

# 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

山 田 武

## I はじめに

この論文の目的は1997年度の国民健康保険の支払い業務データからエピソードデータを作成し、医師誘発需要仮説を実証的に分析することにある。医師誘発需要仮説は情報の非対称性という、医療サービスの特徴に深く根ざした仮説であり、また、医師誘発需要が患者の厚生だけでなく、保険制度や政府の財政にも影響をあたえるために広い関心を集めてきた。しかし、医師誘発需要仮説の実証分析の方法についてはいくつかの問題が指摘されている。この論文では、国民健康保険の支払い業務データからエピソードデータを作成し、エピソードデータを利用することによってこれまでの分析が残してきた課題のいくつかについて改善を試みる。

推定結果は次の通りである。人口あたりの医療機関数を所与として、患者が受診するかどうかを決定する第一段階と、医師が治療費または受診日数を決定する第二段階に分離して、医師誘発需要仮説を分析した。データは4道県の国民健康保険の支払い業務データからエピソードデータを作成したものである。第一段階・第二段階ともに医療機関人口比率が増加すると、受診率や治療費・受診日数が増加する。しかし、第一段階での結果はいわゆるアクセスコストの低下を反映したものであり、医師が誘発したものではない。その一方で、第2段階では医師誘発需要の存在が確認された。

以下の構成は次の通りである。IIで本論文の特徴であるエピソードデータについて、支払い業務

データからエピソードデータを作成する方法とエピソードデータの概要について説明する。IIIでは医師誘発需要と分析方法を、IVでは使用するデータセットについて説明し、Vで実証分析の結果を報告し、VIでまとめを示す。

## II エピソードデータ

使用するデータは平成9年度12ヵ月分の北海道・千葉県・長野県・福岡県の国民健康保険の支払い業務データの個票をもとにしたエピソードデータである。支払い業務データは各個人ごとの医療支出を縦覧することが可能なデータで、国民健康保険加入者（一般被保険者・老人保健制度適用者）・退職医療制度加入者を対象とする。また入院・外来・歯科・調剤レセプトの主に支払い関連の変数が含まれている。

エピソードとは治療の開始から終了までを含み、一般には複数のレセプトから構成される。厳密なエピソードを作成するためには、カルテなどから情報を収集し、支払いデータと接合することが必要である。レセプトそのものを利用するならば、レセプトには初診日が記載されているから、初診日を使ってエピソードを作ることが可能である。ただし、初診日の欄には複数の初診日が歴史順に並べられている場合が多く、レセプトの初診日欄に印字されている日付では不十分な場合もある。本論文はレセプトの一部、特に支払い関連の変数を使ってエピソードを作成する。ここでのエピソードの作成方法は次の通りである。

ルール1 ある被保険者が同じ医療機関で2ヵ

月以下の間隔で受診した場合にはおなじエピソードに含まれるものとする。

ルール2 3ヵ月以上の間隔が空いた場合には異なるエピソードに含まれるものとする。

図1はエピソードの作成方法を図示したもので、被保険者aの医療機関bでの受診パターンである。1997年度に医療機関bは被保険者aの治療にかかわる支払い請求書(レセプト)を国民健康保険に対して合計6回請求していて、黒枠で囲まれた月が請求されたことを示している。これらのレセプトは5月から8月までのエピソード1と1月から3月までのエピソード2にまとめられる。7月は受診していないものの、6月と8月の間には1ヵ月しか空いていないため8月のレセプトはエピソード1に含まれる(ルール1に対応する)。これに対して、8月から1月までには4ヵ月が空いているから1月以降のレセプトはエピソード2としてカウントされる(ルール2に対応する)。

なお、2ヵ月以下の間隔であれば同じエピソードとするのは、慢性疾患以外で来院間隔が数ヵ月空いた場合には、あらためて初診料を請求するという請求事務の指針を参考とした<sup>2)</sup>。なお、ルール1とルール2に従うと、作成されたエピソードは外来のみのエピソード、入院と外来の両方を含むエピソード、入院だけのエピソード、さらに歯科だけのエピソードの4種類になる。

表1は4道県の外来レセプトのみで構成されるエピソードの開始時期と終了時期で、97年の9月または10月に入院していない20歳以上69歳<sup>3)</sup>以下の一般被保険者を対象とした。縦軸はエ

ピソードの開始月、横軸はエピソードの終了月を示している。たとえば、97年5月に開始し、97年10月に終了したエピソードは812件である。

表1は支払い業務データの個票から作成されたエピソードのいくつかの特徴を示している。まず、97年4月に開始したエピソードが異常に多い。97年4月に開始したエピソードの合計は103,619件で、年間エピソードの合計414,435のおよそ4分の1を占めるほどである。これは、前年度から継続しているエピソードが含まれるからである。また、98年3月に開始したエピソードはすべて3月中に終了したことになるが、これはデータが98年3月までしかないことによる。つまり、97年度のはじめ、特に97年4月に開始したエピソードや終わりに近い時期、特に98年3月に終了したエピソードは切断されたエピソードを含む。

一方エピソード作成のルールから97年7月以降に開始したエピソードはエピソードの左側を切断されることはない。少なくとも3ヵ月空いているからである。開始されたエピソードは期間とともに急激に減少する。たとえば、97年7月から98年1月に開始されたエピソードは最初の1ヵ月で60数パーセントのエピソードが終了し、その後も急速にエピソードは減少し、開始から3ヵ月までに5分の4のエピソードが終了する。このようにエピソードのうちの大半は短期間で終了する。しかし治療が長期間にわたって継続する場合もある。実際に98年3月に終了していても、作成されたエピソードデータ上では98年3月に多くのエピソードが終了したため、98年3月に終了したエピソードが見かけ上多くなっている。つまり、1年間分の支払い業務データから短期の

