

外来医療の利用における自己負担割合の影響について

— 都市部に居住する中壮年男性を対象とした実証研究 —

山本 武志*¹

田村 誠*²

山崎喜比古*³

近年の医療保障政策は、患者負担を増大させる政策をとっている。しかし、自己負担が患者の受療行動に与える影響について、わが国ではあまり検討されていない。本研究では、外来医療の利用における自己負担割合の影響について検討した。

方法は、東京都在住の成人男子約700名を対象に調査を行い、外来医療の利用の有無と利用回数を、「1割負担群」と「3割負担群」で比較した。さらに、利用の有無・利用回数と収入との関係についても検討した。結果は以下に示す通りである。

1. 1年間に外来医療を一度でも利用した割合が高かったのは、負担の軽い「1割負担群」であった。
2. 1年間の利用回数では、2群間で差がみられなかった。
3. 利用の有無・利用回数と収入の相関関係については、負担割合による違いはみられなかった。

以上により、自己負担割合が外来医療の利用に与えている影響として、自己負担割合が直接関与する可能性と、交絡要因である可能性の両面から議論した。

キーワード：自己負担、受療行動、外来医療、公的医療保険

1. はじめに

戦後のわが国における医療保障は、国民皆保険の導入や老人医療の無料化など、公的な保障を拡大する方向で施策がなされてきた。しかし、1980年代に入ってから、1983年の老人保健法創設による定額負担導入、近年では、1997年9月に施行された被用者保険本人の外来自己負担の2割化など、給付の縮小化や患者の応益負担を求める方向で施策が進められている。税や保険料によって医療費を賄うのではなく、患者に対して直接の負担が求められる理由は、経済の低成

長期における医療費の高騰を背景にした、医療費の適正化や負担の公平化（受益者負担の論理）があげられる¹⁾。しかし、患者負担増の政策が押し進められる一方で、多少の負担増では、医療費の抑制効果は小さい²⁾ことや、過剰な（不適切な）受診を減少させることはできない³⁾など、思慮なく患者の負担を増大させても有効な結果は得られないことが指摘されている。「医療費の患者負担をどの程度の水準にすべきか」という命題は国家の財政事情にも左右されるが、医療機関の利用を介して国民の健康水準にも影響を与えうる重要な課題である。

自己負担割合が患者の医療機関の利用に与える影響については、アメリカで行われた大規模な健康保険実験⁴⁾が著名である。自己負担割合が異なる5つのプランを設定し、これらの比較

* 1 東京大学大学院 医学系研究科 健康社会学
戸田中央総合病院医療システム調査室

* 2 国際医療福祉大学医療経営管理学科助教授

* 3 東京大学大学院 医学系研究科 健康社会学助教授

により、自己負担が軽いほど医療費や受療率が高くなることを明らかにしている。また、自己負担の導入または増減による受療率の変化を検討している研究もみられる^{5,6)}。

一方、わが国では、患者の自己負担の適正な水準の設定に示唆を与えるようなデータは少ない。Kupor⁷⁾は国民健康保険のデータをもとに、都道府県毎の実効負担率⁸⁾と診療報酬審査請求回数⁹⁾の関係を検討している。実効負担率が高いほど外来・入院・歯科医療の請求回数が少なかったことにより、自己負担の大きさによって医療機関の利用が左右されることを示している。また、やや視点は異なるが、お茶の水女子大学家庭経済研究会⁸⁾が、国保世帯における医療保険の給付と負担の実態について調査している。そこでは、所得を5分位した階層のうち最も低い階層を除くと、所得が高くなるにつれ受診金額と受診日数が多くなることから、3割負担が受診を抑制していると考察している。

Kuporらの研究は、国保世帯が対象であり、よって、法定負担率は一定であるため、高額療養費分の都道府県格差を示しているにすぎない。負担率の適正な水準を議論するためには、法定負担率の異なる多群を比較することが必要である。お茶の水女子大学家庭経済研究会の研究においても、自己負担割合の異なる対照群が設定されていないため、自己負担割合が影響を与えていると断定することはできない。

