

No. 1025

被保険者のモラルハザードと医師の代理者機能：
97年自己負担率改定における歯科のケース

by

吉田あつし・川村顕

February 2003

被保険者のモラルハザードと医師の代理者機能：

97年自己負担率改定における歯科のケース

吉田 あつし*

筑波大学社会工学系

599-8573 つくば市天王台 1-1-1

川村 顕

筑波大学社会工学研究科

要 旨

本稿は、被保険者の自己負担率の変化が医療サービスの需要と供給にどのような変化をもたらすかを理論的に分析するモデルを提案し、97年9月に健康保険組合の被保険者本人の自己負担率が1割から2割に変更された結果、被保険者の歯科サービス需要および医師の歯科サービス供給に変化があったかどうかを統計的に検証した。需要の行動について Hurdle Negative Binomial Model を用いて推定した結果、改定の前後1年間で被保険者本人の需要は減少したが家族の需要は変化しなかった。他方、医師の供給行動分析のために改定前後1年間両方に1日以上通院している患者の1日あたりの医療費を比較したが、その差の期待値が0であるという仮説は10%有意水準では棄却できたが15%有意水準では棄却できなかった。改定によって1日あたり医療費の期待値には変化がなかったと強くは主張できないが、ほとんど変化はなかったと考えてよいであろう。

* 本研究は文部科学省科学研究費（課題番号：14530029）及び（財）日本経済研究奨励財団による支援を受けている。また、本研究は「医療需要の価格弾力性に関する計量的研究」（平成12年、医療経済研究機構）で行われた研究をベースにしている。

1 はじめに

総医療費の抑制を目的とした施策のひとつとして、97年9月から医療保険制度の改定が行われ健康保険組合に加入する被保険者本人の自己負担率は1割から2割へと改定された。保険に関する標準的な経済理論によれば、保険支払い事由が発生したときに一定割合の自己負担が必要となる契約を結ぶことにより、被保険者のモラルハザードとその結果としての総保険支払額の増加を抑制することができる。他方、公的医療保険制度はどのような診療行為をどれだけ行うかを医師の裁量に任せており、保険者はそれぞれの診療行為に対応した公定価格をもちいて計算された医療費を医師に支払う仕組みになっている。この仕組みの下では、自己負担率を上げて被保険者のモラルハザードを抑制したとしても、医師が医療サービスの供給量をどのように変化させるか、あるいは変化させないかによって、総医療費は減少するのか、あるいはどの程度減少するのかが決まってくる。したがって、自己負担率上昇の総医療費に対する効果を評価するためには、被保険者のみではなく医師の行動も考えなければならない。本稿では、97年9月の改定前後で歯科医療サービスの需要及び供給がどの程度変化したのかについて分析をおこなう。分析の対象にしたのは、健康保険組合¹に属する老人保健制度の適用を受けない被保険者本人及びその家族である。

本稿の目的は第1に、改定前後の歯科サービスの需要関数を推定することにより、改定が患者の需要行動に与えた影響について分析を行うことである。Manning and Phelps (1979) は、National Health Insurance が歯科医療も保険の対象とするようになった場合どの程度需要が増加するかを、推定された需要関数の価格弾力性を用いてシミュレーションを行い、たとえ一部自己負担があったとしても、短期的には大きな超過需要が発生すると主張した。さらに、Manning et al. (1986) は Rand Health Insurance Experiment の大規模な医療実験結果を分析した結果、個人の負担割合が大きな公的医療保険プランでは、医療費全額が保険から支払われるケースと比較して、通院確率、通院回数が大きく下がり、かつ医療費支出も大きく減少することを明らかにしている。ただし、彼らの結果でも総医療費の25%自己負担のケースと50%自己負担のケースでは通院確率、通院回数、医療支出ともにそれほど大きな差はなかった (Manning et al. (1986)表3参照)。他方医科サービスについて

¹ 製造業4組合、金融保険業2組合の合計6組合のデータを用いた。

は、Chiappori, Durand and Geoffard (1998) は、フランスの制度改定によって自己負担率が上昇したグループと変化しなかったグループとの医療サービス需要を比較して、外来については二つのグループの間に違いはなかったが、医師の訪問治療については自己負担率が上昇したグループでは有意に減少していることが示されている。さらに、Yoshida and Takagi (2002) では、97年の改定により、外来の医療サービス需要は本人については大きくは変化せず、家族のそれは本人に比べ相対的に大きく減少したことが報告されている。このように、自己負担率の変化によってどの程度需要が変化するかについては、必ずしも統一的な実証結果が得られているわけではない。

他方、日本のように診療報酬制度が採用されている国では、どのような診療行為を行うかは医師の裁量に任せられており、行われた診療行為の種類と量によって医師への保険支払額が決まってくる（出来高払い制度）。したがって、通院回数で測られる医療需要とともに、通院一回あたりの医療費で測られる医療サービス供給量によって総医療費の大きさが決まってくる。この制度の下では、被保険者の直面する自己負担率が変化するとき、医師は医療サービスの種類と量を変える可能性があるのだが、この点についてほとんど関心が払われてこなかった。

医師が何らかの条件変化に対応して診療行為を変える可能性については、従来は医師誘発需要として議論されてきた。同じ地域の医師数が増加することによって競争条件が厳しくなり、所得の減少が予想されるときには、医師は需要を増加させる誘因が働く。この観点からの医師誘発需要は古くから議論されている（例えば代表的なものとして Evans (1974) や Fuchs (1978) など）。マイクロデータを用いた最近の実証研究では、Grytten and Sorensen (2001) がノルウェーのデータを用いて、医師間の競争が厳しくなったとしても、診察時間を長くしたり検査を多くしたりすることによる医師誘発需要は確認できなかったとしている。他方、医師に対する診療報酬が改定されたことによる医療サービス量の変化についてもいくつか報告されている。Yip (1998) は、診療報酬が引き下げられた冠状動脈バイパス手術について手術数が増加したことを確認しており、また、Iverson and Luras (2000) は、患者一人当たりの定額払いに加えて、行われた診療行為の種類と量によって医師への支払い額が決定されるように支払方法の制度変更がなされたときに、患者が不足していると考えられる医師は医療サービス量を増やすことが報告されている。このように、医師誘発需要に関する研究では、医師間の競争条件の変化や、保険者から医師への支払い制度の変更に関連して、医師が患者の需要を誘発するかどうか、診療行為を

変えるかどうか議論されてきたのであるが、患者の自己負担率の変化が医療サービスの供給に与える影響については議論されてこなかった。

本稿では、第 1 に、被保険者と医師の効用最大化モデルを用いて、自己負担率が変化したときに通院日数及び 1 日あたりの医療サービス量がどのように変化するかを定性的に議論する。被保険者は医師の通院 1 日あたりの医療サービス量を与えられたものとして、通院日数をコントロールすることにより自己の効用を最大にし、他方、医師は患者の通院日数を与えられたものとして、1 日あたりのサービス量をコントロールして自己の効用を最大にするようなモデルを提案する。このモデルは日本の医療制度の特徴である診療報酬制度、医師を自由に選べるというフリーアクセス制と歯科サービス供給の産業組織的な特徴を反映したモデルになっている。第 2 に、歯科診療について 97 年改定による歯科サービス需要と供給の変化を実証的に分析する。歯科医療サービス需要の指標として改定前後 1 年間の通院日数を用いて、需要関数を推定する。医療サービス供給の指標としては 1 日あたりの医療費(保険請求点数×10 円)を用い、同一の患者の 1 日あたりサービス量が改定の前後で変化したかを検証する。

第 2 節では、理論的背景および計量モデルを導入し、患者と医師の間のゲーム的な関係と、そこから導出された計量モデルが説明される。第 3 節では、本稿で用いたデータを説明し、需要と供給の実証分析が行われる。