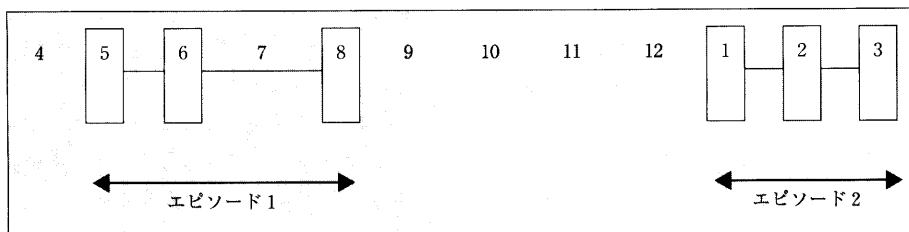


図1 エピソードの作成方法

表1 外来エピソードの開始と終了

終了 開始	97.04	97.05	97.06	97.07	97.08	97.09	97.10	97.11	97.12	98.01	98.02	98.03	合計
97.04	30,054	7,128	4,803	3,859	2,423	2,009	1,975	1,429	1,746	2,192	3,716	42,285	103,619
97.05	.	20,962	4,263	2,240	1,682	989	812	559	575	564	1,157	3,893	37,696
97.06	.	.	19,362	3,851	1,730	1,483	770	481	487	370	531	1,869	30,934
97.07	.	.	.	17,348	3,340	1,543	1,257	598	466	398	448	1,677	27,075
97.08	.	.	.	.	16,176	3,474	1,431	932	594	432	542	1,669	25,250
97.09	.	.	.	.	.	16,718	3,455	1,326	1,322	686	808	2,113	26,428
97.10	.	.	.	.	.	.	17,509	3,227	1,688	1,407	1,110	2,548	27,489
97.11	.	.	.	.	.	.	.	14,408	3,099	1,319	1,706	2,698	23,230
97.12	.	.	.	.	.	.	.	.	16,697	2,838	2,293	4,238	26,066
98.01	.	.	.	.	.	.	.	.	.	16,953	4,036	4,673	25,662
98.02	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	22,517	8,197	30,714
98.03	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	30,272	30,272
合計	30,054	28,090	28,428	27,298	25,351	26,216	27,209	22,960	26,674	27,159	38,864	106,132	414,435

注) エピソードの作成方法ならびにデータの選択については本文参照。

エピソードは比較的正確に把握することができるが、長期間治療が必要な治療の場合には右側が切断されてしまう。

なお、調剤レセプトについてもエピソードへの接合を試みている。調剤レセプトをエピソードに組み込むためには、まず、医科・歯科レセプトと接続しなければならない。残念ながら調剤レセプトのデータは処方箋を発行した医療機関のコードは記載されていない。同じ月に調剤レセプトと医科・歯科レセプトが1枚ずつ請求された場合には両者が接続されるのが自然である。しかし、同じ月に1枚以上の調剤レセプトと2枚以上の医科・歯科レセプトが請求された場合には簡単に接続することはできない。そこで、次の4条件に見合う接続の候補をさがし、調剤レセプトと医科・歯科レセプトを接続した。

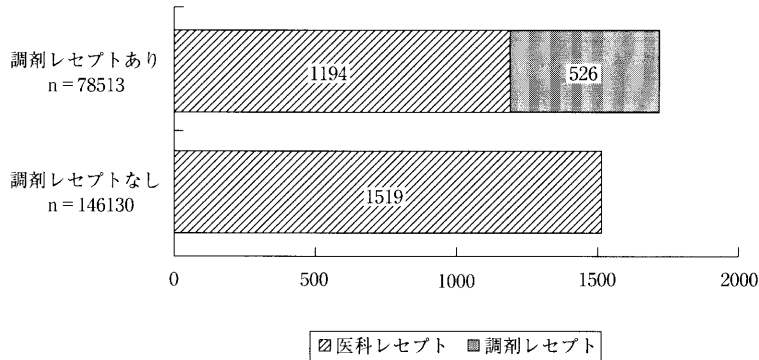
- 候補1 同じ月に1枚の医科・歯科レセプトと1枚以上の調剤レセプト。
  - 候補2 1997年9月以降は薬剤一部負担のない医科・歯科レセプトと調剤レセプト。
  - 候補3 調剤レセプトの受診日数と同じかそれを上回る受診日数の医科・歯科レセプト。
  - 候補4 年間の請求パターンが一致する医科・歯科レセプトと調剤レセプト。
- ただし、複数の候補がある場合には、一致した

数が多い候補を採用した。このような作業の結果、調剤レセプトの接続状況は4道県とも87%を越えている<sup>4)</sup>。

図2は20歳以上36歳以下の被保険者について、1997年9月または10月に治療を開始し、かつ、3ヵ月以内で終了した外来のみのエピソードの平均点数で、薬剤一部負担がある場合を示している。ただし、接続できない調剤レセプトを含む被保険者を除外し、すべての調剤レセプトを接続できた被保険者だけを対象とした。

図2は調剤レセプトを接続しないで治療費を分析することの危険性を示している。調剤レセプトをのぞいた場合には、1エピソードあたりの治療費は調剤レセプトありが調剤レセプトなしに比べて低い。これは、薬剤費が調剤レセプトなしには含まれるが、調剤レセプトありには含まれないからである。しかし、調剤レセプトを加えると、治療費の大小関係は逆転し、調剤レセプトありが調剤レセプトなしよりも高くなる。調剤レセプトを接続しないで治療費を比較することの危険性はここにある。

本論文で採用したエピソードの作成方法にはいくつかの問題がある。まず、対象期間が12ヵ月に制限されているために、エピソードの左または右が切断される。表1より明らかなように、対象期間のはじめにあたる4月に開始したエピソード



注) 推定方法は本文参照。

図2 エピソード単位の治療費 (単位点数)

