

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 - *

2003 年 3 月

一橋大学大学院経済学研究科

増原宏明[†]

概要

本稿は、組合健康保険の診療報酬明細書（レセプトデータ）に基づく個票データを使用することにより、老人保健を間近に控えた個人が、制度適用後に受診行動を変化させるのかを分析する。レセプトデータを用いた分析に対して、しばしば指摘される重要な問題点は、レセプトは医療機関が保険者に対して医療費の請求を行ったものであるので、そのまま使用すると受診日数が0の個人を排除してしまい sample selection bias を生じるというものである。本稿はこの点に鑑みて、近年医療経済学で標準的な分析手法となった count data を用いて分析を行う。なおかつ消費者主権的な受診行動と、医師が患者の受診を決定するという principal agent 仮説を比較しつつ（Deb and Trivedi (1997, 2002)）、老人保健移行の効果を検証する。

主要な結論は以下のとおりである。（1）記述統計の結果、老人保健適用1年（半年）前後の加入者あたりの医療費は2,442.5（918.8）点上昇、診療日数は2.919（0.687）日増加する。このとき自己負担は17,617.1（9,743.5）円下落する。（2）受診日数を被説明変数にして、count data で分析を行ったところ、老健移行前後の受診行動は、principal agent 仮説よりもむしろ消費者主権的なものとなった。ただし、これには価格が重要な役割を果たす。（3）老健の限界効果は、1年（半年）間で11.870（1.173）日となり、この制度の適用を受けることで、患者の受診日数が増加することが示唆された。この論文から導かれる政策的含意とは、老人医療費をコントロールするには、自己負担率などを引き上げることにより、需要面（受診日数）も抑制する必要性があることである。

* 本稿は、文部科学省科学研究費補助金特定領域研究「世代間利害調整プロジェクト」における研究成果の一部である。本稿において、各健康保険組合のご協力により、組合健康保険レセプトデータの入手の機会を得ることが可能となった。ここに深く感謝の意を表したい。また執筆段階で、鶴田忠彦教授・浅子和美教授（以上一橋大学）、小椋正立教授（法政大学）、鈴木巨助教授（大阪大学）より有益なコメントを頂戴した。ここにあらためて感謝したい。なお本稿は筆者の個人的な意見であり、研究会を代表するものではない。当然のことながら、本稿に含まれる一切の誤謬の責任は筆者のみに帰すものである。

[†] E-mail: ged1110@srv.cc.hit-u.ac.jp

はじめに

老人保健制度（以下、老健）は昭和 58 年 2 月に、疾病の予防や健康作りを含む総合的な老人保健医療対策を推進し、同時に国民皆で公平にその費用を負担することを目的にして実施された。当初老人人口比率が低く財政的な余裕もあったため、自己負担率は低く抑えられていたが、高齢化の進展とともに次第に引き上げが実施され、現在外来が高所得者層で月額上限つき 2 割負担、低所得者層が上限つきの 1 割負担となっている。また 70 歳以上の個人に適用されるので、毎年 120 万人以上がこの恩恵を受ける。健保本人や家族の負担率よりも（高くなる個人が一部存在するが）一般的に低くなるので、もし 70 歳を迎え老健に移行することで、医療保険を過剰に需要するのならば、希少な医療資源の配分に歪みをもたらすことになる。したがって、移行の前後の受診行動を比較し、その効果を分析することは重大な意義をもつ。そこで本稿では、1996 年度から 2000 年度における 3 健康保険組合のレセプトデータとマスターデータを素材とし、老人保健を間近に控えた個人が、制度移行とともにどのように受診行動を変化させるかを分析する。

ここで、老健移行で期待される効果は以下の 2 つが考えられる。第 1 に、自己負担率の低下に伴う受診日数の増加、そして第 2 に医療費の上昇である。本稿では 2 つのうち、第 1 の効果に着目して分析を行う。その理由としては、医療費は専門性の高い医師が決定する余地が大きい、受診日数に関しては、行くか行かないかを患者は選択できるので、需要の概念として適切だと考えられるからである。

医療分析を行うにあたって留意すべき問題として、受診しなかった個人をどのようにして取り扱うかである。0 という数値は、経済学的には端点解の需要行動であり、医療保険需要において、彼らは「受診しない」ということが最適であるのだ。ある期間に 1 度も受診しない個人はかなりの割合を占め、これらを除いて分析をすることは、きわめて大きな sample selection bias を生じさせることとなる。そこで本稿では、count data を用いて分析を行う。わが国ではデータが入手しにくかったため、この種の研究は、吉田・伊藤（2000）や近藤（2002）などそれほど多くの分析がなされてはいない。老健移行の分析は、増原他（2002）が慢性疾患患者を用いて行っているが、未受診者を含めての分析を行っていない。

また医療経済学的に問題となるのが、受診行動の特定化である。つまり、患者自らが医療需要全てを選択しているのか、それとも医師によってある程度コントロールされているのかということであり、前者を消費者主権的な需要、後者は two-part decision making (TPM) 仮説ないし Principal Agent 仮説と呼ばれている。2 つの行動仮説が論じられる理由としては、医療需要が本質的に情報の非対称性を生じるのもので、市場原理が完全に機能しないとの認識から出ている。もし TPM 仮説のほうが行動原理として妥当であるならば、伝統的な需要関数の推定に基づくパラメーターを政策決定に適用することは不可能となる。count data は、2 つの仮説を統計的に比較できる推定方法であり、これに基づくことで信頼のある推定結果を得ることができる。近年 count data を用いての TPM 仮説成立の有無に関する研究が盛んになされているが (Pohlmeier and Ulrich (1996), Deb and Trivedi (1997, 2002), Santos Silva

and Windmeijer (2001), Jemernez-Martin et al. (2002)), わが国の本格的な研究は現在のところ存在しない。そこで本稿では組合健康保険レセプトデータを素材として, count data の手法で 2 つの仮説を比較し, その行動原理を明らかにし, なおかつ老健移行が与えるインパクトを精緻に分析する。

