

- 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.

## 患者の受診パターンの変化に関する分析\*

泉 田 信 行<sup>†</sup>

本稿はこれまで行われてきた医療需要関数の推定について医療機関受診選択と受診形態の選択を分離して検討することにより、医療費自己負担引き上げの効果が与える効果をより広範に捕捉しようとするものである。

健康保険組合のレセプトデータをエピソード単位に集計し、継続的に受診している患者ではなく、1997年9月の自己負担引き上げにより新規に医療機関を受診する患者の受診確率、ならびに患者の受診選択（外来・外来経由の入院・直接入院）がどのように変化したかを実証的に検討した。

分析の結果、自己負担引き上げは医療機関受診の意思決定に対しては新規の受診確率を引き下げの影響を与えていたが、受診形態の選択については有意な効果を与えていないことが明らかになった。これは制度改定によって医療機関自体には受診する確率は小さくなるが、一旦受診した患者が外来よりも「外来経由の入院」や「直接入院」を統計的に有意に選択する可能性がないことを示した。この結果は制度改定により、「医療機関受診を諦めた結果、入院が必要となるほど重症になってから医療機関受診する」という可能性が統計的には存在するとは言えないことを意味している。

被扶養者をベースラインにした difference in difference 法による分析と被保険者だけをサンプルにして改定ダミー変数によって制度改正の効果を測定する分析を比較したところ、分析対象期間が短期の場合には異なる結果を与えるが、分析対象期間が長くなるにつれて似た結果が与えられる傾向が見られた。

キーワード 自己負担引き上げの効果, レセプトデータ, エピソード, 新規の受診確率

### 1. はじめに

医療費の増嵩による負担増に対応する様々な政策が行われている。患者サイドに対する政策である自己負担率の引き上げや供給サイドに対する政策である診療報酬（及びそれに関連する施策）の改訂などである。前者については1997年9月及び2003年4月の健康保険被保険者の自己負担率引き上げ等があげられる。後者については入院診療報酬について平均在院日数によって報酬を変化させる算定方法等があげられる。

このような政策が医療費をコントロールする効果を持ち得るかについては様々な研究が行われて

\* 本稿を故鶴田忠彦教授の御霊前に捧ぐ。故鶴田教授には筆者が研究者の道を歩み始めた時から公私両面にわたり叱咤激励して戴いた。生前のご恩顧に些かばかりでもお礼ができれば幸いである。本研究は厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業厚生労働省厚生科学研究政策科学推進研究事業「生活習慣と健康、医療消費に関するマイクロ計量分析」（主任研究者：小椋正立法政大学教授）において行われている研究の一部である。本研究の前身をなす研究に関する鈴木亘助教授（東京学芸大学）のコメントは大変有益であった。記してお礼申し上げる。本研究の内容は当該研究班及び筆者の所属する組織、もしくは補助金の支出元の意見を代表するものではない。もちろん本稿に含まれる誤りは筆者のみに帰すべきものである。

<sup>†</sup> 国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用分析研究部

きた。特に患者自己負担率の改訂については最近特に活発に研究が行われてきている。当初は、集計データによる医療需要の分析、田中・西村(1984)、西村(1987)、小椋(1990)、藤野(1997)、中西(2000)等が行われてきた。しかしながら集計データを用いた分析には、Newhouse, Phelps and Marquis(1980)による指摘にもあるとおり、推定値に歪みを生じる可能性がある。このため、個票データの使用による医療需要の分析は学術的観点から必要性が高まり、他方、医療費の効率的な使用についての検討が政策的な観点から必要とされるようになった。こうした環境において、レセプト個票データによる医療需要の経済学的分析が、鴫田他(2000)、吉田・伊藤(2000)、をきっかけとして進められることとなった<sup>1)</sup>、<sup>2)</sup>。

レセプトデータによる医療費の分析は、近年は鴫田教授を中心とするグループにおいて特に精力的に行われてきた。鴫田他(2002)は健康保険組合のレセプト個票データを用いて1997年の患者自己負担の引き上げの効果を記述統計的な方法と計量経済学的方法の双方から明らかにしている。彼らは制度改正直前と直後3ヶ月間のデータを用いて、記述統計的方法からは13.5%の医療費削減効果が、計量経済学的方法からは(改訂前の医療費平均値1314.6点で評価すると)5.48%の医療費削減効果が、それぞれ被保険者本人について、あったとしている。

増原他(2002)は国保医療費データ及び健保医療費データを用いて個人の医療費リスク構造について様々な角度からの分析を行っている。彼らの分析のうち特筆すべき点は、慢性疾患に罹患して継続的に医療機関に受診している患者について自己負担率が変化した場合、医療需要がどの程度変化するかを測定している点である。彼らは健康保険加入から老人保健の適用に移行すると自己負担率が20%ポイント程低下し、5,000円の医療費の増加をもたらすことを明らかにしている。この分析はそれまで慢性疾患罹患患者もその他の患者も区

別しないで分析してきた流れから一步踏み出した研究と言えよう。それゆえ、継続的に受診しているわけではない患者のみを取り出して、彼らが自己負担引き上げによってどのように反応するかを分析することが残された課題であると思われる。

鴫田教授のグループは推定方法の改善も取り組んだ。増原(2003)は上で述べた増原他(2002)の問題意識の一部をより焦点を絞って分析したものである。健保加入者が老人保健適用に移行することで受診日数が11.9日程度増加することを示し

<sup>1)</sup> レセプト個票データによる医療費の分析は当初公衆衛生学者がリードした分野であった。小地域における医療費の動向に関する素朴な分析が行われた。このようなレセプトを収集して行った分析のひとつの到達点は公衆衛生振興会(1997)に見られる研究事業である。この研究事業が医療費パネルデータを日本で最初に構築した。この研究事業の成果として極めて重要なものに府川(1998)による終末期医療費の分析がある。しかしながらパネルデータの構築は非常にコストがかかることもあり、基本的には厚生省統計情報部(当時)が作成している「社会医療診療行為別調査報告」や「患者調査」を用いた分析が行われていた。レセプトデータである「社会医療調査」を用いた分析には池上(1996)、河合・丸山(2000)等がある。単発的に膨大なレセプト個票データを作成、利用した研究に地域差研究会編(2001)がある。経済学者がリードして作成した医療費データは鴫田他(2000)にまとめられている国保4道県データが嚆矢である。同時期に吉田・伊藤(2000)が用いた健康保険組合加入者の医療費パネルデータが作成されている。

<sup>2)</sup> 個票データは医療需要関数の分析に用いられる以外にも様々な情報をもたらしてくれる。今野(2003)はレセプト個票データを年齢階級別に集計し、それに基づいて個人が一生で医療費をどの程度使用するのか、その「生涯医療費」が国保加入者と健保加入者で格差が存在することを示した。細谷他(2002)は地域差研究会編(2001)で行った医療費の地域差を特定の傷病についてより詳細に分析している。レセプト個票データのこのような使用法のひとつの到達点は2002年に刊行された「季刊社会保障研究」38巻1号である。この号では鴫田教授を主査として、「医療経済学における情報利用の拡大」と題し、レセプト個票データの様々な利用法がここで紹介する論文以外によって紹介されている。

ている。増原・村瀬（2003）は、外来薬剤費一部負担撤廃の効果を組合健康保険の調剤と外来のレセプト個票データによって分析し、制度廃止の限界効果は調剤で0.1～0.6日、外来は-0.5～0.4日であったとしている。

このふたつの論文の特徴は Finite Mixture モデルを用いた分析を消費者主権的需要に基づく分析とみなし、hurdle モデルを用いた意思決定を二段階に分けた分析を principal agent 仮説に基づく分析と見なしている点にある<sup>3)</sup>。二段階の分析の場合、第一段階の受診するか否かについてのみ消費者による意思決定が可能であり、第二段階の何日受診するか、という点については医師の判断に強く依存するという状況を前提にしているためであるとしている<sup>4)</sup>。

<sup>3)</sup> 意思決定を二段階に分けた研究としては、Pohlmeier and Ulrich (1995), Gerdtham (1997), Santos and Windmeijer (2001) 等があげられる。TPM と LCM を比較する分析は幾つか存在し、Deb and Trivedi (1997), Gerdtham and Trivedi (2001), Deb and Trivedi (2002) は LCM を、Jemernez-Martin, Labeaga and Matinez-Granado (2002) は TPM を、それぞれ他方よりも好ましいものとしている。

日本のレセプトデータについて Two-Part モデルを適用した研究には、吉田・伊藤 (2000), Yoshida and Takagi (2002) 等がある。他方、Finite Mixture モデルを用いた最初の分析は大日 (2002) である。

