データからエピソードデータを作成し、そのデータセットを用いて医師誘発需要仮説について検討した。エピソードデータを採用することによって、医師の機会主義的な行動による真の医師誘発需要と、医師が増加することによって患者の機会費用が低下し受診件数が増加する見かけ上の医師誘発需要を分けて分析した。その結果、見かけ上の医師誘発需要が観察されると同時に、一般診療所の外来では真の医師誘発需要が観察された。見かけ上の医師誘発需要も、真の医師誘発需要も医療費を押し上げる要因である。しかし、前者が患者の選択の結果であり、医療機関の増加が患者の厚生を高めるのに対して、後者は医師の裁量によって患者の厚生が引き下げられる。ただし、本研究では医療機関を外生変数としている。より堅牢な結論を導くためには医療機関を医療サービス市場の内生変数として分析を拡張

する必要がある。

**F. 研究発表**

無し

**G. 知的所有権の取得状況**

無し



## 医師誘発需要の再検討

2001年3月31日

千葉商科大学 商経学部助教授 山田武

### 1 はじめに

この論文の目的は国民健康保険のマイクロデータを使って、医師誘発需要仮説を検討することにある。医師誘発需要仮説は医療経済学の分野ではきわめてポピュラーで長い間議論されてきた仮説である。患者と医師の間には診断や治療に関して情報の非対称性がある。仮に医師が所得の増加を望むのであれば、情報の非対称性を乱用することによって目的を実現することができる。このような医師の機会主義的な行動は、過剰な資源を浪費に拍車をかけ、社会的厚生を引き下げることになる。

しかし、次の節で説明するように医師誘発需要の実証的な研究には多くの困難がともなう。この論文ではそれらの問題のうち、アクセスの改善による見かけ上の医師誘発需要と患者が行政区画をまたいで受診するクロスボーダーを明示的に取り入れることにする。(クロスボーダーのない閉じられた医療サービス市場での) 医師数の増加は患者の選択肢を増やし、平均的には移動時間を削減することによって機会費用を低減させる。その結果、医師による真の医師誘発需要があるかどうかにかかわらず受診回数が増加すると予想される。これは患者の選択の結果であって、医師の裁量によるものではない。これまでの国内の研究では市場単位として都道府県や市町村を単位として分析されることが多かった。都道府県の場合には国保中央会や診療報酬支払基金の集計データを利用することが可能である。市町村の場合では各国保の集計データの利用が可能で、2次医療圏に集計しなおすことも可能である。しかし、いずれの場合でも被保険者や被扶養者の居住地で集計することになってしまうため、異なる地域での受診も含まれることになる。

上にあげた問題はおもにレセプトを単位とした集計データを利用することによる。この論文では千葉県の国民健康保険の1年間分の支払業務データからエピソードデータを作成することによってこれらの問題をある程度克服することができる。

推定結果は以下の通りである。まず、第1段階の見かけ上の医師誘発需要の推定では、同じ地域の医療機関（病院と診療所）の増加はエピソードを増加させる。その一方で、地域をまたいだエピソードを減少させる。第1段階の意思決定は患者自身に任されているが、医療機関の増加によって機会費用が減少するために、患者の受診頻度が増加する見かけ上の医師誘発需要が観察された。

一方、第2段階の推定では一般診療所の1エピソードあたりの点数は医療機関の増加によって増加する。したがって、真の医師誘発需要が発生している。しかし、病院の場合には1エピソードあたりの点数は医療機関の増加によって減少する。点数の減少が競争の結果かそれとも医師誘発需要を含むのかは、この結果だけから判断することは出来ない。

以下の構成は次のとおり。まず、第2節では医師誘発需要について簡単に説明し、繰り返し指摘されてきた実証分析上のいくつかの問題点を取り上げる。第3節では見かけ上の医師誘発需要と真の医師誘発需要の区別を試みた Escarce のモデルについて、クロスボーダーの実態については第4節で説明する。第5節では推定結果を報告し、第6節で簡単に要約する。