推定モデル

count data の基本モデルとしてよく用いられるのが, Poisson モデルである。これは, 被説明変数が Poisson プロセスに従うと仮定し, その生起確率が各観測値の外生変数により特徴付けられると考える推定方法である¹。ただし観測できないデータなどが存在するため, Poisson モデルに誤差項を含めた Negative Binomial (NB)モデルの方が, 一般的にモデルとしての当てはまりはよい。

1 Hurdle Negative Binomial (HNB) モデル

医師と患者の間の「情報の非対称性」により, 費用を負担する患者が医師に医療サービスの継続や状態の判断を委託するという, Principal Agent 的な意思決定仮説がある。Hurdle Negative Binomial (HNB) モデルは, この仮説を推定するモデルで, 医療機関で受診するか否か(患者側の意思決定)に関して, f_1 という分布に従って決定され², そして一度受診した後何回受診したか(医師側の意思決定)は 0 で truncate された f_2 という分布に従うと仮定される。 $y_i, i = 1, \dots, N$ を被説明変数となる count data, $\mathbf{x}_i \sim K \times 1$ を説明変数のベクトルとし, d_i を 2 項選択を表す indicator とすると, このときの尤度関数は,

$$L = \prod_{n \in \Omega_1} f_1(0)^{1-d_i} (1 - f_1(0))^{d_i} \times \prod_{n \in \Omega_2} \frac{f_2(n)}{1 - f_2(0)}$$

となる。2 項選択部分は f_1 は通常 Logit モデルと特定化される。他方 0 で truncate された NB 部分については,

$$f_2(y_i | \mathbf{x}_i, y_i > 0) = \frac{\Gamma(y_i + \nu_i)}{\Gamma(\nu_i)\Gamma(y_i + 1)} \left(\left(\frac{\nu_i + \mu_i}{\nu_i} \right)^{\nu_i} - 1 \right)^{-1} \left(\frac{\mu_i + \nu_i}{\mu_i} \right)^{y_i},$$

$\mu_i = \exp(\mathbf{x}_i' \beta_2)$, $\nu_i = \alpha_2^{-1} \mu_i^p$, $\beta_1, \beta_2 \sim K \times 1$ はパラメーターベクトルである。 $p = 1$ のとき NB1 モデル, $p = 0$ のときを NB2 モデルという。HNB モデルにおける被説明変数 y_i の平均は, $E(y_i | x_i) = ((1 - f_1(0)) / (1 - f_2(0))) \mu_i$ となる。

¹ 老健への移行を分析するには時系列情報を含むので, 一時的なマクロショックと恒常的なショックを識別する difference-in-differences (D in D) の方が望ましいといわれている。しかし多くの D in D は線形であり, 非線形の count data 推定をしたときに, 一致推定量が得られるとは証明されていない。本稿の目的は, 受診行動を比較しながら制度移行の効果を分析することであるので, D in D を用いない。

² Pohlmeier and Ulrich (1996) を参照せよ。

2 Finite Mixture (FM) モデル

Poisson や NB のアプローチは、すべてのサンプルが説明変数にコントロールされながらも、同一の分布に従うと捉えるものである。これに対して Finite Mixture (FM) モデルは、サンプルをいくつかの潜在的なサブグループに分割し、混合分布として捉える推定方法である³。ここで $\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_c$ を、あるサンプルがサブサンプル j に属する確率としよう。ただし $\sum_{j=1}^c \pi_j = 1$ である。このとき分布関数は、

$$f(y_i) = \sum_{j=1}^{c-1} \pi_j f_j(y_i) + \pi_c f_c(y_i)$$

となる⁴。そして $f_j(y_i), j = 1, 2, \dots, C$ は通常以下のような NB モデル

$$f_j(y_i | \mathbf{x}_i) = \frac{\Gamma(y_i + \nu_{j,i})}{\Gamma(\nu_{j,i})\Gamma(y_i + 1)} \left(\frac{\nu_{j,i}}{\nu_{j,i} + \mu_{j,i}} \right)^{\nu_{j,i}} \left(\frac{\mu_{j,i}}{\mu_{j,i} + \nu_{j,i}} \right)^{y_i}$$

と特定化される⁵。HNB モデルと同様に $\mu_{j,i} = \exp(\mathbf{x}_i' \beta)$ 、 $\nu_{j,i} = \alpha^{-1} \mu_{j,i}^p$ であり、 $p = 1$ のとき NB1 モデル、 $p = 0$ のときを NB2 モデルという。

Hurdle モデルは、未受診者と受診者のみを分離するが、FM モデルでは、 π_j というパラメーターによって「事後的な」low user と high user を分離することができる。医療分析において、急性疾患患者と慢性疾患患者を分離することは重要なことであるが、明示的に識別できない場合、このモデルにより潜在的な low user と high user の行動が直接観察可能となる⁶。なおかつデータ操作による sample selection bias の可能性も除去できるが、経済学的な解釈としては、需要関数に帰着するので消費者主権的な行動である。

Hurdle モデル、FM モデルのどちらを用いて推定を行うかで、医療経済学的な帰結は大きく異なる。そこで、情報量基準と適合度検定 (Goodness of Fit, GoF) を用いて、モデル選択を行うことにする。情報量基準として、AIC (Akaike's Information Criterion) と SBIC (Schwartz Bayesian Information Criterion) を用いる。

GoF とは元の分布と推定量による予測分布との乖離を測るものであり、count data のように離散分布の場合に適用しやすい検定統計量である⁷。ただしサンプルが十分に大きいと、元の分布と完全に一致するだけでなく、説明変数の分散が小さいことも必要となる。そこ

³ Deb and Trivedi (1997), Cameron and Trivedi (1998) を参照せよ。

⁴ FM モデルは、対数尤度が大域的に一意的な最大値を持たず、2 つ以上の局所的な最大値を持つことがある。本稿においては、初期値を様々にとることによって、対数尤度を最大化した。

⁵ 本稿では、low user と high user のみに関心があるので、 $j = 2$ の場合を取り上げる。これは 2 point FM モデルと呼ばれ、FM2-NB モデルと略す。