が異常に多いのは、それ以前に開始したエピソードが含まれているからである。また、98年3月に開始したエピソードがすべて3月中に終了するわけではない。また、慢性疾患のエピソードの途中で急性疾患が発生した場合には、急性疾患のエピソードを分離することができない。治療の途中で転院した場合や、保険制度を移動した患者にとってもエピソードは切断されてしまう。複数のエピソードについて同じ病院の複数の診療科で受診しても、1エピソードとしてカウントされてしまうなどである。

しかし、このような問題はあってもこれまでの多くの分析が利用してきたデータに比べるといくつかの利点がある。日本ではレセプトをベースとした数多くの統計が存在し、集計量を利用した実証分析も多い<sup>5)</sup>。また、最近では大量の横断面のレセプトデータを利用した研究も実施されている<sup>6)</sup>。しかし、集計量では個別の情報が失われ、平均的な指標しか利用できない。医療サービスを必要するのは被保険者の一部であるから、平均値を利用した実証分析の結果はバイアスがかかる。ある月のレセプトを対象とした横断面分析ではエピソードの一部しか利用することができない。また対象となるレセプトが短期のエピソードの一部か、長期のエピソードの一部か判断することがむずかしい<sup>7)</sup>。

エピソードデータは、治療の開始と終了の両方を特定することによって、治療期間や治療費を推

定し、分析目的にふさわしいデータセットを作成することが可能である。今回の分析では12ヵ月分のレセプトからエピソードを作成するため、対象期間のはじめや終わり付近ではエピソードが切断されやすい。しかし、対象期間の中央付近では、治療の開始を正確に把握し、短期間のエピソードでは治療費も比較的正確に把握することができる。

医科・歯科レセプトと調剤レセプトを接続して、エピソードごとの治療費を作成することもこれまでのデータセットに比較して重要である。治療費には医療機関に支払われる医療費だけでなく、院外処方の場合には調剤薬局に支払われる費用も含まれる。院内処方と院外処方の医科・歯科レセプトを比較すると、院内処方のレセプトには調剤分が含まれているが、院外処方のレセプトには処方箋料は含まれるものの、調剤分本体は含まれない。その結果調剤レセプトと医科・歯科レセプトを接続しなければ本来の治療費の比較はできない。

### III 医師誘発需要仮説

医療サービスには情報の非対称性がともなう。患者には診断や治療方法に関する情報が欠けているからである。受診を開始するかどうかそのものは患者が決定するものの、診断や治療方法の選択を医師に依頼することになる。医師誘発需要仮説は医師が医療サービスの情報の非対称性を利用して所得を増やすために需要を誘発するという仮説

である。医師誘発需要の含意は非常に明快である。患者は情報に非対称性がない場合に比べて医師誘発需要によって過剰に医療サービスを消費することを強いられ、患者の厚生が引き下げられる。保険を通じて治療費が償還される場合には保険金(給付)の増加が保険料の引き上げに結びつく。さらに、政府が医療費を支出する場合には財政への負担が大きくなる。このような医師誘発需要の含意は多くの関心を集めてきた。

医師誘発需要の実証分析では医師が所得を増やす直接の要因として、競争条件の激化を明示的に取り入れることが多い。医師の増加によって供給曲線が右へとシフトしたとする。医療サービスへの需要の価格弾力性は非弾力的であるから、医師の増加は価格を引き下げ、医療支出を低下させる。その結果、医師1人あたりの平均所得は減少する。医師は所得の増加を防ぐために、情報の非対称性を利用して、需要を誘発し所得を増やす動機を間接的に与える。つまり、医師の増加が需要を誘発するというわけである<sup>8)</sup>。

このような医師誘発需要仮説の実証分析にはいくつかの問題が指摘されている。代表的なものには医師数の内生性や市場の定義、患者の受診行動のモデル化などがある。

市場を分析単位とする場合には医師数は外生変数ではなく内生変数として取り扱うべきである。医師が参入を決定する際には、その地域の人口などが重要な役割をはたす。医師数と人口は独立ではないため、医療機関人口比率を外生変数として取り扱うことはできない。この問題に対処するためには操作変数法などの手法が利用されるが、操作変数の選択を誤ると分析結果に重大な影響を及ぼすことになる<sup>9)</sup>。

医療サービスを必要するために患者が負担する機会費用には窓口で支払う一部負担だけでなく、医療機関までの時間や交通費、待ち時間、仕事を休むことによって発生する逸失所得などが含まれる。医師が増加することによって、医療機関までの時間や、待ち時間などのいわゆるアクセスコストが低下し、機会費用が引き下げられるとすれば、患者は需要量を増やすだろう。結果的には医師の

増加が需要量を増やしているが、これは医師が情報の非対称性を利用して誘発したものではない。したがって、患者の受診開始の意思決定とその後続く医療内容は分離して分析すべきである<sup>10)</sup>。

実証分析では、行政区分を市場に見立てて分析することが多いが、行政区分と医療サービス市場の地理的な範囲(医療圏)は必ずしも一致しない。行政区分の境界線を越境して受診することもしばしばみられるが、これは、医療圏の内部で移動しているのが、結果的に行政区分の境を越境しているだけである。

厚生省『1996年国民健康保険医療給付実態調査』によれば同じ市町村で外来受診する比率は68%である<sup>11)</sup>。一口に市町村といってもその人口規模のばらつきは非常に大きい。極端な場合では2次医療圏の人口が1市町村の人口よりも少ない場合すらある。1997年の北海道南檜山2次医療圏の人口は約38,000人であるが、これは地方自治法で求められている市の設置要件にすらとどかない。一方、1993年の厚生省『患者調査』によれば、病院の外来患者の85%が居住地の含まれる2次医療圏の病院を選択している。境界付近に居住している場合や、特殊な治療のためなどで大きく移動する場合もあることを考慮しても、外来医療圏は2次医療圏よりも小さく、大きな市町村では外来医療圏がその中に収まるが、小さな市町村では医療圏が収まりきらないと考えられる。