## 2 医師誘発需要仮説の問題点

医師誘発需要仮説は Fuchs らによって定着しそれ以降さまざまな研究が報告されている。1970年代以降医療費の高騰は社会的な問題に発展し、医師誘発需要仮説は多くの研究者の関心を集めた。また近年では患者と医師の関係をプリンシパルエージェント関係としてとりあげゲーム理論的に分析されるようになった。特に出来高払を導入している先進国、米国や日本などで医師誘発需要は多くの関心を集めた。出来高払い制度のもとでは医師の供給したサービスの量に応じて報酬が支払われるため、医師誘発需要が発生する土壌が整っている。そのため、医師誘発需要が医療費高騰のひとつの原因として（実証分析に多くの問題が指摘されているにもかかわらず）認められてきた。英国ではNHSの一般医（General Practitioner）への支払は登録患者に応じた予算として支払われる。そこでは医師は予算ができるだけ多く残るように過少な医療サービスしか供給しないというモラルハザードが生じることが問題にある。また、米国のPPOではある疾病の治療に対する報酬が事前に決められているため、多くの利潤を上げるためにはサービスの量を制限する、あるいはサービスの質を落とすなどの問題が指摘されている。

医師が過剰なサービスを需要させることによって便益をえるという医師誘発需要仮説の実証分析としては Fuchs の提案した医療機関/人口比率を明示的に取り上げるモデルが頻繁に利用されてきた。

Fuchs によれば医師誘発需要仮説はつぎのように特定化される（図1）。

- 医療サービス市場の当初の均衡は需要曲線 D1 と供給曲線 S1 が交わる点 E1 である。
- 医師数が増加すると供給曲線が S1 から S2 へとシフトし、均衡は点 E2 に移動し価格が低下する。
- 医療サービスの需要の価格弾力性は 1 よりも小さいために、医療支出が減少する。また医師の平均的な所得も減少する。
- 医師は所得の低下を防ぐために、裁量を発揮して需要曲線を D1 から D2 へと右にシフトさせ、均衡は E3 へと移動する。
- 医師の所得は少なくとも均衡 E2 のときよりも増加する。

この一見単純な仮説の実証的な研究にはさまざまな困難がともなう。以下 4 点は医師誘発需要の実証分析にむけられた代表的な指摘である。

- 需要関数に医療機関/人口比率を含めるだけでなく、供給関数も同時に推定する必要がある。市場で観察される数量は均衡 E1 と均衡 E2 だけであるから、観察されたデータからえられる需要曲線（図 1 の D3）の傾きは本来の需要曲線の傾きとは一致しない。需要曲線だけを推定し、医療機関/人口比率のパラメタがプラスであってもそれが供給曲線のシフト（S1 から S2）によるものなのか、あるいは医師誘発需要によるもの（S1 から S2 と D1 から D2）であるかは識別することはできない。観察されたデータからえられる需要曲線が右上がりの場合（D4）には価格の上昇から医師誘発需要が発生していることだけは識別できるが、需要曲線の傾きや医師誘発需要の規模をしることはできない。したがって、需要関数だけを推定するのではなく、医療サービスの供給量（医師数）を決定する関数も同時に推定することが望ましい。
- 需要関数と供給関数を同時に推定するために操作変数法を使ったとしても、操作変数法が必ずしも最善の方法であるとは限らない。操作変数の選び方が結果に影響を与える可能性があるからである。たとえば Dranove らは出産数について医師誘発需要モデルを適用し、医療機関/人口比率が出産数に正の影響を与えることを見出した。この奇妙な結論は操作変数法適用の難しさを鮮やかに示している。
- 医療機関/人口比率は暗黙のうちに患者の流出や流入などのクロスボーダーのいないことを仮定しているが、実際には流入流出がある。その結果、正確な医療機関/人口比率を計算することができない。その集計されたデータには不適切なデータが含まれることになる。実際の分析では行政区画を市場にみたてて医療機関/人口比率を計算することが多い。しかし、行政区画が実際

の市場の範囲とは一致していないことも多い。たとえば、ほかの地域へのアクセスが容易な地域や、居住地とはことなる地域で働いている場合には、居住地と受診地域が一致ことは珍しくない。また、行政区画の境界線近くに居住している場合には行政区画をまたいで受診したほうが便利なこともあるだろう。その結果、患者の居住地でデータを集計した場合にはほかの地域に流出し受診したデータも含めて集計することになる。医療機関の所在地で集計した場合にはほかの地域から流入してきた受診についても集計される。したがって、患者の居住地で集計しても、あるいは医療機関の所在地で集計してもクロスボーダーの問題は解決されない。

