

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*

2003年3月

一橋大学大学院経済学研究科 増原宏明†

一橋大学大学院経済学研究科 村瀬邦彦

概要

外来薬剤費一部負担は1997年の9月に薬剤処方にコスト意識を喚起させるために導入されたが、医師会の強い意向により、老人について1999年7月に特例措置により撤廃された。本稿は、組合健康保険の調剤と外来のレセプトデータを用いて、老人保健適用者の外来薬剤費一部負担が調剤と外来の受診行動にいかなる影響を及ぼしたかを分析する。未受診者を含めて分析可能な count data を用いて医療需要関数を推定し、なおかつ消費者主権的需要 (Poisson, NB, Finite Mixture モデル) と principal agent 仮説 (hurdle モデル) を同一の枠組みで比較しながら、受診行動を特定化した上で政策評価を行った。

主要な結論は以下のとおりである。1) 記述統計では、1999年7月以降に男性の調剤(外来)の日数は2(2)日、医療費は1,000(5,000)点上昇する。女性の調剤に関しては微増であるが、外来受診日数と医療費は減少する傾向にある。2) 受診行動に関しては、外来は消費者主権的な行動であるが、調剤に関しては説明変数の自己負担率の有無により、異なる結果となった。3) 調剤は2つのモデルともに1999年7月の改定により受診日数が上昇するが、外来についてはモデルにより改定の効果が異なる結果となった。これは、1999年4月に実施された自己負担の引き上げが影響していると考えられる。4) 1999年7月の限界効果は、調剤で0.1~0.6日、外来は-0.5~0.4日となる。仮に外来の受診日数が抑制されていても、調剤の需要は増加しており、しかもこれが医師によってある程度コントロールされている可能性がある。と結論付けることができる。

* 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)、鈴木亘助教授(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

1. はじめに

高齢化は現在先進諸国共通の課題であるが、とりわけ日本は、その速度が極めて早い状況である。日本の65歳以上人口を人数ベースで見ても、2000年において2,204万人であったが、2020年には3,455万人にも達する¹。高齢者の増加に伴い、今後更なる医療費の増大が予想され、2000年には国民医療費29兆円・老人医療費10兆円、国民医療費に占める老人医療費の割合が35%であったのが、2020年には、68兆円・36兆円と50%を超えるものと見られている²。

このような高齢化の進展と共に医療費が増大していく状況を踏まえ、今後、高齢者医療・介護に関する社会的制度を設計していく必要がある。現在わが国では、1961年に国民皆保険制度が確立されて以来、度重なる改正を重ねながらもかろうじて機能してきた医療保険財政が破綻の危機に直面している。上記の通り、今後更なる医療費の増大が見込まれており、この医療需要の増大に、適切に対応できる医療・高齢者福祉に関する社会制度の構築が求められていることはいうまでもない。そして、今後の日本の高齢者医療・介護に関する社会的制度を検討する場合、過去に行われた制度導入・改変による高齢者の医療受診行動の変化など、その影響を分析することは非常に有意義である。

周知のとおり、1982年に高齢者医療費の負担の公平化と総合的な保健対策による高齢者の健康の確保を目指して、老人保健法が制定され、老人医療において定額の自己負担³が導入された。1991年には、老人医療費高騰による国保財政の悪化の是正と保険料負担の平準化を図るため、老人保健法が改定され、一部負担の引き上げ及び物価スライド制の導入が行われた⁴。さらに1997年9月、医療保険制度の安定的な運営の確保と負担の世代間公平性を図るため、健康保険と老人保健の改定が実施された⁵。「薬漬け」と揶揄される調剤処方に対して、供給者側・需要者側双方にコスト意識を喚起させるべく、種類に応じた外来薬剤に対する一部負担が導入された。しかしながらこの外来薬剤費一部負担は、2年も経たないうちに、老人について1999年7月から特例措置により国が代わって負担することとされた⁶。この特例措置の決定には、日本医師会の強い意向が存在していたと指摘され、もしこの決定により薬剤が過剰に需要されたのであれば、医療資源の配分を著しく歪めることになるであろう。

本稿は、1998年から2000年度における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、近年医療経済学の標準的手法となったcount dataを構築し、1999年7月に実施さ

¹ 国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口（平成14年1月推計）」より。

² 厚生労働省。

³ 外来1ヶ月400円、入院1日300円（ただし2ヶ月が限度）。

⁴ 外来1ヶ月900円、入院1日600円。物価スライド制に関しては1995年度実施。

⁵ 外来に関しては、1ヶ月4回を限度として1回500円。ただし、1999年4月から1回530円。入院に関しては、1日1000円。

⁶ 本稿では、1999年7月の外来薬剤費一部負担の公費立替を「撤廃」と定義する。また老健について、2001年には、高額療養費の自己負担限度額の見直しや老人保健制度において薬剤一部負担を廃止するとともに、月額上限付きの定率1割負担制を導入するなどを内容とする健康保険法等の改正が行われた。

れた「老人保健適用者外来薬剤費一部負担撤廃」が、老人の医療受診行動にどのような影響を与えたのかを分析する。

count data とは被説明変数が非負の整数値を取るデータであり、医療分析をするときに、重要な意味を持つ。0 という数値は、経済学的には端点解の需要行動を表し、「受診しない」ということが最適であったのであって、「受診できなかった」わけではない。また 2 つ目の特徴として、count data モデルは、医師が患者の受診行動を決定する Principal Agent 仮説と、患者が受診全てを決定する消費者主権的需要を、同一の枠組みで比較可能である点が挙げられる。とりわけ前者は、情報の非対称性が存在するときに、考慮すべき問題である

以下、第 2 節において、組合健保レセプトデータをもとに記述統計をとり、外来薬剤費一部負担撤廃が実施された 1999 年 7 月前後における高齢者医療受診行動の比較を行い、その影響を分析する。第 3 節において 組合健康保険レセプトデータから count data を構築し、Principal Agent 仮説と消費者主権的需要の比較を行いながら受診行動を特定化し、高齢者医療受診行動に対する外来薬剤費一部負担撤廃の効果を分析する。第 4 節では本稿のまとめを行う。

2. 記述統計

2.1 使用データ

本節では、組合健康保険レセプトデータに対して、分析のため以下の加工・抽出作業を行い、2 つのデータを作成した。データには、医療機関から保険者への診療報酬請求（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。使用データの概要は表 1 のとおりである。

<<表 1 挿入>>

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⁷。データの作成方法は以下のとおりである。

1. マスターデータから、1998 年 7 月～12 月、1999 年 7 月～12 月、2000 年 7 月～12 月の全期間に加入していた個人を抽出する⁸。

⁷ 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。

⁸ 上記のような期間に設定した理由は、2001 年 1 月から実施された老人保健の改定を避けるためと、1 月～3 月に急増するインフルエンザ流行の影響を除去するためである。

2. 上記マスターデータに 1998 (1999, 2000) 年 3 月 31 日時点の年齢を振る⁹。そして、年齢が 71 歳以上の加入者のみを抽出する。
3. 受診年月が 1998 (1999, 2000) 年 7 月～12 月のレセプトデータを抽出する¹⁰。
4. 当該期間中に入院した患者を特定化し、マスターデータから除外する¹¹。
5. 作業 4 によって入院患者を除外した加入者の外来、調剤のレセプトデータを、年度別、診療区分別に抽出し、患者ごとに集計し、データ 1 とする。
6. データ 1 とは別に、マスターデータから 1998 年 7 月～12 月の期間加入していた加入者を抽出する。
7. 上記加入者に、1998 年 3 月 31 日時点における年齢を振る。そして、その年齢が 71 歳以上の加入者のみを抽出する。
8. 作業 7 によって抽出された加入者に関して、受診年月が 1998 年 7 月～12 月の間における入院レセプトデータを抽出する。
9. 作業 8 によって、当該期間中に入院した患者を特定化し、除外する。
10. 作業 9 によって入院患者を除外した加入者の外来、調剤のレセプトデータを、年度別、診療区分別に患者ごとに集計する。
11. 作業 6～10 を、1999 年 7 月～12 月、2000 年 7 月～12 月に関しても同様に行い、作業 10, 11 によって出来た 3 つのデータをデータ 2 とする。

なお調剤レセプトは、一部歯科受診をした個人のものも含まれているが、制度改定の影響は同一であることと、外来からのものか歯科からのものか識別不可能であるため、本稿ではそのまま使用している。また外来レセプトの薬剤費一部負担により、院内処方を受けたか否かを識別することができる。しかしながら、1999 年 7 月以降はこの項目が 0 になり、院内処方か否かを識別することが不可能となる。薬剤費一部負担を考えるさいには院内・院外の両方を分析対象とするのが望ましいが、データ上外来の院内処方は分析に限界がある。本稿では、近似的に調剤・外来レセプトをそのまま使用することにする。

表 2 は、データセット別のサンプル数をまとめたものである。データ 1 は、定義上 1998 年～2000 年まで同一健保に加入し続けていた個人であるので、当然加齢が進行する。そのため表 2 で確認されるように、71-74 歳階級の加入者は年々減少することになる。医療需要において加齢の影響は無視できないが、これを分離して分析をすることはできない。そこで、各年度に 1 度でも加入した個人を含めたデータ 2 を用いることで、分析の頑健性を確保する。ただしデータ 2 は、その後すぐに死亡する個人などが含まれる場合には、医療費

⁹ 年齢を 71 歳以上に設定したのは、老健制度が 70 歳を迎えた月、もしくはその翌月から適用されるので、適用、不適用の影響を排除するためである。

¹⁰ 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, 診療実日数, 決定点数, 自己負担, 疾病コードが同一のものと定義した。

¹¹ 入院患者を分析対象としないのは、例えば 1 ヶ月入院するとその間は外来受診ができず、これにより外来や調剤の医療費、診療日数は bias を持つことになる。そこで本稿では、事後的に入院をしなかった個人のみを分析対象とする。

などが高くなり、平均値を引っ張る効果を持ちうる。そのため結果の解釈は両データともに慎重に行う必要がある。表 2 から明らかなように加入者はデータ 1, 2 とともに女性が 7 割近くを占める。また調剤被処方者数から、2 つのデータともに 3~4 割の個人が調剤レセプトを発生させており、同様に、おおよそ 6~7 割の個人は、当該期間に少なくとも 1 度は外来に受診している。

<<表 2 挿入>>

2.2 記述統計結果

まず、調剤・外来ごとに年別の患者（加入者）あたりの診療日数、決定点数を算出し、その結果を図にまとめた。調剤に関しては図 1・2、外来に関しては図 3・4 である。各図とも a はデータ 1、b はデータ 2 の結果である。

図 1a はデータ 1 の調剤における患者あたりの結果である。外来薬剤費一部負担撤廃がなされた 1999 年 7 月以前の 1998 年と 1999 年、2000 年を比較した場合、患者あたり診療日数、診療点数は、1999、2000 年において増加の傾向が出ている。とりわけ 75-79 歳と 80-84 歳階級の男性においては、診療日数で 2 日、医療費で 1,000~1,500 点と、その増加が顕著に表われている。女性に関しては、日数、点数とも微増である。

図 2a は、データ 1 の調剤加入者あたりのものである。加入者あたりでも、図 1a の結果とほぼ同様であり、1999 年に男性の 75-79 歳と 80-84 歳階級が日数で 0.5 日、医療費が 250~500 点とその増加が顕著となっている。女性に関しては、医療費の増加が認められるが、日数は各年度ともそれほどの変化が認められていない。