2 理論的背景および計量モデル

患者の自己負担率が増加したときに、医師が医療サービス供給量を変化させる可能性の根拠として、以下の対立する二つの医師行動仮説が考えられる。第 1 の仮説は、医師は自分の効用(または所得)を最大にするように行動するという点では通常の経済主体と変わらないが、同時に患者の健康に関する専門的知識 (professional knowledge) と専門家としての倫理 (professional norms) を持つ代理人という立場で治療を行うという制約が存在する、という仮説である。Evans (1974) や Reinhardt (1985) は、医師は自己の効用(または所得)が最大になるように行動するため需要を誘発するインセンティブがあるが、professional norms から生じる道徳的な後ろめたさ(moral cost) が誘発需要の歯止めになっている、と主張している。他方、Farley (1986)、Jaegher and Jegers (2000) は直接医師の効用関数の中に患者の効用をいれることにより professional norms を表現し、患者の効用が大きく

なることが医師の効用も大きくするモデルを採用している。この場合でも、最大にするのは医師の効用であるから、供給される医療サービス量は患者の効用を最大にするわけではない。また、Iverson and Luras (2000) は辞書的な選好順序を考えることにより、医師は **professional norms** により治療内容を第一に選択し、次にその治療を実現するような治療行為の組み合わせの中から医師にとって経済的に最も利益の上がる組み合わせを追求するモデルを提案している。これらのモデルの下では、患者の自己負担率が増加すれば患者の需要は減少し医師の効用も減少するので、医師の効用を維持するために診療行為を変更し、1日あたりの医療費を多くしたり患者の通院回数を増やそうとするインセンティブが生じる可能性がある。

第2は、**professional norms** による行動制約を考えずに、通常の経済主体と同じように医師も自己の効用（または所得）を最大にするように行動すると仮定する McGuire (2000)のモデルである。医療サービスの質はそれを供給する医師の質に依存するという医療サービスの特徴から、医療サービスの市場は独占的競争モデルが当てはまるとする。このモデルでは、医師は患者の代理者として患者の留保便益を実現しなければならないが、その留保便益を保証するような医療サービス量が複数存在するので、医師は自分の所得を大きくするようなサービス量を選択する。その結果供給量は効率的なそれよりも大きくなってしまふ。この場合は、患者の自己負担率が大きくなると、患者の留保便益が変化しなければ、供給される医療サービス量は小さくなる。

しかしながらいずれのモデルにおいても、消費者としての患者の主体的な行動は明示的には取り扱われてはいない。フリーアクセス制と歯科サービス供給の産業組織的な特徴の下では、被保険者は自己の効用を最大にする消費者として行動することが可能であり、その消費者の行動を明確にモデルの中に取り入れる必要がある。歯科診療の場合には、ほとんどの歯科医療サービスが個人経営の歯科診療所で提供され、歯科医院の参入退出は原則的に自由であり参入コストもそれほど大きくはない。しかも、提供されるサービス内容はほぼ定型化されており、歯科医師と患者の間に治療に関して情報格差があるとは考えにくい。さらにフリーアクセス制により歯科医院を自由に選択できるという条件の下では、地域内での歯科診療所間の競争が働き、通常の相対（あいたい）取引が行われる財市場と大きくは異なる環境にある。したがって本稿では、医師も患者も自己の効用を最大にするように行動するモデルを提案し、そのモデルを用いて自己負担率の変化が通院日数や一日あたりの医療費に与える影響を分析する。

消費者は合成財 c と健康ストック h から構成される以下のような効用関数を最大化すると考える。

$$\begin{aligned} \max_{c,n} : & \alpha_1 \ln(c) + \alpha_2 \ln(h + nx) \\ \text{s.t.} \quad & c + p\phi nx = y - tn \end{aligned}$$

ここで、 n, x はそれぞれ単位期間に歯科医院に通う回数、一回あたりの医療サービス量とする。 p は被保険者の自己負担率、 ϕ は医療サービス量 1 単位に対する平均的な診療報酬である。 t は一回あたりの通院の機会費用とする。合成財の価格は 1 に標準化している。消費者は 1 日あたりの医療支出額をみて単位期間中に何回歯科医院に行くかを決定するものとする。医療支出額を構成するものは、(1) 自己負担率、(2) 一回あたりの医療サービス量、(3) 診療報酬、および (4) 通院の機会費用である。自己負担率と診療報酬は外生的に決定され、一回あたりの医療サービス量は歯科医院側が決定するので、消費者にとっては外生変数である。

効用最大化の一階の条件から、合成財、医療サービスに対する需要は

$$\begin{aligned} c &= \delta \left[y + \frac{p\phi x + t}{x} h \right], \\ n &= (1 - \delta) \frac{y}{p\phi x + t} - \frac{\delta h}{x} \end{aligned} \tag{1}$$

と求められる。ここで、 $\delta = \alpha_1 / (\alpha_1 + \alpha_2)$ である。 n は歯科医が決定する 1 日あたりの医療サービス量 x に対する消費者の需要(反応)関数と考えられる。この式から、歯科医療サービスへの需要量 n は、所得に対する医療サービスへの 1 日あたりの支出(自己負担額 + 通院の機会費用: $p\phi x + t$) の比、及び健康ストックに対する歯科医療サービス量の比によって決定されることがわかる。すなわち、1 回治療を受けたときの費用は対所得比でどれくらいか、またそれによる健康のゲインは現在の健康レベルに比してどの程度か、によって診察を受けるかどうかが決まるのである。健康ストックが大きいのか、所得が小さいか、通院の機会費用が大きいときには医療サービスを必要しないという選択がなされることになる。

次に、医師の効用最大化問題を考える。医師の間接効用関数は、

$$v(x) = n\phi x - \beta n^{\gamma_1} x^{\gamma_2}$$

で与えられるとする。右辺の最初の項は所得であり、所得が大きくなると間接効用も大きくなる。他方、第 2 項は患者が増加することによる不効用を表現している。患者の通院日数 n が与えられたとき、この間接効用を最大にするような医療サービ

スの供給量は、

$$x = n^{\frac{1-\gamma_1}{\gamma_2-1}} \left(\frac{\phi}{\beta\gamma_2} \right)^{\frac{1}{\gamma_2-1}} \tag{2}$$

となり、医師の供給（反応）関数が得られる。ここで、 $\gamma_2 \gg 1, \gamma_1 < 1, \gamma_1 + \gamma_2 > 2$ と仮定する。すなわち、患者の通院回数については不効用の増加は逓減的であるが、一回あたりの医療サービス量については逓増的に不効用が大きくなると仮定する。同じ患者を診療する回数が増えれば、その患者に関する情報量が増えていくので限界不効用は逓減的であると考えられる。他方、医療サービス量の増加は診察時間の増加を意味しており、診察時間の増加に対して限界不効用は逓増的であると考えられる。

消費者の需要（反応）関数と医師の供給（反応）関数、式 (1)および (2)、を図示したものが図1である。その交点はナッシュ均衡点になり、ここで通院回数および医療サービス量が決まる²。仮定より $(1-\gamma_1)/(\gamma_2-1) < 1$ であるから、通院日数の変化に対する医療サービス量の限界的な変化は逓減的である。

被保険者の自己負担率の1割から2割への上昇が、歯科医療サービスのナッシュ均衡点にどのような変化をもたらすかについて考えてみよう。患者の自己負担率の変化は、患者の反応関数のみを原点方向にシフトさせるが、医師の反応関数には影響を及ぼさない。したがって、通院回数は減り1日あたりの医療サービス量も小さくなる。患者の通院回数についてはほぼ比例的に不効用が大きくなるような場合 ($\gamma_1 \approx 1$)を考えると、医療サービス量の通院日数に対する弾性値 $(1-\gamma_1)/(\gamma_2-1)$ は正ではあるがほとんど0に近く、医師による医療サービスの供給が患者の通院日数に対して非弾力的である。この場合は、自己負担率の上昇により患者の反応関数が下方にシフトしても、通院回数は減少するが医療サービス量はほとんど変化しない。