- 医師数の増加は患者のアクセスコストを低下させ、患者は受診回数を増加させるという見かけ上の医師誘発需要も発生する。医師数の増加は患者にとっての選択の余地を増やし、さらに医療機関への平均的な移動時間を低下させる。その結果患者に医療サービスを受診するための必要な機会費用が低下して受診回数が増加する。図2で  $P1$  は医療サービス1単位需要することによって失う機会費用で、医療サービスそのものへの支出（一部負担） $P^*$  とそれ以外 ( $P1 - P^*$ ) から構成されている。 $P1 - P^*$  には移動のための費用や時間、医療機関での待ち時間などがふくまれる。医師数が増加すると移動のための平均的な費用や時間が減少すると考えられるから、機会費用は  $P1$  から  $P2$  へと低下する。この低下は医療サービスの価格の低下によるものではなく、移動費用や時間が節約されることによって生じる。しかし、図2からあきらかなように医師の増加によって患者の受診頻度は  $Q1$  から  $Q2$  まで増加し、医師誘発需要と同じような現象が観察されることになる。アクセスの改善による見かけ上の医師誘発需要は患者の選択によるものであり、機会費用の軽減を通じて消費者余剰が拡大する。これに対して医師の裁量による医師誘発需要は過剰な医療サービスが患者に押し付けられるために社会的な厚生を損ねることになる。両者はいずれも医療機関/人口比率の増加によってもたらされるものであるが、その含意はまったく異なる。したがって、両者の区別は特に重要である。また、わが国のように一部負担が低く抑えられている場合には、一部負担が機会費用全体に占める割合は小さく、一部負担以外が機会費用に占める割合が大きくなる。そのため、アクセスの改善による影響が大きく現れやすいと考えられる。

### 3 Escarce モデルの適用

2節であげた見かけ上の医師誘発需要と真の医師誘発需要を区別するために Escarce は次のようなモデルをつかって医師誘発需要仮説を検討した。ある患者の医療支出は次の式で表される。

患者の医療支出＝治療件数×1件あたりの治療費

医師が裁量を発揮できるのは治療が始まってからで、医療機関を訪問するかどうかは患者自身が決定する。上の式では治療件数は患者自身が決定し、医師が介入することはできない。受診を開始するかどうかの意思決定には、患者の健康状態にくわえて医療サービスを受診するための機会費用が影響する。したがって、医師数が増加して機会費用が低下すると治療件数が増加すると予想される。一方、情報の非対称性のもとでは1件あたりの治療費の決定は事実上医師にゆだねられていて、患者の選択の余地はほとんどない。そこでは医師が裁量を働かすことが可能で、受診日数を延長させることも1受診日数あたりの治療費を引き上げることも可能だろう。治療件数には医師は介入することができないため、かりに医師の増加が治療件数の増加に結びついているとすればそれは医師誘発需要ではなく機会費用の低減による見かけ上の医師誘発需要である。一方、1件あたりの医療費について医師は自由に決定することができる。医師の増加が1件あたりの治療費の増加に結びついているとすれば、医師の裁量による医師誘発需要の結果とみなすことができる。

Escarce は医師が介入することができない第1段階と、医師が裁量を働かせることができる第2段階にわけてそれぞれを推定することによって、見かけ上の医師誘発需要と医師の裁量による医師誘発需要の区別をこころみた。この論文でも Escarce のアイデアを踏襲し、患者の受診行動を2段階にわけて医師誘発需要を分析する。ただし、日本のレセプトを基本としたデータにこのモデルを援用するためにはいくつかの工夫が必要である。日本ではレセプトを単位としてさまざまな統計が公表されている。レセプトは医療機関から保険者への請求書である月の1日から月末までに実施された治療費の請求書である。治療は複数の月にわたることも珍しくないため1枚のレセプトは一般に治療全体を包括するものではない。たとえば、5月のレセプトを横断面的に集計した場合、治療を開始した月のレセプトも途中のレセプトも最終月のレセプトも含まれる。したがって、その時点での治療件数を計算することはできるが、1エピソード（治療の開始から終了まで）あたりの治療費を計算することができない。したがって、横断面的にエピソードの一部分だけを取り出したレセプトから平均点数を計算してもその評価は難しい。つまり Escarce モデルを適用するためだけでなく、通常一般に治療の単位として考えられているエピソードに対応していないため、横断面のレセプトを利用した分析には注意が必要である。

#### 4 エピソードデータ

エピソードとは治療の開始から終了までを含む治療の単位で、治療期間は複数の月にわたることもある。1年間分の国民健康保険の業務データからエピソードを作成し、治療件数と1件あたりの治療費