図 1b（図 2b）はデータ 2 の調剤の患者（加入者）あたりの結果である。各年度に 1 度でも加入していた個人を含めたものであるが、その趨勢はデータ 1 とそれほど大差が出ていない。図 1b も図 1a と同様に、1999 年の上昇が顕著に認められるのは男性であり、75-79 歳と 80-84 歳階級で日数が 2 日、医療費で 1,000 点の増加が認められる。女性に関しては男性ほどの上昇幅でない。一方図 2b の加入者あたりでは、男性はおおむね日数も医療費も増加するが、女性に関しては、日数が減少する年齢階層（70-74 歳と 75-79 歳）も見受けられる。しかしながら、医療サービスを必要すると選択した高齢者だけではなく、高齢者全体において増加傾向であるということがいえよう。すなわち、医師が外来薬剤費一部負担撤廃によって、薬剤を処方しやすくなっていることが明確な形で表われているといえる。

<<図 1・2 挿入>>

図 3a（図 4a）は、データ 1 の外来の結果である。1998 年と比較して、1999、2000 年に全体的に増加傾向がみられているが、女性に関しては 1998 年よりも患者（加入者）あたりの

外来日数や外来点数などが減少する年齢階層（75-79歳，80-84歳）が確認できる。これは，1999年4月に，老人の外来一部負担が500円から530円に引き上げられ，高齢者の医療需要を引き下げる影響があり，結果として薬剤費一部負担撤廃の効果を相殺してしまったことが可能性として考えられる。2000年に日数・点数が大きく下落するが，2000年4月から介護保険制度が導入されており，外来で処方すべき医療サービス（通所リハビリ，通所介護）などが一部介護保険に代替された可能性が考えうる。残念ながら我々のデータセットでは，1つ1つのサービスは記載されておらず，金額ベースのみが捕捉可能であるので，これ以上の議論は控えよう。

図3b（図4b）であるが，これはデータ2の外来の結果である。まず，2000年に関して，診療点数が明らかに1998年，1999年よりも減少している。これは，上記の通り，2000年に導入された介護保険制度の影響と推測される。そこで，介護保険制度の影響を除去する意味で1998年，1999年を比較した場合，患者あたりの数値，加入者あたりの数値どちらにおいても，増加，減少どちらともいえない結果となった。この原因としては，例えば，1999年4月における外来一部負担の引き上げによって，外来医療需要引き下げの効果を大きく相殺してしまったことが可能性として考えられる。

調剤・外来ともに，データ1よりもデータ2の平均値が高くなっている。とりわけ男性の高齢階層の決定点数にそれが顕著に表われており，患者あたりでも加入者あたりでもかなり差異が発生している。これはデータ2における定義上の問題の可能性があり，その後すぐに死亡する個人の終末期の医療費も包含しているので，結果として平均値を引っ張っている可能性がある。

<<図3・4挿入>>

3. 医療需要関数の推定

3.1 データ

前節の分析はあくまでも平均値による分析であり，1997年7月の薬剤費一部負担撤廃が特定の個人に果たした役割はわからない。そこで本節で医療需要関数を推定し，その効果をより精緻に分析する。ただし未受診者が存在するので，被説明変数に0を含める count data の手法を用いて分析を行う¹²。データの作成方法は前節に記したものに，受診日数が0の個人を特定化し，その情報を付け加えたものである。本稿では医療需要の代理変数として，診療日数を用いるものとする。前節では1998年から2000年のデータを比較したが，2000年には介護保険の導入があり，医療保険の適用範囲が一部介護に代替する可能性がある。また，本稿のデータでは，1998年，1999年，2000年の4月から12月までで入院をしてい

¹² 制度改定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久的な制度改定を識別する 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改定の効果を分析することであるので，D in D を用いない。

ない個人を対象としているが、2000年に介護保険の老人福祉（保健）施設や介護療養型施設に入所した個人が存在しても、それを特定化することができない。そこで、1998年と1999年のみのデータを用いることで、介護保険の影響をできる限り排除する。

説明変数に使用するものは、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）、年齢階級ダミー¹³、世帯賃金である¹⁴。さらに1998年ダミーと、これらのクロスダミーを作成した。

次に、価格の代理変数と考えられる外来実質自己負担率を定義する。

$$\text{外来実質自己負担率} = \frac{(\text{自己負担額} - \text{公費負担} - \text{薬剤費一部負担})}{\text{決定点数} \times 10}$$

調剤の場合は、薬剤費一部負担を医療費で除したものとする。外来で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。調剤レセプトでもこれが補足不可能であるので、分析のさいに大きな問題を引き起こす可能性がある。そこで、実質自己負担率を説明変数に加えないものも推定を行う。

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71歳以上の個人というのは、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。しかしながら、これらを捕捉することは不可能であるので、所得の代理変数として世帯賃金を使用する。また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。外来受診者と調剤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。

3.2 推定モデル

count dataの基本的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。したがって、被説明変数が受診日数であれば、通常の医療需要関数を推定できる。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。

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的な意思決定仮説はしばしば医

¹³ 70-74歳、75-79歳、80-84歳、85-99歳の4階級。

¹⁴ F1、F2の健保組合には附加給付制度が存在するが、分析対象である老人には附加給付が発生していなかった。

療経済学で議論される．つまり依頼者である患者は，受診するか否かという判断はしているが，1度受診した以降はすべて医師任せにするのである．このような意思決定は two part decision making 仮説と呼ばれる．この仮説が正しいとすると，通常 count data で用いられるものは，効用最大化問題の解である需要関数を推定していることになり，正しい推定方法とはいえない．

Hurdle Negative Binomial (HNB) モデルは，上記の意思決定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¹⁵，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すると，この分布は以下のように表すことができる．

$$\Pr(y_i = 0) = f_1(0),$$

$$\Pr(y_i = n | y_i > 0) = f_2(n) \frac{1 - f_1(0)}{1 - f_2(0)}.$$

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 項選択部分は通常 $f_1(0) = (1 + \exp(\mathbf{x}_i' \beta_1))^{-1/\alpha_1}$ と特定化される．さらに，パラメータの識別のために， $\alpha_1 = 1$ として Logit モデルと特定化する．他方 0 で truncate された NB 部分については，

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

という関数形が仮定される¹⁶．ただし $\mu_i = \exp(\mathbf{x}_i' \beta_2)$ ， $\nu_i = \alpha_2^{-1} \mu_i^p$ である．また $\beta_1, \beta_2 \sim K \times 1$ はパラメーターベクトルである． $p = 1$ のときを 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．

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

¹⁵ Mullahy (1986) と Pohlmeier and Ulrich (1996) を参照せよ．

¹⁶ Hurdle モデルは，Hurdle 部分と 0 truncated NB 部分の対数尤度関数が加法分離となり，それぞれ別に推定することができる．したがって，収束計算は比較的容易である．

ある¹⁷。

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¹⁸。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¹⁹。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、 $p = 1$ のときを 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、データによってはこれらを明示的に識別できなく、恣意的な仮定に従わざるを得ない場合がある。そのようなときにこの FM モデルを用いることで、潜在的な low user と high user の行動が直接観察可能となり²⁰、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。ただし経済学的な解釈としては、2つの行動を識別しているにすぎなく、通常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。前者においては、患者は受診するか否かしか決定できないが、後者は受診日数を全て選択できる。事前にはどちらの仮説が成立するのかわからないので、統計的な立場から検証しなければならない。そこで、情報量基準を用いて、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 BIC (Bayesian Information Criterion) を用いる。BIC はサンプルサイズが大きくなると、低い値が出ることになる。サンプルサイズに依存しない AIC を重視したほうがよいであろう。

¹⁷ Latent class analysis と呼ばれる。詳細な議論は Deb and Trivedi (1997), Cameron and Trivedi (1998) を参照せよ。

¹⁸ 実際の推定にあたっては、上の式の両辺に対数をとった対数尤度を最大化するが、対数尤度が加法分離的でないため収束は非常に遅い。なおかつ 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。

¹⁹ 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。

²⁰ 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。Gertham 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, Labeaga and Matinez-Granado (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。

3.3 結果

基本統計量

表 3a はデータ 1 の ,表 3b はデータ 2 の調剤と外来の基本統計量である .表の左側は 1998 年のものであり , 右側が 1999 年のものである . サンプルはデータ 1 が 4,705 ずつ , データ 2 では 1998 年が 6,714 , 1999 年が 6,726 と , 後者のほうが若干多くなった .

調剤診療日数は , データ 1 (2) の 1998 年が 3.718 (3.866) 日 , 1999 年には 3.853 (3.996) 日となり , 1999 年のほうが若干高い . これに対して調剤受診日数が 0 である 0 比率は , データ 1 (2) が 1998 年に 0.640 (0.632) , 1999 年には 0.652 (0.646) と若干の上昇が認められる . すなわち 0 比率が上昇したにもかかわらず , 受診日数が増加しており , 調剤の処方を受けた個人が薬剤を受け取っていることがわかる . 外来に関しては , データ 1 (2) は 1998 年が 15.953 (17.285) 日 , 1999 年には 15.158 (16.378) 日と下落する . 0 比率も 0.279 (0.256) から 0.329 (0.301) と増加し , 受診の抑制が示唆される .

女性ダミーの平均値はデータ 1 , データ 2 ともにおよそ 0.8 であり , 女性の割合がかなり高い . これは , 女性の平均余命が高いため , このような性別構成になると推測される . 年齢ダミーは , データ 1 (2) で , 1998 年の 75-79 歳の 0.340 (0.323) , 1999 年では 75-79 歳の 0.343 (0.310) と最も高くなっており , 年齢が上がるにつれダミーの平均値が下がっている . 平均余命を考えた場合 , 妥当な年齢構成といえる . ただし , データ 1 と 2 では , 年齢の平均値が 1998 年では 78.648 歳と 79.383 歳 , 1999 年は 79.648 歳と 79.603 歳であり , 1998 年はデータ 1 のほうが若干低い値となっている . データ 2 は 2 年間いずれかの期間に加入していた個人も許容しており , 1998 年に加入していた個人でもその後に死亡の可能性や , 健保からの離脱があるので , 結果として 1999 年の平均年齢が下落するのであろう .

本人ダミーは , データ 1・データ 2 ともに約 0.05~0.06 である . 1999 年のデータ 2 のみが 0.061 と高い値を示しているが , これは就業中の個人が老人保健受給年齢に達したことによる . 健保の場合 , 続柄が本人となっている個人は就業者となり , 日本の労働環境を考慮した場合 , 妥当な数字といえるのではないかと思われる . 各健保ダミーでは , F3 ダミーが 5 割弱と高い値をとっている .

調剤実質自己負担率が 1999 年に 0 となっているが , これは本稿で分析とする薬剤費一部負担撤廃によるものであり , 定義上正しい . また外来実質自己負担率は , 受診日数が 0 日の個人も含めた上での平均値であることに注意をされたい²¹ .

<<表 3 挿入>>

²¹ 未受診者の自己負担を何にするかは , 議論の余地のあるところである . 合理的な個人を仮定した場合 , 未受診者の自己負担率を「平均実質自己負担率」と考えることもできる . そして 70 歳未満であれば , 自己負担率が健保本人 2 割・家族 3 割であるので , これをそのまま使用することができよう . しかし本稿では , 老健適用者であり , 一般的に非線形の価格体系に直面し , 自己負担率は受診と同時決定となる . そのため , 上記のような仮定を用いない .