自己負担割合の異なる二群の比較では、法定負担率の改定前後に受療率などの変化を分析している研究がある。1984年には、被用者保険本人に対する定率1割負担が導入されている。馬場園⁹⁾は、負担導入前後の高血圧症患者の受診率の変化を検討し、中長期的な変化がないことを立証している。1997年の被用者保険本人の2割負担導入前後の検討では、初診患者の減少や、同一患者における受

療率の減少など短期的な影響を認めている¹⁰⁾。しかし、中長期的な影響については知られていないため、2割負担が受療を抑制しているか明確ではない¹¹⁾。

そこで、本研究では、さらに負担の重い3割負担群と1割負担群¹²⁾の利用の格差を比較することで、適正な自己負担率について検討する。方法としては、まず、外来医療の自己負担割合における3割負担群と1割負担群の利用の格差について検討する。しかし、1割負担群と3割負担群では、職業などの対象者の属性が異なるため、利用の差が自己負担割合と職業のどちらによるものか判別することは難しい。そこで、第2の分析として、自己負担割合の変数と入れ替えに職業に関する変数を投入し、それらを比較する。さらに、第3の分析として、自己負担割合別に収入と外来医療の利用との関係を分析する。負担の重い3割負担群は1割負担群に比較して利用が少なく、特に低所得層での利用の格差が大きいという結果(図1)が認められれば、3割負担が外来医療の利用の障壁になっていることが考えられる。その反対に、外来医療の利用が、負担割合や収入によって影響を受けないのであれば、3割程度の負担はあまり問題にならないことがいえる。このように、現状における自己負担割合が医療機関の利用に与えている影響について検討することは、公的医療保険の負担と給付の今後のあり方について示唆を与えられよう。

2. 方法

(1) 対象と方法

調査対象は東京都A区在住の30~64歳の男性とした。A区は、大規模な団地を抱える一方で、中小の工場が散在している地区である。A区の

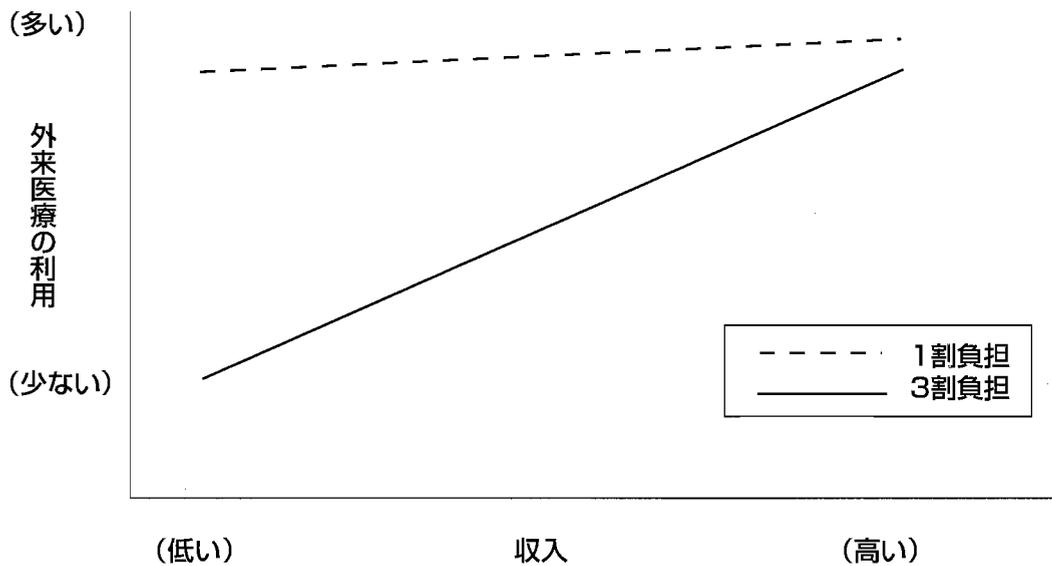


図1 自己負担割合別にみた収入と外来医療の利用との関係（概念図）

人口10万人あたりの医師数、病床数は、ともに全国平均や東京都平均を上回っている。調査対象は中壮年層の男性に限定した。男性に限定した理由は、女性では3割負担に属する人の大部分が主婦層と考えられ、勤労者集団である1割負担群との比較は難しいと考えたためである。若年層を含めなかったのも同様の理由である。