<sup>4)</sup> ただし、二段階の意思決定を行うことそれ自体が医師からのコントロールを受ける principal agent 仮説に基づく分析であると見なすのはいささか早計であるように思われる。そのひとつの理由は、個人の傷病に関する情報が存在しない状態での第一段階での意思決定と医師から情報を得た後の第二段階の意思決定が分離されること自体によって、個人の意思決定が医師のコントロールを受けているとは言い難い点である。また、第二段階において医師から情報を得て意思決定をすることは情報の非対称性が存在することを意味するが、そのことがすぐに患者の消費者主権が確保されていないことを意味するわけではない。このふたつの理由から Finite Mixture モデルを用いた分析と hurdle モデルを用いた分析に、統計的な手法の違い以上の意味を持たせるべきではないように思われる。

これらの医療需要関数の分析は外来受診行動のみを分析するものであったり、入院と外来に分けて医療需要関数を推定するものであった。しかしながら医療費の自己負担引き上げ政策は相対的に高い医療費となる入院から外来へ医療需要の形態を変化させる可能性もある。この点を踏まえると、入院と外来の関係を導入した分析を行う必要がある。そこで、本稿においては組合健康保険のレセプトデータを患者ごとに連結することによりエピソードを作成し、外来医療と入院医療の関係を踏まえて制度改定の効果を実証的に明らかにする。

これまで利用されてきた1月単位のレセプトデータでは一連の医療提供の流れから一部分を切り取って観察することになる。すると前月に受診した患者が今月も受診する場合と今月から新規に受診する場合を同等に扱うことになる。前月受診した者と今月から受診する者では受診日数・医療費・受診行動が異なることは明らかであり、両者を区別した分析をするべきであろう。

本稿で利用するエピソードデータは、山田 (2002) によって詳しく説明されているように、連続的に受診している場合を一連の治療行為の継続と見なし、診療の開始から終了までを1つの受診単位として作成される。この方法によると前月から引き続き受診している場合には新規の受診とは見なされない。よって、新規受診の受診率（エピソードの発現率）は通常受診率よりも小さくなる。これにより、慢性疾患の罹患により長期間受診する患者について、あたかも毎月新規に受診が開始されているかのように取り扱うことをやめることを意味することになる。上述の通り、増原他 (2002) によって制度改正前後で連続的に受診している患者についての制度改定効果の分析は行われた。しかしながら、制度改正前後で新規に受診を開始する患者の動向については未だ分析が行われていない。

データをエピソード化する別の利点は上述の入院と外来の関係性を考える一助となり得る点であ

る。山田(2002)では外来レセプトのみによってエピソードデータを作成していたが、入院受診も含めたエピソード化も可能である。これにより入院と外来の代替を考慮に入れた分析が可能になる。

制度改定による効果の測定はダミー変数による。「制度改定ダミー」変数は制度改定の前後の期間において医療需要がどの程度変化したかを測定するものである。鶴田他(2000),吉田・伊藤(2000),鶴田他(2002)のように制度改定ダミーを素朴に利用する方法や(制度改定の対象となる)健保被保険者だけにサンプルを限定した上で制度改定ダミーを導入する方法がある。他方, Kan and Suzuki(2004)のように(制度改定の対象ではない)家族を比較群として制度改定ダミーと被保険者本人ダミーのクロス項によって制度改訂後の本人の行動変容を測定する方法もある。

両者の方法は一長一短である。素朴な方法の場合, 彼らが分析対象としている1997年9月に行われた自己負担率1割引き上げの効果を過大に推定する可能性がある。同時に外来薬剤一部負担制度が導入されているためその効果も含めてしまうためである。他方, クロス項によって効果を測定する場合, 比較群となる家族がそもそも本人の比較群として適切なのか, という点は必ずしも明らかではない。企業に雇用されている被保険者と基本的に労働していないと考えられる被扶養者は医療受診について異質なグループである可能性がある。現実的には同質なグループについて保険料を変化させる実験は不可能であるため, いずれかの方法によって効果を推定しなければならない。本稿では双方の方法によって効果を測定することとする。

制度改定の効果を測定するために何を計測するか, という点は非常に重要である。医療費, 受診日数, 受診確率のいずれかの変化を測定することとなる。本稿では受診確率について制度改定の効果を測定することとする。医療機関の受診選択は, 救急の場合を除けば, 個人の意思決定による。入院するか否か, 何日通院するか, については個人

の選択の部分もあるが, 傷病やその重症度による部分も大きい。それゆえ, 制度改定が効果を与えるのは患者の受診選択の部分であると論理的には考えられる。しかしながら, 外来受診で済ませるか入院して治療するか, といった選択に実際影響を与えているか否かについても確認する必要がある。上述の通り, 制度改定によって個人が受診行動を変える可能性は入院と外来の代替の場面でもあり得るからである。

以上の議論から我々が解決すべき課題として以下の点があげられる。①新規受診を開始する患者に対する制度改定効果を測定する必要がある。②入院と外来の関係を考慮した医療需要関数の推定をする必要がある。③特に, 制度改定によって外来と入院の受診パターンが変化したか否かを検討する必要がある。④制度改定の効果はふたつの方法で測定する必要がある。

本稿では, 上記の課題を解決すべく患者の医療需要についての実証的分析を行った。分析の結果, 患者自己負担の引き上げは医療機関受診の意思決定に対しては負の影響を与えていたが, 受診形態の選択については有意な効果を与えていないことが明らかになった。この結果は制度改定により, 「医療機関受診を諦めた結果, 入院が必要となるほど重症になってから医療機関受診する」という可能性が統計的には存在するとは言えないことを意味している。被扶養者をベースラインにした difference in difference 法と被保険者だけをサンプルにして改定ダミー変数によって制度改正の効果を測定する分析を比較したところ, 分析対象期間が短期の場合には異なる結果を与えるが, 分析対象期間が長くなるにつれて似た結果が与えられる傾向が見られた。

本稿は以下において次のように構成される。次節においては分析の概念的な枠組みが与えられる。第3節においてはデータの概要が示される。第4節においては分析結果が与えられる。最後の節では結語が与えられる。

## 2. 患者の受診行動

患者の受診行動についてはこれまで医療需要関数という形態で分析されてきたが、入院治療と外来治療の関係を考慮した分析を試みる。入院治療と外来治療のひとつの違いは入院医療が必要な場合は傷病が相対的に重い場合であることが指摘できる。他方、外来通院を続けることも入院治療をすることも他のことができなくなるという点では(程度の差こそあれ)機会費用が存在するという意味では似た性質を持つ。

医療機関を受診した患者がどのような医療を受けるかは医学的な判断によるものと考えられる。それゆえ、患者が医療機関を受診した結果、外来で治療を行うか、期間をおいて入院するか、もしくは外来受診時にそのまま入院(以下、このケースを「直接入院」とよぶ。)するかはひとえに症状の重症度によると考えられる。他方、医療機関を受診については、事情が異なる。患者が自分自身で医学的な判断を行って受診するというよりは症状を我慢することや医療機関を受診することの機会費用を考量して受診の判断をしていると考えられる。

これらの点から、外来医療と入院医療の選択については傷病やその重症度に影響されていると考えることが自然であろう。そこで、あるひとつの傷病のみ存在する世界を想定し、ある患者がそれに罹患している状況を考える。その重症度は  $s$  によって測られるとする。症状の重症度  $s$  が健康水準  $h$  に依存し、患者の健康水準が患者が選択する治療方法  $c$  に依存するものとすれば、症状の重症度  $s$  は  $s(h(c))$  として表現される。 $s(h(c))$ ,  $h$ ,  $c$  が数値で測定できるとし、それぞれの数値が大きいくほど「重症度が重い」、「健康水準が高い」、「濃密な治療を行う」とすれば、次のように仮定することは自然である。

$$\frac{\partial s}{\partial h} < 0, \frac{\partial^2 s}{\partial h^2} < 0 \quad (1)$$

$$\frac{\partial h}{\partial c} > 0, \frac{\partial^2 h}{\partial c^2} < 0 \quad (2)$$

つまり、健康水準が低いほど症状が重く、濃密な治療法を行うほど症状が軽快するという仮定である。

個人は所得  $y$  と症状の重症度  $s$  から効用を得るものとする。所得  $y$  は初期賦存として与えられている所得  $\bar{y}$  から選択した治療方法  $c$  に応じた金銭的費用  $w(c)$  を差し引くことによって得られるものとする。つまり  $y = \bar{y} - w(c)$  である。効用関数が健康水準と所得によって決定されると想定すれば、効用を最大にする治療方法  $c^*$  は

$$c^* = \operatorname{argmax} u(s(h, c), \bar{y} - w(c)) \quad (3)$$

として表現される。

しかしながら上記のモデルにおいては患者は症状  $s$  を観察することを通じて健康水準  $h$  の情報を得、効用を最大化するように治療法  $c$  を選択している。しかしながら、実際には患者は症状  $s$  を感じることはできても自分自身の医学的な健康水準  $h$  を明確に認知していると考え難いことは困難である。患者自身は  $s$  を観察した場合の  $h$  の分布  $f(h: \bar{s})$  しか知らない場合を想定する方が自然であると考えられる。この場合、(3)の定式化は

$$c^* = \operatorname{argmax} \int f(h: \bar{s}) u(s(\bar{h}, \bar{c}), \bar{y} - w(\bar{c})) \quad (4)$$