本稿で利用可能データは被保険者のデータのみであり、医師の側のデータは利用することができないので、需要曲線と供給曲線を識別して推定することは難しい。需要関数 (1)のみを推定するときには、説明変数である医療サービス量の内生性を考慮しなければならない。そこで、式 (1) の誘導形を用いて推定を行うことにする。被説明変数である通院日数は **count data** であるので、推定モデルとして **count**

² 原点に近い側にも交点は存在するが、安定的な均衡点ではないので右側の安定的な均衡点についてのみ議論することにする。

data model を用いることにする。Yoshida and Takagi (2002) や Pohlmeier and Ulrich (1995) は、通院日数を被説明変数とする需要関数を推定するモデルとして、Hurdle Negative Binomial Model (HNBM) を用いている。HNBM は「診察を受けるか受けないか」という決定と「何回診察を受けるか」という決定とが、異なる意思決定プロセスに従うデータ発生過程に対応する統計モデルであり、0 - 1 part と positive part からモデルが構成される two-part model と考えられる。

理論モデルから導き出される通院日数の誘導形は、均衡が成立した後の事後的な医療サービス量 x を式 (1) に代入して求められ、 $n \leq 0$ のときには診察を受けないという決定がなされる。しかしながら、実際にはこのように瞬時的に均衡が求まり意思決定がなされるわけではなく、「診察を受けるか受けないか」という決定は均衡が成立する以前に、診察を受けた場合の自己負担額や通院の機会費用の予想、代替的なサービスの可能性を考慮してなされ、通院した後に明らかになる医療サービス量に影響されないのであるから、 $n > 0$ の場合とは異なった意思決定プロセスと考えることができる。

HNBM は、現実に観測されるデータにおいて観測値 0 の度数（頻度）が負の 2 項分布モデルに比較して非常に高いという点に着目したモデルである。診察を受けるか受けないかという決断については Logit (確率関数 f_1) に従い、何回診察を受けるかは truncated Negative Binomial 分布(もとの Negative Binomial の確率関数 f_2) に従うと仮定する。Y を何回診察を受けるかをあらわす確率変数とすると、その分布は、

$$\Pr[Y = 0] = f_1(0)$$

$$\Pr[Y = k] = f_2(k) \frac{1 - f_1(0)}{1 - f_2(0)}, \quad k = 1, 2, \dots$$

としてもとめられる。このとき尤度関数は、以下のように二つの部分に分けることができ、

$$L_1 = \sum_{\{i: Y_i = 0\}} \log \Pr[Y_i = 0] + \sum_{\{i: Y_i > 0\}} \log(1 - \Pr[Y_i = 0])$$

$$L_2 = \sum_{\{i: Y_i > 0\}} \log \Pr[Y_i | Y_i > 0]$$

最終的な尤度関数は、 $L = L_1 + L_2$ としてもとめられる。従って、尤度関数の最大化は、二つの部分について別々に行うことが可能である。なお、

$$f_1(0) = \frac{1}{1 + \exp(x_1\beta_1)}, f_2(y) = \frac{\Gamma(\sigma^{-2} + y)}{\Gamma(\sigma^{-2})\Gamma(y+1)} \left[\frac{1}{\sigma^2 \exp(x_2\beta_2) + 1} \right]^{\sigma^{-2}} \left(\frac{\sigma^2 \exp(x_2\beta_2)}{\sigma^2 \exp(x_2\beta_2) + 1} \right)^y$$

とした。ただし、 x_1, x_2 は説明変数のベクトルである。

3 データの説明及び推定結果

本稿で用いられたデータは健康保険組合（6 組合）に属する老人保健制度の適用を受けない被保険者本人及びその家族の個人属性とレセプト情報である。97 年 9 月に健康保険制度の改定があったのであるが、本稿ではその前後 1 年間（96 年 9 月から 97 年 8 月までの 1 年間及び 97 年 9 月から 98 年 8 月までの 1 年間、以下第 期、第 期とよぶ）の個人別集計データ、さらに、改定前の時期については、96 年 4 月から 97 年 3 月までの 1 年間（以下第 期とよぶ）の個人別集計データ、改定後の時期については 98 年 4 月から 99 年 3 月までの 1 年間（以下第 期とよぶ）の個人別集計データも同時に分析の対象とすることにした。改定の効果が改定の直後のみではなく長期にわたって続くかについても関心があるからである³。そこで、歯科需要について上記の 4 期間を比較して改定の効果を分析する事とした。

本稿で用いられたのは、96 年 4 月から 99 年 3 月まで同一の健康保険組合に所属していた被保険者本人及び家族のデータである。従って、上記で説明された第 期から第 期、第 期から第 期に 0.5 歳加齢していき、第 期から第 期では 1 歳加齢する事になる。新しいサンプルが途中から入ってくることはないので、一般に分析期間があとになるほど若年層の全体のサンプル数に対して占める割合は小さくなっていくし、また、高齢層の占める割合は高くなっていくことに注意が必要である。最後の年齢層である「61 歳以上」については、61 歳から 64 歳までの年齢のサンプルがそこに属する。65 歳を超えると、老人医療保健制度の適用を受ける比率が高くなってきたり⁴、地方自治体独自の制度によって老人医療保健制度が適用された場合と同じ自己負担ですむ患者が増加してくるので、64 歳までの年齢に区切った。また、同一人を追跡していくために、最後の期間（第 期：98 年 4 月から 99 年 3

³ 歯石の除去や虫歯の治療などは駆け込み需要が考えられるが、月別のデータから見て駆け込み需要は生じてはいないようである。

⁴ 老人医療保健制度の適用は原則 70 才からであるが、一定の身体的条件を満たすと 65 才から適用される事がある。

月まで)で64歳を超えてはならず、従って最初の期間では、最高でも62歳までにしかならない。家族については、高校、大学を出て就職して別の保険に属するようになる家族は最初から除外されるために、新しい期間になるほど、高校・大学期の家族は増加していき、20代から40代の家族は減少していくことにも注意が必要である。

3.1 データの記述統計

表1には本稿で用いられるデータの平均、標準偏差が記載されている。本稿の分析対象になった標本数は12万5655人であり、そのうち被保険者本人が6万1824人、家族が6万3831人である。本人と家族はほぼ同数である。年齢区分は、22歳までについては、就学における区切り(小学校入学まで、小学生期間、中学生期間、高校・大学生期間)を用い、それ以降は10歳ごとに区切っていく事にした。就学期間で年齢区分を取ったのは、その間で定期的な歯科検診がある可能性を考慮したからである。最初に述べたように、分析期間が後になるほど加齢していくために、若年層は減っていくが、家族の内約半数は22歳以下である。

「0比率」は分析期間に一度も歯科診療を受けなかったサンプルの比率を表わしている。これを見ると、改定前の二期間では、それぞれ、64%、59%が、改定後の二期間では、それぞれ57%、57%が1年間で1度も歯科にかかっていないことになる⁵。

次に通院日数についてみていくことにしよう。第一期と第二期を比べると平均通院日数は6.88日から6.79日へとごくわずかであるが減少しているが、改定後の第一期と第二期については7.05日から7.08日へとわずかに増加している⁶。この間に所得の増加や加齢があることには注意が必要である。本人と家族について比べてみると、いずれの期間を取っても本人の方が1.6日ほど通院日数は長くなっている。この違いの主な理由は、15歳以下の家族の通院日数が他の年齢層に比べて非常に短い事に求められる⁷。

