

国民健康保険縦覧点検データを利用した医師誘発需要仮説の検討

山田武 千葉商科大学

1 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る。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。日本を含めて多くの研究があるが、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。実証分析で使用するデータは北海道・千葉県・長野県・福岡県の 4 道県の国民健康保険の支払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。第 2 節で本論文の最大の特徴であるエピソードデータについて、支払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。第 3 節では医師誘発需要と分析方法を、第 4 節では使用するデータセットについて説明し、第 5 節で実証分析の結果を報告し、第 6 節でまとめを示す。

2 エピソードデータ

本論文では支払業務データをもとに作成したエピソードデータを利用する。エピソードデータを使用するデータは平成 9 年度 12 か月分の北海道・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¹。支払業務データは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。また、レセプトには初診日が記載されているから、初診日を使って複数のレセプトを接続してエピソードを作ることが可能である。ただし、初診日は患者の初診日の履歴を歴史順に並べている場合が多く、レセプトの初診日欄に印字されている日時と現在の治療の関係が十分ではない場合もある。本論文を含めて多くの場合にはレセプトの一部、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とになる。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 ある個人が同じ医療機関で 2 か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して接合する。

ルール 2 3 か月以上の間隔があ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、ある被保険者 a のある医療機関 b での受診パターンを示している。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 回請求した。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 か月しか空いていないから 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 か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 か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か月空いた場合には、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²。なお、ルール 1 とルール 2 にしたがって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。

¹ 4 道県の支払業務データは 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

表 1 はエピソードの開始と終了を示している。対象は 4 道県の外来レセプトのみで構成されるエピソードで、69 歳³以下の一般被保険者である。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 10489 件である。

表 1 は支払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他の月に開始されたエピソードを大きく上回っている。97 年 4 月に突然エピソードが大量に開始されたのではなく、前年度から継続しているエピソードがデータの制約から 4 月から始まったことになっているからである。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、データが 98 年 3 月までしかないことによる。つまり、97 年度のはじめに開始したエピソードや終わりに近い時期に終了したエピソードは切断されたエピソードを含むことに注意しなければならない。

エピソード作成のルール 1 から 97 年 7 月以降に開始したエピソードは左側を切断されることはない。少なくとも 3 か月空いているからである。したがって、7 月以降に開始したエピソードは左側の切断を考慮する必要がない。7 月以降に開始し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一月で 70 パーセント近くのエピソードが終了し、その後も急速にエピソードは終了し、開始から 3 か月までに 80 数パーセントのエピソードが終了する。このように開始された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 月に終了していなくても、作成されたエピソードデータ上では 98 年 3 月にエピソードが終了する。つまり、1 年間分の支払業務データから短期の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。

医科歯科レセプトを接続してエピソードを作成するだけでは不十分で、調剤レセプトのエピソードへの接合も重要である。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レコードに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わけではない。そこで、何らかの方法をつかって調剤レセプトと医科歯科レセプトを接続しなければならない。たとえば、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 規準いずれかをみだす候補をさがし、調剤レセプトと医科・歯科レセプトを接続した。

³年齢は 1997 年末現在の年齢で評価している。

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が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⁴。このような作業の結果、調剤レセプトの接続状況は 4 都道府県とも 87%を越えている⁵。図 2 は 69 歳以下の一般被保険者について、1997 年 9 月または 10 月に治療が開始され、かつ、3 か月以内で終了した外来のみのエピソードの平均点数である。ただし、接続できない調剤レセプトをふくむ被保険者は削除し、すべての調剤レセプトを接続できた被保険者で、薬剤一部負担があるエピソードだけを対象とした。

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。薬剤一部負担を支払っていることからどちらも薬剤が支給されている。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院外処方の方が院内処方よりも低いが、これは、薬剤費が院内処方には含まれるが、院外処方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、院外処方が院内処方よりも高くなる。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。

このような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 か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ている。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が異常に多いのは、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、翌年 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、問題はあっても集計量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⁶。また、最近では大量の横断面のレセプト