対象者の選定には同区の選挙人名簿を用いた。全64地区の名簿から20地区を抽出し、712名の対象者を無作為に選出した。対象者宛に自記式調査票を郵送し、訪問により回収した。調査期間は平成9年1月中旬から下旬である。回収率は65.2%（回収者数464名）であった。回収を完了した464名のうち、分析に用いた変数のすべてから回答が得られた363名（有効回収率51.0%）を分析対象者とした。

(2) 調査項目

①従属変数

(a) 外来医療の利用

医療機関の利用状況の指標には、「利用頻度」

と「費用（医療費）」の2つがある。一般的には「利用頻度」が多く使われており¹⁾、また、自記式の調査票からは、医療費より利用頻度のほうが正確に測定ができると思われるため、「利用頻度」を変数として用いた。

外来医療の利用頻度は、1年間における「利用の有無」と「利用があった人の利用回数」の2つを測定し、各々、自己負担の影響について検討した。上記のように、この2つに分けた理由は、影響を与えている要因が異なることを想定できるからである。たとえば、「利用があった人の利用回数」を、概ね継続的な医療の利用として捉えるならば、「利用の有無」に比較して、医療者との相互作用の影響をより強く受けることが予測される。また、利用回数の増加によって医療費の負担も増大するため、自己負担割合や収入の影響も大きくなることが考えられる。

調査票では、「ここ1年間に（平成8年1月～平成9年1月）、一度でも通院したことがありますか」と尋ねた。利用があった場合には1、なかった場合には0として分析に用いた。「利用回

数」は、「1年間の通院回数はおおよそどのくらいでしたか」と尋ねた。なお、この「利用の有無」「利用回数」に、歯科の利用は含めていない。

②説明変数

説明変数には、「自己負担割合」、「健康状態」、「基本的属性」、「代替医療の利用」、「医師に対する信頼・態度」を用いた。以下に、各項目の内容と得点化の方法について述べる。

(a) 自己負担割合

自己負担割合は対象者が加入している保険の種類を尋ね、以下のような分類をした。組合管掌・政府管掌・共済組合等加入者の被保険者を「1割負担」、それらの被扶養者と国民健康保険(市区町村)加入者を「3割負担」とした。職能別に組織された国民健康保険組合、組合等の退職者、医療扶助受給者は「その他」とし、分析に用いた。

(b) 健康状態

Andersen¹²⁾は、保健・医療サービス利用の行動モデルに関する研究の中で、サービス利用の要因としてニードをあげ、これを「患者の主観

的なニード」と「医療ケアの必要性としての生物科学的なニード(主に医療者によって判断・評価されるもの)」に分けている。本研究では「患者の主観的なニード」について、「健康度自己評価」と「自覚症状」を変数として用いた。「医療ケアの必要性としての生物科学的なニード」は、自記式の調査票から正確な測定ができないことから用いなかった。

「健康度自己評価」は、「とても良い」「良い」「ふつう」「やや悪い」「悪い」の5つの選択肢を設け、ここ3ヶ月間の状態について回答を得た。分析には1点から5点を与えて投入した。「自覚症状」の項目は、国民健康基礎調査¹³⁾の自覚症状の項目と、的場¹⁴⁾の不定愁訴の項目から26項目を作成した(付録1)。ここ3ヶ月間における症状の経験の有無を、この26項目に対して回答を得て、経験ありの項目数を得点とした。「年齢」はそのままの数値を変数として用いた。