⁵ 年齢別に見ていくと、小中学校期ではこの比率が比較的高く、高校大学期にピークになり、それ以降は年齢と共に減少していくことがわかる。

⁶ ここでの平均は、通院した人のみを用いた平均である。

⁷ ただし年齢別に子細に見ていくと、高校大学期、20歳代、及び60歳代では本人のほうが家族よりも通院日数は長い、それ以外の年齢層では家族のほうが長くなっている。家族と比較して20歳代、及び60歳代については、通院の機会費用があまり大きくないので、本人の方が通院日

医療サービスの供給者である医師は、診療報酬制度のもとで供給する医療サービスの内容を決定する事ができ、その結果医療費を決定する事ができる。それゆえ、自己負担率改定が医療供給者の行動に与えた効果は、1日あたり医療費の改定前後の変化を見ることによって捉える事ができる。ただし注意しなければならないのは、96年、97年、98年の4月1日にそれぞれ、2.2%、0.77%（消費税率引き上げ等に伴う改定）+ 0.93%（診療報酬の合理化を図るための改定）、1.5%の診療報酬改定がなされているので、この引き上げ率程度の増加であれば医療供給側の行動が変化したとは考えられない。1日あたりの医療費について経年的に見ていくと、改定前後で医療費は1日あたり6000円前後でほとんど変化していない。本人家族別に見ていくと、本人の1日あたり医療費は、家族のそれよりも1400円から1600円ほど高くなっている。他方、改定前よりも改定後の方が本人の医療費はわずかながら小さくなっているが、家族の医療費は改定後の方が大きくなっている。ただしその大きさは、診療報酬改定による増加幅とほとんど変わらない。

3.2 モデルの推定及び検定

本節では Hurdle Negative Binomial Model を用いて、年間の通院日数が改定の前後で変化があったかどうかの分析をおこなう。前節で述べたように、97年9月改定前後の1年間を比較するのみならず、96年4月から97年3月までの1年間のデータと、改定後の98年4月から99年3月までの1年間のデータの比較もおこなった。

医師側の分析については、改定前後それぞれ1年間を通して少なくとも1日以上歯科に通っていた被保険者のレセプトデータを用いて、改定前後で1日あたりの医療費が変化したかどうかを検定した。

3.2.1 第 期と第 期の比較

表 2 では改定前後の2期間、97年8月までの1年間（第 期）と97年9月から

数は長くなるが、それ以外の年齢層については通院の機会費用が家族よりも大きいので、通院日数は短くなっていると考えられる。また、本人または家族について年齢別に見ていくと、20代以降は年齢が上がるにつれて通院日数は長くなっていく。これは加齢と共に歯科に関する疾病の重篤さが大きくなっていくからだと考えられる。

の1年間(第 期)の通院日数について、表3では、97年3月までの1年間(第 期)と98年4月からの1年間(第 期)の通院日数について Hurdle Negative Binomial Model をもちいて推定した結果が示されている。

この推定における標準ケースは、所得については「90万円台」、年齢は「61歳以上64歳以下」、性別は「女性」、健康保険における地位は「家族」である。したがって、推定されたダミー変数のパラメータはこの標準ケースからの乖離を表している事になる。

最初に Hurdle の部分について見ていこう。説明変数は、本人ダミー(本人 = 1)、性別ダミー(男性 = 1)、所得ダミー(9 所得階層)、年齢ダミー(8 年齢階層)を用いており、改定後のデータについてはそれぞれ改定後ダミーが用いられている。推定されたパラメータの符号が正でその値が大きくなると、少なくとも一度は歯科医院に行く確率が高くなる事を意味している。また、改定後ダミーが有意であれば、改定の効果があったことを示している。仮に有意であった場合の改定後のパラメータの大きさは、改定後ダミーパラメータと通常のパラメータの和になる。

本人ダミーのパラメータは正で有意である事から、条件が同じであれば、家族よりも本人の方が歯科医院に行く確率は高いという事になる。しかしながら、性別ダミーを見ると、符号がマイナスでその絶対値は本人ダミーよりも大きいから、本人の男性の場合を考えると、その確率は「家族」の「女性」のケースと比較して小さくなる。ところで、「本人」の内「男性」は80%程度を占めているので、大方の本人は、家族よりはるその確率が小さいといえる。

標準報酬別に推定値を見ていくと、標準報酬の比較的高い層は標準ケースと異ならないが、中所得者層は、比較的大きなマイナスの値を示しており、所得が最も小さい層は推定値が有意ではなく、最も報酬の高い層と歯科医院に行く確率が無差別である事を示している。

年齢別に見ていくと、「16歳から22歳まで」の年齢層が最高年齢層と比べると乖離幅が大きくて、そこから年齢が上がるにつれてその乖離幅が小さくなっていく。「7歳から12歳まで」の小学校期は、最高年齢期よりも歯科医院に行く確率は高くなっている。これは学校の指導によるものかもしれない。

改定ダミー変数のパラメータについてみると、有意な変数は、年齢層の「6歳以下」で正で有意になっている。これ以外の年齢層については、推定値はすべて有意ではないから、改定による影響をまったく受けなかったという事になる。

次に、Truncated Negative Binomial Model の部分を見ることにしよう。本人ダ

ミーの係数を見ると、符号はマイナスで有意である事から、本人の方が家族よりも通院日数は少ない事がわかる。所得ダミーについてみると、50万円から80万円の中所得者層を超える層がほぼ有意でマイナスの値を取っている。標準ケースの所得が「90万円以上」であるから、これらの所得層のみ標準ケースよりは通院日数が少ない事がわかる。他方、比較的低所得者層は高所得者層と同程度通院日数が多い。年齢を見ると、年齢が高くなるについて通院日数が多くなっていることがわかる。

改正の通院日数に対する効果を見るために、Truncated part の期待値(期待通院日数)

$$E[Y | Y > 0] = \frac{\exp(x_2 \beta_2)}{1 - (1 + \sigma^2 \exp(x_2 \beta_2))^{\sigma^{-2}}}$$

を改正前後の推定されたパラメータを用いることによって評価することにしよう。表4では、本人、家族別にパラメータを改正前から改正後に少しずつ変化させたときの期待通院日数が、標本毎に期待通院日数を計算して集計したものと代表的個人について計算したものに関して記載されている。前者の計算方法を用いて得られた本人について見ていくと、改正前のパラメータを用いたときの期待通院日数は7.69日であり、そこから定数項のパラメータのみを変化させると、標準ケース(「90万円台」、「61歳以上64歳以下」、「女性」、「家族」)の期待通院日数がえられ、6.33日になる。実効負担率パラメータを改正後パラメータにし、実効負担率データも改正後データにすると、期待通院日数は6.28日になる。そこから年齢ダミーを変化させると7.61日になる。この結果から、年齢構成も所得構成も変化しないとしたときの改正の効果は、期待通院日数を0.08日減少させていることがわかる。なお、そこから1歳老化することによる年齢構成の変化を導入すると、7.68日になり老化の効果が比較的大きい事もわかる。同じことを家族について見ると、期待通院日数は6.08日から6.10日とほとんど変化してない。また、代表的個人について見ても、本人の期待通院日数は7.48日から7.40日へと変化しているので同様のことが言え、家族については5.10日から5.72日へと増加している。ただし表1の平均通院日数と比較してみると、標本ごとに集計した場合には両者がほぼ一致しているのに対し、代表的個人の場合には特に家族について下方のバイアスがあるので、前者の結果を用いて推論したほうがよい。以上から、改定の前後1年間では被保険者本人については通院日数の期待値が減少したが、家族についてはほとんど変化しなかったとい