⁴ 2 対 2 に候補が分かれたときには接続を見送った。

⁵ 調剤レセプトの接続に成功した割合は、北海道は 93%、千葉県は 93%、長野県は 88%、福岡県は 93%である。

⁶ 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

データを利用した研究も実施されている⁷。しかし、集計量では個別の情報が失われてしまう。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。また、横断面分析ではエピソードの一部のレセプト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⁸。

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平均化することなくそのまま分析することができるのが最大の利点である。また、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か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できることもこれまでのデータセットに比較して有効である。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部分もふくまれる。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治療費の比較はできないからである。

3 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。医師がもっているような診断や治療方法に関する情報が患者には欠けているからである。受診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

(1999)「医師の参入規制と医療サービス支出」『医療と社会』9がある。

⁷ 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。

⁸ 初診月のレセプトに着目した研究では、岸田研作(2001)「医師誘発需要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、利用して鈴木玲子(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。

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、医師人口比率の増加という競争条件の変化を明示的に取り入れることがおおい。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、医師の増加はサービスの価格を引き下げ、医療支出を低下させる。その結果、医師一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、医師数の増加が需要を誘発するというわけである。ただし、医師が情報の非対称性を利用して需要を誘発するという仮説自体には医師人口比率は必ずしも必要ではない⁹。

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人口比率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。

【内生性】

市場を標本単位として分析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。その結果、医師数と人口は独立ではなく、医師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¹⁰。

【アクセスコスト】

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。結果的には医療機関人口比率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、

⁹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。

¹⁰ D. Dranove and P. Wehner(1994), "Physician-Induced Demand for Childbirths," *Journal of Health Economics*, 13(1)

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¹¹。一部負担が小さい場合には、受診にともなう時間コストが機会費用に占める割合が大きくなる。

【医療圏の定義】

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おおいが、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¹²。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38000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である5万にすらとどかない。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、特殊な治療のために大きく移動する場合もあることを考慮すれば、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、分析の単位を医療圏ではなく、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。医療圏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。そこで本論文では、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、個人の受診決定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受診行動への影響を調べるために、患者の受診行動を次の2段階に分離し、それぞれの段階で医療機関人口比率が影響を及ぼすかどうかを分析する。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。

¹¹ J. Escarce(1992), "Explaining the Association between the Surgeon Supply and Utilization," Inquiry, 29 や G Wilensky and L. Rossiter(1983), "The Relative Importance of Physician-Induced Demand in the demand for Medical Care," The Milbank Memorial Fund Quarterly, 61

¹² 外来一般被保険者。

医療機関人口比率の増加が患者の機会費用を引き下げれば需要量が増加する。この需要量の増加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。実際の推定ではエピソードを開始した被保険者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。推定値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。実際の推定ではエピソードあたりの治療費や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ているかどうかを推定する。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り、医療機関人口比率の上昇によって需要が引き起こされたことになる。

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、外来の医療圏は広くないはずである。しかし、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。反対に、人口規模の大きな地域では、医療圏が行政区分に収まるため越境は発生しにくくなると予想される。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。使用するデータセットから患者の居住する市町村を保険者から正確に把握することができる。しかし、残念なが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、越境の頻度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、近隣の市町村の医療機関人口比率、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。

4 データセットと推定方法

すでにみたように 1997 年度の 12 か月分の支払い業務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、支払業務データはおもに保険給付を調査対象としているため、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ず、各時点での加入者数を正確には把握できない。実際 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¹³よりも多くなる場合がある。これは、被保険者が年度間を通じて一定ではなく、他の保険制度との間で出入りがあるからである。しかし、1997 年 9 月 30 日現在

¹³ 年齢階級別の被保険者数については 4 道県のご協力をいただきました。

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。

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予想されるからである。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母集団から除外した。

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か月以内で終了したエピソードの中から、調剤レセプトがあまりなく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、開始したエピソードのほとんどは短期間に終了すること、また、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、調剤レセプトが完全に接合されていない個人は、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。