⁶ Deb and Trivedi (1997, 2002) では、アメリカの National Medical Expenditures Survey (NMES) と Rand Health Insurance Experiment (RHIE) のデータで、Hurdle モデルと FM モデルを用いた受診行動の分析をし、FM モデルを支持している。Gerdtham and Trivedi (2001) では、スウェーデンのデータを用いて、同様に FM モデルを支持している。また、Jemernez-Martin et al. (2002) は、EU 加盟国で gatekeeper 制度の有無に着目して、2 つのモデルの比較を行っている。

⁷ 帰無仮説は、元の分布と予測分布が等しいというものである。GoF に関する詳細な議論は、Andrews (1988) を参照せよ。

で本稿では、説明変数を用いない MGoF (Modified GoF) もモデル選択の材料にする (Deb and Trivedi (2002))。

データ・作成方法

本稿では健保組合 F1, F2 および F3 の 1996 年 4 月から 2001 年 3 月の外来レセプトを用いて、分析を行った⁸。データは、レセプトデータと、保険者が被保険者の加入情報をまとめたデータ (マスターデータ) からなっている。

各健保のレセプトデータについて、個人 ID 番号・世帯 ID 番号・生年月日・年齢・性別・保険種別・疾病分類コード・診療区分・受診年月・医療機関コード・決定点数・薬剤一部負担金額・老人保健一部負担金額・診療実日数・附加給付費 (F1・F2 のみ) が記載されている。マスターデータには、証記号・被保険者番号・続柄・性別・生年月日・報酬月額・資格取得年月日・資格喪失年月日が記載されている⁹。

count data の作成方法は以下のとおりである。1), マスターデータを用いて、1996 年 4 月から 2001 年 3 月までに 70 歳を迎える個人を特定化する¹⁰。2), 70 歳を期間内に迎える個人のうち、老健移行前後 6 ヶ月間加入者となっている個人と、移行前後 1 年間加入している個人を特定化する。移行前後 6 ヶ月のものを「半年基準」、1 年のものを「1 年基準」とする。3), 移行前後 6 ヶ月 (1 年) の外来・入院レセプトを抽出する¹¹。4), 入院した患者をマスターから除外し、再度マスターデータを定義しなおす¹²。5), 外来レセプトを個人ごとに集計する。6), マスターから一度も受診しなかった個人を特定化し、それらの個人に 0 の数値を割り当てる。7), 5 と 6 のデータを結合し、count data を作成する。

マスターデータの情報を用いて、性別ダミー (女性を 1 にセット)、健保組合ダミー (F2, F3 の組合に加入しているときそれぞれ 1 にセット)、老健ダミー (老人保健適用期間を 1 にセット)、標準報酬月額を作成した。さらに老人保健制度の改定の影響を探るべく、期間ダミーを作成した。

レセプトデータには、医療機関の都道府県番号が記載されている。これは医療費の地域差を測定可能であるので、1 人当たりの医療費上位と下位の都道府県を抽出し、それぞれダミー変数を作成した (定義は表 2 の注を参照せよ)。ただし、これはあくまでも医療機関所在地の情報であり、加入者の所在地情報にはならないことに注意をされたい。また、価格

⁸ それぞれ組合員が数万人以上の健保組合であり、ここでは便宜上 F1, F2, F3 と呼ぶ。

⁹ 本稿で用いられたデータのより詳しい記述は、増原他 (2002) を参照せよ。

¹⁰ 老健制度では、誕生日が 1 日の個人は、70 歳を迎えた月から、それ以外の個人は翌月から適用される。本稿では、1 日生まれが特定化できない健保組合は誕生日を 2 日と仮定した。また、老健制度は一般的に 70 歳以上であるが、一部 65 歳以上の寝たきりの個人にも特定化される。そこで、70 歳未満の老健加入者を特定できる場合は、これを除外している。

¹¹ なお重複レセプトと疑われるものは排除した。本稿では重複レセプトを、ID・受診年月・医療機関・診療区分・診療日数・決定点数・自己負担・疾病コードが同一のものと定義した。

¹² 期間内に入院した個人を除外する理由は、入院は医師の決定権が強く、個人が自由に入院の意思決定を行うとは考えにくいためである。また、入院するとある期間拘束されることになり、Poisson モデルのサンプルの単位期間が同一であるという仮定に合致しない。したがって本稿では、入院患者を除外した。

の代理変数と考えられる実質自己負担率を定義する。

$$\text{実質自己負担率} = \frac{(\text{自己負担額} - \text{公費負担} - \text{薬剤一部負担} - \text{附加給付})}{\text{決定点数} \times 10}$$

薬剤一部負担を除く理由は、一部の健保組合で捕捉不可能であったためである。したがって、一般的な実質負担率よりも低く出ていることは否めない。

マスターデータには続柄が「本人」の標準報酬月額しか記載されていない。本稿が分析対象とする 69 歳ないし 70 歳の個人というのは、通常その多くが年金所得を得ていると考えられる。また利子所得も、若年層に比して多額になるに違いない。しかしこれらを補足することは不可能であるので、ここでは本人の標準報酬しか使用しない。レセプトデータには疾病分類コードが存在するが、レセプト記載疾病名と実際罹患している疾病との間に隔たりが存在すると、しばしば指摘される。外来受診者全てを分析対象にするので、疾病分類コードの情報を使用しない。本稿では先行研究に倣い、受診日数を医療需要の代理変数と定義する。

結果

1 記述統計とモデル選択

表 1 は、老健移行前後の、加入者あたりと患者あたりの診療日数・レセプト枚数・医療費・実質自己負担率である。左に「1年基準」、右に「半年基準」のものが記載されている。診療日数は1年基準のもので、加入者（患者）あたり 19.9（31.3）日から 22.8（34.8）日とかなりの上昇がみられる。ところが、半年基準では、加入者・患者ともに、それほどの上昇はない。半年ないし1年間一度も受診しない個人の比率は、括弧内に記載されている。両基準ともこの比率は移行前後で 0.02 ポイントほど下落しており、移行によりわずかながら受診が増えることが示唆される。ただし、加齢による身体の衰えからの受診か、老健の効果かは判断することはできない。同様にレセプト枚数でも、1年基準は加入者（患者）あたり 8.9（14.0）枚から 9.6（14.6）枚と増加するが、半年基準では 4.6（7.7）枚から 4.8（7.9）枚と1年基準ほどの上昇は確認されない。