を計算した。20歳から69歳が対象となる年齢で、千葉県内の国民健康保険加入者の外来（歯科を除く）を対象レセプトとした。期間は1996年4月から1997年3月までである。ただし、千葉県のすべての市町村を対象としているわけではない。表1はエピソードの開始月ごとに、治療期間を集計したものである。ここで治療期間と治療を開始した月から治療を終了した月までを意味する。12か月分のレセプトからエピソードを作成するために対象期間前から治療が始まっている場合や、対象期間後まで治療が続く場合には打ち切りを含むエピソードにならざるをえない。たとえば、4月に開始されたエピソードがほかの月に比べて多いのは1996年3月以前に開始されたエピソードも含まれているからである。同様に1997年3月に開始したエピソードは形式的にすべて1ヶ月で終了しているが、これは翌月以降のデータがないためである。最初の月と最後の数ヶ月に始まったエピソードを除けば期間の分布は同じ特徴をもっている。つまり、1ヶ月で終了するエピソードが最も多く、期間が延びるとエピソードの頻度は急速に減少する。しかし中には治療期間の長い疾病も存在する。右打ち切りや左打ち切りの影響の少ないエピソードを抽出するためには長期間の治療期間を要する疾病（いわゆる慢性疾患）は好ましくない。そこで、左打ち切りの影響を考慮して1996年の4月を、右打ち切りの影響を考慮して1996年の11月以降を除き、1996年の5月から10月までの6ヶ月間に治療を開始した治療で3ヶ月以内に治療を終了したエピソードを分析の対象とした。これらのエピソードにはいわゆる急性疾患が多く含まれている。

## 5 クロスボーダー

この論文の対象は国民健康保険の加入者である。すでに見たように保険者単位つまり居住地で集計した場合にはほかの地域で受診した患者についても同一地域で受診したことになってしまう。また、医療機関の所在する行政区画単位で集計した場合にはほかの地域から流入してきた患者も含まれることにあり、どちらも市場の範囲と行政区画が一致しない。

表2は居住地を基準として受診した医療機関のある行政区画との関係をしらべている。全体をみると両者が一致している場合が最も多く、60.79% この論文で使用するマイクロデータは国民健康保険の支払い業務データであり、患者の居住している行政区画と受診した医療機関のある行政区画が一致しているかどうかを調べるのが可能である。そこで、患者の流入・流出についても推定式を導入する。

## 6 推定方法

まず、第1段階については各個人が同じ市町村で受診したエピソード数と同じ2次医療圏だが異なる市町村で受診したエピソード数を被説明変数として、医療機関/人口比率や、個人の属性などが与える影響についてそれぞれ分析する。つぎに、第2段階では診療所・病院の点数を被説明変数として、医療機関/人口比率や疾病の種類、医療機関の属性などが与える影響について分析する。第1段階・第2段階ともに最小二乗法を適用する。ただし、不均一分散を考慮するため、 $t$ 値はロバスト推定量を計算する。推定結果での $t$ 値はすべてロバスト推定量である。

## 7 推定結果

表3-1と表3-2は第1段階の推定結果である。推定式の中には積の項が含まれているため、医療機関/人口比率のパラメタの評価には若干の計算が必要である。表4-1と表4-2は本研究のもっとも関心のある居住している地域での医療機関/人口比率の効果の合計を、サンプルの平均値で評価したものである。表4-1より人口1000人あたりの診療所が1増加すると、同じ地域での受診が平均的にはおよそ0.4エピソード、あるいは病院が1増加すると0.8エピソード増加することがわかる。居住地域の医療機関数の増加は、エピソード数を増加させる。これは患者の選択によるものであり、医師の裁量によるものではないという意味で、見かけ上の医師誘発需要が発生しているその一方で、表4-2では同じ地域の医療機関数が増加すると、同じ2次医療圏であってもことなる市町村での受診が減少する。これは一般診療所では0.4エピソード、病院では0.7エピソードである。患者は境界線をまたいで受診するものの、ほかの地域での受診は地元の医療機関が多ければ減少することがわかる。

同じ地域でのエピソードも隣接する地域でのエピソードも、その地域の医療機関/人口比率に依存する。つまり、医療機関数が多くアクセスが便利な場所を選んでいることを示している。しかし、他の条件を一定とすれば医療機関/人口比率の増加は受診エピソード数を増加させる。