推定結果

表 4 は、各データセットにおける情報量基準である。調剤と外来のデータセットにつき、それぞれ 98 年ダミーのみのものとクロスダミーを含めたもの、実質自己負担率の有無により 4 つの推定を試みた²²。また全ての推定式は、NB1 モデルである。

調剤の推定結果に関しては、データ 1、データ 2 とともに自己負担率の有無によりモデル選択が異なる結果となった。自己負担率がある場合には FM モデルが、ない場合には hurdle モデルが情報量基準で優越している。これは自己負担率を定義するさいに、受診 0 の個人に対して 0 を振ったためであり、また 1999 年は自己負担率が 0 となるので、定義上係数ダミーの形をとるためであろう。ただし自己負担率を入れたときに、増原 (2002a, 2002b) で指摘された hurdle モデルと NB モデルの逆転現象は存在せず、必ずしも自己負担率の有無が統計的な困難さを引き起こしているというわけではないようである。これに対して外来は、両データともに FM モデルが情報量基準、対数尤度ともに最良のパフォーマンスを示しており、自己負担率の有無に関わらず FM モデルが支持される結果となった。

以上の結果から調剤・外来の行動パターンを決定するのであるが、調剤は必ずしも一意に決定できるわけではない。調剤が処方されるときには、必ず外来受診をする必要性があるので、医師の裁量が働きやすく、(院内処方を中心に把握できないというデータ上の問題を除けば) Principal Agent 仮説が成立しうると考えられたが、必ずしもそうではないようである。外来に関しては、全ての結果で FM モデルが支持されているので、消費者主権的な行動と結論付けてよいであろう。

調剤・外来に共通する結果として、クロスダミーを入れないものよりも、入れたものの推定のパフォーマンスが悪化するケースが多々存在した。通常変数を多くすることで、これが改善することが予測されるので、限界的な効果をみることは、少なくとも推定上は必要ない可能性がある。

<<表 4 挿入>>

表 5 から表 8 はデータ 1 とデータ 2 の調剤と外来の推定結果である。受診行動を一意に決定することが困難であったので、全ての推定には FM モデルと hurdle モデルの両方の結果を示してある。また 1999 年 7 月の改定を表すダミーとして、1998 年ダミー (1998 年 7 月～12 月までを 1 にセット) を作成しており、1999 年ダミーでない点に注意をされたい。ただしどちらを基準年にしても、数学的には同値であるので、このまま論を進める。1998 年ダミーの期待される符合は、調剤であれば負 (1999 年を基準にすると正)、つまり 1999 年 7 月の薬剤費一部負担の撤廃により調剤の日数が増加するというものである。また外来であれば、1999 年 4 月の自己負担の引き上げがあるため、正にも負にもとりうる。

²² 病院の所在地から都道府県ダミーを加えたものや、クロスダミーを様々組み合わせで推定を行ったが、紙面の都合上 4 つを掲載する。

表 5 と表 6 の調剤の結果から概観しよう。2 つの FM モデルに共通する点は、女性ダミーが low user, high user とともに正で有意であり、女性は頻繁に調剤薬局に通うことがわかる。また F2 ダミー（一部の F3 ダミー）は負で有意であり、この組合の加入者は少なくとも調剤薬局に通いにくいといえる。年齢ダミーはそれほど有意なものがないが、85-99 歳ダミーが負で有意な component があり、これは加齢に伴い調剤薬局に行くことが困難になると考えられる。興味深いものとして世帯人数（対数値）があり、これは 1 部の推定式で正かつ有意だった。つまり世帯人数が多いほど、往復の交通手段を確保しやすくなるので、調剤薬局に受診しやすいのであろう。

1998 年ダミーについては、クロスダミーを入れない推定式では負で有意であり、1999 年に比して 1998 年の受診が抑制されていた（つまり 1999 年は促進された）と捉えることができる。クロスダミーを入れたものについては、負であっても有意でないものがあった。

次に、調剤の結果を hurdle モデルに則して解釈する。女性ダミーは hurdle 部分が正で有意、NB 部分も正で（全てではないが）有意であり、女性は調剤薬局に行くという意味決定をしやすい、なおかつ医師によってその日数も増加することがわかる。85-99 歳ダミーの hurdle 部分も負で有意であり、あまりにも高齢になると、調剤薬局に行かないことがわかる。調剤レセプトが発生する前には、必ず外来もしくは歯科に受診することが必要となる。つまり女性（85-99 歳）は外来に受診しやすい（受診しにくい）と考えられる。1998 年ダミーについては、有意なものがそれほど多くはない。自己負担率がない場合の NB 部分が負で有意であり、これは 1999 年に比して 1998 年は医師によって決定される調剤薬局に通う日数が少ないことを意味する。つまり 1999 年には、医師によって受診が増加するのである。

上述したように、クロスダミーを入れたため、推定のパフォーマンスが悪化しており、このことからこれを除いたものの結果の方が信頼できるものであろう。このときには、1999 年 7 月の薬剤費一部負担の撤廃は、FM モデル・hurdle モデルどちらのモデルでも、調剤受診を促進させたと結論付けることができる。

<<表 5・6 挿入>>

表 7 と表 8 は、外来の推定結果である。外来に関しては、自己負担率の有無に関わらず FM モデルが支持されたので、hurdle モデルの結果の記述は控える。外来の FM モデルも、女性ダミーが low user, high user とともに正で有意であり、女性は頻繁に調剤薬局に通うことがわかる。年齢ダミーについては、75-79 歳という比較的若い年齢階層の high user が正で有意であり、加齢とともに受診しにくくなる実態が明らかとなる。世帯人数も調剤と同様に、大家族ほど受診が促進されるという結果となった。1998 年ダミーについては、クロスダミーがないものが正で有意となっており、1999 年になってから受診が抑制される結果が出ている。これは、1999 年 4 月に行われた外来自己負担の 500 円から 530 円の値上げの効果が影響していると考えられ、本稿のデータではこれらを識別できないが、自己負担に関して

外来は敏感に反応しているといえる。

<<表 7・8 挿入>>

限界効果

最後に、1999 年 7 月の薬剤費一部負担撤廃の限界効果を見てみよう。これは、表 9 に記載されている。推定式が非線形であるので、評価する値によって限界効果自体も変動するが、本稿ではサンプル平均と 1998 年の平均値の 2 つを用いて算出した。上述したように、クロスダミーを入れたものは推定のパフォーマンスが悪化していたので、入れないものの方が信頼できるであろう。調剤に関しては、情報量基準からのモデル選択に則して考えると、自己負担率があるときには FM モデルで 0.5~0.6 前後になり、ない場合には hurdle モデルの 0.1~0.16 前後となる。つまり 1999 年 7 月以降の半年で、全ての加入者の調剤薬局に通った日数が 0.1 日から 0.6 日増加したのである。10,000 人あたりでは 1,000 日~6,000 日となるから、薬剤費一部負担撤廃の影響は無視できないであろう。

他方外来に関しては、自己負担率の有無に関わらず FM モデルが支持された。したがって限界効果は、自己負担率がある場合には 0.4~9.2、入れない場合には -0.5 前後となる。正負の符号が自己負担率の有無により逆になっているが、上記のように受診日数が 0 の個人の自己負担率を 0 と定義したので、これを除いた推定結果の方がむしろ結果の信頼性はあるであろう。その場合には -0.5 日となり、1999 年になることで外来の受診は患者により抑制されることとなる。

<<表 9 挿入>>

4. 終わりに

本稿では、1999 年 7 月に行われた外来薬剤費一部負担撤廃による、高齢者の医療受診の影響について分析した。主要な結論は以下のとおりである。第 1 に、定義した自己負担が推定上の困難さを引き起こしているのならば、調剤の意思決定は Principal Agent 仮説となる。つまり患者は受診するか否かの決定を行うが、その後は医師が調剤日数を決定することとなる。これに対して、外来は消費者主権的な需要となる。第 2 に、1998 年と 1999 年の老人の受診行動は、女性の受診が多く、年齢階層の低い個人や、家族の多い個人の受診は多かったといえる。第 3 に、1999 年 7 月の外来薬剤費一部負担撤廃は、外来の受診を抑制したが、調剤の日数を増加させる方向に作用し、とりわけ医師の決定の余地が大きかったということである。外来の受診抑制の直接的な原因は、1999 年 4 月に実施された自己負担の引き上げと考えられるが、もしそうであるのならば、外来は自己負担に敏感に反応するといえる。またその限界効果は、半年間で調剤の日数を 0.1~0.16 となり、自己負担を説明変数に加える場合にはさらに大きくなる。

以上より、1999年7月の薬剤費一部負担の撤廃は、受診日数にかなりの影響をもたらしたといえるであろう。仮に外来が抑制されていたとしても、調剤の日数は増加しており、またそれが医師によってある程度コントロールされうるものであるならば、日本医師会が固執した成果が表われたといえる。本稿のデータでは、これが効率的か否かを分析することは困難であるが、薬剤費一部負担の存在は確かに調剤の受診行動に密接に関わっていたのであろう。

本稿のデータは、組合健康保険のものであり、分析対象とすべき年齢階層は、組合健康保険よりもむしろ国民健康保険に属していると考えられる。したがって若干の bias を含んでいると考えられる。また加齢するにつれ、慢性疾患が増加し、本稿のような Poisson モデルに基づく分析をするさいには、健康指標の説明力が高まるであろう。さらに、所得の代理変数として世帯賃金を使用したが、年金所得も当然のことながら考えるべきである。これらを含めたデータが利用可能であるならば、推定のパフォーマンスはさらに高まるであろう。それでもなお、本稿の分析が、調剤と外来受診を考える上で、僅かな問題提起ができれば幸いである。

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*, 1988, vol. 55, no. 1, pp. 85 - 106.
- Cameron, A. C., and P. K. Trivedi (1998), *Regression Analysis of Count Data*, Cambridge, 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*, 1997, 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.