医療費に関する項目では、1年基準で医療費が加入前後で 2,442.5（3,165.7）点の上昇、実質自己負担は 17,617.1（28,287.3）円の下落、半年基準では医療費が 918.8（1,275.0）点の増加、9,743.5（16,437.1）円もの実質自己負担の減少をもたらす。同様に、1日あたり医療費、1枚当たり医療費でも、老健移行後の上昇が認められる。すなわち、老健制度は医療費の増大をもたらすということができよう。

<<表 1 挿入>>

表 2 は基本統計量である。女性ダミーの値が、各サンプルとも 0.7 とかなり高い値となっている。また F2 ダミーの値が 0.1 と低く、F3 のダミーは 0.7 とかなり高い。医療費下位

1位～5位ダミーが、1年(半年)基準で0.212(0.185)と他の都道府県ダミーに比べ高く、受診した医療機関は比較的低医療費県にあるといえる。

<<表2挿入>>

表3は情報量基準である¹³。実質自己負担率(および都道府県ダミーのレセプト記載情報から作成した変数)を推定式に含めた場合には、2つのサンプルともFM2-NB1モデルが情報量基準の観点から妥当性を持つ。パラメーターが多いにもかかわらず、hurdleモデルは、NBモデルよりも情報量としては劣る推定方法となった。しかし自己負担率を推定式から除くと、この結果は若干異なったものとなる。1年基準では、HNB2モデルがAIC・SBICともに最小値をとっており、半年基準においてはSBICでみるとHNBモデルがFMモデルを優越する結果となった¹⁴。全般的には、自己負担率を説明変数に加えたものの方が、加えていないものよりも情報量としては優越する結果となっている。

説明変数にレセプト記載情報を加えるか否かで、異なる結果が生じたが、これは以下のような理由が考えられる。第1に、受診0の個人の自己負担は計測不可能であったので、0としたことである。すなわち実質自己負担率は、定義上係数ダミーとなっているのである。HNBモデルのNB部分は1以上の受診者を用いて推定を行うので、実質自己負担率などのレセプト記載情報を説明変数として加えても、説明力が高くないと考えられる。しかしながら、0を含めた受診回数を説明変数としては説明力が高く、これが表3のFMモデルの結果に反映されている。第2に、自己負担の内生性の問題である。実質自己負担率は、受診することで定義される変数であり、とりわけ老健移行前では、高額療養費制度や附加給付制度により、頻繁に受診をする個人の自己負担率は逡減する傾向となる。すなわち、自己負担率が低いから受診を行うのではなく、受診を行った結果自己負担率が低くなったのである。しかし老健では、2000年末までは自己負担は受診日数によって決定されていたので、外生変数として扱うことができる。

<<表3挿入>>

表4は、推定式のGoFとMGoFである。2つとも、受診日数が0から19とそれ以上をとる確率で評価し、有意確率5%のcritical valueは $\chi^2(20) = 31.410$ である。自己負担率がある場合、1年基準ではHNB1モデルが、半年基準ではHNB2モデルがGoFで最小値をと

¹³ 表2の基本項目、期間ダミー、都道府県ダミー、実質自己負担率、そして各々のcross項の組み合わせから推定を行ったが、紙幅の制約から、表には2つしか掲載していない。同様にPoissonやNBの結果も掲載しない。

¹⁴ 説明変数を様々に組み合わせて推定を試みたが、レセプト記載情報、つまり実質自己負担率と都道府県ダミーを説明変数に加えた場合には、hurdleモデルがFMモデルとNBモデルよりも劣るという結果となった。

ている。とりわけ、1年基準では5%有意水準で、サンプルの分布と予測分布が異なるという帰無仮説が棄却できない。MGoFでも、hurdleモデルの予測分布の精度が高く、適合度検定だけをみるとhurdleモデルのパフォーマンスが高いが、これは情報量基準の結果と一致していない。他方自己負担率がない場合は、1年基準・半年基準ともにFM2-NB1モデルがGoFで最小値をとっている。全般的には、サンプルの多い半年基準で適合度検定のパフォーマンスが低くなっている。

<<表4挿入>>

表3と表4から、老健移行期の個人の受診行動を特定化できるのだが、自己負担率の有無や、情報量基準と適合度検定で一致していないことから、これを一意に決定するのは困難である。Jemernez-Martin et al. (2002) らに倣いAICのみで判断するならば、自己負担率がない場合の1年基準のみがhurdleモデルであり、その他は全て消費者主権的な受診行動と考えられる。したがって、principal agent 仮説が成立する可能性は小さいといえるであろう。

2 推定結果

表5は自己負担率がある場合の、そして表6はこれを除いた場合の推定結果である。行動を一意に決定するのが困難であるが、妥当性が高いと考えられるFM2-NB1モデルと、HNB2モデルの推定結果を記載し、2つのモデルを比較可能とした。HNB2モデルのhurdle部分は、「受診する」という事象を1にセットしてあり、正の係数は受診という意味決定が容易になることを意味する。

表5の自己負担率がある場合については、1年基準のFMモデルのlow userで、老健ダミーが正で有意となっている。HNB2モデルのhurdle部分は、正ではあるが有意ではない。さらに半年基準では、FMモデルのlow user, high userともに正で有意であるが、HNB2モデルではhurdle部分が負である。老健ダミーとその他の変数のクロスダミーについては、1年基準と半年基準ともにFM2-NB1モデルの女性・健保・都道府県ダミーなどであり、HNB2モデルでは、正ではあるが有意な結果となっていない。

実質自己負担率の係数がFMモデルで正、HNB2モデルでは負となっているが、これは受診0の個人を0としたためである。FMモデル・hurdleモデルともに、老健とのクロスダミーが有意で負となるケースがあり、通常の価格と同じように解釈するならば、老健移行により受診を増加させることになる。

女性ダミーについては、FMモデルのlow userが負で有意、hurdleモデルではLogit部分が負、NB部分が正で有意となっており、女性に関しては受診が少ないこと、またprincipal agent 仮説では受診が抑制的であるが、一度受診したら長期にわたり医療サービスを購入することがわかる。同様の解釈がF3ダミーでも成立する。都道府県ダミーは、FMモデルでは、low user, high userともに有意な係数が多く、とりわけhigh userでは医療費が6位~10