と書き換えられる。

(4)式は個人が危険回避的である等の通常的前提を効用関数に対して与えれば最適解を持ち得る。その時、選択される治療方法  $c^*$  は症状やその重症度  $s$ 、機会費用  $w$ 、所得水準  $\bar{y}$  によって影響を受ける。

いずれにせよ重要であるのはこの時点での患者の選択は自己の健康水準について症状の重症度から判断しているという意味で不確実性が存在することである。このため、医療機関を受診した以降の個人の意思決定は不確実性が解消された後に変

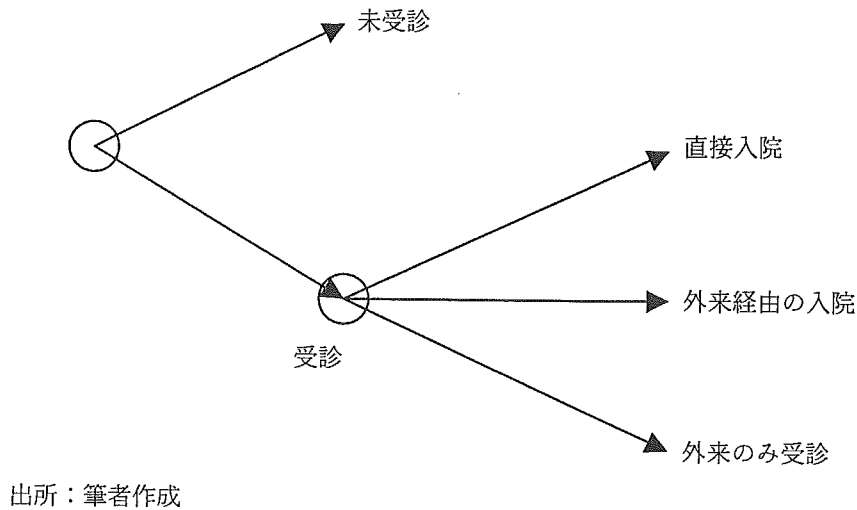


図1 個人の受診選択

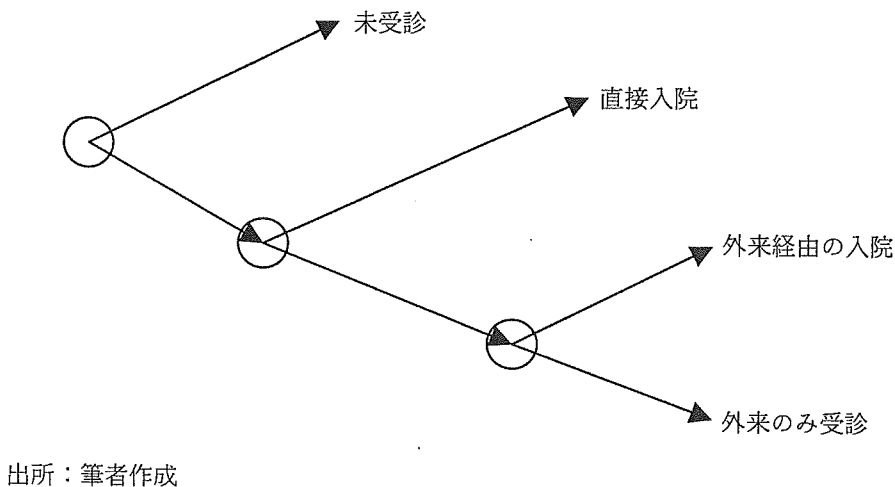


図2 個人の受診選択（別の例）

化する可能性がある。健康水準に関わる不確実性が存在する状況と解消された状況では意思決定が異なることは自然である。その意味で、患者は医療機関に関する受診と受診後の治療法の選択について段階的な意思決定を行っているとも考えられる。例えば、医療機関を受診するか否かを決定する場合には(4)式に従った意思決定を行い、受診した後に医学的な情報が利用可能になった場合には(3)式に基づいて意思決定を行うかも知れない。以下の実証分析では受診選択と受診後の治療法（外来・外来経由の入院・直接入院）の選択と二段階

で意思決定しているものとして分析を行う。

患者が二段階で意思決定を行なう場合でもその意思決定方式は幾つかのパターンに分かれるかも知れない。図1は、患者はまず医療機関を受診するか否かを決定し、医療機関を受診した場合にはどのような治療法（外来・外来経由の入院・直接入院）を選択するかを決定するという本稿で分析するタイプのものである。他方、図2に見られるように、事実上三段階の意思決定（受診・未受診の選択、外来か直接入院かの選択、外来を継続するか入院へ移行するかの選択）も考えられる。

### 3. 実証モデル

二段階の意思決定に関して本稿では受診するか否かの意思決定に関しては probit 分析, 受診した患者の治療法選択については multinomial logit モデルによって分析を行うこととする。分析にあたっては第一段階と第二段階の選択について独立に検討する。これは第一段階では患者の効用最大化行動が選択に対して支配的な影響を与えると考えられる一方, 第二段階では患者の症状やその重症度などの医学的な判断が相対的に強いウェイトを意思決定に対して与えられるからである。

患者  $i$  が医療機関を受診するか否かを表す変数  $Y_i$  について, 医療機関を受診する場合には  $Y_i = 1$ , 医療機関を受診しない場合に  $Y_i = 0$  となる二値変数とする。観察され得ない変数  $Y_i^*$  によって

$$\begin{aligned} Y_i &= 1 & \text{if} & & Y_i^* > 0 \\ Y_i &= 0 & \text{if} & & Y_i^* \leq 0 \end{aligned}$$

すれば, 分析するモデルは

$$Y_i^* = \beta x_i + \epsilon_i \quad (5)$$

となる。ただし,  $x_i$  は被説明変数 (のベクトル) であり,  $\beta$  はパラメータである。また, 誤差項  $\epsilon_i$  は標準正規分布に従うものとする。この式から  $Y_i = 1$  ならば  $-\epsilon_i < \beta x_i$  となる。 $-\epsilon_i$  の累積分布関数を  $F$  とすれば,  $x_i$  が観察された際に  $Y_i = 1$  となる確率は

$$\text{Prob}[Y_i = 1 | x_i] = F(\beta x_i) \quad (6)$$

となる。この結果, 尤度関数は

$$L = \prod_{Y_i=0} [1 - F(\beta x_i)] \prod_{Y_i=1} [F(\beta x_i)] \quad (7)$$

となる。

第二段階の推定は選択肢が, 「外来」・「外来経由の入院」・「直接入院」と3つ存在するケースである。この場合は multinomial logit モデルが分析手法の選択肢のひとつとなる。いま, 患者  $i$  が治療方法  $Z_i$  として  $j$  を選択する確率  $\text{Prob}$

( $Z_i = j$ ) が被説明変数  $w_{ij}$  及びパラメータ  $\alpha_j$  により,

$$\text{Prob}(Z_i = j) = \frac{\exp^{\alpha_j w_{ij}}}{\sum_{j=1}^3 \exp^{\alpha_j w_{ij}}} \quad (8)$$

として表されるモデルである。

このモデルは, 患者  $i$  が治療方法  $j$  を選択することは他の治療法  $k$  よりも効用が高いと考えることに出発する。治療方法  $j$  を選択する場合の効用が  $\alpha_j w_{ij} + \delta_{ij}$  によって決定されるとし, 各  $\delta_{ij}$  が i.i.d. を満たしつつ Weibull 分布に従って分布する場合に, 上記のように  $\text{Prob}(Z_i = j)$  が表現される。この結果, 尤度関数は

$$\begin{aligned} L(\alpha) &= \prod_{Z_i=1} \text{Prob}(Z_i = 1) \prod_{Z_i=2} \text{Prob}(Z_i = 2) \\ &\quad \prod_{Z_i=2} \text{Prob}(Z_i = 2) \end{aligned} \quad (9)$$

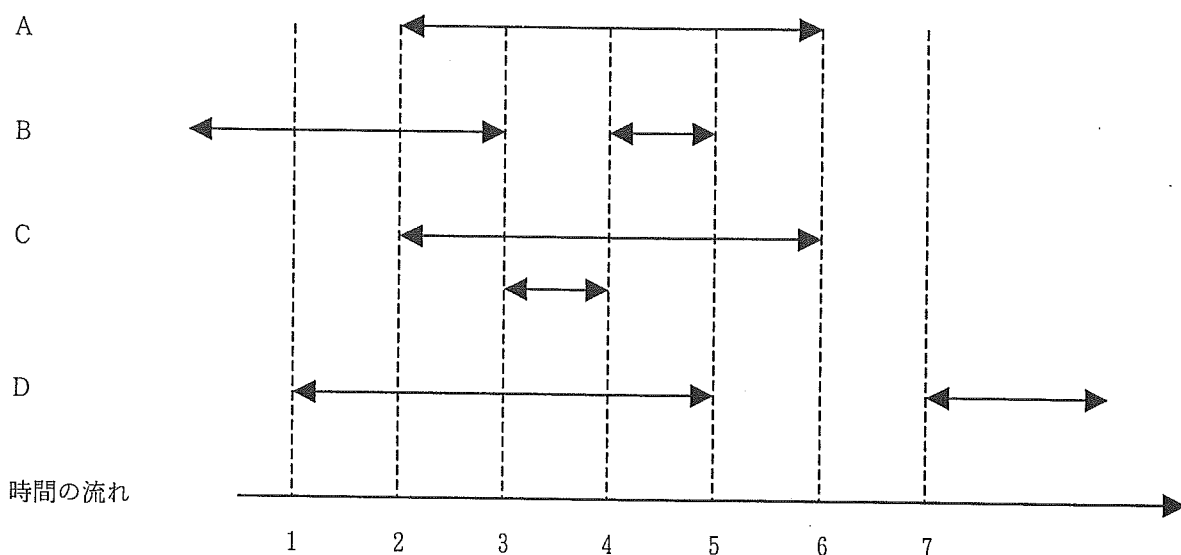
となる。ただし,  $\prod_{Z_i=j}$  は  $Z_i = j$  なる個人の人数回だけ乗算を行うことを意味する。