える⁸。

3.2.2 第 期と第 期の比較

表 3 の Hurdle の部分についてみていくとほぼ同様な結果が得られているが、改定後の本人ダミーがマイナスで有意になっている。標準報酬の改定ダミーについては、60 万円以下の所得層で有意に正になっており、改定後これらの所得層では歯科医院に行く確率は高くなっているといえる。年齢の改定ダミーでは 6 歳以下が有意に正である。約 8 割の家計が 60 万円以下の所得層であり、推定されたパラメータの絶対値が本人ダミーのパラメータの絶対値よりも大きいことから、多くの家計で本人について家族についても改定後歯科医院に行く事を抑制してはいない事がみてとれる。

Truncated Negative Binomial 部分を次に見てみよう。本人ダミー、性別ダミーは両方ともに負で有意である事から、男性の本人は女性の家族よりも通院日数が少ない事がわかる。標準報酬ダミーは 50～60 万円の層を除いてすべて有意ではなく、有意な所得層のパラメータの絶対値も小さいので、ほぼ所得と通院日数は関係ないという事が言える。この点も表 2 の結果と同じである。年齢の効果も同様に、年齢が増すほど通院日数は多くなっていく。

改定後の効果についてみると、定数項改定ダミーは負で有意、実効負担率は正で有意である。年齢についてもすべて正で有意であるが、定数項ダミーの絶対値が大きいので改正の効果は負の効果を持っているといえる。

改定の効果を第 期と第 期の比較と同じように表 4 で見てみると、被保険者本人の期待通院日数は 7.73 日から 7.81 日に増加したが、家族は 6.26 日から 6.28 日へとほとんど変化していない。97 年改定は長期的に見ると被保険者本人の需要を抑制してはいないことになる。この結果はこの期間における歯科医師数の増加から説明できるかもしれない。97 年と 99 年の「医師・歯科医師・薬剤師調査」によると東京都区部、政令指定都市および中核市の歯科医師数は 96 年 12 月から 98 年 12 月まで 33308 人から 36657 人へと約 10%増加している。これが本人の通院の機会

⁸ モデルの当てはまり具合を見るために、観測された通院日数の頻度とモデルから計算された予測値の頻度と比較したが、通院日数の少ないところでやや過小に予測されている傾向が見られるものの、モデルの信頼性を失わせるほどの予測誤差ではないと考える。予測値の計算方法、統計的検証方法については Yoshida and Takagi (2002) を参照。

費用を大きく下げた可能性があり、その結果期待通院日数が増加したのかもしれない。

3.2.3 供給側の分析

この節では、改定による医療費の変化について分析をおこなう。97年9月改定前1年間と改定後1年間の両期間（第 期と第 期）にわたって歯科診療を受けていた被保険者本人の1日あたり医療費を取り上げて改定の前後でそれらが変化したかどうかの検定を行うことにした。被説明変数は改定前後の1日あたり医療費の階差である。その階差を、説明変数として用いた、性別ダミー、年齢ダミー、標準報酬ダミー、および後者二つのダミー変数のクロス項に回帰して、階差の期待値が0であることを検定した。

データについていくつか注意を要する。標本がないクロス項が多数存在するので、それらのクロス項の組み合わせは説明変数の中からのぞかれている。23～30歳の年齢層で20万～30万円の所得層のサンプル数が最も多く、次に31～40歳の年齢層で30～40万円の所得層のサンプルが多くなっている。

表5では改定前後の1日あたり医療費の階差の回帰分析の結果が示されている。最初に本人についてみていくと、41～50歳の年齢層で10万円以下の所得層、および51～60歳の年齢層で10万円以下の所得層を除いて定数項を含めすべて有意とはなっていない。これらのクロス項のサンプル数は合わせても5サンプルであり、全体のサンプル数と比較すると無視できるほど小さい。以上から、改定の前後で、1日あたり医療費の期待値は、年齢別で見ても標準報酬で見ても、それらのクロス項を考えてみてもまったく変化しなかったということができる。また定数項も有意でないことから、年齢や所得以外の要因で増加したり減少したりということもなかったということができる。

定数項にかかるパラメータも含めて位置パラメータすべて0、を帰無仮説とするF検定を行った結果、F値は1.25となり10%有意水準では帰無仮説を棄却することはできないが、15%水準では棄却できる。この結果から、改定によって1日あたり医療費の期待値には変化がなかったと強くは主張できないが、ほとんど変化はなかったと考えてよいであろう⁹。

⁹ 家族についても同様の推定及び検定を行った結果、F値は0.99でありこのときのF分布の自

4 結論

本稿は、被保険者の自己負担率の変化が医療サービスの需要と供給にどのような変化をもたらすかを理論的に分析するモデルを提案し、97年9月に健康保険組合の被保険者本人の自己負担率が1割から2割に変更された結果、被保険者の歯科サービス需要および医師の歯科サービス供給に変化があったかどうかを統計的に検証した。

需要側の行動について **Hurdle Negative Binomial Model** を用いて推定した結果、改定の前後1年間で被保険者本人の需要は減少したが家族の需要は変化しなかった。改定の長期的な効果を見るために1996年4月から1997年3月までの1年間と1998年4月から1999年3月までの1年間の比較も行ったが、今度は本人の需要は増加し家族の需要は変化しないという結果が得られた。これは、この間に被保険者が居住していると考えられる地域の歯科医師数が10%増加したことによる通院の機会費用の低下から説明できるかもしれない。他方、医師の供給行動分析のために改定前後1年間両方に1日以上通院している患者の1日あたりの医療費を比較したが、その差の期待値が0であるという仮説を10%有意水準では棄却できた15%水準では棄却できなかった。改定によって1日あたり医療費の期待値には変化がなかったと強くは主張できないが、ほとんど変化はなかったと考えてよいであろう。

第2節で提案したモデルからこの結果を説明するためには、患者の通院日数にほぼ比例的に医師の限界不効用が増加する($\gamma_1 \approx 1$)ことが仮定されなければならないが、この仮定の検証には医師側のデータを用いた分析が必要である。これは将来の課題としよう。

最後に、本稿の分析の対象となったデータは健康保険組合のデータであり、これらに属している被保険者は経済的に比較的豊かな人たちとも言える。97年改定では、市町村国民健康保険の一部負担率は改定されなかったが、政府管掌保険の加入者の本人一部負担は健康保険組合の場合と同様に改定されている。政府管掌保険の被保険者は中小企業の従業員が中心であるから、97年改定が彼らの歯科医療需要行動に影響を与えた可能性をさらに分析しなければ、国民全体の歯科医療需要行動に与え

由度は(85,17500)であるから、0.99の右すその確率は51%である。したがって家族について

た影響を分析することはできない。

参考文献

- [1] Chiappori, P. A., F. Durand and P. Y. Geoffard (1998) “Moral Hazard and the Demand for Physician Services: First Lessons from a French Natural Experiment,” *European Economic Review*, Vol.42, pp.499-511.
- [2] Evans, R. G. (1974) “Supplier-induced Demand: Some Empirical Evidence and Implications,” in M. Perlman, ed., *The Economics of Health and Medical Care*, John Wiley.
- [3] Farley, P. J. (1986) “Theories of The Price and Quantity of Physician Services: A Synthesis and Critique,” *Journal of Health Economics*, Vol.5, pp.315-333.
- [4] Fuchs, V. R. (1978) “The Supply of Surgeons and the Demand for Operations,” *Journal of Human Resources*, Vol.13, pp35-56.
- [5] Grytten, J. and R. Sorensen (2001) “Type of Contract and Supplier-induced Demand for Primary Physicians in Norway,” *Journal of Health Economics*, Vol.20, pp.379-393.
- [6] Iversen, T. and H. Luras (2000) “Economic Motives and Professional Norms: The Case of General Medical Practice,” *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol.43, pp. 447-470.
- [7] Jaegher, K. D. and M. Jegers (2000) “A Model of Physician Behavior with Demand Inducement,” *Journal of Health Economics*, Vol.19, pp.231-258.
- [8] Manning, W. G. and C. E. Phelps (1979) “The Demand for Dental Care,” *The Bell Journal of Economics*, Vol.10, pp.503-525.
- [9] Manning, W. G., J. P. Newhouse, N. Duan, E. B. Keeler, A. Leibowitz, and M. S. Marquis (1987) “Health Insurance and Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment,” *The American Economic Review*, Vol.77, pp.251-277.
- [10] Reinhardt, U. (1985) “The Theory of Physician-induced Demand: Reflections after a Decade,” *Journal of Health Economics*, Vol.4, pp.187-193.