ただし、同じ2次医療圏の異なる自治体の病院/人口比率の増加は、居住地域での受診回数を増加させる(表3-1)。反対に同じ2次医療圏の異なる自治体の病院/人口比率の増加は、隣接する地域での受診回数を減少させる(表3-2)。通常は反対の結果が期待される。このような結果になった背景には、病院が2次医療圏をふくむ市場を対象としているために、1自治体と2次医療圏の残りの地域で補完的な関係にあることなどが考えられる。表3-1と表3-2はこれ以外にも興味深い結果を示している。たとえば、長期にわたるエピソードをかけている場合には短期のエピソードが減少する。この結果は、レセプトやエピソードの作成方法に関係していると考えられる。レセプトは疾病ごとに作成されるわ

けではなく、各医療機関での1ヶ月間の治療に対する報酬請求書である。したがって、慢性疾患の治療の途中で急性疾患が発生しても、区別することは困難である。その結果慢性疾患のエピソードの中に、急性疾患のエピソードが隠れてしまう可能性もある。推定結果からは、慢性疾患が多いほど急性疾患が減少しているが、データの性質に依存した結果である可能性が高い。

また年齢階級についてみると、30歳代・40歳代よりも50歳代・60歳代のエピソードが減少している。一般には、高齢になるほどエピソードも増加するように考えられるが、推計の結果からはすくなくとも急性疾患については50歳代・60歳代で減少する傾向が見られた。第2段階の推定結果のうち、エピソードあたりの点数については表5-1から表5-2、受診日数についての推定結果は表6-1と表6-2に示されている。表5-1は一般診療所のエピソードあたりの点数を被説明変数とした推定結果である。もっとも関心のある医療機関/人口比率の影響は、診療所についてはトータルで157、病院については522である。つまり、同じ地域で医療機関が増加すると、診療所の増加でも病院の増加でも診療所の供給する1エピソードあたりの点数が増加することが確認された。一方、表5-2は受診日数を被説明変数として推定した結果である。同じようにトータルの影響は診療所についてはおよそ1程度、病院についてはおよそ2.8である。つまり、同じ地域で医療機関が増加すると、診療所が供給する1エピソードあたりの日数も増加することが確認された。

治療の1単位をエピソードとカウントする場合には医療機関/人口比率の増加は、一般診療所の供給するサービスの価格を増加させる。同時に1エピソードあたりの受診日数も増加させるから1日あたりで見るとその効果はエピソードあたりの価格に現れたほどは大きくない。表6-1は病院のエピソードあたりの点数を被説明変数とした推定結果である。医療機関/人口比率の影響は、診療所についてはトータルで-332、病院については-3310である。つまり、同じ地域で医療機関が増加すると、診療所の増加でも病院の増加でも病院の供給する1エピソードあたりの点数が減少することが確認された。この傾向は病院が増加するとき、特に顕著にあらわれる。一方、表6-2は受診日数を被説明変数として推定した結果である。同じようにトータルの影響は診療所についてはおよそ-0.95程度、病院についてはおよそ-3.7である。つまり、同じ地域で医療機関が増加すると、病院が供給する1エピソードあたりの日数も増加することが確認された。

病院のエピソードに関する推定結果は、診療所の場合とはまったく反対である。診療所のエピソードは医療機関が増加すると、点数も日数も増加する。これに対して病院のエピソードは医療機関が増加すると、点数も日数も減少する。ただし、この結果は医療機関数を外生変数としているから、真の医師誘発需要を含んでいるかどうかは不明である。医療機関数を外生変数としていることとともに、病院の外来で供給されているサービスのバリエーションは診療所が供給するサービスよりも大きいことに



も注意すべきである。最近では外来で日帰り手術を実施する病院もあるため、十分に点数や日数をコントロールできない可能性もある。たとえば、病院数が限られている地域では1病院が広範なサービスを供給しているために高い点数や長い受診日数が観察されるのに対して、多くの病院が存在する地域では特殊なサービスを供給するのは一部の病院に限られ、残りの病院は比較的均質なサービスを提供しているとも考えられる。