基準となる選択肢 ( $j = 1$ ) を選択する場合のパラメータを  $\alpha_1$  とすれば推定されるパラメータは  $\alpha_2 - \alpha_1, \alpha_3 - \alpha_1$  である。このため推定されるパラメータは, 対象となる選択肢が基準となる選択肢と比較してどの程度説明変数によって影響を受けるかを示すものとなる。

### 4. 使用するデータ

本研究で利用したデータは厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業厚生労働省厚生科学研究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」(主任研究者: 小椋正立法政大学教授) によって作成された組合健康保険加入者のレセプト個票データである。このデータは3つの健康保険組合について, 1996年度から2000年度の5年間の入院・入院外・歯科・調剤のレセプトを, 個人を認識する I.D. コードによって接続することが可能となっている。しかしながら本稿で分析するのは医療制度改革による入院受診パターンの分析であるため, 利用可能な5年分





出所：筆者作成

図3 エピソードデータの概念

のうち一部のみを利用する。

本研究ではこのデータのうち、入院、入院外及び調剤のデータを抽出して分析に用いる。個人別に入院・入院外・調剤のレセプトデータをエピソード単位に集計する。エピソード化とは山田(2002)において詳細に説明されているとおり、一月単位で発行される医療費の請求書を受診が開始されてから終了するまでの期間についてその内容を集計するものである。

エピソードの作成方法は次のとおりである。データの利用可能な期間において、ある個人のレセプトの有無を各月ごとに確認する。レセプトは1月ごとに請求されるから受診している月が個人ごとに観察される。すると図3に示されているように様々な受診パターンが考えられる。医療機関を受診した場合には横軸を左から右に1月単位で時間が進むとし、個人がある月に受診した場合、図中で点線の間を双頭の矢印で結ぶとする。例えば、個人Aは2月目から5ヶ月目まで受診をしていることを意味するものとする。個人の4ヶ月間の受診はひとつの傷病の診療開始から終了までを表し

ているものとし、エピソードとよぶことにする。

ひとつのエピソードが連続した受診を伴わない場合もあるかも知れない。個人Bは(実際は観察期間外からであるが)1月目から受診を行っており、3月目は受診を中断したものの4ヶ月目も受診している。このように受診期間に間隔が空いている場合をどのように考えるか、という点はひとつの問題点である。本稿では2月の受診間隔があった場合、一旦エピソードが終了し、異なるエピソードが(もしその後受診が観察されれば)開始されるものとした<sup>5)</sup>。このため、個人Bはひとつのエピソードのみが観察されていることになる。

観察期間中に異なる医療機関を受診した場合にはどのように取り扱うべきであろうか。異なる医

<sup>5)</sup> 山田(2002)では3ヶ月以上受診間隔が開いた場合をエピソードの終了としている。このため、本稿での分析の方がよりエピソード数を多く、ひとつのエピソードの継続期間を短く観察することとなる。いずれにせよ、エピソード作成における「決め」の問題である。診療終了の情報が請求書に記載されることによりこの問題は解決される。

療機関を受診する理由は全く異なる傷病のために医療機関を受診する（結膜炎の治療で眼科医院、腹痛の治療で内科医院といったケース）場合もあれば、同一の傷病について異なる医療機関で治療するケースも考えられる。本稿では同時期に行っている受診は全てひとつのエピソードとして取り扱う。それゆえ、個人Cの場合もひとつのエピソードとして観察される。他方、個人Dの場合にはエピソードがふたつ観察されることとなる。

このようなエピソードの作成方法を行うと観察期間の最初に多数のエピソードの開始が観察されることとなる。本稿でのデータの場合1996年4月に多数のエピソードの開始が観察されることとなる。この点を避けることもあり、本稿では1996年6月以降開始のエピソードについて分析対象とすることとした<sup>6)</sup>。

以下の分析では、受診するか否か、受診は外来受診、外来経由の入院受診、直接入院のいずれかなのかを分析することとなる。被説明変数はある月にエピソードが開始されたか否かを示す変数  $Y(1)_i \in \{0, 1\}$  と、開始されたエピソードが外来受診、外来経由の入院受診、直接入院のいずれかであることを示す変数  $Y(2)_i \in \{0, 1, 2\}$  を用いる。ある個人がある月に新規の受診した場合には  $Y(1)_i = 1$  となり、新規受診しない場合には  $Y(1)_i = 0$  となる。新規に開始されたエピソードが外来受診である場合には  $Y(2)_i = 0$ 、外来経由の入院である場合には  $Y(2)_i = 1$ 、直接入院の場合には  $Y(2)_i = 2$  となる。

説明変数は以下のものを用いている。第一段階で推定する受診するか否かの選択に関する推計式

<sup>6)</sup> エピソードが前月に開始された患者は当該月にエピソードが開始されることはない。受診選択の分析においては、この点が問題を惹起するかも知れない。このような定義的にエピソードが開始される可能性がない個人を分析対象に入れると新規受診確率を過少に推定することになるため、以下の分析では前月に受診が行われていない個人のみを分析対象としている。

では、女性ダミー変数（受診者が女性である場合に1をとる）、年齢10歳階級別ダミー変数（20歳を基準とする）、という個人の基本的な属性の変数、（対数変換された）世帯人員1人当たりの所得の対数値<sup>7)</sup>、そして世帯人員数、組合ダミー変数という社会経済的な変数を導入している。所得については所得効果の測定という側面よりは機会費用の測定を念頭に置いている。健康保険組合加入者であれば費用をまかなえずに医療受診を断念するケースはほとんどないと考えられることがその理由である。そのため、推定値は負の符号を持つことが予想される。世帯人員数変数は医療機関受診経験の世帯単位での蓄積効果を測定する。つまり、世帯人員が多いほど医療機関受診経験が世帯単位で増加し、医療機関受診の必要な場合をよりの確に判断できることが可能になるか、という点を測定する。もし的確に判断できるのであればこの変数の係数推定値は負の符号を持つことになる。組合ダミー変数は加入する保険者の違い、母胎となる企業の違いによる患者の受診傾向の違いを測定する。所属企業の違いによる機会費用の違いが反映されるものと想定している。

そして制度改革の効果をコントロールするために被保険者である場合に1をとり、被扶養者である場合に0となる被保険者ダミー変数、1997年9月以降に1となる制度改定ダミー変数を導入している。実際の制度改定の効果は被保険者ダミー変数と制度改定ダミー変数のクロス項で把握される。これは一般的には difference in difference とよばれる方法である。

医療需要関数のみならず需要関数の推定においては価格変数が導入される。しかしながら本稿での推計においては価格変数は導入しない。その理由のひとつとして、医療費の自己負担は事後精算であるから、医療機関に行ってみないと自己負担額はわからないことが指摘できる。このため、医

<sup>7)</sup> 標準報酬月額を使用している。

療機関受診を決定する際に事前に具体的な価格を意思決定の要素として個人が利用しているとは考えにくい。もうひとつには、自己の傷病について正確な情報がなければ正確な医療費は予想できず、予想される医療費によって医療機関受診を選択するとは考えにくいことも指摘できる。

推定においては上記の変数の他に傷病ダミー変数を導入する。傷病大分類に基づいて、呼吸器疾患群を基準とした傷病の違いによる受診形態の違いをコントロールする傷病ダミー変数を導入する。医療機関受診に際しては傷病は個人が知り得ない情報であるため、有意な効果をもたらさないことが予想される。他方、医療機関に一旦受診した後の受診方法の選択においては、医師の診断の下にある程度は傷病に関する情報を入手することになるため、傷病ダミー変数は有意な効果を持つ可能性がある。