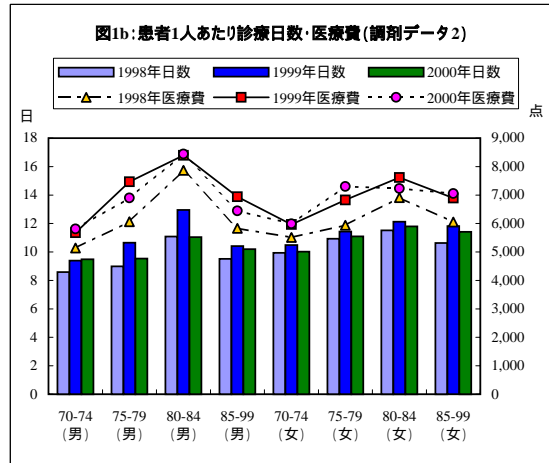
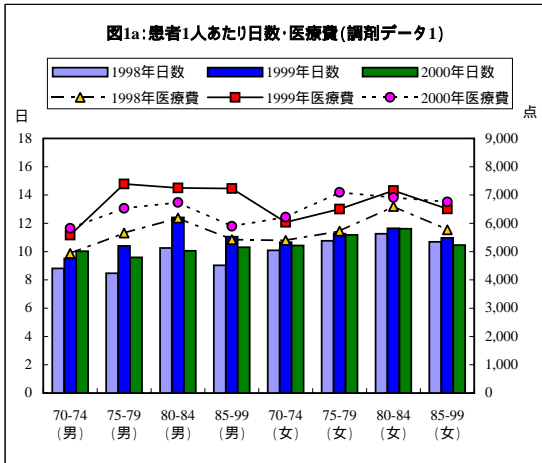
- Phelps, C. E., and S. T. Parente (1990), " Priority Setting in Medical Technology and Medical Practice Assessment, " *Medical Care*, vol. 30, no. 8, pp. 744 – 751.
- Pohlmeier, W, and V. Ulrich (1996), " An Econometric Model of the Two-Part Decisionmaking Process in the Demand for Health Care, " *Journal 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.
- 井伊雅子・大日康史 (2002), 『医療サービス需要の経済分析』, 日本経済新聞社 .
- 医療保険制度研究会 (2002), 『目で見る医療保険白書 - 医療保険の現状と課題 - 平成 14 年度版』, ぎょうせい .
- 岩本康志 (2001), 『社会福祉と家族の経済学』, 東洋経済新報社 .
- 小椋正立・鈴木玲子 (1998), 「日本の高齢者医療費の分配上の諸問題について」, 『日本経済研究』, no.36 , pp. 154-183 .
- 大守隆・田坂治・宇野裕・一瀬智弘 (1998), 『介護の経済学』, 東洋経済新報社 .
- 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 .
- 社会保険研究所 (1996), 『医療保障と医療費』, 東京大学出版会 .
- 鴫田忠彦 (1995), 『日本の医療経済』, 東洋経済新報社 .
- 鴫田忠彦・山本克也・泉田信行・今野広紀 (2000), 「縦覧データによる医療受給の決定要因の分析」, 『経済研究』, vol. 51 , no. 4 , pp. 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』, vol. 53 , no. 3 , pp. 226-235 .
- 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』, vol. 12 , no. 1 , pp. 121-137 .
- 前田信雄 (1983), 「高齢者の入院医療費の高低に関する研究」, 『季刊社会保障研究』, vol. 19 , no. 1 , pp. 55-69 .
- 増原宏明 (2002a), 「組合健康保険レセプトデータを使用した外来受診行動の分析」, 一橋大学, mimeo .
- 増原宏明 (2002b), 「組合健康保険レセプトデータを使用した歯科受診行動の分析」, 一橋大学, mimeo .
- 増原宏明・今野広紀・比佐章一・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』, vol. 38 , no. 1 , pp. 1 – 13 .
- 宮島洋 (1992), 『高齢化時代の社会経済学』, 岩波書店 .
- 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 .

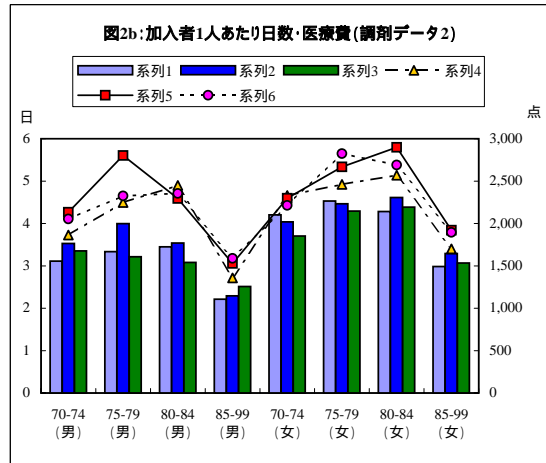
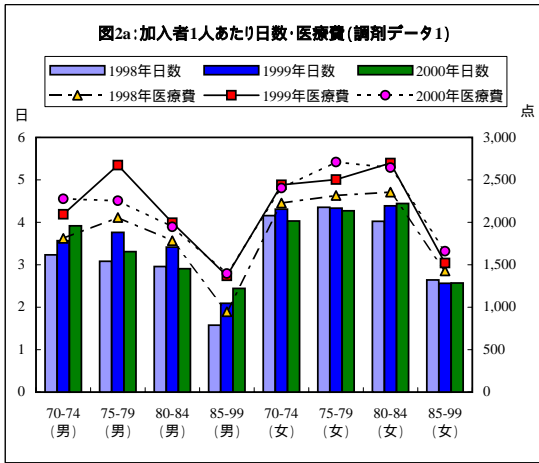
表1:データの概要

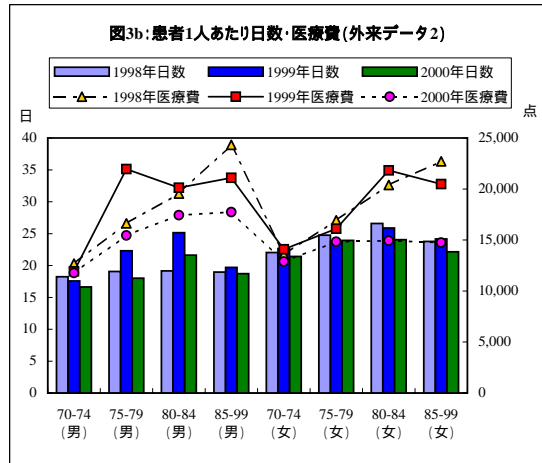
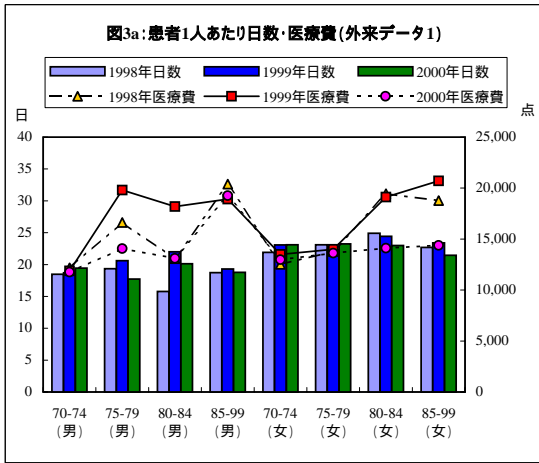
保険	区分	期間	加入者数
組合健保F1	単一健保・全国	1996～2000年度	数万人以上(1年度あたり)
組合健保F2	単一健保・全国	1997～2000年度	数万人以上(1年度あたり)
組合健保F3	総合健保・関東	1998～2000年度	数万人以上(1年度あたり)

表2: サンプル人数

	70-74歳		75-79歳		80-84歳		85-99歳	
	データ1	データ2	データ1	データ2	データ1	データ2	データ1	データ2
加入者(男)								
1998年	360	433	319	434	215	331	166	318
1999年	296	487	329	445	229	322	206	318
2000年	197	501	365	454	249	373	249	357
加入者(女)								
1998年	936	1,147	1,283	1,735	868	1,323	558	993
1999年	700	1,093	1,286	1,638	974	1,364	685	1,059
2000年	440	1,053	1,265	1,611	1,085	1,484	855	1,277
調剤被処方者数(男)								
1998年	132	157	116	161	62	103	29	74
1999年	111	183	119	167	63	88	39	70
2000年	77	177	126	153	72	104	59	88
調剤被処方者数(女)								
1998年	386	485	519	719	310	492	138	279
1999年	283	421	495	640	367	519	160	295
2000年	170	389	483	623	415	552	210	343
外来患者数(男)								
1998年	258	319	227	327	139	230	80	179
1999年	200	339	204	300	125	195	94	170
2000年	136	357	242	302	138	214	113	172
外来患者数(女)								
1998年	759	934	979	1,346	639	1,017	310	641
1999年	542	834	937	1,226	693	998	360	637
2000年	338	797	920	1,208	762	1,056	473	743







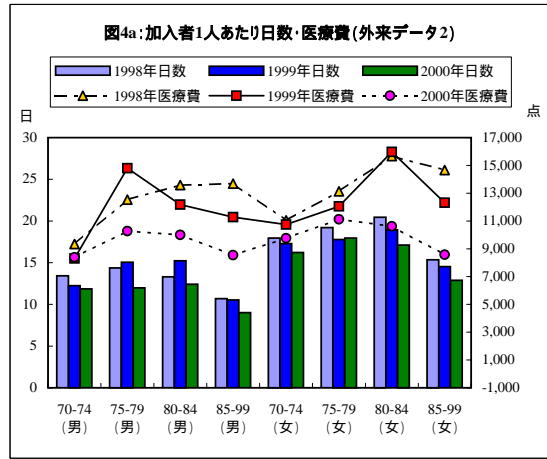
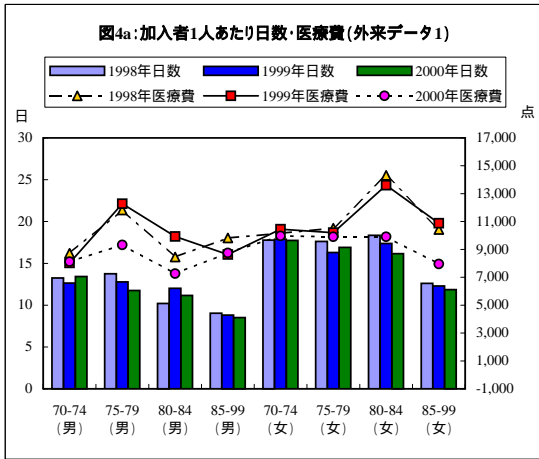


表3a:記述統計量(データ1)

	1998年				1999年			
	平均	標準偏差	サンプル 4,705		平均	標準偏差	サンプル 4,705	
			最小値	最大値			最小値	最大値
調剤診療日数	3.718	7.316	0	98	3.853	7.481	0	75
調剤レセプト枚数 (0比率)	1.944 (0.640)	3.318	0	24	2.046 (0.652)	3.531	0	32
外来診療日数	15.953	23.761	0	276	15.158	23.119	0	284
外来レセプト枚数 (0比率)	5.837 (0.279)	5.405	0	33	5.710 (0.329)	5.558	0	35
女性ダミー	0.775	0.418	0	1	0.775	0.418	0	1
本人ダミー	0.055	0.228	0	1	0.055	0.228	0	1
F1ダミー	0.240	0.427	0	1	0.240	0.427	0	1
F2ダミー	0.297	0.457	0	1	0.297	0.457	0	1
F3ダミー	0.463	0.499	0	1	0.463	0.499	0	1
年齢	78.648	5.636	71	97	79.648	5.636	72	98
70-74歳ダミー	0.275	0.447	0	1	0.212	0.409	0	1
75-79歳ダミー	0.340	0.474	0	1	0.343	0.475	0	1
80-84歳ダミー	0.230	0.421	0	1	0.256	0.436	0	1
85-99歳ダミー	0.154	0.361	0	1	0.189	0.392	0	1
ln(世帯所得)	3.855	0.421	0.916	6.215	3.848	0.421	0.916	6.215
世帯所得	51.245	24.208	2.5	500	50.898	24.241	2.5	500
ln(世帯人数)	1.189	0.484	0	2.197	1.176	0.476	0	2.197
世帯人数	3.651	1.570	1	9	3.592	1.531	1	9
調剤実質自己負担率	0.006	0.019	0	0.170	0	0	0	0
外来実質自己負担率	0.071	0.069	0	0.921	0.056	0.061	0	0.898

表3b:記述統計量(データ2)

