

軽医療における需要の価格弾力性の測定

－ 疾病及び症状を考慮した推定 －

井伊雅子*1

大日康史*2

国民生活基礎調査基本調査（'86、'89、'92、'95）の個票を用いて、軽医療、つまり入院する程度ではないが、自覚症状がある場合の対処方法に関する意思決定を分析した。その際に、軽医療の範囲である疾病名で明確に定義し、慢性疾患あるいは重症の疾病を排除した。これによって、従来の研究よりもより正確に軽医療を定義することができる。その結果、医療サービス需要の価格弾力性は0.123～0.149、また、自覚症状別に行った推定でも若干の例外を除いて1以下である事が確認された。

キーワード：軽医療、医療サービス需要、医療保険制度、大衆医薬

1.はじめに

今後ますます深刻化する高齢化そしてその裏返しである少子化の影響は、年金財政と同様に医療保険制度においても甚大である。特に、国民皆保険の維持を至上命題と考える日本においては、その抑制が困難であることは想像に難くない。1993年現在において、国民医療費の対GDP比率は7.28%と、アメリカをはじめとする他の先進諸国と比較すればなおかなり低い水準であるが（20国中18位）、急速な高齢化と皆保険維持を前提として考えれば、近い将来において国民医療費の比率が急増する可能性は高い。

こうした危機意識にたって自己負担比率の増

加、薬剤費の抑制で国民医療費の増加に対応しようとするのが1997年9月以降における医療保険制度の改正であるが、厚生省はその実施の1ヶ月近く前の8月7日にすでに次の医療保険制度改革案を提示している。（「二一世紀の医療保険制度（厚生省案）－医療保険および医療提供体制の抜本的改革の方向－」）その主要な柱は高齢者独立医療保険制度の確立であるが、引退世代でしかも医療費が相対的に必要な世代のみにおいて医療保険が機能するはずがないことは自明で、より高率の国庫負担をするための受け皿であると見るのが公正な評価であろう。

この高齢者独立医療保険制度以外にも、改革案としてかかりつけ医の促進、薬剤の上限価格制が盛り込まれている。その中でも、注目すべき選択肢は低額医療の医療保険からの離脱である。厚生省案では単にある上限（金額は未設定）を定めて医療費がそれ以下の場合には自己負担

*1 横浜国立大学経済学部

*2 大阪大学社会経済研究所

率を10割にするというものである。これはより広く解釈すれば、典型的には風邪や下痢といった医学的にもその対処方法が確立し、費用もそれほど高騰にならず、大衆医薬や自然治癒、民間療法等との代替性が想定される様な医療（こうした医療を以下では軽医療と呼ぶ）^{注1}においては、自己負担率を10割にする施策であると理解できる。その効果は軽医療における需要関数の価格弾力性が重要であることは明白である。軽医療の場合、医療機関が提供する医療サービス（これを以下では単に医療サービスと呼ぶことにする）以外にも、大衆医薬、自然治癒、あるいは民間療法といった密接な代替財が存在しているので、その価格弾力性は比較的に高いと思われる。予想通りにもし弾力的であれば、その部分における自己負担率を高めることによって、著しく医療費を抑制することが可能である。逆にもし非弾力的であれば、その医療費抑制効果は小さい^{注2}。

しかし、残念ながら日本における医療経済学の蓄積は乏しく、以下で紹介する研究¹⁾を除いては、信頼に足る医療需要関数の信頼できる推定値はないといっても過言ではない。これらは医療サービス全体、よくて外来と入院を区別する程度における需要関数を推定しており、本稿での関心事である軽医療に対応するものは皆無である。そもそも例えばガンなどの高度な医療技術を必要とする疾病に対して、医療サービスの代替財は存在しないので、その価格弾力性を議論すること自体がナンセンスであるといえよう。また、これらの多くはマクロのデータを用いており、それ故個人の意思決定のレベルでの議論はできない。ミクロのデータを用いた例外的な研究として山田²⁾の研究があるがレセプト等、病院側の資料をデータとして使っており、軽医療の分析を行おうとしても既に医療サービスを選択した者のみを対象としているので、他の治療方法（大衆医薬、自然治癒、民間療

法）の選択という視点は定義上排除されている。

また、医療経済学が盛んなアメリカにおいても、事情は大きくは変わらない。医療サービス全体の医療需要関数を検討している論文は枚挙に暇がないが、大衆医薬等の代替財との選択を議論しているものは数多くない^{3,4)}。中でも特筆すべきは、Leibowitz⁵⁾である。これは1974年から8年間にわたって実施された大規模なRAND Health Insurance Experimentのデータを用いた一連の研究⁶⁾の成果の一部である。この壮大な社会実験は、データの標本として病院からのデータではなく、家計からのデータを用いているという点で優れている。また、それゆえに、実際の医療サービスへの支払いのうち、多くの部分は軽医療に該当すると推測されるので、その意味でも重要な研究である。簡単にその結果をまとめておくと、自己負担0割の医療保険に加入していると、自己負担9割5分の医療保険に加入している場合よりも約20%ポイント医療サービスへの受診率が高まり、またその支出も1.5倍になることが見出されている。つまりこの場合の受診率の平均的な価格弾力性は0.21である。また、その定義、データによって大きく異なるが、最大0.4という推定値が得られている。Leibowitz⁵⁾は、その中でも軽医療に焦点を絞り、さらに大衆医薬と医療サービスの代替性を考察しているという点で、非常に重要な研究である。そこでは自己負担額と大衆医薬需要の間には明確な関係はないと結論づけられている。さらに、価格弾力性に関しての明確な言及はないが、インフルエンザの場合、Newhouse⁶⁾の表からおおよそ1前後であると判断できる。これは軽医療においては価格弾力的である可能性を強く示唆するもので、注目に値する。