は帰無仮説を 15%水準でも棄却できない。

- [11] Yip, W. C. (1998) "Physician Response to Medicare Fee Reductions: Changes in Volume of Coronary Artery Bypass Graft (CABG) Surgeries in the Medicare and Private Sectors," *Journal of Health Economics*, Vol.17, pp.675-699.
- [12] Yoshida, A. and S. Takagi (2002) "Effects of the Reform of the Social Medical Insurance System in Japan," *The Japanese Economic Review*, Vol.53, pp.444-465.
- [13] McGuire, T. G. (2000) "Physician Agency," in A. J. Culyer and J. P. Newhouse (eds.), *Handbook of Health Economics*, Volume 1A, Elsevier Science.

図 1 : 医師と患者の反応関数

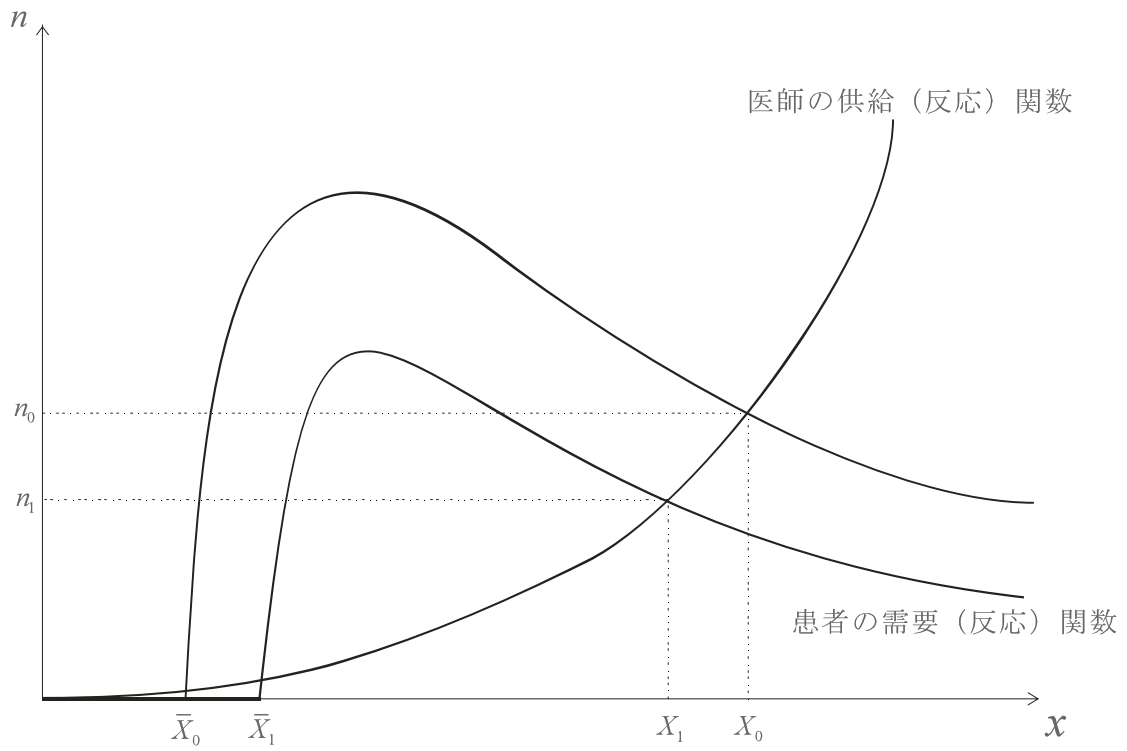


表 1 記述統計^(注 1)

変数	改正前				改正後			
	第 期 平均	第 期 標準偏差	第 期 平均	第 期 標準偏差	第 期 平均	第 期 標準偏差	第 期 平均	第 期 標準偏差
本人ダミー (本人=1)	0.492	0.500	0.492	0.500	0.492	0.500	0.492	0.500
性別ダミー (男=1)	0.549	0.498	0.549	0.498	0.549	0.498	0.549	0.498
標準報酬(単位:千円)	459.5	167.7	466.9	169.6	483.1	169.8	489.1	171.5
通院日数 ^(注 2)								
総計	6.88	6.79	6.79	6.57	7.05	6.79	7.08	6.82
本人	7.69	7.25	7.67	6.98	7.91	7.25	7.96	7.33
家族	6.17	6.26	6.03	6.08	6.31	6.27	6.33	6.26
1日あたり医療費(円/日) ^(注 2)								
全サンプル ^(注 3)	5965.1	3310.3	5962.8	3293.4	5991.9	3316.3	6018.8	3168.7
抽出サンプル ^(注 3)			5816.1	3179.0	5811.9	3303.1		
実効負担率 ^(注 2)								
総計	0.187	0.096	0.193	0.098	0.245	0.060	0.247	0.058
本人	0.097	0.014	0.097	0.015	0.193	0.030	0.195	0.025
家族	0.266	0.063	0.275	0.056	0.290	0.040	0.292	0.038
年齢 ^(注 4)								
0-6	0.083	0.277	0.077	0.267	0.064	0.245	0.056	0.230
7-12	0.088	0.284	0.088	0.283	0.086	0.281	0.085	0.278
13-15	0.049	0.216	0.048	0.215	0.047	0.212	0.047	0.212
16-22	0.096	0.295	0.099	0.298	0.104	0.305	0.107	0.309
23-30	0.160	0.367	0.157	0.364	0.142	0.349	0.134	0.340
31-40	0.206	0.404	0.207	0.405	0.216	0.411	0.221	0.415
41-50	0.204	0.403	0.204	0.403	0.199	0.400	0.195	0.396
51-60	0.108	0.311	0.114	0.318	0.134	0.341	0.147	0.354
61-	0.005	0.071	0.006	0.075	0.008	0.089	0.009	0.095
標準報酬(万円)								
0-10	0.000	0.013	0.000	0.017	0.000	0.013	0.000	0.010
10-20	0.040	0.196	0.036	0.185	0.024	0.153	0.020	0.141
20-30	0.134	0.340	0.130	0.337	0.124	0.329	0.118	0.323
30-40	0.222	0.416	0.202	0.401	0.181	0.385	0.194	0.396
40-50	0.206	0.405	0.221	0.415	0.216	0.412	0.199	0.399
50-60	0.199	0.400	0.208	0.406	0.226	0.418	0.214	0.410
60-70	0.106	0.308	0.098	0.297	0.112	0.315	0.134	0.341
70-80	0.062	0.241	0.074	0.262	0.079	0.270	0.069	0.254
80-90	0.019	0.138	0.019	0.137	0.024	0.154	0.033	0.178
90-	0.011	0.103	0.012	0.109	0.014	0.116	0.017	0.129
標本数	125655		125655		125655		125655	
0 比率 ^(注 5)	64.4%		59.4%		56.5%		56.6%	

(注 1)本稿での期間の区切りは以下のとおりである。

第 期：1996 年 4 月～1997 年 3 月，第 期：1996 年 9 月～1997 年 8 月，第 期：1997 年 9 月～1998 年 8 月，第 期：1998 年 4 月～1999 年 3 月