(c) 基本的属性

基本的属性については、年齢、収入、人種、教育水準、婚姻状況など様々な変数と医療機関

付録1. 自覚症状の項目

- | | |
|-------------------------|---------------------|
| 1. 熱がある | 14. せきやたんが出る・のどが痛い |
| 2. 体がだるい | 15. 動悸または息切れ |
| 3. 眠れない | 16. 心臓やそのまわりの痛み |
| 4. 食欲不振 | 17. 下痢・嘔吐(はくこと) |
| 5. 気分が晴れない | 18. むねやけ・胃のもたれ |
| 6. ねんざ・打撲・骨折などのケガ | 19. 腹痛・胃痛 |
| 7. 切り傷・やけどなどのケガ | 20. 痔による痛み、出血 |
| 8. 手や足などの関節の痛み | 21. 排尿回数が多い |
| 9. 腰痛または肩こり | 22. 排尿時の痛みまたは排尿しにくい |
| 10. 頭痛 | 23. じんましん・湿しん |
| 11. めまい | 24. 目のかすみや充血・目の痛み |
| 12. 手足のしびれ | 25. 耳の痛み・耳鳴り |
| 13. 鼻がつまりやすいまたは鼻水が止まらない | 26. その他 |

の利用との関連がとりあげられている¹⁵⁻¹⁷⁾。本研究では、「学歴」「世帯類型」「職業」「収入」の4つをとりあげた。以下、各変数の内容と得点化について説明を加える。

(ア) 学歴

「学歴」は、最終学歴を「中学校卒」「高校卒」「専門学校・短大卒」「大学卒以上」の4段階に分けて尋ねた。分析には、「大学卒以上」を1、それ以外を0として投入した。

(イ) 世帯類型

「世帯類型」は、対象者からみた続柄を選択肢に設け、同居に該当する続柄に○をつけてもらう形式をとった。分析には、単身世帯の場合に0、同居家族が一人でもいる場合に1とした。

(ウ) 職業

「職業」は、「自己負担割合」と入れ替えに分析に投入する変数である。本研究では、職業を「仕事の内容」、「従業上の地位」、「就業先の規模」の3つの側面から捉えて測定、分類した。「仕事の内容」は、「専門職」「管理職」「労務・生産製造職」「保安・運転職」「事務職」「営業職」に分類して分析に用いた。「従業上の地位」は、自分が雇用主であるか、被雇用者であるかの分類をした。したがって、「自営業・会社経営」と「被雇用者」に分類して分析に用いた。「就業先の規模」では「1～999人」「1000人以上」のカテゴリに分類した。

(エ) 収入

「収入」は、先に述べたように、医療機関の利用との関係で、本研究においては重要な変数の一つである。海外では、この両者の関係が研究の俎上にのせられる機会が多い。アメリカでは、低所得層における医療機関の利用が少ないことが1960年代に指摘されており、その後もその関連性について検討されている^{11,18)}。また、イギリスやカナダにおいても、収入と医療機関の

利用との関係がよく議論されている^{19,20)}。

わが国では、長井²¹⁾が、地域の所得指標と外来受療率との間に正の相関があることを示しているなど、地域の受療率と社会経済指標との関係を検討した研究にはある程度の蓄積がある²²⁾。その一方で、個人を対象にした、医療機関の利用と収入の関係进行分析した研究は少ない。収入と外来医療の通院回数との間に相関がないことを示している研究²³⁾がある一方で、1日あたりの外来医療費(自己負担)と所得に正の相関があることも報告されており²⁴⁾、医療機関の利用の要因としてさらに検討する必要がある。

調査票では「0万円」から「1500万円以上」までの23の選択肢を設け、対象者自身の前年の年収(税込み)について回答を得た。分析では、「500万円未満」「500万円以上750万円未満」「750万円以上」と対象者を3分位して扱った。

(d) 代替医療の利用

代替医療は西洋医学に対して利用率の高い治療法ではないが、都市部での利用者が多く根強い人気があるといわれる²⁵⁾。本研究では、西洋医学を代替する代表的な治療法として「漢方薬の利用」「大衆薬の利用」「カイロプラクティック・整体・指圧・マッサージ・気功の利用」の3つをとりあげた。もし、西洋医学をまさしく代替するものとして代替医療が利用されていれば、外来医療の利用とは負の相関を示すことが予想される。