日本においては、RAND Health Insurance Experimentの様な大規模な研究は望むらくもないので、国民生活基礎調査基本調査（'86、'89、

'92)の個票を用いた分析を行った研究が井伊・大日¹⁾である。このデータは、性別、年齢、所得、資産等の状況に加えて自覚症状の有無、その治療方法、就床期間、通院期間が記載されている。したがって、家計からのデータを用いて、医療サービス以外の代替的な治療方法を明示的に扱うことができる。したがって、RAND Health Insurance Experimentとは比較にならないが、それでもその調査規模、期間等を考慮に入れば、軽医療における分析には最適のデータであると言えよう。しかし、国民生活基礎調査基本調査の最大の欠点は、その支払い価格が不明なことである。したがって、以下での価格の情報は被用者保険における被保険者本人(自己負担率1割)と被用者保険の被扶養者と国民健康保険加入者(自己負担率3割)の違いのみである。いずれにしても、RAND Health Insurance Experimentと高度なレベルにおいて比較可能な日本で初めての研究としての意義は非常に高く、今後の同種の研究の礎となるであろうと思われる。

本稿はそれを受けてそれをより精密な検討を試みるものである。具体的には医療サービス需要の価格弾力性という概念が有効でないと思われる重症を分析の対象から外したり、あるいは症状別に医療サービス需要の価格弾力性を測定する。

本稿は以下のように構成されている。次節で仮説、第3節でデータ、第4節で推定モデルを提示する。第5節では推定結果をまとめる。最後に残された課題についてまとめている。

2. 仮説

医療需要サービスも通常の財と同様に考えると、第*i*主体の第*t*期における需要は、医療サービスの価格(自己負担額) $p_{i,t}^M$ 、その密接な代替財

である大衆医薬の価格 $p_{i,t}^O$ 、所得 $I_{i,t}$ 、受診することによって時間が奪われることに対する機会費用 $C_{i,t}$ 、さらにその家計の医療需要に影響を与える変数 $Z_{i,t}$ の関数であると考えられる。つまり、医療サービスに対する需要は $d(p_{i,t}^M, p_{i,t}^O, I_{i,t}, C_{i,t}, Z_{i,t})$ で表される。この $Z_{i,t}$ には、健康資本、労働強度、医療サービスあるいは大衆医薬に対する考え方も含まれる。本稿では、帰無仮説として医療サービスも通常の正常財で大衆医薬とは代替的であるとする。

つまり、

$$-\frac{ad}{dp_{i,t}^M} < 0, \frac{ad}{dp_{i,t}^O} > 0, \frac{ad}{dI_{i,t}} > 0, \frac{ad}{dC_{i,t}} < 0, \frac{ad}{dZ_{i,t}} < 0$$

である。ただし、ここでの $Z_{i,t}$ は健康資本を代表的に取り上げており、健康資本の水準が高いと、同じ疾病に罹患しても、回復力が高いので医療サービスから受ける限界費用は低いと想定される。

3. データ

本稿で使用するデータは国民生活基礎調査基本調査('86,'89,'92,'95)の個票である。本調査は、世帯票、健康票、所得・貯蓄票からなる。世帯票と健康票は同じ世帯、世帯員に対して調査されているが、所得・貯蓄票は世帯票と健康票の調査対象世帯の約1/6を対象として調査されている。

また、同時に行われている世帯票、健康票、所得・貯蓄票を世帯、世帯員に関して照合させることは可能であるが、異時点間では不可能である。また、調査は都道府県内の地域を任意抽出し、その地域内の全世帯に対して全数調査されている。

次節以降の分析では、22歳以上60歳未満の入院あるいは寝たきりの状態に無い者のうち、自覚症

状を訴えているものとする。

用いる変数は、年齢、性別、症状（就床の有無、期間、程度）、職種（管理職、ブルーカラー労働者あるいはホワイトカラー労働者の別、常用労働者か否か）、労働所得、本人の労働所得を除く世帯員一人当たり世帯全体の所得、純金融資産、実物資産（固定資産納税額）、加入医療保険の状況（種別、被保険者か被扶養者かの別）である。