	1998年				1999年			
	平均	標準偏差	サンプル 6,714		平均	標準偏差	サンプル 6,726	
			最小値	最大値			最小値	最大値
調剤診療日数	3.866	7.481	0	98	3.996	7.821	0	134
調剤レセプト枚数 (0比率)	2.009 (0.632)	3.352	0	25	2.090 (0.646)	3.556	0	32
外来診療日数	17.285	25.166	0	281	16.378	24.392	0	284
外来レセプト枚数 (0比率)	6.168 (0.256)	5.520	0	33	6.030 (0.301)	5.612	0	35
女性ダミー	0.774	0.418	0	1	0.766	0.423	0	1
本人ダミー	0.050	0.219	0	1	0.061	0.240	0	1
F1ダミー	0.325	0.468	0	1	0.284	0.451	0	1
F2ダミー	0.286	0.452	0	1	0.283	0.450	0	1
F3ダミー	0.389	0.488	0	1	0.433	0.496	0	1
年齢	79.383	5.789	71	99	79.603	5.947	71	99
70-74歳ダミー	0.235	0.424	0	1	0.235	0.424	0	1
75-79歳ダミー	0.323	0.468	0	1	0.310	0.462	0	1
80-84歳ダミー	0.246	0.431	0	1	0.251	0.433	0	1
85-99歳ダミー	0.195	0.396	0	1	0.205	0.404	0	1
ln(世帯所得)	3.849	0.413	0.916	6.215	3.828	0.427	0.916	6.215
世帯所得	50.761	22.894	2.5	500	50.011	24.035	2.5	500
ln(世帯人数)	1.173	0.467	0	2.197	1.153	0.475	0	2.197
世帯人数	3.571	1.507	1	9	3.510	1.504	1	9
調剤実質自己負担率	0.007	0.020	0	0.208	0	0	0	0
外来実質自己負担率	0.073	0.070	0	0.921	0.058	0.062	0	0.898

表4:情報量基準

	自己負担率あり			自己負担率なし			クロス項,自己負担率あり			クロス項,自己負担率なし		
	AIC	BIC	ln(L)	AIC	BIC	ln(L)	AIC	BIC	ln(L)	AIC	BIC	ln(L)
調剤(データ1)												
Poisson	102,599	102,685	-51,288	104,990	105,069	-52,484	102,093	102,236	-51,027	104,863	104,999	-52,412
NB1	34,322	34,422	-17,147	34,944	35,037	-17,459	34,252	34,409	-17,104	34,939	35,089	-17,449
HNB1	33,780	33,959	-16,865	33,792 ^a	33,964 ^a	-16,872 [*]	33,786	34,079	-16,852	33,802 ^a	34,088 ^a	-16,861 [*]
FM2-NB1	33,169 ^a	33,384 ^a	-16,555 [*]	33,816	34,017	-16,880	33,368 ^a	33,697 ^a	-16,638 [*]	33,832	34,147	-16,872
調剤(データ2)												
Poisson	150,376	150,466	-75,176	154,863	154,945	-77,420	149,505	149,655	-74,733	154,656	154,799	-77,309
NB1	50,024	50,130	-24,998	51,051	51,148	-25,512	49,916	50,081	-24,936	51,035	51,193	-25,497
HNB1	49,289	49,476	-24,619	49,302 ^a	49,482 ^a	-24,627	49,286	49,594	-24,602	49,304 ^a	49,604 ^a	-24,612 [*]
FM2-NB1	48,207 ^a	48,432 ^a	-24,074 [*]	49,306	49,516	-24,625 [*]	48,121 ^a	48,466 ^a	-24,014 [*]	49,314	49,644	-24,613
外来(データ1)												
Poisson	242,644	242,737	-121,309	249,291	249,370	-124,635	242,555	242,705	-121,256	249,046	249,182	-124,504
NB1	63,968	64,076	-31,969	65,453	65,546	-32,714	63,957	64,122	-31,956	65,405	65,555	-32,681
HNB1	63,504	63,690	-31,726	63,673	63,844	-31,812	63,467	63,767	-31,691	63,634	63,920	-31,777
FM2-NB1	60,765 ^a	60,994 ^a	-30,350 [*]	63,288 ^a	63,489 ^a	-31,616 [*]	60,772 ^a	61,115 ^a	-30,338 [*]	63,252 ^a	63,566 ^a	-31,582 [*]
外来(データ2)												
Poisson	367,654	367,752	-183,814	374,806	374,888	-187,392	367,184	367,341	-183,571	374,096	374,239	-187,029
NB1	94,891	95,004	-47,431	96,890	96,988	-48,432	94,861	95,033	-47,407	96,820	96,978	-48,389
HNB1	94,145	94,340	-47,046	94,382	94,562	-47,167	94,088	94,403	-47,002	94,328	94,628	-47,124
FM2-NB1	90,746 ^a	90,986 ^a	-45,341 [*]	93,731 ^a	93,941 ^a	-46,838 [*]	91,416 ^a	91,777 ^a	-45,660 [*]	93,669 ^a	93,999 ^a	-46,790 [*]

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, BIC で優越するモデルを示し、^{*} は $\ln(L)$ が最大値をとるモデルである。

表5: 調剤データ1推定結果

	自己負担率あり				自己負担率なし			
	FM2-NB1		HNB1		FM2-NB1		HNB1	
	low	high	Hurdle	NB	low	high	Hurdle	NB
定数項	0.161 (0.320)	2.531 *** (0.170)	-0.787 *** (0.235)	2.013 *** (0.167)	0.197 (0.357)	2.470 *** (0.178)	-0.787 *** (0.235)	1.996 *** (0.167)
女性ダミー	0.511 *** (0.082)	0.205 *** (0.049)	0.539 *** (0.061)	0.155 *** (0.047)	0.668 *** (0.100)	0.211 *** (0.050)	0.539 *** (0.061)	0.153 *** (0.048)
本人ダミー	1.794 *** (0.154)	0.074 (0.088)	1.704 *** (0.123)	0.135 * (0.081)	1.976 *** (0.174)	0.087 (0.087)	1.704 *** (0.123)	0.129 (0.081)
F2ダミー	-0.641 *** (0.091)	-0.092 * (0.047)	-0.559 *** (0.062)	-0.047 (0.047)	-0.824 *** (0.121)	-0.122 ** (0.049)	-0.559 *** (0.062)	-0.053 (0.047)
F3ダミー	-0.141 (0.108)	-0.043 (0.041)	-0.392 *** (0.056)	-0.032 (0.044)	-0.541 *** (0.092)	-0.007 (0.041)	-0.392 *** (0.056)	0.026 (0.041)
75-79歳ダミー	0.092 (0.081)	0.024 (0.045)	0.046 (0.058)	0.073 * (0.044)	0.131 (0.092)	0.034 (0.046)	0.046 (0.058)	0.076 * (0.044)
80-84歳ダミー	-0.073 (0.096)	0.096 ** (0.048)	-0.098 (0.064)	0.168 *** (0.048)	-0.094 (0.109)	0.108 ** (0.050)	-0.098 (0.064)	0.169 *** (0.048)
85-99歳ダミー	-0.760 *** (0.126)	0.010 (0.068)	-0.643 *** (0.076)	0.086 (0.062)	-1.011 *** (0.171)	-0.006 (0.068)	-0.643 *** (0.076)	0.089 (0.062)
ln(世帯賃金)	-0.057 (0.072)	-0.037 (0.037)	-0.037 (0.058)	0.026 (0.040)	-0.054 (0.079)	-0.024 (0.040)	-0.037 (0.058)	0.025 (0.040)
ln(世帯人数)	0.125 (0.081)	0.003 (0.046)	0.198 *** (0.052)	0.036 (0.042)	0.204 ** (0.090)	0.002 (0.047)	0.198 *** (0.052)	0.035 (0.043)
98年ダミー	-0.376 ** (0.175)	0.019 (0.040)	0.028 (0.044)	-0.011 (0.037)	-0.082 (0.135)	-0.110 *** (0.040)	0.028 (0.044)	-0.072 ** (0.033)
実質自己負担率	40.499 *** (2.460)	-4.655 *** (0.892)		-3.832 *** (1.113)				
α	21.859 *** (1.763)	3.010 *** (0.409)		7.501 *** (0.405)	21.891 *** (1.671)	2.982 *** (0.384)		7.489 *** (0.404)
$\alpha \times 98$ 年ダミー	-6.831 *** (2.493)	-0.408 (0.592)		-0.219 (0.585)	-0.066 (2.608)	0.456 (0.569)		-0.118 (0.586)
π	0.792 *** (0.012)				0.796 *** (0.011)			
$\pi \times 98$ 年ダミー	0.023 (0.018)				-0.022 (0.017)			
Log likelihood	-16,554.734		-16,865.133		-16,880.181		-16,872.159	

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 の一貫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。

表5: 調剤データ1推定結果(続き)

	クロス項, 自己負担率あり				クロス項, 自己負担率なし			
	FM2-NB1		HNB1		FM2-NB1		HNB1	
	low	high	Hurdle	NB	low	high	Hurdle	NB
定数項	0.391 (0.489)	2.443 *** (0.248)	-0.537 (0.329)	1.852 *** (0.223)	0.402 (0.492)	2.437 *** (0.247)	-0.537 (0.329)	1.853 *** (0.223)
女性ダミー	0.577 *** (0.132)	0.135 ** (0.067)	0.535 *** (0.086)	0.102 (0.067)	0.573 *** (0.134)	0.137 ** (0.066)	0.535 *** (0.086)	0.102 (0.067)
本人ダミー	2.037 *** (0.216)	0.086 (0.117)	1.805 *** (0.169)	0.119 (0.106)	2.024 *** (0.223)	0.095 (0.112)	1.805 *** (0.169)	0.117 (0.107)
F2ダミー	-0.951 *** (0.157)	-0.139 ** (0.068)	-0.730 *** (0.087)	-0.080 (0.066)	-0.958 *** (0.160)	-0.140 ** (0.068)	-0.730 *** (0.087)	-0.080 (0.066)
F3ダミー	-0.788 *** (0.123)	-0.036 (0.053)	-0.615 *** (0.079)	0.014 (0.056)	-0.788 *** (0.124)	-0.036 (0.053)	-0.615 *** (0.079)	0.014 (0.056)
75-79歳ダミー	0.105 (0.130)	0.025 (0.069)	0.027 (0.087)	0.091 (0.066)	0.105 (0.130)	0.027 (0.069)	0.027 (0.087)	0.091 (0.066)
80-84歳ダミー	-0.044 (0.150)	0.080 (0.072)	-0.060 (0.093)	0.185 *** (0.069)	-0.046 (0.151)	0.082 (0.072)	-0.060 (0.093)	0.185 *** (0.069)
85-99歳ダミー	-0.942 *** (0.218)	-0.008 (0.093)	-0.636 *** (0.107)	0.103 (0.086)	-0.946 *** (0.218)	-0.005 (0.092)	-0.636 *** (0.107)	0.103 (0.086)
ln(世帯賃金)	-0.053 (0.115)	0.009 (0.056)	-0.065 (0.082)	0.073 (0.054)	-0.051 (0.115)	0.007 (0.056)	-0.065 (0.082)	0.073 (0.054)
ln(世帯人数)	0.203 *** (0.074)	-0.007 (0.057)	0.198 *** (0.052)	0.037 (0.042)	0.189 *** (0.091)	0.003 (0.048)	0.198 *** (0.052)	0.036 (0.043)
98年ダミー	0.536 (0.620)	-4.383 *** (0.385)	-0.501 (0.464)	0.364 (0.327)	-0.566 (0.681)	-0.017 (0.346)	-0.501 (0.464)	0.238 (0.327)
女性×98年ダミー	-0.090 (0.159)	0.095 (0.111)	0.008 (0.120)	0.108 (0.093)	0.203 (0.196)	0.165 * (0.098)	0.008 (0.120)	0.098 (0.093)
本人×98年ダミー	-0.247 (0.287)	-0.012 (0.149)	-0.194 (0.228)	0.018 (0.137)	-0.126 (0.281)	0.005 (0.147)	-0.194 (0.228)	0.010 (0.137)
F2×98年ダミー	0.719 *** (0.174)	-0.069 (0.193)	0.341 *** (0.122)	0.069 (0.094)	0.276 (0.227)	0.053 (0.102)	0.341 *** (0.122)	0.062 (0.095)
F3×98年ダミー	-0.224 (0.238)	4.412 *** (0.224)	0.445 *** (0.112)	-0.123 (0.087)	0.533 *** (0.179)	0.073 (0.085)	0.445 *** (0.112)	0.026 (0.082)
75-79歳×98年ダミー	-0.030 (0.154)	-0.019 (0.112)	0.040 (0.118)	-0.036 (0.089)	0.056 (0.182)	0.009 (0.092)	0.040 (0.118)	-0.026 (0.089)
80-84歳×98年ダミー	-0.043 (0.177)	0.114 (0.121)	-0.080 (0.128)	-0.027 (0.096)	-0.141 (0.219)	0.052 (0.099)	-0.080 (0.128)	-0.025 (0.096)
85-99歳×98年ダミー	0.432 * (0.254)	-0.038 (0.157)	-0.016 (0.152)	-0.034 (0.124)	-0.169 (0.365)	-0.011 (0.138)	-0.016 (0.152)	-0.024 (0.124)
ln(世帯賃金)×98年ダミー	-0.052 (0.148)	-0.059 (0.079)	0.063 (0.115)	-0.100 (0.078)	0.014 (0.157)	-0.077 (0.079)	0.063 (0.115)	-0.104 (0.079)
実質自己負担率	19.040 *** (1.152)	66.258 *** (2.494)		-4.968 *** (1.283)				
α	21.719 *** (1.667)	2.972 *** (0.408)		7.482 *** (0.403)	21.707 *** (1.671)	2.984 *** (0.406)		7.482 *** (0.403)
α ×98年ダミー	-1.295 (1.951)	0.200 (0.864)		-0.221 (0.582)	0.080 (2.625)	0.453 (0.665)		-0.125 (0.585)
π	0.797 *** (0.012)			0.796 *** (0.012)				
π ×98年ダミー	-0.043 * (0.026)			-0.022 (0.019)				
Log likelihood	-16,638.160		-16,852.091		-16,872.051		-16,861.072	