利用の頻度は、「ほとんど利用しない」「年に数回利用する」「月に数回利用する」「週に2、3回利用する」「ほぼ毎日利用する」の選択肢を設けた。「漢方薬の利用」と「カイロプラクティック等の利用」は、年に数回またはそれ以上利用している場合に1とし、ほとんど利用しない場合を0として分析に投入した。「大衆薬の利用」は、月に数回またはそれ以上利用している場合を1と

し、年に数回利用しているもしくはほとんど利用しない場合には0を与え、分析に用いた。

(e) 医師に対する信頼・態度

医師に対する信頼・態度については、「医師への信頼」「医師とのコミュニケーションの積極性」の2つの変数を用いた。わが国では「説明を納得した上で治療や検査を受けたい」と望む声は強く²⁶⁾、医療者と適切な関係を取り結べるかが、効果的に治療を受ける重要な要素といえる。さらに、このような医療者、とくに医師との人間関係的要素が受療行動にも影響を与えていることが考えられる。

この2変数は、丸山と筆者ら²⁷⁾が作成した項目を改変して用いた(付録2、3)。主成分分析の結

果から、「医師への信頼」は1項目を削除した5項目で構成した。クローンバックの α 係数は0.77であった。「医師とのコミュニケーションの積極性」は、2項目を削除した5項目によって構成され、クローンバックの α 係数は0.66であった。

(3) 分析方法

分析方法は、1960年代から行われている保健・医療サービス利用の行動モデル^{12,28)}を参考にして、外来医療の利用を従属変数とし、それに対して自己負担や健康状態をはじめとする諸変数を説明変数とする重回帰分析によって検討した。「1年間の利用の有無」に関連する要因の分析は多重ロジスティック回帰分析により、「1年

付録2. 医師への信頼の項目

-
-
- * 1. 医師は、患者のために最善を尽くしてくれる
 - 2. たとえ病気になっても、医師に診てもらえば何とかなる
 - * 3. 医師は、患者との相談なしに治療をすすめる傾向がある
 - * 4. 医師による誤診や手術中のミスは、ほとんど無い
 - * 5. 医師は、患者の悩みや心配ごとを親身に聞いていない
 - * 6. 医師は、病気や治療に関する必要な説明を、患者にしていない
-

* スケールに採用した項目

付録3. 医師とのコミュニケーションの積極性

-
-
- * 1. わからないことや疑問に思ったことは、積極的に医師に質問している
 - * 2. 医師による病状や治療法の説明は、注意深く聞いている
 - * 3. 医師に対して、あなたの病気の症状をくわしく伝えている
 - * 4. 治療法の選択や決定における、あなたの考えや意思は、はっきりと医師に伝えている
 - 5. 医師による病状や治療法の説明は、わかりにくいと感じる
 - 6. 治療法の選択や決定は、医師にまかせている
 - * 7. 医師とのコミュニケーションは、うまくとれている
-

* スケールに採用した項目

間の利用回数」に関連する要因の分析は重回帰分析により行った。なお、多重ロジスティック回帰分析には統計パッケージSASのLOGISTICプロシジャ²⁹⁾を、重回帰分析にはREGプロシジャ³⁰⁾を用いた。

説明変数については、名義尺度のものはダミー変数化したうえで投入した。説明変数の投入は、保険の種別が事実上従業形態によって決められていることから、「職業」の変数群との関連が強くなることを考慮しなくてはならない。よって、「自己負担割合」と「従業上の地位」「就業先の規模」「仕事の内容」の、4変数を入れ替えた4つのモデルによって分析をすすめ、変数の有意性やモデルのあてはまりの良さから、「自己負担割合」と「職業」の影響力を比較する。その他の説明変数は一括で投入し、各変数の影響を検討した。自己負担割合別にみた収入の影響力の違いについては、「自己負担割合」と「収入」の交互作用項を説明変数に加えて検討した。

3. 結果

(1) 分析から除外した対象者の特性

464名中分析対象外とした101名には、その集団に固有の特徴がないか検討を加えた。無回答の項目があった分析対象外の101人と、分析対象者である363名との二群比較を全ての項目に対して行った。その結果、「仕事の内容」の二群比較(カイ二乗検定)において、5%水準で統計的に有意な関係が認められた。分析対象外のサンプルでは「労務・生産製造職」に従事する者が特に多くなっており、この層のサンプルが十分に得られていない可能性がある。