前節の仮説と対応させると、医療サービスの価格（自己負担額） $p_{i,t}^M$ のデータを直接に利用することはできない。しかし、加入医療保険の種別、さらには被保険者か被扶養者かの別が分かるので、その人の自己負担率が分かる。もし仮に、ここでの自覚症状の疾病ならびにその程度が同程度であるという先の理論的な想定が妥当するのであれば、その（社会的な）医療費は同一であるという想定が成り立つ。この時、自己負担率のみが $p_{i,t}^M$ に変化を与えることになる。現実的には、このような想定が成り立つわけではないであろう。本来であれば、健康資本 $Z_{i,t}$ の大きさによって、同じ病気でも症状、回復力は異なるので、この変数をコントロールする事によって、自覚症状の疾病ならびにその程度が同程度であると見なせる状況を作り出す事ができる。しかし、残念ながら、本稿では健康資本 $Z_{i,t}$ 等の情報は利用できない。この場合、健康資本等の情報 $Z_{i,t}$ を除く他の変数（ $I_{i,t}, C_{i,t}$ ）が、健康資本等の情報 $Z_{i,t}$ と完全に無相関であれば、健康資本等の情報 $Z_{i,t}$ は推測不可能な完全な確率変数として扱うことができる^{注3}。この時、やはり自己負担率のみが $p_{i,t}^M$ に変化を与えることになる。実際的にはデータの利用可能性、あるいは理論的な想定との整合性から考えて、後者の立場、つまり健康資本等の情報 $Z_{i,t}$ は推測不可能な完全な確率変数であると仮定する。

さらに、密接な代替財である大衆医薬の価格 p の情報も利用できない。もちろん平均的な大衆医

薬の価格は利用可能であろうが、それはある特定時点ではすべての主体において共通であるために、年ダミーとして表される。また、販売店間の競争度あるいは医療サービスもしくは大衆医薬に対する考え方の地域間格差が強い場合は、その影響は地域ダミーで表される。

所得 $I_{i,t}$ には、本人の労働所得、それを除く世帯全体の所得、さらに純金融資産、実物資産の情報がこれに相当する。また、受診することによって時間が奪われることに対する機会費用 $C_{i,t}$ には、その職種、雇用契約の形態に関する情報がこれに対応する。たとえば、管理職である方がそうでない場合に比べて機会費用が高い。また、雇用契約期間が短い方が仕事の重要性が低いと考えられるので、機会費用が低いであろう。その他に医療需要に影響を与える変数 $Z_{i,t}$ としては労働強度を利用できる。具体的には、ブルーカラー労働者の方がホワイトカラー労働者よりも労働強度が強いと一般的には考えられるので、たとえ同じ疾病で同程度の症状であったとしても、医療サービスの需要を高める。これらの情報は労働所得では捉えきれない、労働時間の伸縮性や福利厚生面の格差をコントロールする。また、調査時点での就床の有無、程度、期間も $Z_{i,t}$ の情報として利用できる。しかし、これはあくまでも調査日での状況であり、疾病の程度、症状を表すものではない。それには完結した就床期間、通院期間が必要である。

想像に難くないことであるが、医療サービス需要の機会費用は単に所得のみならず就業の有無に非常に強く依存する。さらに、日本の医療保険制度においては、医療保険の種別によらず無就業者の自己負担率は共通で3割である。したがって、標本として就業の有無をコントロールしなければ、就業していることによる機会費用と自己負担率の違いによる価格の違いを区別することは事実上できない。そこで、以下の分析においては、全

標本と就業者のみに標本を限定した場合の二つを想定する。

就業者のみの標本における標本数は29,862個である。就業の有無を問わない場合における標本数は60,830個である。用いる変数の記述統計量が表1にまとめられている。

4. 推定モデル

被説明変数は自覚症状の有訴者が医療サービスを必要している場合 $T_{i,t}=1$ 、大衆医薬を必要している場合 $T_{i,t}=2$ 、そのいずれでもない場合 $T_{i,t}=0$

表1 記述統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
全標本 (就業の有無を問わず)				
医療サービス	0.3430768	0.4747405	0	1
大衆医薬	0.297897	0.4573375	0	1
自然治癒	0.3590262	0.4797185	0	1
年齢	43.68973	10.74956	22	60
就床期間	0.5215702	1.558349	0	10
女性ダミー	0.5737092	0.4945408	0	1
管理職	0.0273913	0.1632219	0	1
公務員	0.0450592	0.2074355	0	1
中企業	0.0895153	0.2854883	0	1
大企業	0.114374	0.3182674	0	1
非常用労働者	0.0489636	0.2157936	0	1
労働所得 (対数)	3.427651	2.815468	0	9.30556
他の所得 (対数)	3.873235	1.864505	0	8.729397
純金融資産	201.6496	978.447	-2250	3250
固定資産税 (対数)	2.319853	2.565762	0	11.51293
就業ダミー	0.7030376	0.4569233	0	1
自己負担率ダミー	0.4158438	0.4928706	0	1
就業者のみの場合				
医療サービス	0.3285445	0.469689	0	1
大衆医薬	0.2999614	0.4582456	0	1
自然治癒	0.3714941	0.4832093	0	1
年齢	43.38016	10.48763	22	60
就床期間	0.4517851	1.408925	0	10
女性ダミー	0.4339566	0.4956244	0	1
管理職	0.0389613	0.1935049	0	1
公務員	0.0640921	0.2449196	0	1
中企業	0.1273265	0.333342	0	1
大企業	0.1626855	0.3690824	0	1
非常用労働者	0.0696458	0.2545518	0	1
労働所得 (対数)	4.875487	2.053332	0	9.30556
他の所得 (対数)	3.478245	2.011145	0	8.729397
純金融資産	183.8823	973.8945	-2250	3250
固定資産税 (対数)	2.393375	2.571293	0	11.51293
自己負担率ダミー	0.5877219	0.49225	0	1