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) * 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。

表6: 調剤データ2推定結果

	自己負担率あり				自己負担率なし			
	FM2-NB1		HNB1		FM2-NB1		HNB1	
	low	high	Hurdle	NB	low	high	Hurdle	NB
定数項	0.032 (0.303)	2.356 *** (0.141)	-0.672 *** (0.192)	2.042 *** (0.133)	0.231 (0.333)	2.338 *** (0.139)	-0.672 *** (0.192)	2.032 *** (0.133)
女性ダミー	0.492 *** (0.072)	0.177 *** (0.042)	0.507 *** (0.050)	0.118 *** (0.039)	0.704 *** (0.089)	0.175 *** (0.042)	0.507 *** (0.050)	0.116 *** (0.039)
本人ダミー	1.567 *** (0.127)	0.063 (0.075)	1.518 *** (0.101)	0.076 (0.067)	1.791 *** (0.145)	0.059 (0.072)	1.518 *** (0.101)	0.069 (0.067)
F2ダミー	-0.472 *** (0.077)	-0.095 ** (0.039)	-0.497 *** (0.049)	-0.054 (0.038)	-0.738 *** (0.105)	-0.130 *** (0.041)	-0.497 *** (0.049)	-0.055 (0.038)
F3ダミー	0.203 ** (0.101)	0.003 (0.032)	-0.240 *** (0.045)	0.005 (0.035)	-0.294 *** (0.077)	0.025 (0.032)	-0.240 *** (0.045)	0.054 * (0.032)
75-79歳ダミー	0.121 * (0.070)	0.096 ** (0.038)	0.096 * (0.050)	0.117 *** (0.038)	0.164 ** (0.080)	0.109 *** (0.038)	0.096 * (0.050)	0.119 *** (0.038)
80-84歳ダミー	-0.059 (0.083)	0.169 *** (0.040)	-0.035 (0.054)	0.224 *** (0.040)	-0.036 (0.094)	0.177 *** (0.042)	-0.035 (0.054)	0.222 *** (0.040)
85-99歳ダミー	-0.479 *** (0.095)	0.075 (0.051)	-0.429 *** (0.059)	0.143 *** (0.046)	-0.745 *** (0.132)	0.055 (0.050)	-0.429 *** (0.059)	0.148 *** (0.046)
ln(世帯賃金)	-0.099 (0.065)	-0.015 (0.032)	-0.105 ** (0.048)	0.020 (0.032)	-0.130 * (0.076)	-0.005 (0.032)	-0.105 ** (0.048)	0.018 (0.032)
ln(世帯人数)	0.122 * (0.068)	0.021 (0.038)	0.241 *** (0.044)	0.036 (0.035)	0.229 *** (0.078)	0.013 (0.039)	0.241 *** (0.044)	0.034 (0.036)
98年ダミー	-0.143 (0.162)	0.028 (0.033)	0.058 (0.037)	-0.025 (0.030)	-0.002 (0.129)	-0.101 *** (0.032)	0.058 (0.037)	-0.079 *** (0.027)
実質自己負担率	40.525 *** (2.031)	-4.251 *** (0.749)		-2.986 *** (0.832)				
α	23.623 *** (2.011)	3.449 *** (0.432)		7.604 *** (0.377)	23.745 *** (1.824)	3.219 *** (0.358)		7.596 *** (0.376)
$\alpha \times 98$ 年ダミー	-7.014 *** (2.375)	-1.428 ** (0.575)		-0.287 (0.515)	-0.379 (2.561)	0.216 (0.532)		-0.214 (0.514)
π	0.768 *** (0.013)				0.778 *** (0.011)			
$\pi \times 98$ 年ダミー	0.055 *** (0.017)				-0.015 (0.015)			
Log likelihood		-24,073.642		-24,619.308		-24,625.043		-24,626.794

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。

表6: 調剤データ推定結果(続き)

	クロス項, 自己負担率あり				クロス項, 自己負担率なし			
	FM2-NB1		HNB1		FM2-NB1		HNB1	
	low	high	Hurdle	NB	low	high	Hurdle	NB
定数項	0.640 (0.433)	2.393*** (0.191)	-0.495* (0.264)	1.974*** (0.182)	0.573 (0.439)	2.395*** (0.191)	-0.495* (0.264)	1.975*** (0.182)
女性ダミー	0.556*** (0.116)	0.124** (0.059)	0.518*** (0.070)	0.108* (0.056)	0.582*** (0.117)	0.123** (0.059)	0.518*** (0.070)	0.107* (0.056)
本人ダミー	1.719*** (0.173)	0.055 (0.091)	1.622*** (0.134)	0.082 (0.087)	1.804*** (0.179)	0.048 (0.091)	1.622*** (0.134)	0.080 (0.087)
F2ダミー	-0.893*** (0.143)	-0.148** (0.058)	-0.624*** (0.071)	-0.089 (0.054)	-0.859*** (0.140)	-0.145** (0.058)	-0.624*** (0.071)	-0.089 (0.054)
F3ダミー	-0.574*** (0.098)	0.013 (0.044)	-0.468*** (0.064)	0.042 (0.045)	-0.580*** (0.097)	0.014 (0.044)	-0.468*** (0.064)	0.042 (0.045)
75-79歳ダミー	0.186 (0.114)	0.116** (0.055)	0.113 (0.072)	0.141*** (0.054)	0.187* (0.113)	0.115** (0.055)	0.113 (0.072)	0.141*** (0.054)
80-84歳ダミー	0.030 (0.131)	0.184*** (0.058)	0.013 (0.076)	0.241*** (0.057)	0.043 (0.130)	0.184*** (0.058)	0.013 (0.076)	0.241*** (0.057)
85-99歳ダミー	-0.616*** (0.172)	0.094 (0.070)	-0.380*** (0.084)	0.182*** (0.064)	-0.598*** (0.170)	0.093 (0.070)	-0.380*** (0.084)	0.181*** (0.064)
ln(世帯賃金)	-0.136 (0.103)	-0.010 (0.043)	-0.128* (0.066)	0.032 (0.044)	-0.156 (0.104)	-0.008 (0.043)	-0.128* (0.066)	0.033 (0.044)
ln(世帯人数)	0.115* (0.067)	0.017 (0.038)	0.240*** (0.044)	0.036 (0.035)	0.219*** (0.078)	0.012 (0.039)	0.240*** (0.044)	0.034 (0.036)
98年ダミー	-1.074* (0.552)	0.033 (0.270)	-0.311 (0.380)	0.146 (0.260)	-0.718 (0.648)	-0.192 (0.265)	-0.311 (0.380)	0.045 (0.259)
女性×98年ダミー	-0.122 (0.146)	0.092 (0.080)	-0.021 (0.098)	0.023 (0.076)	0.256 (0.180)	0.100 (0.081)	-0.021 (0.098)	0.017 (0.076)
本人×98年ダミー	-0.360* (0.219)	-0.043 (0.128)	-0.207 (0.187)	-0.024 (0.114)	-0.054 (0.250)	0.003 (0.121)	-0.207 (0.187)	-0.029 (0.114)
F2×98年ダミー	0.604*** (0.173)	0.083 (0.080)	0.239** (0.098)	0.071 (0.077)	0.238 (0.201)	0.035 (0.083)	0.239** (0.098)	0.070 (0.077)
F3×98年ダミー	1.356*** (0.141)	-0.054 (0.063)	0.445*** (0.089)	-0.101 (0.069)	0.594*** (0.143)	0.027 (0.066)	0.445*** (0.089)	0.025 (0.064)
75-79歳×98年ダミー	-0.093 (0.145)	-0.050 (0.076)	-0.032 (0.100)	-0.051 (0.075)	-0.044 (0.159)	-0.018 (0.077)	-0.032 (0.100)	-0.041 (0.075)
80-84歳×98年ダミー	-0.129 (0.166)	-0.051 (0.080)	-0.096 (0.107)	-0.037 (0.079)	-0.181 (0.187)	-0.021 (0.083)	-0.096 (0.107)	-0.037 (0.080)
85-99歳×98年ダミー	0.205 (0.208)	-0.049 (0.103)	-0.092 (0.118)	-0.083 (0.092)	-0.315 (0.274)	-0.077 (0.101)	-0.092 (0.118)	-0.066 (0.092)
ln(世帯賃金)×98年ダミー	0.060 (0.127)	-0.011 (0.061)	0.052 (0.094)	-0.027 (0.063)	0.064 (0.149)	0.003 (0.061)	0.052 (0.094)	-0.033 (0.063)
実質自己負担率	44.893*** (2.857)	-4.693*** (0.752)		-3.899*** (0.952)				
α	23.751*** (1.810)	3.150*** (0.375)		7.599*** (0.377)	23.801*** (1.786)	3.107*** (0.367)		7.599*** (0.377)
α ×98年ダミー	-6.844*** (2.207)	-1.299*** (0.501)		-0.300 (0.514)	-0.692 (2.613)	0.437 (0.636)		-0.227 (0.514)
π	0.780*** (0.011)				0.782*** (0.011)			
π ×98年ダミー	0.046*** (0.015)				-0.022 (0.018)			
Log likelihood		-24.014.412		-24.602.115		-24.612.799		-24.611.992

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 の一貫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。