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。エピソードデータに含まれる被保険者に関する変数は市町村・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。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、受診開始確率の推定値と見なすことができる。そこで、市町村・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最小二乗法を適用した。

それぞれの変数の説明は表2と表3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ふくまれる。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種類の薬剤を処方した場合と、薬剤を処方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る。基本統計量は表4と表5に示されている。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。

5 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 ともに正で統計的に有意である。つまり、患者の居住する市町村の医療機関人口比率が増加しても、また、同じ2次医療圏のことなる市町村の医療機関人口比率が増加しても受診開始比率は増加する¹⁴。これらの結果から医療機関人口比率が増加することによるアクセスコストの低下は患者の受診開始確率を高めることが確かめられた。表7のはじめの2列は表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%の増加は受診開始確率を0.018%増加させる。また医療機関人口比率 b の1%の増加は受診開始確率を0.015%増加させる。

20歳代をベースとした年齢ダミーの推定値はどれも負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開始確率は逓減する。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、急性疾患の治療が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。北海道をベースとした都道府県ダミーはいずれも正で統計的に有意である。係数の大きさは長野県・千葉県・福岡県の順で、福岡県では北海道に比べて0.037%受診開始確率が高い。

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。全サンプルの推定結果によれば、患者の受診開始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、市町村の人口規模を5000人以上、1万人以上、2万人以上、3万人以上、4万人以上などにかえながら、全サンプルと同じように推定した。

¹⁴ なお、医療機関人口比率 a と医療機関人口比率 b の相関係数は0.18で深刻な多重共線性は認められなかった。

その結果、5千人以上と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 の推定値は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 の推定値だけが統計的に有意で、医療機関人口比率 b の推定値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、人口2万人未満では居住地の医療機関人口比率 a は有意ではなく、近隣の医療機関人口比率 b 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。しかし、医療圏を特定することができないため、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)を加える。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)¹⁵にしたがってt値を計算している。なお、統計的に有意な推定値では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、97年9月または10月に開始し3か月以内に治療を終了した外来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推定したものである。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。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するという、医師誘発需要仮説が支持される結果がえられた。なお、説明変数は対数変換された治療費であるから、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。

¹⁵ H. White(1980), "A Heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity," *Econometrica*, 48

性別ダミーは女性の治療費は男性よりも有意に少なく、20歳代をベースとした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。病院ダミーの推定値から、病院での治療費が診療所での治療費よりも高く、総合病院での治療はいっそう治療費がかかる。院外処方ダミーの推定値は正で治療費は院外処方が院内処方以外を上回る。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ことがわかる。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、97年9月または10月に開始し3か月以内に治療を終了した外来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推定したものである。2万人以上の市町村でも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するという結果がえられた。なお、説明変数は対数変換された受診日数であるから、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受診日数は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受診日数は0.13%上昇することになる。

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、20歳代をベースとした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、薬剤一部負担ダミーから薬剤を1種類以上処方されると受診日数が長くなる。北海道をベースとした都道府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。

6 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患者による受診開始の意思決定にも、医療機関による1エピソードあたりの治療費や受診日数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、医師が需要を誘発したわけではない。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。また、第一段階・第二段階ともに医療機関人口比率の推定値は正であるから、医療機関人口比率の増加は医療費を増加させる要因である。

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%の増加は受診日数を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%の増加は受診日数を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、医療機関人口比率の増加は受診日数・治療費をともに誘発するものの、受診日数の増加ほど治療費を増加させないことを意味している。言い換えると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2論文と一致する。一方、本論文では第2段階で医師誘発需要仮説を支持する結果をえたが、2論文は医師誘発需要仮説を否定する結果をえている。推定結果は使用したデータセットに依存する可能性を否定できない。本論文ではエピソード単位の治療費そのものを非説明変数とし、直接的に医療機関人口比率の影響を推定している。この方法はエピソードデータであるからこそできる選択である。これに対して、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、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。両者に共通するのは医療費を初診件数と1件あたりの治療費に分解し、間接的に1件あたりの治療費への効果を推定している点である。第二段階の推定結果には、推定方法が影響している可能性もある。