注：標本数は就業者のみの場合には60,487個、就業の有無を問わない全標本の場合には86,065個である。「労働所得」、「他の所得」、「純金融資産」、「実物資産」の単位は1992年実質価格での万円。「医療サービス」、「大衆医薬」、「自然治癒」は自覚症状の治療法の区分を示すダミー変数、「非常用労働者」、「管理職」、「公務員」は該当する場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数、「中企業」、「大企業」は中企業(100人以上1,000人未満)あるいは大企業(1,000人以上)の企業に勤務している場合には1、そうでない場合には0となるダミー変数、「就床期間」は日単位の就床期間、「女性ダミー」は男性が0、女性が1であるダミー変数、「自己負担率」は自己負担率が1割(被用者保険での被保険者本人)の場合に1、そうでない場合(つまり3割)に0となるダミー変数である。

である三値変数である。説明変数は年齢 $A_{i,t}$ 、性別（女性の場合1、男性の場合0） $G_{i,t}$ 、本人の労働所得 $I_{i,t}$ 、本人の労働所得を除く世帯員一人当たり所得 $\check{I}_{i,t}$ 、純金融資産 $F_{i,t}$ 、実物資産（固定資産税額） $R_{i,t}$ 、就業ダミー（就業している場合には1、そうでない場合には0） $W_{i,t}$ 、職種（管理職である場合 $J_{i,t}^M=1$ 、そうでない場合 $J_{i,t}^M=0$ 、管理職を除くホワイトカラー労働者の場合 $J_{i,t}^W=1$ 、そうでない場合 $J_{i,t}^W=0$ ）、雇用形態（雇用期間の定めがない者 $J_{i,t}^N=1$ 、そうでない場合 $J_{i,t}^N=0$ 、一ヶ月以上一年未満の者 $J_{i,t}^P=1$ 、そうでない場合 $J_{i,t}^P=0$ ）、加入している医療保険における自己負担率ダミー $P_{i,t}$ （自己負担率が1割の場合に1、3割の場合に0となるダミー変数）および地域ダミー、年ダミー、自覚症状ダミーである。

推定式は、

$$T_{i,t}^{j*} = \alpha_0^j + \alpha_A^j A_{i,t} + \alpha_G^j G_{i,t} + \alpha_I^j \log I_{i,t} + \alpha_{\check{I}}^j \log \check{I}_{i,t} \\ + \alpha_F^j F_{i,t} + \alpha_R^j R_{i,t} + \alpha_W^j W_{i,t} \sum_K \alpha_K^j J_{i,t}^K \\ + \alpha_P^j P_{i,t} \sum_{K=1}^{47} \beta_K^j \text{地域}_{i,t}^K + \sum_{t=1}^3 \gamma_t^j \text{年}_t \\ + \sum_l \eta^j \text{自覚症状}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}^j$$

$$T_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } T_{i,t}^{1*} > T_{i,t}^{2*} \text{ and } T_{i,t}^{1*} > T_{i,t}^{0*} \\ 2 & \text{if } T_{i,t}^{1*} < T_{i,t}^{2*} \text{ and } T_{i,t}^{2*} > T_{i,t}^{0*} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

である。ここで、 $\varepsilon_{i,t}^j$ ($j=0,1,2$) は3次元の正規分布に従う確率変数でその分散共分散行列 Ω は対角要素が1、 (j,k) 非対角要素が $p_{j,k}$ である。これを多変量Probit推定法^{7,8)}を用いて推定する^{注4,5)}。多変量Probit推定では、当然のことながら、すべての選択肢の確率の合計が1となるという制約がかかるので、推定可能なパラメーターは、選択肢間での格差のみである。本稿では $j=0$ 、つまり自然治癒を基準とし、それとの格差で推定を行う。

5. 推定結果

推定結果は、全標本の場合が表2～5に、就業者のみに限定した場合が表6～9にまとめられている。また推定は、重症の疾病を排除せずに行った分析と併せて、本稿で想定するような軽医療に該当しない重症の疾病を考察の対象から排除した場合の2種類の標本を検討する。排除されるのは、大衆医薬や自然治癒、民間療法との代替性がないと思われる脳卒中、狭心症等、肝炎等、胆石症等、腎臓の病気、膀胱炎、前立腺病、骨折、甲状腺、血液の病気、がん、妊娠等、痛風、リウマチ、糖尿病、泌尿系他、循環系等、気管支炎、喘息、呼吸系他、急性腸炎、かじょう、消化系他、精神病、神経症、うつ状態、やけど等である。逆に言えばこの定義によると、高血圧症、低血圧症、かぜ、胃炎、ムシ歯、歯肉炎等、歯その他、自律神経、目の病気、耳の病気、鼻炎、鼻その他、皮膚の病気、腰痛症等、神経痛、骨粗しょう症、婦人の病気および通院していないために疾病名不祥が軽医療となる。この定義に基づく推定結果は全標本の場合は表4、5に、就業者のみに限定した場合は表8、9にまとめられている^{注6)}。