(注 2)通院日数，1日あたり医療費および実効負担率にはレセプト枚数 0 のサンプルは含まれていない。

(注 3)「全サンプル」は 125655 サンプルであり，「抽出サンプル」とは第 期・第 期のいずれの期間にも歯科に通院した場合に「全サンプル」から抽出したサンプルのことである。

(注 4)1999 年 3 月時点での年齢の上限が 65 歳未満となるように抽出したため，各期間で 61 歳以上の上限が異なることに注意。

(注 5)0 比率とは，歯科に雇らなかったサンプルの全サンプルに占める割合である。

表2 推定結果(通院日数・第 期 および 第 期)

標本数 251310

	係数	標準誤差	P 値		係数	標準誤差	P 値
Hurdle Part				改正後			
定数項	0.502	0.092	0.000	定数項	-0.021	0.122	0.861
本人ダミー (本人=1)	0.138	0.021	0.000	本人ダミー (本人=1)	-0.003	0.029	0.930
性別ダミー (男=1)	-0.329	0.016	0.000	性別ダミー (男=1)	0.009	0.023	0.682
標準報酬				標準報酬			
~ 10 万円	-0.015	0.338	0.965	~ 10 万円	0.169	0.575	0.769
10 ~ 20 万円	-0.180	0.063	0.004	10 ~ 20 万円	0.047	0.089	0.597
20 ~ 30 万円	-0.262	0.057	0.000	20 ~ 30 万円	-0.024	0.079	0.767
30 ~ 40 万円	-0.304	0.055	0.000	30 ~ 40 万円	-0.017	0.076	0.826
40 ~ 50 万円	-0.251	0.054	0.000	40 ~ 50 万円	-0.003	0.075	0.972
50 ~ 60 万円	-0.224	0.054	0.000	50 ~ 60 万円	0.042	0.075	0.577
60 ~ 70 万円	-0.139	0.056	0.012	60 ~ 70 万円	-0.018	0.077	0.819
70 ~ 80 万円	-0.092	0.057	0.104	70 ~ 80 万円	-0.098	0.078	0.208
80 ~ 90 万円	0.023	0.067	0.737	80 ~ 90 万円	-0.176	0.091	0.053
年齢				年齢			
6 歳以下	-0.494	0.081	0.000	6 歳以下	0.397	0.108	0.000
7 ~ 12 歳	0.319	0.081	0.000	7 ~ 12 歳	0.133	0.107	0.215
13 ~ 15 歳	-0.660	0.083	0.000	13 ~ 15 歳	0.134	0.110	0.223
16 ~ 22 歳	-0.961	0.080	0.000	16 ~ 22 歳	0.125	0.106	0.240
23 ~ 30 歳	-0.696	0.079	0.000	23 ~ 30 歳	0.100	0.105	0.341
31 ~ 40 歳	-0.699	0.079	0.000	31 ~ 40 歳	0.139	0.105	0.186
41 ~ 50 歳	-0.625	0.079	0.000	41 ~ 50 歳	0.141	0.105	0.180
51 ~ 60 歳	-0.315	0.080	0.000	51 ~ 60 歳	0.122	0.106	0.247
Truncated Negative Binomial Part				改正後			
定数項	3.535	0.072	0.000	定数項	-0.540	0.104	0.000
本人ダミー (本人=1)	-0.527	0.059	0.000	本人ダミー (本人=1)	0.259	0.090	0.004
性別ダミー (男=1)	-0.019	0.012	0.126	性別ダミー (男=1)	0.029	0.017	0.090
実効負担率 (本人)	-6.298	0.480	0.000	実効負担率 (本人)	3.241	0.534	0.000
実効負担率 (家族)	-4.388	0.128	0.000	実効負担率 (家族)	1.559	0.215	0.000
標準報酬				標準報酬			
~ 10 万円	-0.041	0.226	0.855	~ 10 万円	0.024	0.371	0.949
10 ~ 20 万円	0.051	0.046	0.267	10 ~ 20 万円	0.024	0.065	0.707
20 ~ 30 万円	0.038	0.042	0.357	20 ~ 30 万円	0.064	0.057	0.263
30 ~ 40 万円	0.025	0.040	0.527	30 ~ 40 万円	0.028	0.054	0.601
40 ~ 50 万円	-0.009	0.039	0.815	40 ~ 50 万円	0.015	0.053	0.774
50 ~ 60 万円	-0.081	0.039	0.039	50 ~ 60 万円	0.043	0.053	0.421
60 ~ 70 万円	-0.084	0.040	0.037	60 ~ 70 万円	0.028	0.055	0.603
70 ~ 80 万円	-0.107	0.041	0.009	70 ~ 80 万円	0.050	0.056	0.370
80 ~ 90 万円	-0.089	0.048	0.067	80 ~ 90 万円	0.014	0.066	0.831
年齢				年齢			
6 歳以下	-0.976	0.058	0.000	6 歳以下	0.197	0.076	0.009
7 ~ 12 歳	-0.922	0.057	0.000	7 ~ 12 歳	0.141	0.074	0.056
13 ~ 15 歳	-1.013	0.060	0.000	13 ~ 15 歳	0.088	0.078	0.262
16 ~ 22 歳	-0.738	0.056	0.000	16 ~ 22 歳	0.144	0.074	0.052
23 ~ 30 歳	-0.554	0.056	0.000	23 ~ 30 歳	0.216	0.073	0.003
31 ~ 40 歳	-0.501	0.056	0.000	31 ~ 40 歳	0.235	0.073	0.001
41 ~ 50 歳	-0.397	0.056	0.000	41 ~ 50 歳	0.231	0.073	0.002
51 ~ 60 歳	-0.305	0.056	0.000	51 ~ 60 歳	0.226	0.073	0.002
Dispersion Parameter (ln)				改正後			
定数項	0.852	0.010	0.000	定数項	0.018	0.014	0.206
Log likelihood	-464829						

表3 推定結果(通院日数・第 期 および 第 期)