この論文では上にあげた問題点を考慮して、つぎのように外来診療について医師誘発需要仮説を分析する。まず、医療機関数が内生変数であるという指摘に対しては、分析の単位を医療サービス市場ではなく、そこに含まれる個人の受診行動やサービスの単位としてエピソードごとの治療費を分析対象とする。市場を単位として分析する場合には、医療機関数に関する内生性を無視することはできない。しかし、各個人や医療機関は与えられた条件の下で行動し、市場への影響は無視する。そこでこの論文では、各個人や医療機関は医療機関人口比率を所与として行動すると仮定し、個人の受診確率やエピソードごとの治療費を分析する。

医療機関の増加によるアクセスコストの低下については、患者の受診行動を次の2段階に分離し、それぞれについて医療機関人口比率が影響を及ぼすかどうかを分析する<sup>12)</sup>。患者は診断や治療方法に関する情報や知識に欠けているものの、第1段階では受診するかどうかを意思決定しなければならない。医療機関人口比率の増加が患者の機会費用を引き下げるならば、需要量は増加するが、これは医師が情報の非対称性を利用して誘発したのではなく、患者の主体的な選択による。具体的には開始されたエピソードの比率に医療機関人口比率が影響を与えているかを分析する。推定されたパラメタが正で有意であれば、医療機関人口比率が増加することによって、受診が増加することになる。

一端受診すると第2段階では医師の指示に従って治療を受けるから、医療費や受診日数そのものは医師が決定する。具体的にはエピソードあたりの費用に医療機関人口比率が影響を与えているかを分析する。推定されたパラメタが正で有意であれば、医師誘発需要仮説があてはまることになる。

越境問題については次のように対処する。外来受診は一般に自宅付近の医療機関で受診するから、医療圏は広くないはずである。しかし、すでにみたように人口規模の小さな地域では、医療圏が行政区分に収まりきらないために越境が発生する。理想的には事前に外来医療圏を特定してから、分析するのが望ましい。しかし残念ながら支払い業務データから医療機関の位置を正確に特定することができないために、厳密な越境や医療圏を推定することができない。そこで、本研究では居住地のある市町村の医療機関人口比率(医療機関人口比率a)だけでなく、同じ2次医療圏の居住地をのぞく市町村の医療機関人口比率(医療機関人口比率b)または同じ2次医療圏の医療機関人口比率(医療機関人口比率c)も説明変数とする。

#### IV データセットと推定方法

すでにみたように1997年度の12ヵ月分のデータから作成されたエピソードデータは、対象期間

の開始や終了付近ではエピソードは切断されやすい。さらに、このデータは支出を対象としたデータであるために、被保険者の資格要件(資格取得日や資格喪失日を含む)を確認することができない。そのため、各時点での加入者数を正確には把握できない。しかし、1997年9月30日現在の年齢階級別の加入者数と突きあわせることは可能である<sup>13)</sup>。ただし1997年度中に1度でも受診した加入者を集計すると、1997年9月30日現在の被保険者数よりも多くなる場合がある。被保険者が年度間を通じて一定ではなく、出入りがあるからである。

そこで、20歳から69歳までの国民健康保険の一般被保険者で、被保険者数と受診者数両方が特定できる1997年の9月または10月に開始したエピソードを実証分析の対象とした。9月または10月に受診した被保険者のほとんどは9月30日現在の被保険者に含まれると仮定した。

9月または10月にエピソードを開始した被保険者に限定すると、患者が受診を開始するかどうかを決定する第1段階では53,917エピソード(=26,428+27,489)を対象となる(表1参照)。患者には診断や治療に関する情報が欠けているから、治療を開始してはじめて治療期間を知ることになる。したがって、治療期間にかかわらず、9月または10月に開始したエピソードを対象とした。ただし、9月または10月中に入院した個人は除外した。

医療支出を決定する第2段階では1997年の9月または10月に治療を開始してから3ヵ月以内に終了した43,923エピソードの中から、調剤レセプトがすべて医科・歯科レセプトに接合された個人で、9月または10月中に入院しなかった個人に限定した。第2段階では、分析対象を短期で終了するエピソードに限定したのは、データの制約から治療が長期にわたる場合にはエピソード全体を把握できないからである。また、調剤レセプトが接合されていない場合には、院内処方エピソードとの比較が十分にできないため、対象から除外している。その結果、第2段階の対象に残ったのは227,188エピソードであった。

推定方法は次の通りである。第1段階は市町村別・年齢階級別の9月または10月にエピソードを開始した被保険者の比率を被説明変数とした grouped logit モデルを適用する。今回作成したエピソードデータでは被保険者個人に関する変数は保険者・年齢だけで、エピソードを開始したかどうかは異なるものの同じサンプルが繰り返し観察されることになる。個人を対象とした場合には観察されるのはエピソードを開始したかどうかだけであるが、同じ属性(市町村・年齢)の個人を集計した場合にはエピソードを開始した個人の比率は、エピソード開始確率の推定値と見なすことができる。そこで、被保険者・年齢階級によってグルーピングし、grouped logit モデルを採用した。推定方法は加重最小二乗法である。第2段階

ではエピソードの治療費とエピソードの受診日数を被説明変数とした回帰分析を実施した。

それぞれの変数の説明は表2と表3<sup>4)</sup>にまとめられている。なお、表3に含まれる院内処方ダミーと薬剤一部負担ダミーについては若干の注意が必要である。院外処方ダミーは院外処方が1で、それ以外が0である。それ以外の中には、院内処方とそもそも薬剤を処方しなかった場合が含まれる。また、薬剤一部負担ダミーは2種類以上の薬剤を調剤したときが1で、それ以外は0である。それ以外には1種類の薬剤を調剤した場合と、全く薬剤を調剤しなかった場合の両方が含まれている。つまり、院外処方ダミーが0には全く処方されなかった場合が含まれるとともに、薬剤一部負担ダミーが0には薬剤が支給された場合が含まれ