位の値が（受診日数が 0 の個人も含め他と比べ）低医療費県よりも高い。すなわち医療費の高い都道府県の医療機関への患者の受診日数は長くなり、地域差が存在するといえる。さらに半年基準では、これと老健のクロスダミーの係数、とりわけ low user のものが正で有意である。つまり、老健に移行することで高医療費県にある医療機関に受診した low user は日数を増加させるのである。

老人保健の限界効果に関しては、他の変数を一定とし平均値で評価した場合には、1年（半年）基準の FM モデルで 11.870（1.173）日となり、HNB2 モデルでは 1.568（-0.588）日となる¹⁵。前者が極めて高い理由は、Hurdle モデルに比べて、サンプル平均に基づく老健前の受診日数が低いからである。

次に、自己負担率を説明変数に加えない表 6 の推定結果を概観する。2つのモデルとも価格の代理変数がないので、説明力が弱く有意な係数が極めて少ない。有意なものは、定数項・女性ダミー、健保ダミーの一部と標準報酬月額などである。老健ダミーは、FM モデルの 1年（半年）基準で正であるが有意な結果ではない。HNB2 モデルでは、1年基準で両方とも正、半年基準では hurdle 部分が負となっているが、有意ではない。クロスダミーに関しても、全て有意ではなかった。女性ダミーは表 5 と同様に HNB2 モデルにおいて hurdle 部分が負で有意であり、NB 部分は正で有意である。

最後に限界効果であるが、他の変数を一定にすると、1年（半年）基準は FM モデルで 1.659（0.620）日、HNB2 モデルでは 3.677（0.688）日となる。また表 5・6 とともに 1年基準のものが半年基準を大きく凌駕するが、これは前者が季節性の影響を除去しうるデータであると考えられる。

以上をまとめると、老人保健への移行は、患者の受診行動に（限定的であるが）影響を及ぼしうると結論付けることができよう。とりわけ前後 1年間でみるとその効果は顕著であり、（加齢による受診増加かは識別できないが）自己負担率に対して反応するといえる。また自己負担率が、その行動に極めて大きな影響を及ぼすことも確認できた。

<<表 5 挿入>>

<<表 6 挿入>>

終わりに

本稿は、1996年度から 2000年度の 3 健保組合のレセプトデータとマスターデータを素材として、老人保健への移行が外来受診をどのように変化させるのかを分析した。主要な結論は以下のとおりである。第 1 に、記述統計から老健移行後の医療費はかなりの上昇がみられ、これは慢性疾患患者に限定した上で、医療費に対する効果を分析した増原他（2002）

¹⁵ 厳密には、各観測値により限界効果は異なるが、ここではサンプルの平均値で評価している。また老健移行により実質自己負担も変化するが、ここでは一定と仮定した。

と一致した結果である。第 2 に、この期間の外来の受診行動パターンは、消費者主権的な行動をする可能性が高いことである。ただしこれは自己負担率に依存し、なおかつわが国で free access が保証されていることにも起因しよう。第 3 に、老人保健の移行は、1 年間ないし半年間の行動には直接的に影響がある可能性が高いことである。とりわけ前後 1 年間の行動をみる限りでは、日数にかなりの増加が認められた。第 4 に、受診日数にも地域差が存在し、医療費の高い都道府県は低い地域に比べ受診日数が長くなるということも確認された。また、半年という比較的短いスパンでは、老健移行により low user は受診を増加させる。

老健という一般的に自己負担率が下落する制度に移行することで、個人は受診日数を増加させる。また、医療費にもかなりの増加が認められることから、老健が医療保険に与える影響は大きいといえる。医療費の削減をするのならば、自己負担率を引き上げ、受診日数を抑制する必要性があろう。

本稿のデータは、組合健保のものであり、国民健康保険を含んでいない。老人に関しては、その大多数が国保加入者と考えられるので、サンプルに偏りがあるといわざるをえない。個人の健康度を測る指標や、年金所得や居住地域、民間保険の加入の有無などは、受診行動に直接影響を及ぼす説明変数と考えられるが、利用可能でなかったため分析をすることができなかった。これらを含んだデータセットを構築して分析をする必要性がある。しかしながら、今後高齢化が加速するわが国において、老人保健制度への移行の効果を、未受診者を含めて分析を行い、その行動を直接検証したことは価値があろう。

参考文献

- Andrews, D. (1988) " Chi-Square Diagnostic Tests for Econometric Models: Introduction and Applications, " *Journal of Econometrics*, vol. 37, no. 1, pp. 135 - 156.
- Cameron, A. C., P. K. Trivedi, F. Milne and J. Piggott (1988) " A Microeconomic Model of the Demand for Health Care and Health Insurance in Australia, " *Review of Economic Studies*, vol. 55, no. 1, pp. 85 - 106.
- Cameron, A. C., and P. K. Trivedi (1998) *Regression Analysis of Count Data*, Cambridge University Press.
- Deb, P., and P. K. Trivedi (1997) " Demand for Medical Care by the Elderly: A Finite Mixture Approach, " *Journal of Applied Econometrics*, vol. 12, no. 3, pp. 313 - 336.
- Deb, P., and P. K. Trivedi (2002) " The Structure of Demand for Health Care: Latent Class versus Two-part Models, " *Journal of Health Economics*, vol. 21, no. 4, pp. 601 - 625.
- Gerdtham, U. G. (1997) " Equity in Health Care Utilization: Further Tests Based on Hurdle Models and Swedish Micro Data, " *Health Economics*, vol. 6, no. 3, pp. 303 - 19.
- Gerdtham, U. G., and P. K. Trivedi (2001) " Equity in Swedish Health Care Reconsidered: New Results Based on the Finite Mixture Model, " *Health Economics*, vol. 10, no. 6, pp. 565 - 572.