## 8 まとめ

本研究は千葉県国民健康保険加入者のエピソードデータを使って、医師誘発需要の再検討を実施した。患者の選択に依存する第1段階と医師が裁量を働かせることが可能な第2段階に分けて推定した結果、第1段階の結果から医療機関の増加は、医師の介入することが出来ない患者の選択に影響し、見かけ上の医師誘発需要が観察された。それと同時に第2段階では一般診療所については真の医師誘発需要が観察された。つまり、医療機関の増加は見かけ上の医師誘発需要と、真の誘発需要の両方に影響していることになる。見かけ上の医師誘発需要は機会費用の逓減によって受診が増加しただけで、患者の厚生は増加する。その一方で、真の医師誘発需要は患者の厚生を引き下げる。つまり、医療機関の増加は社会的厚生に対して正負両面の影響を持っているということになる。医療費全体に対しては、医療機関の増加は患者の受診頻度を増やし、医師誘発需要の発生を通じて医療費を増加させる効果を持っている。もっとも、本研究では需要サイドの分析にとどまり、医療機関を外生変数と仮定している。医療サービス市場では医療機関は内生変数である。他の条件を一定とすれば医療機関/人口比率の増加は受診エピソード数を増加させる。しかし、一般診療所と病院、あるいは地域間での相関を考慮する必要がある。今回の研究から一般診療所の市場範囲は同じ市町村に限られるが、病院の市場範囲はそれよりも広いことが予想される。その結果、病院は同じ市町村の一般診療所と同じ2次医療圏の病院の両方と競争していると考えられる。今後は供給サイドの分析を併せて実施し、より詳細な分析を進める必要がある。