表2 第1段階の変数一覧

被説明変数	
年齢階級別エピソード開始確率	1997年9月30日現在の被保険者数に占める、1997年9月または10月にエピソードを開始した被保険者の比率
説明変数	
医療機関人口比率 a*	居住市町村の人口1000人あたり医療機関(一般診療所+一般病院)
医療機関人口比率 b*	居住市町村をのぞく2次医療圏内の人口1000人あたり医療機関(一般診療所+一般病院)
年齢階級ダミー	10歳階級別で、20歳代、30歳代、40歳代、50歳代、60歳代
千葉県ダミー	千葉県=1, その他=0
長野県ダミー	長野県=1, その他=0
福岡県ダミー	福岡県=1, その他=0

注) \*人口は『平成9年度住民基本台帳』、医療機関数は厚生統計協会『地域医療基礎統計1999年版』による。

表3 第2段階の変数一覧

被説明変数	
エピソードあたり治療費	本文参照。単位点数。なお実際の推定では対数変換した治療費を使用する。
エピソードあたり受診日数	外来受診日数。なお実際の推定では対数変換した受診日数を使用する。
説明変数	
医療機関人口比率 b*	居住市町村をのぞく2次医療圏内の人口1000人あたり医療機関(一般診療所+一般病院)
医療機関人口比率 c*	居住地を含む2次医療圏内の人口1000人あたり医療機関(一般診療所+一般病院)
年齢階級ダミー	10歳階級別で、20歳代、30歳代、40歳代、50歳代、60歳代
性別ダミー	男性=0, 女性=1
病院ダミー	一般診療所=0, 病院=1
総合病院ダミー	総合病院以外=0, 総合病院=1(本文参照)
院外処方箋ダミー	院外処方=1, それ以外=0(本文参照)
薬剤一部負担ダミー	薬剤一部負担あり=1, 薬剤一部負担なし=0(本文参照)
千葉県ダミー	千葉県=1, その他=0
長野県ダミー	長野県=1, その他=0
福岡県ダミー	福岡県=1, その他=0

注) \*人口は『平成9年度住民基本台帳』、医療機関数は厚生統計協会『地域医療基礎統計1999年版』による。

る。基本統計量は表4と表5に示されている。また、総合病院ダミーは同じ月に複数のレセプトが請求された医療機関から推定した。

## V 推定結果

第1段階では患者が受診するかどうかの決定に

際して、医療機関人口比率が影響を与えるかどうかを推定する。第1段階の推定結果は表6に示されている。表6のはじめの2列は、全サンプルを対象とした場合の推定結果である。医療機関人口比率a, bともに正で有意である。つまり、医療機関人口比率が患者の居住する市町村で増加しても、また、同じ2次医療圏の異なる市町村で増加

表4 基本統計量(第1段階)

	全サンプル				人口2万人以上				人口2万人未満			
	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
エピソード開始確率	0.1619	0.0446	0	0.636	0.1711	0.0313	0.0857	0.3843	0.1588	0.0479	0	0.6364
医療機関人口比率 a	0.6811	0.3584	0	2.656	0.6709	0.2181	0.2162	1.2730	0.6845	0.3949	0	2.6560
医療機関人口比率 b	0.6909	0.1392	0.278	1.017	0.6766	0.1493	0.2785	1.0064	0.6958	0.1353	0.3047	1.0166
20歳代ダミー	0.2000	0.4001	0	1	0.2000	0.4003	0	1	0.2000	0.4001	0	1
30歳代ダミー	0.2000	0.4001	0	1	0.2000	0.4003	0	1	0.2000	0.4001	0	1
40歳代ダミー	0.2000	0.4001	0	1	0.2000	0.4003	0	1	0.2000	0.4001	0	1
50歳代ダミー	0.2000	0.4001	0	1	0.2000	0.4003	0	1	0.2000	0.4001	0	1
60歳代ダミー	0.2000	0.4001	0	1	0.2000	0.4003	0	1	0.2000	0.4001	0	1
北海道ダミー	0.4534	0.4979	0	1	0.3248	0.4687	0	1	0.4971	0.5001	0	1
千葉県ダミー	0.1150	0.3191	0	1	0.2051	0.4041	0	1	0.0843	0.2779	0	1
長野県ダミー	0.2364	0.4250	0	1	0.1624	0.3691	0	1	0.2616	0.4396	0	1
福岡県ダミー	0.1952	0.3965	0	1	0.3077	0.4619	0	1	0.1570	0.3639	0	1
サンプル数		2305				585				1720		

表5 基本統計量(第2段階)

	人口2万人以上				人口2万人未満			
	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
エピソードあたり治療費	1475.8150	1764.1210	230	136786	1560.1310	2356.8100	230	160720
エピソードあたり受診日数	2.3530	2.9159	1	73	2.2707	2.7030	1	63
医療機関人口比率 a	0.6981	0.2101	0.2162	1.2730	0.5833	0.2617	0	2.6560
医療機関人口比率 b	0.6838	0.1450	0.3046	0.9990	0.6973	0.1520	0.3046	0.9990
性別ダミー	0.6244	0.4843	0	1	0.5816	0.4933	0	1
20歳代ダミー	0.2070	0.4051	0	1	0.1466	0.3537	0	1
30歳代ダミー	0.1617	0.3682	0	1	0.1546	0.3615	0	1
40歳代ダミー	0.2038	0.4028	0	1	0.2166	0.4120	0	1
50歳代ダミー	0.2189	0.4135	0	1	0.2145	0.4105	0	1
60歳代ダミー	0.2086	0.4063	0	1	0.2678	0.4428	0	1
医療機関ダミー	0.2867	0.4522	0	1	0.3763	0.4844	0	1
総合病院ダミー	0.1228	0.3282	0	1	0.1532	0.3602	0	1
院外処方ダミー	0.2571	0.4370	0	1	0.2044	0.4033	0	1
薬剤一部負担ダミー	0.6827	0.4654	0	1	0.6823	0.4656	0	1
北海道ダミー	0.2400	0.4271	0	1	0.4381	0.4962	0	1
千葉県ダミー	0.3739	0.4838	0	1	0.1558	0.3627	0	1
長野県ダミー	0.1360	0.3428	0	1	0.1666	0.3726	0	1
福岡県ダミー	0.2501	0.4331	0	1	0.2394	0.4267	0	1
サンプル数		161519				65669		