- Jemernez-Martin, S., J. M. Labeaga and M. M. Matinez-Granado (2002) " Latent Class versus Two-Part Models in the Demand for Physician Services across the European Union, " *Health Economics*, vol. 11, no. 4, pp. 301 – 321.
- Mullahy, J (1986) " Specification and Testing of Some Modified Count Data Models, " *Journal of Econometrics*, vol. 33, no. 3, pp. 341 - 365.
- Pohlmeier, W, and V. Ulrich (1996) " An Econometric Model of the Two-Part Decisionmaking Process in the Demand for Health Care, " *Journal of Human Resources*, vol. 30, no. 2, pp. 339 - 61.
- Santos Silva, J. M. C., and F. A. G. Windmeijer (2001) " Two-Part Multiple Spell Models for Health Care Demand, " *Journal of Econometrics*, vol. 104, no. 1, pp. 67 - 89.
- 近藤康之 (2002) 「 重複受診の現状と要因 」, 『 季刊社会保障研究 』 vol. 38 , no. 1 , pp. 14 - 24。
- 増原宏明・今野広紀・比佐章一・鶴田忠彦 (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 』 vol. 38 , no. 1 , pp. 1 - 13。
- 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 』 vol. 7 , pp. 101 - 119。

表1: 老人健康保険適用前後の記述統計量

	1年基準		半年基準	
	移行前	移行後	移行前	移行後
患者				
サンプル	514	531	880	900
診療日数	31.344	34.793	18.511	19.219
枚数	14.006	14.595	7.681	7.851
実質自己負担(円)	44,158.942	15,871.663	24,983.468	8,546.351
医療費(点)	17,500.121	20,665.772	10,016.838	11,291.876
医療費/日数	558.318	593.966	541.118	587.540
医療費/枚数	1,249.487	1,415.939	1,304.160	1,438.252
実質自己負担率	0.255	0.092	0.252	0.094
加入者				
サンプル	810	810	1,467	1,467
診療日数	19.890	22.809	11.104	11.791
枚数	8.888	9.568	4.607	4.817
	(0.365)	(0.344)	(0.400)	(0.387)
実質自己負担(円)	28,021.847	10,404.757	14,986.675	5,243.160
医療費(点)	11,105.015	13,547.562	6,008.737	6,927.531
実質自己負担率	0.162	0.060	0.151	0.057

注) 括弧内は、受診日数が0の個人の比率。
出所) 筆者作成。

表2:基本統計量

		1年基準				半年基準			
		平均値	標準偏差	サンプル 最小値	1620 最大値	平均値	標準偏差	サンプル 最小値	2934 最大値
	診療日数	21.349	33.573	0	297	11.448	19.106	0	161
基本項目	女性ダミー	0.744	0.436	0	1	0.703	0.457	0	1
	F2ダミー	0.094	0.292	0	1	0.105	0.307	0	1
	F3ダミー	0.683	0.466	0	1				
	標準報酬月額(単位万円)	0.794	7.035	0	98	0.955	7.874	0	98
期間ダミー	期間2ダミー	0.643	0.479	0	1	0.493	0.500	0	1
	期間3ダミー	0.165	0.371	0	1	0.166	0.372	0	1
	期間4ダミー	0.922	0.269	0	1	0.862	0.345	0	1
都道府県ダミー	医療費上位1位～5位	0.016	0.126	0	1	0.018	0.132	0	1
	医療費上位6位～10位	0.052	0.222	0	1	0.045	0.207	0	1
	医療費下位6位～10位	0.033	0.180	0	1	0.040	0.197	0	1
	医療費下位1位～5位	0.212	0.409	0	1	0.185	0.388	0	1
	老健ダミー	0.500	0.500	0	1	0.500	0.500	0	1
	実質自己負担率	0.111	0.119	0	0.530	0.104	0.119	0	0.654
	実質自己負担率×老健ダミー	0.030	0.049	0	0.325	0.029	0.053	0	0.654

注1) 期間2ダミーは1997年9月～1999年3月, 期間3ダミーは1999年4月～1999年6月, 期間4ダミーは1999年7月～2000年3月まで。

注2) 上位1位～5位は, 高知・長崎・徳島・鹿児島・北海道, 上位6位～10位は熊本・山口・大分・福岡・佐賀。

下位6位～10位は, 静岡・栃木・宮城・愛知・長野, 下位1位～5位は, 埼玉・千葉・神奈川・滋賀・茨城。

(厚生労働省, 「平成11年度国民医療費」, 「都道府県別1人当たり医療費」より作成)

出所) 筆者作成。

表3: 情報量基準

	1年基準				半年基準			
	自己負担率あり		自己負担率なし		自己負担率あり		自己負担率なし	
	AIC	SBIC	AIC	SBIC	AIC	SBIC	AIC	SBIC
Poisson	51,229	51,369	62,039	62,126	55,242	55,398	68,408	68,504
NB1	10,644	10,795	11,593	11,690	16,252	16,420	18,072	18,180
NB2	11,232	11,383	11,839	11,936	17,154	17,321	18,338	18,445
HNB1	11,211	11,448	11,207	11,391	17,522	17,785	17,528	17,732
HNB2	11,204	11,441	11,200 ^a	11,383 ^b	17,479	17,743	17,494 ^a	17,698 ^b
FM2-NB1	10,395 ^a	10,708 ^b	11,247	11,452	15,825 ^a	16,172 ^b	17,509	17,736
FM2-NB2	10,526	10,838	11,361	11,566	16,089	16,436	17,657	17,884

注1) $AIC = -2 \ln(L) + 2K$; $SBIC = -2 \ln(L) + K \ln(N)$ である。ただし, L, K, N は最大尤度, パラメーター数, サンプルサイズを表す。

注2) ^a は AIC で優越するモデルを, ^b は SBIC で優越するモデルを示す。

出所) 筆者作成。

表4:適合度検定

	1年基準				半年基準			
	自己負担率あり		自己負担率なし		自己負担率あり		自己負担率なし	
	GoF	MGoF	GoF	MGoF	GoF	MGoF	GoF	MGoF
HNB1	22.982 ^{a, b}	21.150 ^{a, b}	54.298 ^a	28.652	105.166	93.708	215.136	90.996
HNB2	24.721 ^b	23.906 ^b	55.852	31.399	102.582 ^a	91.621 ^a	205.553	84.703
FM2-NB1	143.274	71.008	67.423	36.916	238.578	176.738	137.794 ^a	73.845 ^a
FM2-NB2	476.111	183.779	111.269	27.430 ^a	864.759	478.089	247.925	76.847