表2、4に基づく全標本における軽医療の医療サービス需要の価格弾力性はそれぞれ、0.125と0.144である。また、標本を就業者に限定した場合は、表5、7から0.123と0.149である。明らかに、軽医療の定義を限定的にした方が価格弾力性は大きくなるが、有意な差はない。これは、この標本においては、軽医療に含まれないとした重症の患者が多くは含まれておらず、そのために定義の違いは推定結果に大きな影響を及ぼさなかったと考えられる。

表は割愛しているが自覚症状別に同様な推定も行った結果によると、全43症状の内、全標本では

17症状で、就業者のみの場合19症状で価格弾力性は有意に負の勾配を持つ。その弾力性は、多くの場合で0.5以下であるが、尿痛等では1を超えている。

6. おわりに

本稿では、国民生活基礎調査基本調査の個票に基づいて軽医療における医療サービスの価格弾力

性の推定を行った。これは、将来の医療保険改正において基礎的な資料となるものである。その結果、平均的な弾力性として0.144~0.149という推定値を得た。これは、アメリカにおける医療サービス全体に対する価格弾力性^{註7}の推定値の最低値が0.21、日本での先行研究¹⁾での推定値0.208にほぼ匹敵する数値である。この得られた弾力性の評価には更なる分析が必要である事は言うまでもないが、極端に弾力的であるとは言えないので、厚生省案にあったような軽医療における自己負担率

表2 医療サービスに関する推定結果（全標本）

説明変数	マージナル効果	t 値	確率値
年齢	0.0000866	0.247	0.805
就床期間	0.0045967	2.541	0.011
女性ダミー	-0.0052708	-0.703	0.482
管理職	-0.0009475	-0.055	0.956
公務員	0.0404458	2.646	0.008
中企業	-0.0011565	-0.090	0.928
大企業	0.0197463	1.722	0.085
非常用労働者	-0.0029558	-0.202	0.840
労働所得（対数）	-0.0035639	-1.834	0.067
他の所得（対数）	0.0020668	1.033	0.302
純金融資産	2.06e-06	0.607	0.544
固定資産税（対数）	-0.0024541	-1.605	0.108
就業ダミー	-0.0176785	-1.680	0.093
自己負担率ダミー	0.0250246	2.823	0.005

注：全標本を対象とした医療サービス需要のマージナル効果である。標本数は86,065個である。医療サービスの攪乱項と自然治癒の攪乱項の差と、大衆医薬の攪乱項と自然治癒の攪乱項の差との相関係数(t値)は0.6369(4.39)、大衆医薬の攪乱項と自然治癒の攪乱項の差の分散は0.9508(6.17)である。(医療サービスの攪乱項と自然治癒の攪乱項の差の分散は1に標準化している。)

表3 大衆医薬需要に関する推定結果（全標本）

説明変数	マージナル効果	t 値	確率値
年齢	0.0031871	3.191	0.001
就床期間	0.0091511	1.959	0.050
女性ダミー	-0.0184395	-0.887	0.375
管理職	-0.0878449	-1.698	0.089
公務員	-0.0887591	-1.938	0.053
中企業	0.0280689	0.813	0.416
大企業	-0.0600146	-1.720	0.085
非常用労働者	0.0672224	1.669	0.095
労働所得（対数）	3.14e-06	0.001	1.000
他の所得（対数）	-0.011393	-2.113	0.035
純金融資産	-0.0000141	-1.550	0.121
固定資産税（対数）	-0.0000885	-0.019	0.985
就業ダミー	0.0383033	1.301	0.193
自己負担率ダミー	-0.0374371	-1.457	0.145

注：全標本を対象とした大衆医薬需要のマージナル効果である。

表4 特定の疾病群を除く医療サービスに関する推定結果(全標本)

説明変数	マージナル効果	t 値	確率値
年齢	0.0002723	0.706	0.480
就床期間	0.0038797	1.918	0.055
女性ダミー	-0.007847	-0.914	0.361
管理職	0.0082478	0.430	0.667
公務員	0.0472706	2.573	0.010
中企業	0.0115126	0.873	0.383
大企業	0.227414	1.794	0.073
非常用労働者	-0.010579	-0.656	0.512
労働所得(対数)	-0.0041296	-1.806	0.071
他の所得(対数)	0.0013366	0.640	0.522
純金融資産	3.06e-06	0.862	0.389
固定資産税(対数)	-0.0034369	-1.875	0.061
就業ダミー	-0.0232418	-1.974	0.048
自己負担率ダミー	0.0288198	2.873	0.004