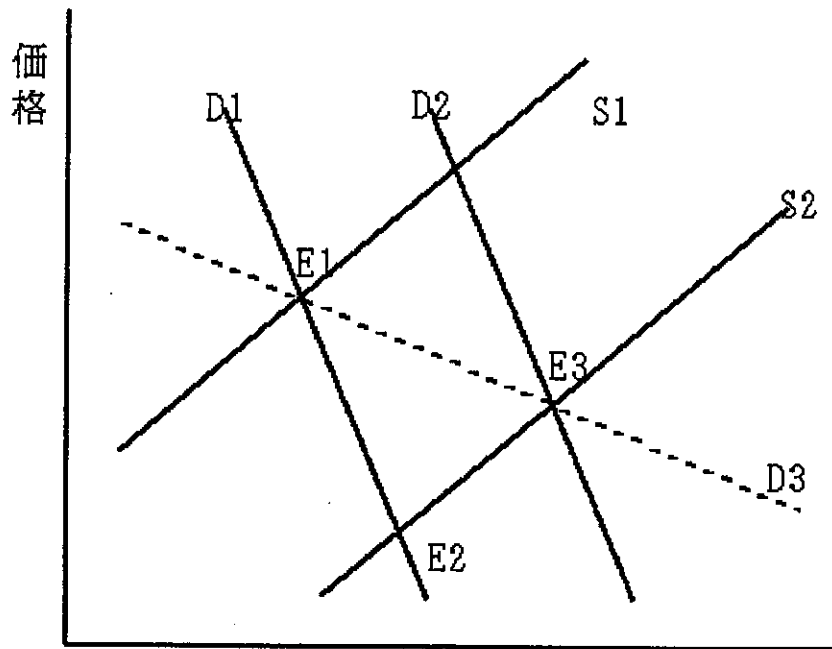


図1 医師誘発需要仮説

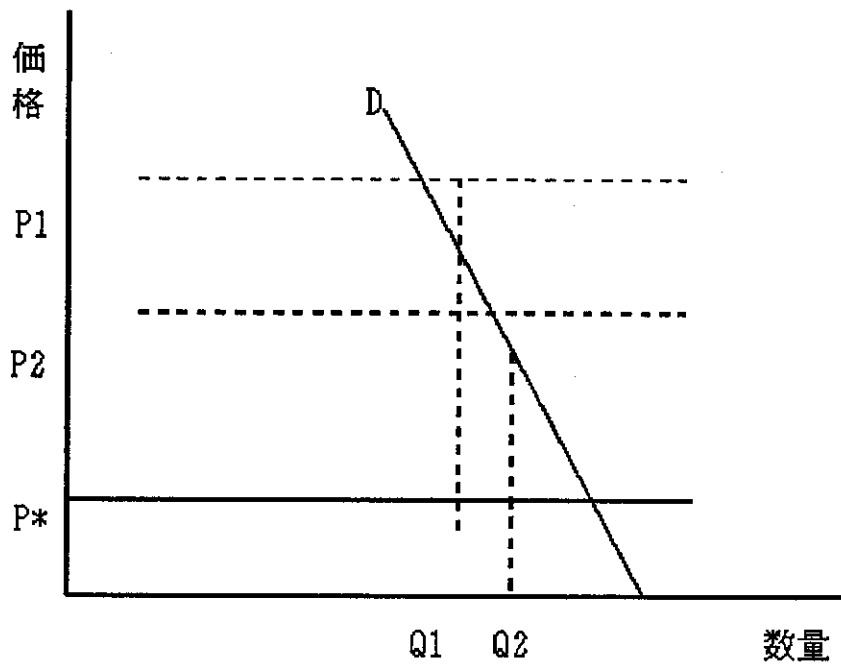


図2 機会費用と見かけ上の医師誘発需要

表1 エピソード

期間	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
H9.4	73,909	19,334	12,014	10,440	7,116	5,529	5,170	4,117	4,582	5,143	12,216	91,446
5	53,381	11,832	5,845	4,762	2,739	2,283	1,604	1,580	1,735	3,511	10,544	
6	49,685	10,650	4,554	3,879	2,234	1,343	1,484	1,106	1,726	5,403		
7	46,424	9,403	4,175	3,611	1,745	1,426	1,117	1,440	4,478			
8	42,456	8,824	3,984	2,707	1,818	1,215	1,685	4,791				
9	42,351	9,642	3,704	3,436	1,848	2,287	6,117					
10	48,089	9,294	5,069	4,132	3,609	7,843						
11	38,728	9,088	4,183	5,054	7,593							
12	45,017	7,608	6,269	11,414								
H10.1	47,792	12,172	13,086									
2	67,293	25,695										
3	83,751											

\*縦軸はエピソードの開始月、横軸は開始から終了までの期間

表2 クロスボーダー

	同じ2次医療圏(異なる市千葉県(異なる2次医療圏))			
	同じ市町村	町村)	圏)	千葉県内 不詳
病院	185863		99928	43156
診療所	486687		120368	52866
非特定				36289 81202
合計	672550		220296	96022 36289 81202

\*千葉県内の医療機関で医療機関の地域、種類を特定できなかったもの。不詳は他府県と医療施設調査との接合ができなかったものである。

表 3-1 推定結果 第1段階 同じ市町村でのエピソード

	Coef.	t	P> t
rc	0.3627381	28.62	0 同じ市町村での診療所/人口比率
rh	0.7566323	19.441	0 同じ市町村での病院/人口比率
rhc	0.438618	4.004	0 同じ市町村での診療所/人口比率と同じ市町村での病院/人口比率の積
rhw2	5.37951	27.871	0 同じ2次医療圏で異なる地域の病院/人口比率
l	-0.050619	-31.812	0 長期エピソードの件数
age30	0.0223687	6.54	0 年齢ダミー 30 歳代
age40	0.0074275	2.269	0.023 年齢ダミー 40 歳代
age50	-0.0144096	-4.747	0 年齢ダミー 50 歳代
age60	-0.0565289	-18.358	0 年齢ダミー 60 歳代
sex	0.1029591	54.456	0 性別ダミー 男性 0 女性 1
cons	-0.0104541	-1.224	0.221 切片項

サンプル数 520681 決定係数 0.0305

表 3-2 推定結果 第1段階 同じ2次医療圏で異なる市町村でのエピソード

	Coef.	t	P> t
rc	-0.4185814	-32.204	0 同じ市町村での診療所/人口比率
rh	-1.237093	-25.604	0 同じ市町村での病院/人口比率
rhc	0.7387816	6.943	0 同じ市町村での診療所/人口比率と同じ市町村での病院/人口比率の積
rhw	-3.052958	-25.409	0 同じ2次医療圏で異なる地域の病院/人口比率
l	-0.0033056	-3.549	0 長期エピソードの件数
age30	0.0075704	3.708	0 年齢ダミー 30 歳代
age40	-0.000471	-0.237	0.813 年齢ダミー 40 歳代
age50	-0.0238171	-13.317	0 年齢ダミー 50 歳代
age60	-0.0396888	-21.908	0 年齢ダミー 60 歳代
sex	0.0200076	17.529	0 性別ダミー 男性 0 女性 1
_cons	0.5534175	75.155	0 切片項

サンプル数 520681 決定係数 0.0363