## 5. 分析結果

### (1) 記述統計

計量経済学的な分析に進む前にデータの基本的な性質を確認しておこう。エピソード単位で医療機関受診内容を集計する際に以下の方法を採用した。医療費については入院・入院外・調剤の別なく全て集計した。受診日数については調剤の日数以外について集計した。調剤については外来受診と付随して発生するものであり、それ自体が独立して医療需要を示すものではないと判断できるためである。また、被扶養者と被保険者の同質性をなるべく高めるために20歳以上の個人にサンプルを限定している。このような集計方法を採用した結果、エピソードの概要は表1のとおりとなった。

上述の通り、エピソード作成の手順から観察開始期には通常よりも多くのエピソードの開始が見られる。その点と、制度改革の効果をなるべく厳密に測定するために以下のとおり、エピソードデータの一部分を抽出している。まず1997年9月以後

表1 年齢階級別サンプル数(人月)

	未受診者	受診者	外来	外来經由の入院	直接入院	合計
20歳	313797	38834	36991	1714	129	352631
30歳	244037	33124	31536	1488	100	277161
40歳	236869	27726	26773	880	73	264595
50歳	198209	26113	24793	1199	121	224322
60歳	39655	6147	5545	549	53	45802
合計	1032567	131944	125638	5830	476	1164511

出所：筆者作成

表2 開始時期別エピソード数

開始時期	受診者合計	外来	外来經由の入院	直接入院
1996年6月	5273	4995	262	16
7月	5542	5189	333	20
8月	4868	4604	244	20
9月	4778	4511	241	26
10月	5926	5669	238	19
11月	5321	5076	230	15
12月	6345	6087	234	24
1997年1月	6277	6013	245	19
2月	5351	5155	179	17
3月	6568	6325	223	20
4月	4264	4056	198	10
5月	4295	4091	187	17
1997年12月	5802	5544	244	14
1998年1月	5754	5443	287	24
1998年2月	6219	5970	228	21
1998年3月	6405	6118	262	25
1998年4月	5115	4822	266	27
1998年5月	5072	4796	256	20
1998年6月	5749	5474	252	23
1998年7月	5838	5496	321	21
1998年8月	5101	4856	225	20
1998年9月	5077	4837	220	20
1998年10月	5999	5731	251	17
1998年11月	5005	4780	204	21
合計	131944	125638	5830	476

出所：筆者作成

の、制度改革を含む3ヶ月間(1997年9月～11月)とその直前の3ヶ月間(1997年6月～8月)を取り除く。これは制度改革の直前や直後は駆け込み需要及びその反動で医療需要が大きく変化するこ

表3 入院パターン別受診日数・医療費

		度数	平均	標準偏差	最小	最大
外来経由の 入院	医療費	5830	89372.24	169396.8	113	2749029
	受診日数	5830	55.76792	79.2726	2	1234
直接入院	医療費	476	114373.2	234718.5	21	2549388
	受診日数	476	67.71639	167.4343	1	1673

出所：筆者作成

表4 記述統計表

変数名	度数	平均	標準偏差	最小	最大
新規受診選択	1164511	0.1133	0.3170	0	1
女性ダミー	1164511	0.4557	0.4980	0	1
30歳	1164511	0.2380	0.4259	0	1
40歳	1164511	0.2272	0.4190	0	1
50歳	1164511	0.1926	0.3944	0	1
60歳	1164511	0.0393	0.1944	0	1
被保険者ダミー	1164511	0.6150	0.4866	0	1
所得（対数）	1164511	5.1894	0.4903	2.912351	6.887553
制度改定ダミー	1164511	0.5064	0.5000	0	1
被保険者*制度改定	1164511	0.3111	0.4630	0	1
世帯人員数	1164511	2.7190	1.4206	1	8
B組合ダミー	1164511	0.1207	0.3258	0	1
C組合ダミー	1164511	0.2960	0.4565	0	1
傷病大分類1ダミー	1164511	0.0136	0.1158	0	1
傷病大分類2ダミー	1164511	0.0070	0.0831	0	1
傷病大分類3ダミー	1164511	0.0019	0.0441	0	1
傷病大分類4ダミー	1164511	0.0060	0.0771	0	1
傷病大分類5ダミー	1164511	0.0016	0.0397	0	1
傷病大分類6ダミー	1164511	0.0020	0.0443	0	1
傷病大分類7ダミー	1164511	0.0226	0.1487	0	1
傷病大分類8ダミー	1164511	0.0043	0.0652	0	1
傷病大分類9ダミー	1164511	0.0068	0.0824	0	1
傷病大分類11ダミー	1164511	0.0152	0.1224	0	1
傷病大分類12ダミー	1164511	0.0183	0.1340	0	1
傷病大分類13ダミー	1164511	0.0158	0.1247	0	1
傷病大分類14ダミー	1164511	0.0113	0.1057	0	1
傷病大分類15ダミー	1164511	0.0022	0.0464	0	1
傷病大分類16ダミー	1164511	0.0001	0.0100	0	1
傷病大分類17ダミー	1164511	0.0002	0.0124	0	1
傷病大分類18ダミー	1164511	0.0051	0.0712	0	1
傷病大分類19ダミー	1164511	0.0115	0.1067	0	1

出所：筆者作成

注：傷病大分類ダミー変数は分析には用いられるが推定結果表には含まれない。

とにより推定が影響を受けることを回避するためである。また、制度改革の前後の期間を長くとりすぎると他の制度改革の効果やタイムトレンドによる医療費増大の効果が分析に含まれる可能性がある。ただ、実際に制度改革からどの位の期間を観察することによって最も適切に制度改革の効果を把握することが可能になるかは不明である。このため、3ヶ月単位（改定前後3ヶ月、6ヶ月、12ヶ月）の3つの場合について分析することとした（表2を参照のこと）。

本稿で分析の対象となる患者の選択のうち、「直接入院」と「外来経由の入院」を区別する理由について述べておこう。入院エピソードが直接入院から開始されること、そのこと自体は個人の選択であり、問題ではない。しかしながら受診日数や医療費の平均は直接入院の場合の方が外来経由の入院よりも長く、高くなることがわかる（表3参照）。

外来経由の入院の方が直接入院する場合よりも医療費が平均的に安くなること理由は、後者の方がより治療の緊急性が高いため、緊急に入院を受け入れる結果、医療機関の調整コストが高まり、それが治療費用に反映されるためと考えられる。このため、緊急に入院する必要がない状態にすることにより、結果的に入院するにしても医療費をより効率的に使用することが可能になると考えられる。

このように考えてくると、自己負担率の引き上げにより外来経由の入院よりも直接入院することを選択することは患者にとって合理的行動ではないのではないか、という疑問が湧いてくる。直接入院するよりも外来経由の方が医療費が安い、ひいては自己負担額も安いわけであるから、自己負担率の引き上げにより、外来経由で入院することを選択するべきではないか、という推測である。

個人が合理的な行動を行ったとしても、医療機関を受診するまでは傷病に関する正確な情報が利用可能でないため、外来経由の入院の方が医療費

自己負担額が安かったとしても直接入院せざるを得ないような重症度まで到達してから医療機関受診をするかも知れない。制度改定がこのような結果を生み出すのであれば、医療費適正化を図る目的が却って逆の結果をもたらしかねないのである。

以下で用いる被説明変数・説明変数の記述統計は表4にまとめられている。

## (2) 基本的な分析結果

第一段階の選択に関するprobit分析による推定結果は表5のとおりである<sup>8)</sup>。女性ダミー変数は正で有意、年齢10階級別ダミー変数もそれぞれほぼ有意であった。年齢10階級別ダミー変数のうち40歳階級のものは符号が負であり、20歳階級を基準とすると医療機関への受診確率が低いことを示している。通常受診確率ではなく、新規受診確率を分析しているため、慢性疾患による継続受診者が相対的に高い割合で存在する年齢層では新規受診確率が低下するためとも考えられる。しかし50歳階級や60歳階級では推定値の符号が正である。このため、年齢と共に連続的に慢性疾患患者の割合が増えていく結果、このような推定値の符号を得ているとも言い難い。女性については被保険者であるか被扶養者であるかをコントロールした後であるので、先験的に機会費用が安いために医療機関を受診する確率が高いとは言えない。受診形態の選択の推定結果でも説明されるが女性は外来経由の入院や直接入院する確率が低い。それゆえ、医療機関受診する確率は高いが入院するほど症状が悪化してから入院するわけではないという受診パターンが想像される。ただし、これは合理的選択の結果であるとも言い切れない。生物と

<sup>8)</sup> 念のため、第一段階の選択に関する推定式においても傷病ダミー変数を導入した分析も行っている。しかしながら、血液及び造血器の疾患並びに免疫機構の障害を示すダミー変数のみが有意であったため、ここでは傷病ダミー変数を導入していない推定のみを提示する。