注1)^a は, GoF, MGoF 基準での最小値を表す。

注2)^b は, 有意水準 5% で元の分布と有意に異なるという仮説が棄却されないことを示す。

出所)筆者作成。

表5:推定結果(実質自己負担率あり)

	1年基準				半年基準			
	FM2-NB1		HNB2		FM2-NB1		HNB2	
	low	high	Hurdle	NB	low	high	Hurdle	NB
定数項	0.018 (0.298)	2.177 *** (0.388)	2.940 *** (0.756)	3.714 *** (0.284)	-0.833 *** (0.272)	1.544 *** (0.225)	2.473 *** (0.318)	2.827 *** (0.170)
女性ダミー	-1.381 *** (0.147)	-0.023 (0.133)	-1.291 *** (0.222)	0.353 *** (0.123)	-1.474 *** (0.243)	0.087 (0.094)	-0.774 *** (0.137)	0.454 *** (0.088)
F2ダミー	-1.137 *** (0.359)	-0.264 (0.191)	0.050 (0.429)	-0.052 (0.128)	-0.982 *** (0.288)	-0.327 ** (0.141)	-0.389 (0.256)	0.025 (0.132)
F3ダミー	0.172 (0.171)	-0.205 (0.156)	-1.982 *** (0.283)	0.146 (0.119)	0.453 ** (0.205)	-0.259 ** (0.114)	-1.648 *** (0.184)	0.273 *** (0.094)
標準報酬月額(単位万円)	0.012 *** (0.003)	0.007 (0.006)	-0.018 (0.013)	-0.015 *** (0.004)	-0.007 * (0.004)	0.004 (0.003)	-0.009 (0.009)	-0.010 *** (0.003)
女性×老健ダミー	1.807 *** (0.197)	-0.553 ** (0.269)	0.037 (0.316)	-0.101 (0.167)	1.242 *** (0.262)	0.175 (0.128)	0.117 (0.192)	-0.141 (0.123)
F2×老健ダミー	1.240 *** (0.387)	0.152 (0.336)	0.129 (0.627)	-0.031 (0.182)	0.875 *** (0.333)	0.326 * (0.177)	0.092 (0.365)	-0.127 (0.167)
F3×老健ダミー	-0.200 (0.215)	-0.012 (0.337)	-0.106 (0.410)	-0.026 (0.174)	-0.743 *** (0.240)	0.333 ** (0.150)	-0.034 (0.259)	-0.134 (0.128)
標準報酬月額×老健ダミー	-0.019 *** (0.007)	-0.069 *** (0.017)	-0.018 (0.018)	0.000 (0.007)	0.004 (0.005)	-0.012 (0.009)	-0.011 (0.011)	0.004 (0.004)
老健ダミー	3.604 *** (0.415)	-0.387 (0.560)	0.467 (0.896)	-0.056 (0.357)	2.015 *** (0.334)	1.162 *** (0.261)	-0.344 (0.400)	-0.034 (0.217)
期間2ダミー	0.472 ** (0.218)	-0.139 (0.241)	-0.054 (0.340)	0.081 (0.214)	0.072 (0.112)	0.090 (0.090)	-0.030 (0.118)	0.206 *** (0.080)
期間3ダミー	0.534 ** (0.249)	-0.173 (0.202)	0.029 (0.244)	0.138 (0.147)	0.148 (0.137)	-0.026 (0.119)	0.085 (0.155)	0.022 (0.107)
期間4ダミー	-0.820 *** (0.275)	-0.227 (0.345)	0.138 (0.774)	-0.360 (0.321)	-0.562 (0.391)	-0.269 (0.178)	-0.286 (0.281)	-0.265 * (0.143)
期間2×老健ダミー	-0.532 ** (0.248)	0.513 (0.395)	0.290 (0.389)	0.128 (0.243)	0.039 (0.150)	0.001 (0.128)	0.170 (0.174)	-0.028 (0.116)
期間3×老健ダミー	-0.475 (0.321)	0.193 (0.291)	-0.510 (0.353)	-0.129 (0.187)	-0.017 (0.182)	-0.109 (0.183)	-0.234 (0.217)	0.005 (0.156)
期間4×老健ダミー	0.635 * (0.341)	-0.067 (0.394)	-0.364 (0.820)	0.123 (0.354)	0.407 (0.412)	0.221 (0.214)	0.349 (0.321)	0.090 (0.175)
実質自己負担率	16.615 *** (0.849)	5.747 *** (0.619)		-1.349 ** (0.574)	17.148 *** (1.394)	5.737 *** (0.467)		-1.074 ** (0.448)
実質自己負担率×老健ダミー	-21.425 *** (1.710)	15.262 *** (4.824)		-1.445 (1.320)	-2.165 (1.664)	-7.431 *** (0.959)		-0.707 (0.762)
医療費上位1位～5位ダミー	-0.182 (0.171)	0.381 * (0.220)		-0.137 (0.214)	-0.174 (0.289)	0.417 *** (0.159)		-0.233 (0.151)
医療費上位6位～10位ダミー	-0.895 *** (0.259)	1.407 *** (0.311)		-0.100 (0.175)	-0.856 *** (0.266)	1.013 *** (0.190)		0.066 (0.143)
医療費下位6位～10位ダミー	0.163 (0.549)	0.397 (0.307)		0.134 (0.169)	-0.412 (0.269)	0.721 *** (0.179)		0.095 (0.152)
医療費下位1位～5位ダミー	-0.327 ** (0.135)	0.470 *** (0.128)		-0.024 (0.117)	-0.271 *** (0.093)	0.468 *** (0.099)		-0.134 (0.088)
医療費上位1位～5位×老健ダミー	0.402 (0.319)	0.540 (0.408)		0.253 (0.302)	1.223 *** (0.430)	-0.211 (0.308)		0.293 (0.202)
医療費上位6位～10位×老健ダミー	0.447 (0.383)	-0.366 (0.496)		0.295 (0.265)	2.041 *** (0.321)	-1.299 *** (0.275)		0.273 (0.196)
医療費下位6位～10位×老健ダミー	0.070 (0.607)	0.671 (0.500)		-0.052 (0.219)	1.654 *** (0.309)	-0.670 *** (0.221)		0.138 (0.198)
医療費下位1位～5位×老健ダミー	0.159 (0.212)	0.364 (0.315)		-0.043 (0.159)	1.513 *** (0.142)	-0.809 *** (0.137)		0.162 (0.123)
α	8.091 *** (1.673)	47.588 *** (7.117)		0.825 *** (0.077)	2.929 *** (0.837)	28.444 *** (3.212)		0.795 *** (0.059)
α ×老健ダミー	-1.328 (2.491)	10.357 (12.130)		0.068 (0.108)	28.738 *** (3.083)	-26.446 *** (3.230)		0.034 (0.083)
π	0.516 ^a (0.050)				0.491 ^a (0.056)			
π ×老健ダミー	-0.205 ^a (0.061)				0.260 ^a (0.059)			
Log likelihood	-5,139.668		-5,557.925		-7,854.323		-8,695.615	