表6 推定結果 (第1段階: 受診確率)

	全サンプル		人口2万人以上		人口2万人未満	
	推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値
医療機関人口比率 a	0.1263	7.50***	0.1848	5.68***	0.0271	1.23
医療機関人口比率 b	0.1089	3.34***	0.0268	0.50	0.3873	7.30
30 歳代ダミー	-0.0571	-4.57***	-0.0629	-3.26***	-0.0300	-1.43
40 歳代ダミー	-0.2658	-23.03***	-0.2712	-15.13***	-0.2410	-12.56***
50 歳代ダミー	-0.1586	-14.02***	-0.1619	-9.27***	-0.1424	-7.47***
60 歳代ダミー	-0.1852	-16.73***	-0.1941	-11.17***	-0.1511	-8.35***
千葉県ダミー	0.1130	12.26***	0.0935	6.29***	0.1266	7.47***
長野県ダミー	0.0872	7.64***	0.0821	4.22***	0.0671	4.25***
福岡県ダミー	0.2534	20.47***	0.2301	11.07***	0.2214	11.13***
切片項	-1.7062	-68.89***	-1.6669	-41.34***	-1.8781	-48.44***
決定係数	0.4231		0.5144		0.3119	
サンプル数	2298		585		1713	

注) \*\*\*は1%で統計的に有意であることを示す。

表7 限界効果 (第1段階)

	全サンプル	人口2万人以上	人口2万人未満
医療機関人口比率 a	0.0177	0.0265	0.0037
医療機関人口比率 b	0.0153	0.0038	0.0527

してもエピソード開始確率は増加する。いわゆるアクセスコストの低下は患者の受診頻度を高めることが確かめられた。表7は表6の推定結果にしたがって、限界効果を計算したものである。平均値で評価すると医療機関人口比率 a の1%の増加は受診確率を0.018%増加させる。また医療機関人口比率 b の1%の増加は受診確率を0.015%増加させる。

20歳代をベースとした年齢ダミーのパラメータはどれもマイナスで統計的に有意である。年齢ダミーは40歳代で大きく減少するが、それをのぞけば年齢とともに受診確率は逡減する。高齢者ほどエピソードが多くなると予想されがちであるが、実際には年齢とともに受診確率は減少する。この背景には、年齢とともに慢性疾患が増加し急性疾患の一部は慢性疾患に飲み込まれてしまい、エピソードとしてあらわれない可能性がある。ただし、40歳代で大きく減少している理由は不明である<sup>15)</sup>。北海道をベースとした道県ダミーはいずれも正で統計的に有意である。推定値の大きさは長野県・千葉県・福岡県の順で、限界効果で評価す

ると福岡県は北海道に比べて0.037%受診確率が高い。

患者は居住する市町村の医療機関だけでなく、越境して近隣の医療機関でも受診する。そのため、患者の受診確率は居住する市町村だけでなく、近隣の市町村の影響も受ける。ただし、越境が発生するのは市町村の規模が小さい場合で、市町村の規模が大きい場合には行政区画の中に医療圏が収まると考えられる。もしも市町村の中に医療圏が収まるのであれば、越境がなくなるため同じ2次医療圏の残りの市町村の医療機関人口比率の影響を受けなくなるはずである。

そこで、近隣の市町村の影響を受けなくなる人口を探すために、人口を5000人以上、1万人以上、2万人以上、3万人以上、4万人以上などに制限して、それぞれ全サンプルと同じように推定した。その結果、5000人以上と1万人以上では医療機関人口比率 a、医療機関人口比率 bとも正で統計的に有意であったが、2万人以上では医療機関人口比率 a だけが統計的に有意で、医療機関人口比率 b は統計的に有意ではなかった。この結果から、人口2万人以上の市町村ではその中に医療圏を含むことがわかる。

表6の後半は人口2万人以上と人口2万人未満にデータセットを分離して、推定した結果である。すでにみたように人口2万人以上では居住地域の

医療機関人口比率 a だけが有意で、近隣の医療機関人口比率 b は統計的に有意ではない。反対に、あらたに推定した人口 2 万人未満では居住地の医療機関人口比率は有意ではなく、近隣の医療機関人口比率のみが統計的に有意である。限界効果は 2 万人以上の医療機関人口比率 a が 0.027, これに対して 2 万人未満の場合には医療機関人口比率 b が 0.053 である。

第 2 段階では、医師が治療費や受診日数を決定する際に、医療機関人口比率が影響を与えるかどうかを検討する。第 1 段階と同様に、事前に医療圏が特定化されている場合には、医療圏内で医療機関人口比率を計算し、説明変数に加えるべきであるが、残念ながら医療機関の正確な位置を特定することができない。そこで、第 1 段階でえられた人口規模の区分を利用して 2 万人以上と 2 万人以下に分けて推定する。2 万人以上の市町村では外来医療圏が市町村の中に収まるため、医療機関人口比率には患者の居住する地域の医療機関人口比率 (医療機関人口比率 a) を適用する。一方、2 万人未満の市町村では外来医療圏が収まりきらないため、患者の居住する 2 次医療圏の医療機関人口比率 (医療機関人口比率 c) を適用した。なお、