表5 probit 推定結果

	前後3ヵ月			前後6ヵ月			前後1年		
	推定値	t-value	dy/dx	推定値	t-value	dy/dx	推定値	t-value	dy/dx
女性ダミー	0.2206	25.19	0.0417	0.2202	35.65	0.0428	0.2194	49.48	0.0424
30歳	0.0446	5.19	0.0084	0.0408	6.73	0.0079	0.0372	8.56	0.0072
40歳	-0.0412	-4.23	-0.0076	-0.0402	-5.87	-0.0076	-0.0356	-7.28	-0.0067
50歳	0.0076	0.8	0.0014	0.0219	3.28	0.0042	0.0419	8.78	0.0081
60歳	0.0713	4.64	0.0138	0.0799	7.35	0.0160	0.1109	13.88	0.0225
所得(対数)	-0.0558	-5.75	-0.0104	-0.0412	-6.07	-0.0079	-0.0375	-7.73	-0.0071
世帯人員数	-0.0018	-0.44	-0.0003	0.0037	1.31	0.0007	0.0018	0.92	0.0004
被保険者ダミー	0.2059	16.94	0.0374	0.2181	25.75	0.0408	0.2006	33.04	0.0372
制度改定ダミー	0.0972	9.74	0.0181	0.0314	4.49	0.0060	0.0106	2.12	0.0020
被保険者*制度改定	0.0072	0.57	0.0013	-0.0246	-2.77	-0.0047	-0.0131	-2.07	-0.0025
B組合ダミー	0.0853	8.68	0.0165	0.0519	7.49	0.0102	0.0366	7.38	0.0071
C組合ダミー	0.1003	13.72	0.0192	0.0636	12.35	0.0124	0.0539	14.71	0.0104
定数項	-1.2606	-20.78		-1.2791	-30.11		-1.2843	-42.27	
obs	297451			587784			1164511		
Wald chi2(12)	1867.3			2533.95			4702.83		
Log likelihood	-102555.49			-208243.51			-409204.97		

してのヒトの性差の結果(例えば女性は男性よりも軽微な傷病にかかりやすい?), それとも女性の方が危険回避的(重症にならないように男性が受診しないような症状であっても医療機関を受診する?)であること, といった可能性も完全には否定されるわけではない。

所得については負で有意であった。所得が負の効果を持つことは以下のいずれかを含意するかも知れない。①そもそも所得の高い者は健康であるため医療機関を受診する必要がない。②所得が高い者は医療機関受診の機会費用が高いため医療機関受診をする確率が低くなる。③所得が高いことにより傷病に関するより正確な情報を収集することができるため, 受診が必要だと考える症状の範囲が狭くなる。しかしながらいずれもこれらを含意するという可能性の指摘であり, 所得と健康水準の関係性と含意についてはより厳密に分析される必要がある。

世帯人員数については有意ではなかった。他方, 所属健康保険組合ダミーについては有意性が強かった。加入する健康保険組合によって新規受診確率

に違いがあることがわかるがこれは職場を離れることの機会費用が異なることを意味していると考えられる。

以上の要因をコントロールした上で制度改革の効果を検討する。被保険者ダミー変数は正で有意であった。被保険者と被扶養者を比較した場合, 新規受診確率が被保険者の方が高いことは, 相対的に被扶養者の方が継続的な受診を行っているため新規受診確率が低いと考えるべきであろう。制度改定ダミー変数については正で有意であった。これは改訂後の新規受診確率が(被保険者・被扶養者合わせて)高まったことを意味している。しかしながら実際に制度改革の影響を受けているのは被保険者であるので, 被保険者ダミーと制度改革ダミーのクロス項で改革の効果を測定した。その結果, 制度改定直前直後の3ヶ月間を除いた, 前後3ヶ月のデータの場合には有意ではなかった。前後6ヶ月の場合, 前後1年の場合には負で有意となった。前後3ヶ月のデータで分析すると分析対象期間が制度改定前が1997年3月~5月, 制度改訂後が1997年12月~翌年2月となるため, 季節

表6 multinomial 推定結果

外来経由の入院	前後3ヵ月			前後6ヵ月			前後1年		
	推定値	t-value	exp(b)	推定値	z	exp(b)	推定値	z	exp(b)
女性ダミー	-0.5433	-5.34	0.5808	-0.6013	-8.56	0.5481	-0.6199	-12.68	0.5380
30歳	-0.0637	-0.66	0.9383	-0.0282	-0.42	0.9722	-0.0083	-0.18	0.9917
40歳	-0.1890	-1.59	0.8277	-0.1261	-1.55	0.8815	-0.1102	-1.96	0.8957
50歳	0.1605	1.56	1.1741	0.0955	1.34	1.1002	0.0697	1.39	1.0722
60歳	0.5624	4.46	1.7550	0.4927	5.57	1.6367	0.4865	7.63	1.6266
所得(対数)	-0.2584	-2.68	0.7723	-0.2474	-3.72	0.7808	-0.2198	-4.72	0.8027
世帯人員数	-0.1149	-2.67	0.8915	-0.1412	-4.71	0.8684	-0.1501	-7.07	0.8606
被保険者ダミー	-0.2181	-1.72	0.8040	-0.4036	-4.53	0.6679	-0.4548	-7.33	0.6346
制度改定ダミー	0.1514	1.44	1.1634	0.1329	1.86	1.1422	0.0224	0.45	1.0227
被保険者*制度改定	-0.0933	-0.69	0.9109	-0.0050	-0.05	0.9950	0.0371	0.58	1.0378
B組合ダミー	-0.0409	-0.39	0.9599	-0.0482	-0.66	0.9529	-0.1254	-2.4	0.8822
C組合ダミー	-0.2541	-3.22	0.7756	-0.2280	-4.18	0.7962	-0.2456	-6.5	0.7822
定数項	-2.3622	-3.9		-2.2259	-5.3		-2.2178	-7.54	
直接入院	推定値	z	exp(b)	推定値	z	exp(b)	推定値	z	exp(b)
女性ダミー	-1.0148	-2.83	0.3625	-0.8298	-3.58	0.4361	-0.5736	-3.58	0.5635
30歳	-0.0606	-0.18	0.9412	-0.0317	-0.14	0.9688	-0.0697	-0.47	0.9327
40歳	0.3505	0.92	1.4197	0.1170	0.46	1.1241	-0.2117	-1.22	0.8092
50歳	0.8793	2.67	2.4093	0.7580	3.69	2.1341	0.3191	2.22	1.3759
60歳	0.9852	2.54	2.6784	0.9773	4.01	2.6572	0.8292	4.81	2.2915
所得(対数)	-0.2820	-0.93	0.7543	-0.5002	-2.76	0.6064	-0.3619	-2.61	0.6963
世帯人員数	-0.1643	-1.34	0.8484	-0.1974	-2.35	0.8208	-0.1345	-2.23	0.8742
被保険者ダミー	-0.4555	-1.12	0.6341	-0.7225	-2.58	0.4855	-0.5521	-2.76	0.5758
制度改定ダミー	0.6697	2.06	1.9537	0.4031	2	1.4965	0.2361	1.65	1.2664
被保険者*制度改定	-1.0255	-2.47	0.3586	-0.3963	-1.49	0.6728	-0.2354	-1.26	0.7902
B組合ダミー	0.1867	0.65	1.2053	-0.1950	-0.91	0.8229	-0.0051	-0.04	0.9949
C組合ダミー	0.1026	0.47	1.1081	-0.1768	-1.13	0.8379	-0.2410	-2.14	0.7858
定数項	-3.4771	-1.85		-1.9584	-1.73		-2.7199	-3.11	
obs	32902			67467			131944		
Wald chi2(60)	27266.75			47229.71			59790.77		
Log likelihood	-4835.28			-10159.5			-20788.6		

的な影響を受けることにより推定値の有意性が低下したと考えられる。他方、制度改革は新規受診確率を低下させる効果を持っているが、前後6ヶ月の場合は同じ季節が含まれることになるので純粹に制度改定の効果、受診確率を低下させる、が観察されることになる。前後1年のデータの場合には制度改定以外の要因が含まれることにより受診確率を低下させる効果が低減すると考えられる。

次に、医療機関受診後にどのような受診パター

ンとなったかについての実証結果を検討する。multinomial logit モデルで分析しているので、推定値は基準となる選択肢との乖離について推定していることになる。基準となる選択肢は「外来受診」とした。それゆえ、「外来受診」と比較して「外来経由の入院」、「直接入院」する確率に対して説明変数がどのような効果を持っているかを推定していることになる。

表6より女性ダミーについては「外来経由の入

院]、「直接入院」双方において負で有意であった。これにより女性については男性よりも外来経由の入院も直接入院も選択しないことがわかる。先にも述べたように軽症の段階で受診する確率が高いことを意味していると思われる。年齢の効果については60歳階級は外来経由で入院する確率が高いことがわかる。また、50歳・60歳階級では直接入院する確率も高いことがわかる。このため年齢が高くなると症状が重症化する確率が高くなり、外来受診だけが選択される確率が低くなるという常識に沿った結果が得られている。

所得についてはひとつを除いた推定式で負で有意であり、所得の高いものほど外来受診を選択することを含意している。これは新規受診選択と同様に所得の高いものは機会費用が高いので、なるべく機会費用の小さい外来受診で済ませる傾向があるのかも知れない。世帯人員数変数もほぼ負で有意であり、世帯人員数が多いほど入院を選択しない傾向を示している。受診確率の分析では有意ではなかったため、医療機関受診経験に関する情報の蓄積効果は受診選択自体にではなく、入院しないようにする効果があるかも知れない。組合ダミー変数についてはC組合については外来経由の入院が行われない確率が高いと考えられる。