注1)***は1%有意水準,**は5%有意水準,*は10%有意水準で係数が0であるとする帰無仮説が棄却されることを示す。

注2)括弧内はWhiteの一致性のある標準誤差である。

注3)aは有意水準5%で係数が0もしくは1であるという帰無仮説が棄却されることを示す。

注4)low, highは平均値に基づく事後的なlow userとhigh userである。

出所)筆者作成。

表6: 推定結果(実質自己負担率なし)

	1年基準				半年基準			
	FM2-NB1		HNB2		FM2-NB1		HNB2	
	high	low	Hurdle	NB	high	low	Hurdle	NB
定数項	3.142 *** (0.210)	3.890 *** (0.442)	2.940 *** (0.756)	3.395 *** (0.245)	2.502 *** (0.133)	3.423 *** (0.232)	2.473 *** (0.318)	2.644 *** (0.163)
女性ダミー	0.159 (0.100)	-0.403 * (0.216)	-1.291 *** (0.222)	0.284 ** (0.120)	0.203 ** (0.098)	-0.204 (0.179)	-0.774 *** (0.137)	0.404 *** (0.087)
F2ダミー	-0.048 (0.129)	0.003 (0.241)	0.050 (0.429)	-0.116 (0.128)	0.011 (0.096)	-0.283 (0.202)	-0.389 (0.256)	-0.011 (0.130)
F3ダミー	0.009 (0.111)	-1.410 *** (0.222)	-1.982 *** (0.283)	0.109 (0.119)	0.053 (0.102)	-1.349 *** (0.200)	-1.648 *** (0.184)	0.213 ** (0.091)
標準報酬月額(単位万円)	-0.009 ** (0.004)	-0.014 (0.013)	-0.018 (0.013)	-0.013 *** (0.004)	-0.005 * (0.003)	-0.007 (0.006)	-0.009 (0.009)	-0.009 *** (0.003)
女性×老健ダミー	0.071 (0.138)	-0.027 (0.292)	0.037 (0.316)	-0.032 (0.164)	-0.028 (0.122)	-0.018 (0.242)	0.117 (0.192)	-0.073 (0.122)
F2×老健ダミー	0.112 (0.180)	0.115 (0.323)	0.129 (0.627)	-0.004 (0.178)	-0.008 (0.127)	0.067 (0.264)	0.092 (0.365)	-0.127 (0.169)
F3×老健ダミー	0.048 (0.146)	0.101 (0.303)	-0.106 (0.410)	-0.011 (0.174)	-0.024 (0.125)	-0.016 (0.255)	-0.034 (0.259)	-0.115 (0.126)
標準報酬月額×老健ダミー	-0.001 (0.011)	-0.014 (0.020)	-0.018 (0.018)	-0.002 (0.007)	0.002 (0.006)	-0.042 (0.086)	-0.011 (0.011)	0.003 (0.004)
老健ダミー	0.188 (0.276)	0.339 (0.527)	0.467 (0.896)	0.039 (0.320)	0.059 (0.165)	-0.150 (0.324)	-0.344 (0.400)	0.065 (0.205)
期間2ダミー	0.362 (0.224)	-0.477 (0.290)	-0.054 (0.340)	0.094 (0.207)	0.024 (0.062)	0.065 (0.157)	-0.030 (0.118)	0.191 ** (0.082)
期間3ダミー	0.247 ** (0.122)	-0.183 (0.289)	0.029 (0.244)	0.135 (0.145)	0.045 (0.094)	0.016 (0.193)	0.085 (0.155)	0.013 (0.107)
期間4ダミー	-0.303 (0.285)	0.379 (0.516)	0.138 (0.774)	-0.328 (0.303)	-0.042 (0.155)	-0.296 (0.245)	-0.286 (0.281)	-0.304 * (0.164)
期間2×老健ダミー	-0.395 * (0.240)	0.747 ** (0.341)	0.290 (0.389)	0.103 (0.236)	-0.007 (0.091)	0.133 (0.213)	0.170 (0.174)	-0.020 (0.117)
期間3×老健ダミー	-0.229 (0.178)	-0.395 (0.409)	-0.510 (0.353)	-0.155 (0.187)	-0.097 (0.125)	-0.144 (0.263)	-0.234 (0.217)	0.002 (0.156)
期間4×老健ダミー	0.172 (0.327)	-0.721 (0.572)	-0.364 (0.820)	0.089 (0.338)	0.078 (0.176)	0.219 (0.307)	0.349 (0.321)	0.128 (0.192)
α	6.450 *** (1.643)	109.839 *** (16.680)		0.840 *** (0.079)	3.261 *** (0.978)	82.498 *** (9.150)		0.814 *** (0.062)
α ×老健ダミー	0.405 (2.698)	5.728 (23.017)		0.071 (0.110)	-0.007 (1.183)	-8.387 (11.726)		0.041 (0.087)
π	0.376 ^a (0.036)				0.385 ^a (0.034)			
π ×老健ダミー	-0.010 ^b (0.054)				-0.016 ^b (0.044)			
Log likelihood		-5,585.690		-5,565.819		-8,716.383		-8,713.046

注) 表5の注参照。
出所) 筆者作成。