以下で示される推定結果はすべて不均一分散を考慮し、White (1980)<sup>16)</sup> にしたがって t 値を計算している。また、統計的に有意な推定量では 95% 信頼区間に 0 が含まれるものは一つもない。

表 8 は人口規模を 2 万人以上と 2 万人未満に分離して、短期に治療を終了したエピソードあたりの治療費に医療機関人口比率が影響を与えるかどうかを検討したものである。2 万人の市町村でも 2 万人未満の市町村でも医療機関人口比率は正で統計的に有意である。つまり、医療機関人口比率が増加すると、1 エピソードあたりの治療費は増加し、医師誘発需要仮説が支持される結果がえられた。なお、平均値で評価した弾力性は 2 万人以上では 0.02 で、医療機関人口比率が 1% 上昇すると、1 エピソードあたりの治療費は 0.02% 上昇する。一方、2 万人未満の場合の平均値で評価した弾力性は 0.12 で医療機関人口比率が 1% 上昇すると 1 エピソードあたりの治療費は 0.12% 上昇することになる。

性別ダミーは女性は男性よりも有意に治療費が少なく、年齢ダミーより年齢が進むとともに治療費が増加することを示している。ただし、年齢ダミーの増加は線形ではない。病院ダミーの推定結

表 8 推定結果 (第 2 段階: 点数)

	人口 2 万人以上		人口 2 万人未満	
	推定値	t 値	推定値	t 値
医療機関人口比率 a	0.0292	2.74***		
医療機関人口比率 c			0.1729	5.90***
性別ダミー	-0.0381	-9.91***	-0.0393	-6.52***
30 歳代ダミー	0.0569	10.09***	0.0634	6.39***
40 歳代ダミー	0.1517	27.60***	0.1672	17.91***
50 歳代ダミー	0.2312	41.82***	0.2469	25.81***
60 歳代ダミー	0.2879	50.27***	0.3235	34.89***
医療機関ダミー	0.3068	57.54***	0.3111	40.29***
総合病院ダミー	0.1089	13.76***	0.0604	5.47***
院外処方ダミー	0.2356	56.25***	0.2517	35.26***
薬剤一部負担ダミー	0.1784	42.11***	0.1580	23.30***
千葉県ダミー	-0.1182	-23.99***	-0.1023	-11.32***
長野県ダミー	-0.1701	-27.11***	-0.1667	-19.69***
福岡県ダミー	-0.0388	-6.43***	-0.0463	-4.39***
切片項	6.5950	690.92***	6.4736	300.30***
修正済み決定係数	0.094		0.0905	
サンプル数	161519		65669	

注) \*\*\* は 1% で統計的に有意であることを示す。なお、t 値は White (1980) による。

果から、病院での治療が診療所での治療よりも高く、総合病院での治療はいっそう治療費がかかる。院外処方箋ダミーの推定値はプラスで、治療費は院外処方の場合が院内処方以外を上回り、薬剤一部負担ダミーから投薬が含まれるエピソードは治療費が高い。北海道をベースとした都道府県ダミーはどれもマイナスで、エピソードあたりの治療費は北海道が高いことが認められた。反対に長野県では特に治療費が安い。

一方、表9は人口規模を2万人以上と2万人未満に分離して、短期に治療を終了したエピソードあたりの受診日数に医療機関人口比率が影響を与えるかどうかを検討したものである。2万人の市町村でも2万人未満の市町村でも医療機関人口比率は正で統計的に有意である。つまり、医療機関人口比率が増加すると、1エピソードあたりの受診日数は増加し、医師誘発需要仮説が支持される結果がえられた。なお、平均値で評価した弾力性は2万人以上では0.07で、医療機関人口比率が1%上昇すると、1エピソードあたりの治療費は0.07%上昇する。一方、2万人未満の場合の弾力性は0.13で医療機関人口比率が1%上昇すると1エピソードあたりの治療費は0.13%上昇するこ

表9 推定結果(第2段階:受診日数)

	人口2万人以上		人口2万人未満	
	推定値	t値	推定値	t値
医療機関人口比率1	0.1015	10.22***		
医療機関人口比率3			0.1982	8.26***
性別ダミー	0.0275	7.88***	0.0190	3.64***
30歳代ダミー	0.0489	9.64***	0.0526	6.06***
40歳代ダミー	0.1167	23.69***	0.0914	11.26***
50歳代ダミー	0.1875	37.36***	0.1458	17.58***
60歳代ダミー	0.2440	46.71***	0.1992	24.54***
医療機関ダミー	0.0212	4.73***	0.0247	3.84***
総合病院ダミー	0.0455	7.75***	0.0423	5.29***
院外処方ダミー	0.0022	0.54	0.0014	0.21
薬剤一部負担ダミー	0.1945	54.35***	0.2139	39.58***
千葉県ダミー	0.0199	4.59***	0.0813	10.53***
長野県ダミー	-0.0239	-4.30***	-0.0183	-2.60***
福岡県ダミー	0.0624	11.30***	0.0744	8.17***
切片項	0.1652	19.28***	0.0743	4.19***
修正済み決定係数	0.0368		0.0373	
サンプル数	161519		65669	

とになる。

推定結果によれば性別ダミーから女性の受診日数は男性よりも長く、年齢ダミーから年齢とともに受診日数が増加する。病院は一般診療所よりも受診日数が長く、総合病院はそれ以外に比べて受診日数がより長くなる傾向がある。院外処方ダミーから院外処方かそれ以外かは受診日数には影響を与えないが、薬剤が処方される方が受診日数が長い。北海道をベースとした道県ダミーは統計的に有意で同県格差があることが示された。北海道に比べて千葉県・福岡県では受診日数が長い一方で、長野県では受診日数が短くなっている。