注：特定の疾病群（脳卒中、狭心症等、肝炎等、胆石症等、腎臓の病気、膀胱炎、前立腺病、骨折、甲状腺、血液の病気、がん、妊娠等、痛風、リウマチ、糖尿病、泌尿系他、循環系等、気管支炎、喘息、呼吸系他、急性腸炎、かじょう、消化系他、精神病、神経症、うつ状態、やけど等）を除く標本における医療サービス需要のマージナル効果である。標本数は57,521個である。医療サービスの攪乱項と自然治癒の攪乱項の差と、大衆医薬の攪乱項と自然治癒の攪乱項の差との相関係数(t 値)は0.6223(4.35)、大衆医薬の攪乱項と自然治癒の攪乱項の差の分散は0.9348(6.82)である。

表5 特定の疾病群を除く大衆医薬需要に関する推定結果(全標本)

説明変数	マージナル効果	t 値	確率値
年齢	0.0008619	2.512	0.012
就床期間	0.0023855	1.563	0.118
女性ダミー	-0.0085012	-1.207	0.227
管理職	-0.0352704	-2.130	0.033
公務員	-0.030698	-1.983	0.047
中企業	0.0057971	0.508	0.612
大企業	-0.0183217	-1.705	0.088
非常用労働者	0.0191237	1.431	0.152
労働所得(対数)	-0.0012599	-0.656	0.512
他の所得(対数)	-0.002835	-1.507	0.132
純金融資産	-2.52e-06	-0.814	0.416
固定資産税(対数)	-0.0008394	-0.545	0.586
就業ダミー	0.0139663	1.328	0.184
自己負担率ダミー	-0.0097513	-1.182	0.237

注：特定の疾病群（脳卒中、狭心症等、肝炎等、胆石症等、腎臓の病気、膀胱炎、前立腺病、骨折、甲状腺、血液の病気、がん、妊娠等、痛風、リウマチ、糖尿病、泌尿系他、循環系等、気管支炎、喘息、呼吸系他、急性腸炎、かじょう、消化系他、精神病、神経症、うつ状態、やけど等）を除く標本における大衆医薬需要のマージナル効果である。

表6 医療サービスに関する推定結果(就業者のみ)

説明変数	マージナル効果	t 値	確率値
年齢	0.0000591	0.133	0.894
就床期間	0.0053808	2.362	0.018
女性ダミー	-0.0002597	-0.032	0.975
管理職	-0.0024278	-0.137	0.891
公務員	0.0377981	2.415	0.016
中企業	-0.0013879	-0.107	0.915
大企業	0.0181583	1.518	0.129
非常用労働者	-0.0048108	-0.326	0.744
労働所得(対数)	-0.002831	-1.395	0.163
他の所得(対数)	0.0021817	1.021	0.307
純金融資産	6.96e-06	1.855	0.064
固定資産税(対数)	-0.0025809	-1.375	0.169
自己負担率ダミー	0.0247399	2.658	0.008

注：就業者のみを対象とした医療サービス需要のマージナル効果である。標本数は60,487個である。医療サービスの攪乱項と自然治癒の攪乱項の差と、大衆医薬の攪乱項と自然治癒の攪乱項の差との相関係数(t 値)は0.6223(4.35)、大衆医薬の攪乱項と自然治癒の攪乱項の差の分散は0.9348(6.82)である。

表7 大衆医薬需要に関する推定結果（就業者のみ）

説明変数	マージナル効果	t 値	確率値
年齢	0.0009558	2.602	0.009
就床期間	0.0027798	1.562	0.118
女性ダミー	-0.0110877	-1.666	0.096
管理職	-0.0244307	-1.620	0.105
公務員	-0.0236292	-1.804	0.071
中企業	0.0080782	0.785	0.433
大企業	-0.0165788	-1.603	0.109
非常用労働者	0.0207253	1.711	0.087
労働所得（対数）	-0.0006046	-0.364	0.716
他の所得（対数）	-0.002618	-1.529	0.126
純金融資産	-8.82e-06	-2.773	0.006
固定資産税（対数）	-0.0005047	-0.294	0.769
自己負担率ダミー	-0.0115389	-1.438	0.151

注：就業者のみを対象とした大衆医薬需要のマージナル効果である。

表8 特定の疾病群を除く医療サービスに関する推定結果（就業者のみ）

説明変数	マージナル効果	t 値	確率値
年齢	0.0001615	0.331	0.741
就床期間	0.0049182	1.994	0.046
女性ダミー	-0.0030734	-0.333	0.739
管理職	0.0070886	0.359	0.720
公務員	0.0461069	2.472	0.013
中企業	0.0109177	0.819	0.413
大企業	0.0210605	1.589	0.112
非常用労働者	-0.0104414	-0.654	0.513
労働所得（対数）	-0.0034317	-1.440	0.150
他の所得（対数）	0.0014803	0.661	0.509
純金融資産	5.75e-06	1.458	0.145
固定資産税（対数）	-0.0022794	-1.026	0.305
自己負担率ダミー	0.0298321	2.768	0.006