標本数 251310

				標本数 251310		
				改正後		
	係数	標準誤差	P 値	係数	標準誤差	P 値
Hurdle Part						
				改正後		
定数項	0.604	0.098	0.000	定数項	-0.013	0.123 0.918
本人ダミー (本人=1)	0.157	0.021	0.000	本人ダミー (本人=1)	-0.060	0.030 0.045
性別ダミー (男=1)	-0.301	0.016	0.000	性別ダミー (男=1)	0.001	0.023 0.954
標準報酬						
~ 10 万円	-0.517	0.442	0.242	~ 10 万円	1.557	0.803 0.052
10 ~ 20 万円	-0.425	0.065	0.000	10 ~ 20 万円	0.290	0.090 0.001
20 ~ 30 万円	-0.505	0.061	0.000	20 ~ 30 万円	0.280	0.079 0.000
30 ~ 40 万円	-0.550	0.058	0.000	30 ~ 40 万円	0.248	0.075 0.001
40 ~ 50 万円	-0.463	0.058	0.000	40 ~ 50 万円	0.244	0.074 0.001
50 ~ 60 万円	-0.424	0.057	0.000	50 ~ 60 万円	0.261	0.074 0.000
60 ~ 70 万円	-0.251	0.058	0.000	60 ~ 70 万円	0.108	0.075 0.150
70 ~ 80 万円	-0.079	0.060	0.190	70 ~ 80 万円	-0.095	0.078 0.224
80 ~ 90 万円	0.012	0.069	0.866	80 ~ 90 万円	-0.179	0.088 0.042
年齢						
6 歳以下	-0.763	0.086	0.000	6 歳以下	0.599	0.110 0.000
7 ~ 12 歳	0.042	0.085	0.623	7 ~ 12 歳	0.259	0.108 0.017
13 ~ 15 歳	-0.794	0.087	0.000	13 ~ 15 歳	0.127	0.112 0.254
16 ~ 22 歳	-1.042	0.084	0.000	16 ~ 22 歳	0.053	0.107 0.621
23 ~ 30 歳	-0.780	0.084	0.000	23 ~ 30 歳	0.050	0.107 0.641
31 ~ 40 歳	-0.813	0.084	0.000	31 ~ 40 歳	0.122	0.106 0.252
41 ~ 50 歳	-0.792	0.084	0.000	41 ~ 50 歳	0.172	0.106 0.106
51 ~ 60 歳	-0.483	0.085	0.000	51 ~ 60 歳	0.147	0.107 0.169
Truncated Negative Binomial Part						
				改正後		
定数項	3.658	0.078	0.000	定数項	-0.724	0.107 0.000
本人ダミー (本人=1)	-0.125	0.066	0.056	本人ダミー (本人=1)	-0.021	0.103 0.835
性別ダミー (男=1)	-0.019	0.013	0.160	性別ダミー (男=1)	0.036	0.018 0.046
実効負担率 (本人)	-11.598	0.578	0.000	実効負担率 (本人)	7.619	0.648 0.000
実効負担率 (家族)	-5.140	0.127	0.000	実効負担率 (家族)	2.097	0.223 0.000
標準報酬						
~ 10 万円	0.121	0.334	0.718	~ 10 万円	-1.214	0.496 0.014
10 ~ 20 万円	0.093	0.049	0.060	10 ~ 20 万円	0.019	0.067 0.775
20 ~ 30 万円	0.074	0.045	0.102	20 ~ 30 万円	0.040	0.058 0.489
30 ~ 40 万円	0.079	0.043	0.064	30 ~ 40 万円	0.012	0.055 0.831
40 ~ 50 万円	0.057	0.042	0.183	40 ~ 50 万円	-0.016	0.054 0.772
50 ~ 60 万円	-0.002	0.042	0.960	50 ~ 60 万円	0.013	0.054 0.810
60 ~ 70 万円	-0.009	0.043	0.837	60 ~ 70 万円	-0.022	0.055 0.691
70 ~ 80 万円	-0.063	0.044	0.154	70 ~ 80 万円	0.008	0.057 0.894
80 ~ 90 万円	-0.072	0.051	0.159	80 ~ 90 万円	0.017	0.065 0.795
年齢						
6 歳以下	-0.953	0.064	0.000	6 歳以下	0.277	0.079 0.000
7 ~ 12 歳	-0.873	0.063	0.000	7 ~ 12 歳	0.163	0.077 0.034
13 ~ 15 歳	-0.991	0.066	0.000	13 ~ 15 歳	0.196	0.081 0.016
16 ~ 22 歳	-0.769	0.062	0.000	16 ~ 22 歳	0.260	0.077 0.001
23 ~ 30 歳	-0.628	0.062	0.000	23 ~ 30 歳	0.373	0.076 0.000
31 ~ 40 歳	-0.577	0.062	0.000	31 ~ 40 歳	0.407	0.076 0.000
41 ~ 50 歳	-0.480	0.062	0.000	41 ~ 50 歳	0.410	0.076 0.000
51 ~ 60 歳	-0.383	0.062	0.000	51 ~ 60 歳	0.399	0.076 0.000
Dispersion Parameter (ln)						
				改正後		
定数項	0.874	0.011	0.000	定数項	0.003	0.015 0.869
Log likelihood	-444645					

表4 通院日数の期待値

		第 期 第 期		第 期 第 期	
		本人	家族	本人	家族
<u>標本ごとに計算して集計した場合</u> (注1)					
改正前パラメータ	A(注2)	7.69	6.08	7.73	6.26
改正後パラメータに変更する変数(注2)					
定数項	B	6.33	6.58	7.94	7.05
本人ダミー	C	7.94	6.58	7.80	7.05
性別ダミー	D	8.10	6.62	7.99	7.10
実効負担率	E	6.28	5.19	5.60	4.83
年齢	F	7.61	6.10	7.81	6.28
年齢構成	G	7.68	6.15	7.95	6.37
標準報酬	H	7.93	6.31	8.03	6.38
標準報酬構成	I	7.91	6.28	7.98	6.33
<u>代表的個人の場合</u> (注3)					
改正前パラメータ	A(注2)	7.48	5.10	7.52	4.89
改正後パラメータに変更する変数(注2)					
定数項	B	4.74	3.37	4.13	2.87
本人ダミー	C	5.87	3.37	4.06	2.87
性別ダミー	D	6.02	3.44	4.17	2.94
実効負担率	E	6.11	4.93	5.73	4.66
年齢	F	7.40	5.72	8.00	5.93
年齢構成	G	7.48	5.76	8.17	5.99
標準報酬	H	7.73	5.91	8.26	6.00
標準報酬構成	I	7.70	5.89	8.21	5.97

(注1) 標本ごとに期待値を計算し、その平均を求めた。

(注2) Aで算出された期待値は、すべて改正前のパラメータのみを用いている。B～Fでは、Aで用いたパラメータから改正後パラメータに以下のように順次変更している。

- A B Aから定数項のパラメータのみ改正後パラメータに変更して期待値を算出。
- B C Bから本人ダミーのパラメータを改正後パラメータに変更。
- C D Cから性別ダミーのパラメータを改正後パラメータに変更。
- D E Dから実効負担率のパラメータを改正後パラメータに変更。
- E F Eから年齢のパラメータを改正後パラメータに変更。
- F G Fから各標本または代表的個人の年齢を改正後の値に変更。
- G H Gから標準報酬のパラメータを改正後パラメータに変更。
- H I Hから各標本または代表的個人の標準報酬を改正後の値に変更。

(注3) 代表的個人の場合とは、各年齢・標準報酬階級毎の標本割合と、それらのパラメータとの積和を計算して期待値を求める場合のことである。

表5 推定結果(1日あたり医療費の階差・本人)

				標本数		
				13984		
				F(49, 13935)		
				1.25		
				Prob > F		
				0.1167		

			係数	標準誤差	P 値	

定数項			1589	1082	0.142	
性別ダミー (男=1)			15	105	0.886	
年齢						31~40 歳
16~22 歳			2478	3167	0.434	10~20 万円
23~30 歳			-3172	5107	0.535	20~30 万円
31~40 歳			-1840	3140	0.558	30~40 万円
41~50 歳			-1802	1440	0.211	40~50 万円
51~60 歳			-1671	1116	0.134	50~60 万円
						60~70 万円
						70~80 万円
						80~90 万円
標準報酬						
~10 万円			-9343	2153	0.000	41~50 歳
10~20 万円			-1695	1143	0.138	~10 万円
20~30 万円			-1945	1758	0.269	10~20 万円
30~40 万円			-806	1580	0.610	20~30 万円
40~50 万円			-2023	2637	0.443	30~40 万円
50~60 万円			250	3139	0.936	40~50 万円
60~70 万円			-2943	3139	0.348	50~60 万円
70~80 万円			-2971	3139	0.344	60~70 万円
80~90 万円			-2952	4306	0.493	70~80 万円
						80~90 万円
クロス項						
16~22 歳						51~60 歳
10~20 万円			-1952	3203	0.542	~10 万円
20~30 万円			-2360	3468	0.496	10~20 万円
23~30 歳						20~30 万円
10~20 万円			3250	5126	0.526	30~40 万円
20~30 万円			3818	5293	0.471	40~50 万円
30~40 万円			2459	5238	0.639	50~60 万円
40~50 万円			4105	5659	0.468	60~70 万円
50~60 万円			1661	6137	0.787	70~80 万円
						80~90 万円