表7: 外来データ1推定結果

	自己負担率あり				自己負担率なし			
	FM2-NB1		HNB1		FM2-NB1		HNB1	
	high	low	Hurdle	NB	high	low	Hurdle	NB
定数項	2.931 *** (0.125)	1.265 *** (0.220)	1.644 *** (0.253)	3.292 *** (0.111)	2.785 *** (0.108)	2.904 *** (0.221)	1.644 *** (0.253)	3.050 *** (0.105)
女性ダミー	0.114 *** (0.030)	0.426 *** (0.059)	0.743 *** (0.059)	0.177 *** (0.029)	0.163 *** (0.028)	0.695 *** (0.065)	0.743 *** (0.059)	0.183 *** (0.029)
本人ダミー	-0.021 (0.057)	0.785 *** (0.109)	2.430 *** (0.174)	0.051 (0.051)	0.014 (0.053)	1.661 *** (0.115)	2.430 *** (0.174)	0.066 (0.051)
F2ダミー	-0.026 (0.032)	-0.586 *** (0.058)	-1.583 *** (0.080)	0.007 (0.028)	-0.025 (0.028)	-1.028 *** (0.070)	-1.583 *** (0.080)	-0.032 (0.028)
F3ダミー	0.020 (0.027)	-0.427 *** (0.058)	-1.600 *** (0.077)	-0.004 (0.024)	0.051 ** (0.024)	-1.078 *** (0.059)	-1.600 *** (0.077)	0.009 (0.024)
75-79歳ダミー	0.090 *** (0.029)	-0.016 (0.051)	-0.157 ** (0.067)	0.054 ** (0.026)	0.064 ** (0.026)	-0.137 ** (0.056)	-0.157 ** (0.067)	0.063 ** (0.026)
80-84歳ダミー	0.079 ** (0.033)	-0.036 (0.061)	-0.298 *** (0.071)	0.089 *** (0.029)	0.074 ** (0.030)	-0.132 ** (0.060)	-0.298 *** (0.071)	0.095 *** (0.029)
85-99歳ダミー	0.061 (0.042)	-0.374 *** (0.074)	-0.938 *** (0.075)	0.011 (0.036)	0.014 (0.037)	-0.768 *** (0.082)	-0.938 *** (0.075)	0.016 (0.036)
ln(世帯賃金)	-0.034 (0.030)	-0.076 (0.052)	-0.161 ** (0.064)	-0.052 ** (0.025)	-0.045 * (0.027)	-0.120 ** (0.054)	-0.161 ** (0.064)	-0.051 ** (0.025)
ln(世帯人数)	-0.013 (0.029)	0.182 *** (0.050)	0.543 *** (0.055)	0.027 (0.026)	0.003 (0.026)	0.388 *** (0.053)	0.543 *** (0.055)	0.031 (0.026)
98年ダミー	0.004 (0.051)	0.487 *** (0.115)	0.221 *** (0.048)	0.031 (0.054)	-0.019 (0.029)	0.054 (0.056)	0.221 *** (0.048)	-0.018 (0.027)
実質自己負担率	-2.224 *** (0.400)	26.071 *** (1.555)		-2.825 *** (0.423)				
実質自己負担率×98年ダミー	-0.155 (0.484)	-10.384 *** (1.809)		-0.150 (0.524)				
α	4.054 *** (0.409)	44.816 *** (2.779)		17.085 *** (0.829)	2.501 *** (0.276)	80.603 *** (3.838)		17.482 *** (0.864)
$\alpha \times 98$ 年ダミー	-1.299 *** (0.504)	7.236 * (3.784)		0.515 (1.176)	1.066 ** (0.519)	4.595 (6.201)		0.698 (1.231)
π	0.373 *** (0.012)				0.386 *** (0.013)			
$\pi \times 98$ 年ダミー	0.016 (0.019)				0.065 *** (0.021)			
Log likelihood	-30,350.382		-31,726.037		-31,616.240		-31,812.301	

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) * 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 は平均値に基づき事後的な low user と high user である。

表7: 外来データ1推定結果 (続き)

	クロス項, 自己負担率あり				クロス項, 自己負担率なし			
	FM2-NB1		HNB1		FM2-NB1		HNB1	
	high	low	Hurdle	NB	high	low	Hurdle	NB
定数項	2.877 *** (0.172)	1.377 *** (0.360)	2.075 *** (0.358)	3.212 *** (0.152)	2.717 *** (0.149)	2.964 *** (0.296)	2.075 *** (0.358)	3.002 *** (0.147)
女性ダミー	0.084 ** (0.041)	0.423 *** (0.097)	0.836 *** (0.084)	0.126 *** (0.040)	0.141 *** (0.038)	0.728 *** (0.092)	0.836 *** (0.084)	0.132 *** (0.040)
本人ダミー	0.012 (0.076)	0.570 *** (0.190)	2.585 *** (0.247)	0.022 (0.071)	-0.007 (0.070)	1.710 *** (0.146)	2.585 *** (0.247)	0.026 (0.070)
F2ダミー	0.018 (0.045)	-0.627 *** (0.091)	-2.073 *** (0.117)	0.036 (0.039)	0.043 (0.037)	-1.438 *** (0.099)	-2.073 *** (0.117)	0.026 (0.039)
F3ダミー	0.066 * (0.040)	-0.530 *** (0.086)	-1.802 *** (0.114)	0.039 (0.034)	0.070 ** (0.033)	-1.141 *** (0.079)	-1.802 *** (0.114)	0.021 (0.034)
75-79歳ダミー	0.070 (0.043)	-0.028 (0.082)	-0.151 (0.097)	0.021 (0.038)	0.044 (0.037)	-0.184 ** (0.079)	-0.151 (0.097)	0.034 (0.038)
80-84歳ダミー	0.097 ** (0.048)	-0.006 (0.090)	-0.280 *** (0.102)	0.077 * (0.041)	0.081 ** (0.041)	-0.152 * (0.083)	-0.280 *** (0.102)	0.083 ** (0.042)
85-99歳ダミー	0.012 (0.059)	-0.248 ** (0.113)	-0.909 *** (0.106)	-0.026 (0.051)	-0.003 (0.050)	-0.737 *** (0.107)	-0.909 *** (0.106)	-0.015 (0.051)
ln(世帯賃金)	-0.020 (0.041)	-0.092 (0.094)	-0.223 ** (0.088)	-0.019 (0.036)	-0.024 (0.036)	-0.114 (0.073)	-0.223 ** (0.088)	-0.026 (0.035)
ln(世帯人数)	-0.014 (0.030)	0.187 *** (0.051)	0.546 *** (0.056)	0.026 (0.026)	-0.006 (0.027)	0.383 *** (0.052)	0.546 *** (0.056)	0.028 (0.026)
98年ダミー	0.110 (0.243)	0.322 (0.434)	-0.685 (0.505)	0.205 (0.211)	0.149 (0.218)	-0.156 (0.422)	-0.685 (0.505)	0.096 (0.205)
女性×98年ダミー	0.047 (0.058)	-0.006 (0.120)	-0.171 (0.118)	0.097 * (0.056)	0.032 (0.056)	-0.099 (0.125)	-0.171 (0.118)	0.096 * (0.056)
本人×98年ダミー	-0.088 (0.102)	0.396 * (0.212)	-0.294 (0.334)	0.053 (0.092)	0.023 (0.095)	-0.146 (0.197)	-0.294 (0.334)	0.070 (0.092)
F2×98年ダミー	-0.085 (0.064)	0.084 (0.116)	0.995 *** (0.161)	-0.056 (0.056)	-0.152 *** (0.056)	0.831 *** (0.124)	0.995 *** (0.161)	-0.111 ** (0.055)
F3×98年ダミー	-0.088 (0.055)	0.196 * (0.117)	0.397 *** (0.154)	-0.090 * (0.049)	-0.039 (0.047)	0.157 (0.114)	0.397 *** (0.154)	-0.027 (0.048)
75-79歳×98年ダミー	0.036 (0.058)	0.035 (0.105)	-0.007 (0.135)	0.060 (0.052)	0.035 (0.052)	0.085 (0.108)	-0.007 (0.135)	0.052 (0.052)
80-84歳×98年ダミー	-0.038 (0.067)	-0.052 (0.121)	-0.028 (0.142)	0.021 (0.058)	-0.025 (0.060)	0.023 (0.116)	-0.028 (0.142)	0.019 (0.058)
85-99歳×98年ダミー	0.092 (0.084)	-0.239 (0.148)	-0.071 (0.149)	0.072 (0.072)	0.033 (0.075)	-0.090 (0.162)	-0.071 (0.149)	0.058 (0.072)
ln(世帯賃金)×98年ダミー	-0.024 (0.058)	0.013 (0.111)	0.131 (0.124)	-0.063 (0.049)	-0.043 (0.053)	0.018 (0.102)	0.131 (0.124)	-0.050 (0.049)
実質自己負担率	-2.250 *** (0.403)	25.983 *** (1.733)		-2.875 *** (0.423)				
実質自己負担率×98年ダミー	-0.152 (0.494)	-10.224 *** (1.991)		-0.136 (0.531)				
α	3.978 *** (0.414)	44.866 *** (2.780)		17.054 *** (0.826)	2.637 *** (0.316)	79.691 *** (3.817)		17.442 *** (0.861)
α ×98年ダミー	-1.237 ** (0.507)	6.680 * (3.787)		0.530 (1.173)	0.431 (0.516)	1.683 (5.667)		0.727 (1.227)
π	0.371 *** (0.013)				0.393 *** (0.013)			
π ×98年ダミー	0.016 (0.019)				0.034 (0.022)			
Log likelihood	-30,337.879		-31,691.391		-31,581.927		-31,777.236	

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 の一貫性のある標準誤差である。

注3) * 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。

表8: 外来データ2推定結果

	自己負担率あり				自己負担率なし			
	FM2-NB1		HNB1		FM2-NB1		HNB1	
	high	low	Hurdle	NB	high	low	Hurdle	NB
定数項	2.770 *** (0.099)	1.584 *** (0.215)	1.532 *** (0.213)	3.204 *** (0.090)	2.737 *** (0.090)	2.879 *** (0.186)	1.532 *** (0.213)	2.969 *** (0.085)
女性ダミー	0.132 *** (0.024)	0.321 *** (0.053)	0.647 *** (0.049)	0.181 *** (0.023)	0.140 *** (0.023)	0.607 *** (0.052)	0.647 *** (0.049)	0.175 *** (0.023)
本人ダミー	-0.013 (0.047)	0.703 *** (0.136)	2.290 *** (0.147)	0.045 (0.042)	0.003 (0.043)	1.431 *** (0.092)	2.290 *** (0.147)	0.040 (0.041)
F2ダミー	0.052 ** (0.026)	-0.681 *** (0.059)	-1.259 *** (0.058)	0.016 (0.023)	-0.020 (0.023)	-0.854 *** (0.056)	-1.259 *** (0.058)	-0.019 (0.022)
F3ダミー	0.020 (0.023)	-0.269 *** (0.084)	-1.179 *** (0.056)	0.019 (0.020)	0.048 *** (0.019)	-0.787 *** (0.046)	-1.179 *** (0.056)	0.036 * (0.019)
75-79歳ダミー	0.098 *** (0.025)	0.049 (0.063)	-0.047 (0.058)	0.092 *** (0.022)	0.075 *** (0.022)	-0.025 (0.048)	-0.047 (0.058)	0.101 *** (0.022)
80-84歳ダミー	0.117 *** (0.028)	0.074 (0.062)	-0.153 ** (0.060)	0.132 *** (0.024)	0.082 *** (0.024)	0.022 (0.050)	-0.153 ** (0.060)	0.138 *** (0.024)
85-99歳ダミー	0.083 *** (0.031)	-0.247 *** (0.073)	-0.672 *** (0.061)	0.047 * (0.027)	0.027 (0.028)	-0.460 *** (0.060)	-0.672 *** (0.061)	0.051 * (0.027)
ln(世帯賃金)	-0.012 (0.024)	-0.132 ** (0.061)	-0.231 *** (0.054)	-0.035 * (0.021)	-0.030 (0.023)	-0.144 *** (0.045)	-0.231 *** (0.054)	-0.030 (0.020)
ln(世帯人数)	-0.017 (0.026)	0.211 *** (0.060)	0.636 *** (0.048)	0.036 * (0.022)	0.012 (0.022)	0.424 *** (0.042)	0.636 *** (0.048)	0.037 * (0.021)
98年ダミー	0.798 *** (0.050)	-0.822 *** (0.182)	0.203 *** (0.041)	0.034 (0.045)	-0.011 (0.024)	0.059 (0.044)	0.203 *** (0.041)	-0.011 (0.022)
実質自己負担率	-1.625 *** (0.265)	25.629 *** (3.294)		-2.748 *** (0.348)				
実質自己負担率×98年ダミー	-1.996 *** (0.362)	-5.509 * (3.198)		-0.061 (0.436)				
α	3.980 *** (0.565)	51.608 *** (2.917)		17.798 *** (0.694)	2.509 *** (0.229)	88.827 *** (3.472)		18.192 *** (0.723)
$\alpha \times 98$ 年ダミー	15.544 *** (1.104)	-40.157 *** (2.966)		1.069 (0.994)	0.821 * (0.444)	2.888 (5.561)		1.279 (1.039)
π	0.411 *** (0.018)				0.407 *** (0.011)			
$\pi \times 98$ 年ダミー	0.032 (0.024)				0.045 ** (0.019)			
Log likelihood		-45,341.145		-47,046.434		-46,837.530		-47,166.774