注：特定の疾病群（脳卒中、狭心症等、肝炎等、胆石症等、腎臓の病気、膀胱炎、前立腺病、骨折、甲状腺、血液の病気、がん、妊娠等、痛風、リウマチ、糖尿病、泌尿系他、循環系等、気管支炎、喘息、呼吸系他、急性腸炎、かいよう、消化系他、精神病、神経症、うつ状態、やけど等）を除く標本における医療サービス需要のマージナル効果である。標本数は40,895個である。医療サービスの撓乱項と自然治癒の撓乱項の差と、大衆医薬の撓乱項と自然治癒の撓乱項の差との相関係数(t 値)は0.6339(4.79)、大衆医薬の撓乱項と自然治癒の撓乱項の差の分散は0.9558(6.85)である。

表9 特定の疾病群を除く大衆医薬需要に関する推定結果（就業者のみ）

説明変数	マージナル効果	t 値	確率値
年齢	0.0009445	2.152	0.031
就床期間	0.0023762	1.185	0.236
女性ダミー	-0.0148858	-1.919	0.055
管理職	-0.033997	-2.003	0.045
公務員	-0.0294592	-1.905	0.057
中企業	0.005575	0.490	0.624
大企業	-0.017644	-1.581	0.114
非常用労働者	0.0190208	1.424	0.154
労働所得（対数）	-0.0019374	-0.973	0.330
他の所得（対数）	-0.0018038	-0.911	0.362
純金融資産	-6.54e-06	-1.880	0.060
固定資産税（対数）	-0.0019862	-0.998	0.318
自己負担率ダミー	-0.0103842	-1.158	0.247

注：特定の疾病群（脳卒中、狭心症等、肝炎等、胆石症等、腎臓の病気、膀胱炎、前立腺病、骨折、甲状腺、血液の病気、がん、妊娠等、痛風、リウマチ、糖尿病、泌尿系他、循環系等、気管支炎、喘息、呼吸系他、急性腸炎、かいよう、消化系他、精神病、神経症、うつ状態、やけど等）を除く標本における大衆医薬需要のマージナル効果である。

を上げるという政策は、国民医療費削減という側面においては限定的になるであろう。

謝辞

本稿は「経済と社会保障に関する研究会」(代表:本間正明大阪大学教授)における研究成果の一環である。ここで使用した国民生活基礎調査の個票使用は、(財)医療経済研究機構の「医療・介護・年金の各システムが経済活動に与える影響に関する調査研究」委員会における目的外使用(1999年4月7日、総務庁告示第72号)によるものである。分析は著者(大日)が同委員会の一員として行ったものであり、またその結果は報告書として報告されている⁹⁾。同委員会のメンバー、野村総合研究所の鳥山研究員、吉田研究員との活発な議論が本稿を作成するのに非常に有益であったことを感謝する。また、本論文はマクロ経済学研究会宮津コンファレンス、ファイザーヘルスフォーラム、日本経済学会で報告され、京都大学の岩本助教授、大阪大学の齋藤助教授、京都工芸繊維大学の人見助教授、法政大学の河村助教授をはじめとする参加者から貴重な意見を頂いた。また、本誌レフェリーからは非常に有益なコメントを頂いた。併せて感謝する。言うまでもなく本稿は著者の個人的な意見であり、研究会全体としての意見ではない。最後に、松本和子さんから研究補助を頂いた事を感謝する。

注

1 驚くべきことであるが、軽医療にどの程度の医療費が用いられているかを示す資料およびその推測を行った文献は存在しない。それは

主に、全国規模の診療の実態調査がある特定の期間(一日(患者調査、国民生活基礎調査)あるいは一月(社会医療診療行為別調査))について行われていることに起因している。いずれも、風邪の季節ではないし、風邪のように流行性の著しい疾病は平均的な季節性を想定することはできない。概算としては、医療費全体の約半分が外来であることは知られているが、外来のうちのどの程度が軽医療で、どの程度が老人性の疾患を含む慢性疾患であるかは区別できない。したがって、本稿の軽医療における医療需要の価格弾力性を求めたとしても、軽医療の自己負担率を高めた場合における医療費抑制効果は削減割合では提示されるが、金額では提示できない。信頼に足る軽医療の医療費の推定も、今後多方面からアプローチして、明らかにされるべき問題である。

2 経済学的には、単なる国民医療費抑制の効果だけではなく、それに伴う消費者余剰の変化との格差で議論しなければならない。もし、家計が事前に徴収される保険料は税金の一種で、医療サービスの対価であるという認識がないのであれば、消費者余剰の減少と国民医療費抑制のどちらが大きいかは一概に言えないが、需要が非弾力的なほど国民医療費抑制の効果は小さく、また消費者余剰の減少は大きくなるので、自己負担率を上げる政策はより望ましくない。この様に保険料を価格と見なさないのは一種の錯覚であるが、逆に自己負担以外の医療保険支払分も医療サービスに対する対価であると認識していれば、自己負担率の増加にともない必ず厚生は増加する。つまり、保険料も含めた国民医療費抑制の効果が消費者余剰減少を必ず上回る。また、需要が弾力的なほど国民医療費抑制の効果は大