制度改正の効果であるが、被保険者ダミーは負で有意であり、被扶養者と比較してより外来受診を選択する傾向にあることがわかる。他方、制度改訂ダミーは直接入院の選択について正で有意となるケースが多い。これは制度改訂以降において入院の受診選択が高まる傾向があることを示している。ただし、両変数のクロスダミーによって測定される改訂の効果はほとんど統計的には有意ではなく改訂の前後によって受診形態の違いが発生していないことを示している。

なお、第二段階の受診形態の選択においては傷病ダミー変数が含まれているが紙幅の都合上掲載されていない。呼吸器疾患を基準としたダミー変数であるが、幾つかの自然な結果が得られていた。

悪性新生物ダミー変数については「外来受診」よりも「直接入院」を選択するとは統計的に有意には言えないが、「外来経由の入院」を「外来受診」よりも選択する傾向が見られた。妊娠・分娩・産じょくダミー変数については「外来受診」よりも「直接入院」や「外来経由の入院」を選択する傾向があることを示していた。これらの結果は医療機関受診に関する我々の身近な観察と一致しているものと言えよう。

これまで説明してきた multinomial logit モデルで分析についてはその限界として I.I.A. の前提条件が必ずしも満たされない可能性があることが指摘されている。I.I.A. とは Independence of Irrelevant Alternatives の略で、あるふたつの選択肢間の選択確率が他の選択肢の存在からは独立であるとの仮定である。しかしながら、類似性の強い選択肢が存在する場合には（基準となる選択肢とある選択肢の）選択が他の選択肢との選択の間で相関をもつ可能性があり、multinomial logit モデルでは正しい推定結果が得られないとの批判がある。この点について Hausman and McFadden (1984) が提案した特定化検定を行った。その結果、それぞれの推定式において特定化の誤りが構造的でないとする帰無仮説が棄却できなかった。よってここでは multinomial logit モデルの結果だけを提出する。これは次節の分析結果にも該当する。

### (3) 異なる分析方法による結果

前節の結果は difference in difference 法による分析結果であった。この分析方法は被扶養者をベースラインとして（制度改正の効果を受ける）被保険者の行動がどのように変化するかを測定するものであった。この分析が妥当性を持ったためには被保険者と被扶養者が「同質」なグループであると思なされることが必要と考えられる。しかしながら、その前提条件が満たされているかについては自明ではない。



表7 probit 推定結果

外来経由の入院	前後3ヵ月			前後6ヵ月			前後1年		
	推定値	t-value	dy/dx	推定値	t-value	dy/dx	推定値	t-value	dy/dx
女性ダミー	0.2279	20.05	0.0475	0.2349	29.3	0.0502	0.2342	41.03	0.0494
30歳	-0.0029	-0.25	-0.0006	0.0000	0	0.0000	0.0089	1.54	0.0017
40歳	-0.0746	-5.35	-0.0140	-0.0709	-7.21	-0.0137	-0.0555	-7.99	-0.0106
50歳	-0.0225	-1.63	-0.0043	-0.0061	-0.63	-0.0012	0.0225	3.28	0.0044
60歳	0.0679	3.59	0.0136	0.0798	5.97	0.0165	0.1263	12.85	0.0264
所得(対数)	-0.0315	-2.37	-0.0061	-0.0096	-1.03	-0.0019	-0.0051	-0.76	-0.0010
世帯人員数	0.0216	3.71	0.0042	0.0305	7.45	0.0060	0.0273	9.36	0.0053
制度改定ダミー	0.1044	13.46	0.0202	0.0074	1.35	0.0015	-0.0024	-0.63	-0.0005
B組合ダミー	0.0146	1.1	0.0028	-0.0055	-0.6	-0.0011	-0.0260	-3.92	-0.0050
C組合ダミー	0.0873	9.36	0.0171	0.0543	8.26	0.0109	0.0444	9.53	0.0087
定数項	-1.1985	-15.26		-1.2594	-22.86		-1.2904	-32.85	
obs	180666			357458			716187		
Wald chi2(12)	1103.78			1526.25			2962.79		
Log likelihood	-64199.455			-129967.9			-257099.5		

表8 multinomia 推定結果

外来経由の入院	前後3ヵ月			前後6ヵ月			前後1年		
	推定値	t-value	exp(b)	推定値	z	exp(b)	推定値	z	exp(b)
女性ダミー	-0.5259	-3.7	0.0000	-0.5412	-5.44	0.0000	-0.5365	-7.94	0.0000
30歳	-0.0276	-0.2	0.8420	0.0054	0.05	0.9560	-0.0284	-0.41	0.6790
40歳	0.0861	0.52	0.6030	0.1452	1.28	0.2010	0.0847	1.09	0.2770
50歳	0.3186	2.1	0.0360	0.3463	3.3	0.0010	0.2449	3.38	0.0010
60歳	0.6059	3.63	0.0000	0.6232	5.35	0.0000	0.5958	7.24	0.0000
所得(対数)	-0.2246	-1.7	0.0890	-0.1758	-1.92	0.0550	-0.1137	-1.77	0.0770
世帯人員数	-0.1122	-1.82	0.0690	-0.1125	-2.62	0.0090	-0.1042	-3.47	0.0010
制度改定ダミー	0.0573	0.67	0.5060	0.1163	1.94	0.0520	0.0646	1.57	0.1170
B組合ダミー	0.0801	0.59	0.5550	0.0680	0.71	0.4780	0.0687	1.03	0.3040
C組合ダミー	-0.2669	-2.51	0.0120	-0.2679	-3.57	0.0000	-0.3091	-5.98	0.0000
定数項	-3.0208	-3.84		-3.3502	-6.11		-3.5521	-9.28	0
直接入院	推定値	z	exp(b)	推定値	z	exp(b)	推定値	z	exp(b)
女性ダミー	-0.8018	-1.61	0.1080	-0.7810	-2.35	0.0190	-0.3890	-1.9	0.0570
30歳	-0.3542	-0.66	0.5110	-0.2167	-0.61	0.5420	-0.0356	-0.17	0.8630
40歳	0.9565	2.03	0.0420	0.7300	2.21	0.0270	0.2929	1.3	0.1920
50歳	1.3128	2.78	0.0050	1.3006	4.37	0.0000	0.7500	3.64	0.0000
60歳	1.3630	2.87	0.0040	1.3480	4	0.0000	1.1244	5	0.0000
所得(対数)	-0.3653	-0.82	0.4100	-0.6259	-2.32	0.0200	-0.3292	-1.69	0.0900
世帯人員数	-0.3147	-1.72	0.0860	-0.3533	-2.67	0.0080	-0.1808	-1.98	0.0480
制度改定ダミー	-0.3532	-1.34	0.1790	0.0085	0.05	0.9610	-0.0040	-0.03	0.9740
B組合ダミー	0.1390	0.34	0.7330	-0.3039	-0.98	0.3270	-0.0810	-0.41	0.6830
C組合ダミー	-0.0890	-0.26	0.7930	-0.2708	-1.18	0.2390	-0.3288	-2.16	0.0310
定数項	-3.2946	-1.29	0.196	-1.8636	-1.16	0.247	-3.6047	-3.11	0.002
obs	20905			42672			83828		
Wald chi2(60)	51717.88			77385.32			150022.1		
Log likelihood	-2858.33			-5871.16			-12240.7		

そこで、上記の difference in difference 法による分析を補完するために異なる方法で制度改正の効果を測定した。つまり被扶養者のサンプルを除去し、被保険者のサンプルのみで分析を行った。被保険者ダミー変数、制度改定ダミー変数と被保険者ダミー変数のクロスダミー変数を除去し、制度改定ダミーによって制度改定の効果を測定した。

表7から新規受診選択の推定においてはほとんどの変数について difference in difference 法による分析結果とほぼ同じ推定結果を得ていることがわかる。しかしながら制度改定の効果を改訂ダミー変数で測定するため、(制度改定ダミー変数の符号自体は変化しないにも関わらず)制度改定の効果は逆に正となった。そのまま解釈すれば、制度改定によって新規受診確率が增大する効果をもたらしたと考えられる(3ヶ月の比較のケース)。しかしながら、分析対象期間をより広くとっていくと制度改定ダミー変数が正の符号である有意性が低下することも観察される。それゆえ先にも述べたように、季節性の要因が大きく影響していることと考えられる。

ところで、制度改定によって被保険者の新規受診確率が増加したとするこの結果は前節の結果とも矛盾しない。つまり、制度改訂後に被保険者の新規受診確率は増大したが、その増加は被扶養者よりも有意に小さかった場合には両者の結果は両立する。

表8から受診形態の選択に関する推定においてもほとんどの変数について difference in difference 法による分析結果とほぼ同じ推定結果を得ていることがわかる。特に、制度改定の効果も有意ではないことがわかる。