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 の一貫性のある標準誤差である。

注3) * 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 は平均値に基づき(事後的な low user と high user である)。

表8: 外来データ2推定結果 (続き)

	クロス項, 自己負担率あり				クロス項, 自己負担率なし			
	FM2-NB1		HNB1		FM2-NB1		HNB1	
	low	high	Hurdle	NB	high	low	Hurdle	NB
定数項	2.823 *** (0.132)	1.449 *** (0.246)	1.843 *** (0.297)	3.159 *** (0.119)	2.665 *** (0.123)	2.899 *** (0.255)	1.843 *** (0.297)	2.943 *** (0.115)
女性ダミー	0.071 ** (0.033)	0.334 *** (0.077)	0.720 *** (0.069)	0.125 *** (0.032)	0.105 *** (0.031)	0.627 *** (0.076)	0.720 *** (0.069)	0.116 *** (0.032)
本人ダミー	-0.009 (0.060)	0.506 *** (0.166)	2.357 *** (0.192)	0.025 (0.055)	-0.002 (0.055)	1.467 *** (0.123)	2.357 *** (0.192)	0.018 (0.054)
F2ダミー	0.031 (0.036)	-0.628 *** (0.077)	-1.749 *** (0.087)	0.012 (0.031)	0.039 (0.030)	-1.296 *** (0.082)	-1.749 *** (0.087)	0.005 (0.032)
F3ダミー	0.074 ** (0.030)	-0.499 *** (0.078)	-1.435 *** (0.084)	0.055 ** (0.027)	0.067 ** (0.027)	-0.909 *** (0.063)	-1.435 *** (0.084)	0.037 (0.027)
75-79歳ダミー	0.100 *** (0.034)	0.076 (0.078)	0.000 (0.081)	0.089 *** (0.031)	0.078 ** (0.031)	-0.012 (0.070)	0.000 (0.081)	0.098 *** (0.031)
80-84歳ダミー	0.090 ** (0.038)	0.179 ** (0.075)	-0.140 * (0.084)	0.129 *** (0.034)	0.091 *** (0.034)	0.033 (0.071)	-0.140 * (0.084)	0.135 *** (0.034)
85-99歳ダミー	0.088 ** (0.044)	-0.117 (0.085)	-0.624 *** (0.086)	0.043 (0.038)	0.036 (0.038)	-0.427 *** (0.084)	-0.624 *** (0.086)	0.048 (0.038)
ln(世帯賃金)	-0.018 (0.032)	-0.080 (0.065)	-0.259 *** (0.074)	-0.014 (0.028)	-0.008 (0.031)	-0.125 ** (0.063)	-0.259 *** (0.074)	-0.011 (0.028)
ln(世帯人数)	-0.019 (0.030)	0.209 *** (0.034)	0.640 *** (0.048)	0.036 * (0.022)	0.005 (0.022)	0.415 *** (0.042)	0.640 *** (0.048)	0.036 * (0.021)
98年ダミー	0.132 (0.234)	0.530 * (0.297)	-0.453 (0.425)	0.142 (0.171)	0.147 (0.183)	-0.058 (0.359)	-0.453 (0.425)	0.056 (0.165)
女性×98年ダミー	0.059 (0.057)	0.002 (0.086)	-0.142 (0.098)	0.114 ** (0.046)	0.061 (0.045)	-0.067 (0.102)	-0.142 (0.098)	0.117 *** (0.046)
本人×98年ダミー	4.596 *** (0.473)	-0.163 (0.173)	-0.131 (0.281)	0.036 (0.074)	-0.016 (0.079)	-0.110 (0.164)	-0.131 (0.281)	0.037 (0.074)
F2×98年ダミー	-0.094 (0.059)	0.221 ** (0.088)	0.944 *** (0.117)	0.012 (0.045)	-0.130 *** (0.045)	0.842 *** (0.101)	0.944 *** (0.117)	-0.043 (0.044)
F3×98年ダミー	-4.639 *** (0.455)	0.603 *** (0.086)	0.455 *** (0.114)	-0.075 * (0.039)	-0.034 (0.038)	0.244 *** (0.089)	0.455 *** (0.114)	-0.001 (0.038)
75-79歳×98年ダミー	-0.001 (0.058)	-0.021 (0.087)	-0.097 (0.117)	0.006 (0.044)	-0.004 (0.044)	-0.030 (0.095)	-0.097 (0.117)	0.007 (0.044)
80-84歳×98年ダミー	0.000 (0.066)	-0.112 (0.086)	-0.031 (0.121)	0.008 (0.048)	-0.020 (0.048)	-0.036 (0.098)	-0.031 (0.121)	0.008 (0.048)
85-99歳×98年ダミー	0.065 (0.076)	-0.180 * (0.100)	-0.106 (0.123)	0.011 (0.054)	-0.025 (0.055)	-0.068 (0.117)	-0.106 (0.123)	0.006 (0.054)
ln(世帯賃金)×98年ダミー	-0.048 (0.058)	0.034 (0.077)	0.076 (0.105)	-0.045 (0.040)	-0.043 (0.045)	-0.007 (0.088)	0.076 (0.105)	-0.042 (0.040)
実質自己負担率	-1.672 *** (0.270)	25.142 *** (1.831)		-2.764 *** (0.347)				
実質自己負担率×98年ダミー	0.334 (0.440)	-17.029 *** (1.883)		-0.161 (0.443)				
α	3.790 *** (0.359)	51.303 *** (2.533)		17.771 *** (0.692)	2.657 *** (0.257)	87.921 *** (3.443)		18.167 *** (0.721)
α ×98年ダミー	-2.158 *** (0.485)	-14.848 *** (2.816)		1.080 (0.992)	0.226 (0.413)	-0.147 (5.049)		1.299 (1.038)
π	0.404 *** (0.012)				0.415 *** (0.012)			
π × 98年ダミー	-0.198 *** (0.016)				0.016 (0.019)			
Log likelihood		-45,660.244		-47,001.997		-46,790.372		-47,123.810

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 であるとすると帰無仮説が棄却されることを示す。

注2) 括弧内は White の一貫性のある標準誤差である。

注3) * 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。

表9: 1999年7月薬剤費一部負担撤廃の限界効果

	全体		男		女	
	FM2-NB1	HNB1	FM2-NB1	HNB1	FM2-NB1	HNB1
調剤データ1						
自己負担率あり	0.568	-0.021	0.427	-0.020	0.619	-0.021
自己負担率なし	0.126	0.152	0.082	0.090	0.144	0.176
クロス項, 自己負担率あり	1.876	-0.086	1.727	0.110	1.923	-0.182
クロス項, 自己負担率なし	0.145	0.145	0.462	0.237	0.013	0.092
調剤データ2						
自己負担率あり	0.681	-0.045	0.581	-0.045	0.715	-0.042
自己負担率なし	0.114	0.117	0.093	0.064	0.121	0.138
クロス項, 自己負担率あり	0.720	-0.123	0.680	-0.094	0.743	-0.136
クロス項, 自己負担率なし	0.192	0.100	0.492	0.047	0.065	0.119
外来データ1						
自己負担率あり	1.565	-1.387	1.081	-1.365	1.739	-1.372
自己負担率なし	-0.505	-0.763	-0.571	-0.907	-0.467	-0.694
クロス項, 自己負担率あり	1.679	-0.798	1.347	-0.632	1.808	-0.990
クロス項, 自己負担率なし	-1.295	-0.144	-1.058	-0.184	-1.317	-0.260
外来データ2						
自己負担率あり	0.400	-1.497	-0.575	-1.434	0.762	-1.502
自己負担率なし	-0.483	-0.809	-0.484	-0.925	-0.477	-0.755
クロス項, 自己負担率あり	4.218	-1.034	4.125	-0.438	4.238	-1.380
クロス項, 自己負担率なし	-1.889	-0.106	-1.237	0.293	-2.106	-0.389

注) 表中の数値は, サンプルの平均値で評価したもの.

表9:1999年7月薬剤費一部負担撤廃の限界効果(続き)

	全体		男		女	
	FM2-NB1	HNB1	FM2-NB1	HNB1	FM2-NB1	HNB1
調剤データ1						
自己負担率あり	0.623	-0.022	0.463	-0.020	0.681	-0.021
自己負担率なし	0.118	0.158	0.073	0.093	0.136	0.183
クロス項,自己負担率あり	6.877	-0.086	6.453	0.114	7.004	-0.177
クロス項,自己負担率なし	0.135	0.151	0.492	0.259	0.001	0.094
調剤データ2						
自己負担率あり	0.664	-0.046	0.565	-0.046	0.697	-0.044
自己負担率なし	0.109	0.120	0.089	0.066	0.116	0.142
クロス項,自己負担率あり	0.725	-0.123	0.709	-0.094	0.746	-0.135
クロス項,自己負担率なし	0.188	0.102	0.530	0.049	0.055	0.121
外来データ1						
自己負担率あり	1.747	-1.412	1.211	-1.361	1.940	-1.402
自己負担率なし	-0.556	-0.818	-0.607	-0.936	-0.525	-0.754
クロス項,自己負担率あり	1.884	-0.807	1.484	-0.704	2.039	-0.977
クロス項,自己負担率なし	-1.261	-0.166	-0.989	-0.260	-1.296	-0.271
外来データ2						
自己負担率あり	9.152	-1.506	6.533	-1.424	10.083	-1.515
自己負担率なし	-0.516	-0.852	-0.507	-0.951	-0.514	-0.801
クロス項,自己負担率あり	12.759	-1.029	12.596	-0.494	12.793	-1.345
クロス項,自己負担率なし	-1.714	-0.117	-1.052	0.258	-1.937	-0.393

注)表中の数値は,1998年の平均値で評価したもの.