きいので、自己負担率を上げる政策はより厚生を改善する。

- 3 もし健康資本が労働所得に強く影響を及ぼすのであれば、推定式から排除された健康資本(攪乱項として扱われている)と推定式における労働所得とが相関を持つので、推定値はバイアスをもつ。しかし、残念ながら次の2つの理由で本稿においてそれに対応することはできない。まず第一に、軽医療の領域において健康資本の多寡が労働所得にどの程度影響を及ぼすかについては懐疑的である。第二に、既に使用したデータの目的外使用許可の期間が既に終了し報告書として提出されているために、追加的な推定を行えない。しかしいずれにしても、操作変数法、あるいはより構造的な推定方法を用いて推定すべきである。これは将来の課題としたい。この点はレフェリーに指摘された。
- 4 多変量Probit推定法に先立ち、より簡便な多変量Logit推定法を用いることも考えられる。しかし、その前提となる選択肢間の独立性の仮定をHausman検定¹⁰⁾を行う必要がある。特定の疾病群を除かない場合、何もしない($T_{it} = 0$)を削除した場合における統計量は、就業者のみでは124.12、全標本の場合では156.84である。この数値はいずれも自由度64,63の χ^2 分布での確率値は1%以下であるので、独立であるという帰無仮説は棄却される。したがって、多変量Logit推定法を用いる事ができない。特定の疾病群を除いた場合でも同様である。
- 5 一般に多変量Probit推定法は数値積分を行わなければならないので、次元が高いと非常に困難であるが、今の場合被説明変数が三値変数であるので、latent variableの大小比較のみが重要であること、また対数尤度最大化の为一階条件では次元が一つ落ちることから、

結局数値積分は次元しか必要ない⁸⁾。これには乱数発生による数値積分の必要すらなく、正規分布表の情報のみで十分である。

- 6 軽医療の範囲は、本論文で掲載した全疾病と制限した疾病以外にも、その中間的な範囲でも推定を行っている。その結果はいずれも本論文で掲載した全疾病と制限した疾病の場合の中間的な推定値となっている。これらの結果および自覚症状別の推定結果が必要な場合は、筆者に請求していただきたい。
- 7 厳密に述べると、アメリカでの推定値は1年あたりの全標本における受診率であるのに対して、本稿での推定値はある一日における有訴者における受診率である。もし、個人間で年間における有訴の頻度と推定式(1)、(2)での説明変数との間に高い相関関係があるのであれば、日米の価格弾力性の比較は意味がない。逆に有訴が純粹に確率的であるとみなせれば、両者を直接的に比較することができる。

参考文献

- 1) 井伊雅子・大日康史(1998),"軽医療における需要の価格弾力性の測定-医療と大衆医薬との代替性に関する考察,"1998年度日本経済学会報告論文.
- 2) 山田武(1997),"医療サービスの需要関数の推定,"manuscript.
- 3) Stuart B. and G.James(1995),"Are Prescribed and Over-the-Counter Medicines Economic Substitutes? A Study of the Effect of Health Insurance on Medicine Choices by the Elderly,"*Medical Care*,33,pp.487-501.
- 4) Fillenbaum G., J.T.Hanlon, E.H.Corder,

- T.Ziqubu-Page, W.E.Walley Jr. and D.Brock (1993), "Prescription and Nonprescription Drug Use among Black and White Community Residing Elderly," *American Journal of Public Health*, 83, pp.1577-1582.
- 5) Leibowitz, A. (1989), "Substitution Between Prescribed and Over-the-Counter Medication," *Medical Care*, 27, pp.85-94.
- 6) Newhouse (1993), *Free For All*, Harvard University Press.
- 7) Daganzo, C. (1979), *Multinomial Probit: The Theory and Its Application to Demand Forecasting*, Academic Press.
- 8) Hausman, J and Wise (1978), "A Conditional Probit Model for Qualitative Choice: Discrete Decisions Recognizing Interdependence and Heterogenous Preference," *Econometrica*, 45, pp. 918-938.
- 9) 経済と社会保障に関する研究会 (1998), "「経済と社会保障に関する研究」報告書別冊「福祉政策と就業行動」," 医療経済研究機構.
- 10) Hausman, J and D.McFadden (1978), "A Conditional Probit Model for Qualitative Choice: Discrete Decisions Recognizing Interdependence and Heterogenous Preference," *Econometrica*, 45, pp.918-938.

著者連絡先

〒567-0047

大阪府茨木市美穂ヶ丘 6 - 1

大阪大学社会経済研究所

TEL : 06 - 6879 - 8566 FAX : 06 - 6878 - 2766

Is There Any Substitution Between Medical Services and Over-the-Counter Medications?

Masako Ii , ph.D.*¹

Yasushi Ohkusa , M.A.*²

Using data from Basic Survey on People's Life for 1986, 1989, 1992 and 1995, this article examines choice of health care in Japan when patients suffer from relatively minor and self limiting illnesses. Patients' health information enable authors to make a distinction between acute illness and chronic illness. Empirical results show that in the case of these minor illnesses, the price elasticities for the medical service are between 0.144 ~ 0.149. Authors also estimate price elasticities for medical service demand separately for 43 symptoms. Among these symptoms, for almost half of the symptoms, estimated price elasticities are below 1.

[key words]

Minor illnesses, medical service demand, medical insurance system,
Over-the-Counter Medication

*1 Department of Economics, Yokohama National University

*2 Institute of Social and Economic Research, Osaka University