## 6. 結語

本稿はこれまで行われてきた医療需要関数の推定について医療機関受診選択と受診形態の選択を分離して検討することにより、医療制度改革が与

える効果をより広範に捕捉しようとしたものである。

分析の結果、医療制度改革は医療機関受診の意思決定に対しては負の影響を与えていたが、受診形態の選択については有意な効果を与えていないことが明らかになった。これは制度改定によって医療機関自体には受診する確率は小さくなるが、一旦受診した患者が外来よりも「外来経由の入院」や「直接入院」を統計的に有意に選択する可能性がないことを示した。この結果は制度改定により、「医療機関受診を諦めた結果、入院が必要となるほど重症になってから医療機関受診する」という可能性が統計的には存在するとは言えないことを意味している。

被扶養者をベースラインにした difference in difference 法による分析と被保険者だけをサンプルにして改定ダミー変数によって制度改正の効果を測定する分析を比較したところ、分析対象期間が短期の場合には異なる結果を与えるが、分析対象期間が長くなるにつれて似た結果が与えられる傾向が見られる。これは分析期間が長いほど季節性の影響が減少することと他の制度改定の効果がより強くなることの相乗効果であると思われる。このため、いずれの方法で分析するにせよ分析対象とする期間の取り方によって分析結果が大きく変化することに留意しなければならないと考えられる。

分析に際してはエピソード単位で医療機関受診を把握しているために受診確率は新規受診確率という形で測定されている。このことは継続受診を分析の対象から外していることを意味している。新規受診の意思決定と一旦受診した患者が継続して受診するか否かの意思決定は本質的に異なっていると考えられる。前者の場合は後者の場合と比較して自己の傷病に関する情報を持たないで意思決定せざるを得ない。この点は、probit 分析において、傷病ダミー変数は新規受診行動について影響を与えていないことからわかる。他方、後

者は自己の傷病の推移についての情報を医療機関受診を通じて得ており、自己の症状の程度を把握した上で機会費用を勘案しつつ意思決定している可能性がある。いずれにせよ、意思決定時における保有情報量が異なるケースをまとめて分析することは分析の精密さを欠くことになると言えよう。本稿では継続受診者が制度改定によって医療機関受診をより短期間で終了させるか否かについては分析していないが、この点は今後検討される課題であろう。

また、difference in difference は政策効果を過大に捉えるという側面の指摘も念頭に置かねばならない(大日(2003)参照)。本人\*改定ダミー変数の限界効果が小さいことも考え合わせると、我々は医療費改定の効果についてより慎重な見方をするべきかも知れない。

さらには、モデルの中に治療日数の概念が導入されていないことである。日数を考慮に入れていないために外来・外来経由の入院・直接入院の順に治療の濃密さが濃くなっていくと単純に見なすことが可能となる。それぞれの治療法について日数を考慮すると単純にこのようなランク付けはできないかも知れない。例えば、腎不全で死亡するまで定期的に外来通院して透析を受けるケースは虫垂炎で7日間入院するケースよりも軽いと言えるか、という点である。本稿の分析ではこの点は無視しており、分析の限界となっている。

### 参考文献

- Cameron AC, Trivedi PK, Miline F and Piggott J (1988) "A Microeconomic Model of the Demand for Health Care and Health Insurance in Australia," *Review of Economic Studies*. 55 : 85-106.
- Deb P and Trivedi PK (1997) "Demand for Medical Care by the Elderly : A Finite Mixture Approach," *Journal of Applied Econometrics*. 12(3) : 313-336.
- Deb P and Trivedi PK (2002) "The Structure of Demand for Health Care : Latent Class versus Two-part Models," *Journal of Health Economics*. 21(4) : 601-625.
- Gerdtham UG (1997) "Equity in Health Care Utilization : Further Tests Based on Hurdle Models and Swedish Micro Data," *Health Economics*. 6(3) : 303-319.
- Gerdtham UG and Trivedi PK (2001) "Equity in Swedish Health Care Reconsidered : New Results Based on the Finite Mixture Model," *Health Economics*. 10(6) : 565-572.
- Hausman J and McFadden D (1984) "A Specification Test for the Multinomial Logit Model," *Econometrica*. 52 : 1219-1240.
- Jemernez-Martin S, Labeaga JM and Matinez-Granado MM (2002) "Latent Class versus Two-Part Models in the Demand for Physician Services across the European Union," *Health Economics*. 11(4) : 301-321.
- Kan M and Suzuki W (2004) "The Demand for Medical Care in Japan : Evidence from Natural Experiment," paper presented at the Annual Meeting of the Japanese Economic Association.
- Manning WG, Newhouse JP, Duan N *et al.* (1987) "Health Insurance and the Demand for Medical Care : Evidence from a Randomized Experiment," *American Economic Review*. 77(3) : 251-277.
- Mullahy J (1986) "Specification and Testing of Some Modified Count Data Models," *Journal of Econometrics*. 33(3) : 341-365.
- Newhouse JP, Phelps CE and Marquis MS (1980) "On Having Your Cake and Eating It Too : Econometric Problems in Estimating the Demand for Health Services," *Journal of Econometrics*. 13 : 365-390.
- Pohlmeier W and Ulrich V (1995) "An Econometric Model of the Two-part Decision Making Process in the Demand for Health Care," *Journal of Human Resources*. 30 : 339-361.
- Santos Silva JMC and WindmeijerFAG (2001) "Two-Part Multiple Spell Models for Health Care Demand," *Journal of Econometrics*. 104(1) : 67-89.
- Yoshida A and Takagi S (2002) "Effect of the Reform of the Social Medical Insurance System in Japan," *The Japanese Economic Review*. 53(4) : 444-465.
- 池上直己(1996)「医療費自然増の分析：検査と医薬品使用を中心として」社会保障研究所編『医療保障と医療費』193-215, 東京大学出版会
- 大日康史(2002)「高齢化の医療費への影響及び入院期間の分析」『季刊社会保障研究』38(1) : 52-66
- 大日康史編著(2003)『健康経済学』東洋経済新報社
- 小椋正立(1990)「第8章 医療需要の価格弾力性に関する

- る予備的考察」金森久雄, 伊部英男編『高齢化社会の経済学』189-210, 東京大学出版会
- 河合啓希, 丸山士行 (2000) 「包括払制導入が医療費と診療密度に及ぼした影響に関する分析」『医療経済研究』7 : 37-64
- 公衆衛生振興会 (1997) 「老人医療レセプトデータ分析事業 1996年度研究報告書」(財)公衆衛生振興会
- 今野広紀 (2003) 「生涯医療費の推計—国保・健保レセプトデータによる分析—」Discussion Paper No.174, Project on Intergenerational Equity Institute of Economic Research, Hitotsubashi University
- 田中滋, 西村万里子 (1984) 「人的資本理論に基づく医療需要の経済分析」『季刊社会保障研究』20(1) : 67-80
- 地域差研究会編 (2001) 『医療費の地域差』東洋経済新報社
- 鴫田忠彦, 山田武, 山本克也, 泉田信行, 今野広紀 (2000) 「総覧点検データによる医療需給の決定要因の分析：国民健康保険4道県について」『経済研究』51(4) : 289-300
- 鴫田忠彦, 細谷圭, 林行成, 熊本尚雄 (2002) 「レセプトデータによる医療費改定の分析」『経済研究』53(3) : 226-235
- 中西悟志 (2000) 「家計の医療サービス需要行動：動的需要関数の推定」『医療経済研究』7 : 65-75
- 西村周三 (1987) 『医療の経済分析』東洋経済新報社
- 府川哲夫 (1998) 「高齢化と老人医療費」『病院管理』35(2) : 35-47
- 藤野志朗 (1997) 「医療部門デフレータの推計 (昭和34年度—平成5年度)」『医療と社会』7(1) : 91-107
- 細谷圭, 林行成, 今野広紀, 鴫田忠彦 (2002) 「医療費格差と診療行為の標準化：腎不全レセプトデータを用いた比較分析」『医療と社会』12(2) : 121-137
- 増原宏明, 今野広紀, 比左章一, 鴫田忠彦 (2002) 「医療保険と患者の受診行動：国民健康保険と組合健康保険のレセプトによる分析」『季刊社会保障研究』38(1) : 4-13
- 増原宏明 (2003) 「老人保健制度と外来受診：組合健康保険レセプトデータによる count data 分析」Discussion Paper No.145, Project on Intergenerational Equity Institute of Economic Research, Hitotsubashi University
- 増原宏明, 村瀬邦彦 (2003) 「1999年7月老人保健適用者外来薬剤費一部負担撤廃の効果」Discussion Paper No.144, Project on Intergenerational Equity Institute of Economic Research, Hitotsubashi University
- 山田武 (2002) 「国民健康保険支払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』38(1) : 39-51
- 吉田あつし, 伊藤正一 (2000) 「健康保険制度の改正が受診行動に与えた影響」『医療経済研究』7 : 101-120

連絡先：泉田信行  
izumida@ipss.go.jp