7 まとめ

この論文の目的は1997年度の国民健康保険の支払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、第二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、従来は集計量の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、より受診行動にちか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。

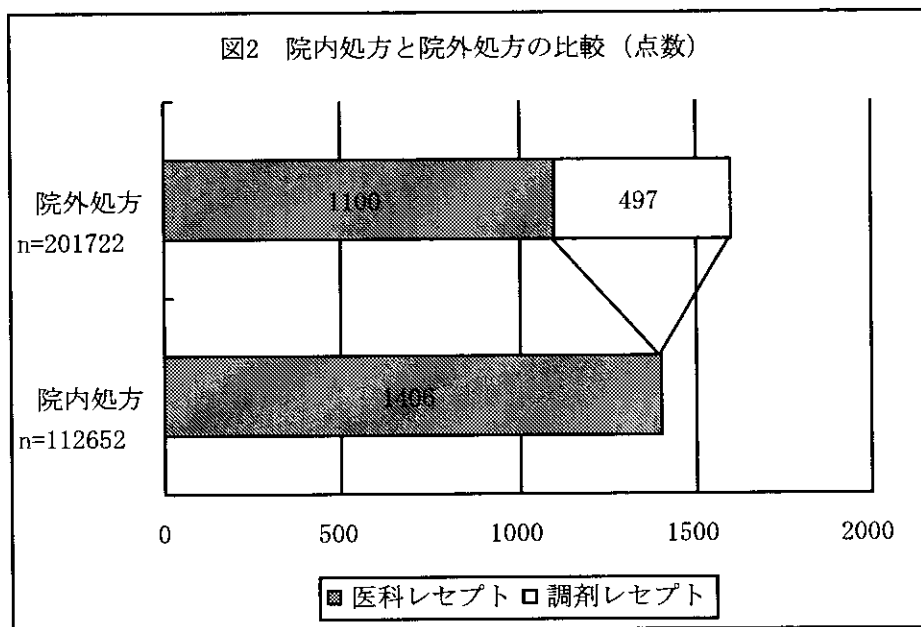
図1 エピソードの作成方法



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
97.0	369,95												
4	5	91,314	59,320	49,844	31,317	24,620	22,286	17,449	20,140	19,762	42,789	365,414	1,114,210
97.0		282,86											
5		6	58,575	30,203	23,572	13,082	10,489	7,378	7,132	7,155	14,469	42,668	497,589
97.0			264,37										
6			8	50,564	21,973	19,189	10,282	6,390	6,338	4,822	7,775	22,716	414,427
97.0				236,06									
7				3	42,166	18,916	16,382	7,248	6,052	4,995	6,269	18,210	356,301
97.0					214,67								
8					5	39,180	17,668	12,309	7,711	5,508	7,524	19,608	324,183
97.0						213,64							
9						5	41,580	16,702	16,498	8,978	11,378	25,222	334,003
							230,78						
97.10							0	39,965	23,079	20,077	17,829	34,390	366,120
97.11								192,961	39,750	19,768	27,090	34,999	314,568
									225,96				
97.12									9	37,154	34,593	57,045	354,761
										244,32			
98.01										0	59,315	63,266	366,901
98.0											315,10		
2											4	102,960	418,064
98.0													
3												380,911	380,911
	369,95	374,18	382,27	366,67	333,70	328,63	349,46	300,40	352,66	372,53	544,13	1,167,40	5,242,03
合計	5	0	3	4	3	2	7	2	9	9	5	9	8

注:エピソードの作成方法は本文参照.



注:推定方法は本文参照.

表 2 第一段階

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
北海道ダミー	北海道=1, その他=0
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

*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 第二段階

被説明変数	
エピソードあたり治療費	外来のみのエピソードで院外処方の場合には調剤レセプトも含む。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	総合病医院以外=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)
北海道ダミー	北海道=1, その他=0
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

*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			
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					