## VI 考 察

第1段階・第2段階のそれぞれの推定結果は、医療機関人口比率が受診開始の意思決定にも、1エピソードあたりの治療費にも影響を与えていることを示している。ただし、第1段階で医療機関人口比率が増加することによって受診が増加したのは、いわゆるアクセスコストの低下によるものである。この一方で、第2段階で医療機関人口比率が増加したことによってエピソードあたりの治療費が増加したのは医師誘発需要仮説を裏付ける結果となっている。

2万人以上の市町村では平均値で評価すると、医療機関人口比率の1%の増加は受診日数は0.07%増加させるものの、治療費を0.02%引き上げるにすぎない。また、2万人未満の市町村でも医療機関人口比率の1%の増加は受診日数は0.13%増加させるものの、治療費を0.12%引き上げるにすぎない。これらの結果は、医師の増加により受診日数・治療費を誘発するものの、受診日数の増加ほどは治療費は増加しないことを意味している。つまり1日あたりの治療費はむしろ減少する。

本論文は鈴木(1997)や岸田(2001)と同じように、受診行動を2段階に分離して推定している。第1段階でアクセスコストの低下による受診の増加を確認している点は共通である。一方、本論文では第2段階で医師誘発需要仮説の妥当性を確認

しているが、鈴木(1997)、岸田(2001)は医師誘発需要仮説を否定する結果を得ている。岸田(2001)が国民健康保険の市町村ベースの集計量のパネルデータを利用しているのに対して、鈴木(1997)は老人保健制度の加入者を対象としたレセプトの個票を利用している。使用するデータセットは異なるものの、少なくとも医療機関人口比率の低下によってアクセスコストが低下し受診が増加する根拠があらためて確認された。しかし、第二段階の推定については一致した結論は得られなかった。

## Ⅶ ま と め

この論文の目的は1997年度の国民健康保険の支払い業務データからエピソードデータを作成し、医師誘発需要仮説を実証的に分析することにある。推定結果は次の通りである。人口あたりの医師医療機関数を所与として、患者が受診するかどうかを決定する第一段階と、医師が治療費または受診日数を決定する第二段階に分離して、医師誘発需要仮説を分析した。データは4道県の国民健康保険の支払い業務データからエピソードデータを作成したものである。第一段階・第二段階ともに医療機関人口比率が増加すると、受診率や治療費・受診日数が増加する。しかし、第一段階での結果はいわゆるアクセスコストの低下を反映したものであり、医師が誘発したものではない。その一方で、第2段階では医師誘発需要の存在が確認された。

日本にはレセプトベースの統計が充実しており、従来は集計量による研究が積み上げられてきた。一方、最近では支払い関連の個票が研究用に提供されるようになってきた。本論文は支払い業務データからエピソードデータを作成し、医師誘発需要仮説の検討に利用した。エピソードデータの作成は、調剤レセプトの接合をのぞけば比較的簡単である。今後は、治療内容に近いエピソードデータも研究用のデータセットの選択肢の一つとして検討されるべきである。

## 注

- 1) 支払い業務データの使用に際しては、北海道・千葉県・長野県・福岡県の国民健康保険連合会のご協力をいただいた。4道県の支払い業務データは1997年度の4道県の509の市町村のうち465市町村(91%)、362万人の一般被保険者のうち、288万人(80%)をカバーする。なお、被保険者数は1997年9月30日現在である。
- 2) 社会保険研究所『医療事務の手引』, 社会保険研究所, 1998年。
- 3) 年齢は1997年末現在の年齢で評価した。
- 4) 北海道は93%, 千葉県は93%, 長野県は88%, 福岡県は93%である。
- 5) レセプトベースの集計量を利用した研究は多い。医師誘発需要を検討した分析には、西村周三(1987)「医師誘発需要をめぐって」『医療の経済学』, 東洋経済新報社や泉田信行・中西悟志・漆博雄(1999)「医師の参入規制と医療サービス支出」『医療と社会』9(2)がある。
- 6) レセプトの個票データを利用して医師誘発需要を検討した研究としては、泉田信行(2001)「地域差による損失」地域差研究会編『医療費の地域差』, 東洋経済新報社, 中西悟志(2001)「医療施設の競争と医療費の地域間格差」地域差研究会編『医療費の地域差』, 東洋経済新報社がある。
- 7) 初診月のレセプトに着目した研究では、岸田研作(2001)「医師需要誘発仮説とアクセスコスト低下仮説」『季刊社会保障研究』37(3)や、鈴木玲子(1997)「外来医療と医師密度」『老人医療レセプトデータ分析事業1996年研究報告書』がある。
- 8) 医師誘発需要仮説については、T. McGuire(2000), "Physician Agency" in Culyer and Newhouse eds., *Handbook of Health Economics*, Elsevierを参照。医療機関人口比率を明示的に取り入れるモデル化はV. Fuchs(1978), "The Supply of Surgeons and the Demand for Operations," *Journal of Human Resources*, 13(Supplement)の研究にさかのぼることができる。ただし、これは医師誘発需要仮説を説明する一つのバリエーションにすぎない。詳しくはT. McGuire(2000)を参照。
- 9) D. Dranove and P. Wehner(1994), "Physician-Induced Demand for Childbirths," *Journal of Health Economics*, 13(1)。
- 10) J. Escarce(1992), "Explaining the Association between the Surgeon Supply and Utilization," *Inquiry*, 29やG. Wilensky and L. Rositer(1983), "The Relative Importance of Physician-Induced Demand in the demand for Medical Care," *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, 61。

- 11) 外来一般被保険者の場合。
- 12) このような分析方法は J. Escarce (1992) による。
- 13) 年齢階級別の被保険者数の使用にあたっては、4 道県のご協力をいただいた。
- 14) 医療機関の区分にあたっては国民健康保険中央会のご協力をいただいた。
- 15) このような 40 歳代の受診率の低下はいくつかの研究でも観察されている。
- 16) H. White (1980), "A Heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity," *Econometrica*, 48.  
(やまだ・たけし 千葉商科大学助教授)