さらに、分析対象外の101名を、「収入」の項目に無回答だった49名と、収入の項目には回答

がありその他の項目に無回答だった52名とに分け、分析対象者の363名との間で三群比較を行ったが、有意な差が認められる項目はなかった。「収入」の設問では、回答率を高めるため、①医療機関への受診状況との関係を検討する上で収入は重要なデータであることを調査票に明確に記述し、②金額の記入ではなく23個の選択肢から選んでもらう、という2つの配慮をしたが、他の項目より回答率は低くなった。

(2) 対象者の基本属性

分析対象者とした363名について、対象者の基本的属性、各変数の単純集計を(表1)に示した。また、自己負担割合別にも集計を行い、二群間で比較を行った。分析対象者の平均年齢は47.8歳であった。外来医療の利用状況は、1年間に利用のあった者が261人(71.9%)であった。利用回数は、中央値が6回、最大値が180回と裾の長い偏った分布を示していたため、以後、自然対数に変換して分析に用いた。

「1割負担」と「3割負担」の二群比較では、外来医療の利用、基本的属性など、差のある点が数多く認められた。外来医療の利用では、「1年間の利用の有無」において、負担の軽い「1割負担」で利用者が多かった。しかし、「1年間の利用回数」では、負担の重い「3割負担」で利用回数が多い傾向がみられた。基本的属性では、「1割負担」で年齢が低く、最終学歴が高く、また、年収が高くなっていた。「職業」では、3つの全ての項目で差が認められた。「仕事の内容」では、「労務・生産製造職」「保安・運転職」といった現業職に従事する者が「3割負担」で多くなっていた。「従業上の地位」では、「1割負担」の人のほとんどが「被雇用者」であり、「3割負担」では「自営業・会社経営」の人の方がやや多くなっていた。「就業先の規模」では、

表1 各変数の単純集計(n=363)とその2群比較

変数	カテゴリー	n(%)	1割負担群	3割負担群	p(2群比較)
外来医療の利用 1年間の利用の有無 1年間の利用回数(利用ありの者のみ)	利用あり	261(71.9)	134(75.7)	87(64.0)	.02
	平均±標準偏差	11.8±18.5	8.9±9.4	16.3±25.3	.06
	最頻値,中央値,最大値	1,6,180	3,5,50	1,10,180	
健康状態 健康度自己評価	とても良い	20(5.5)	12(6.8)	7(5.1)	.22
	良い	48(13.2)	29(16.4)	12(8.8)	
	ふつう	203(55.9)	93(52.5)	82(60.3)	
	やや悪い	84(23.1)	39(22.0)	33(24.3)	
	悪い	8(2.2)	4(2.3)	2(1.5)	
自覚症状(0-26)	平均±標準偏差	4.8±3.6	4.5±3.4	4.9±3.5	.27
基本的属性 年齢(30-64)	平均±標準偏差	47.8±9.7	46.5±9.2	49.5±9.8	.01
学歴	大学卒以上	143(39.4)	86(48.6)	36(26.5)	.00
職業 仕事の内容	専門職	39(10.4)	26(14.7)	8(5.9)	.00
	管理職	62(16.5)	47(26.6)	11(8.1)	
	労務・生産製造職	66(17.6)	21(11.9)	32(23.5)	
	保安・運転職	42(11.2)	17(9.6)	23(16.9)	
	事務職	38(10.1)	30(16.9)	4(2.9)	
	営業職	46(12.2)	27(15.3)	13(9.6)	
	店頭販売・サービス職	41(10.9)	9(5.1)	26(19.1)	
	無職	29(7.7)	0(0.0)	19(14.0)	
従業上の地位(就業者のみ)	自営業・会社経営	98(29.3)	21(11.9)	66(56.4)	.00
	被雇用者	236(70.7)	156(88.1)	51(43.6)	
就業先の規模(就業者のみ)	1~999人	246(73.7)	109(61.6)	91(90.1)	.00
	1000人以上	88(26.3)	68(38.4)	10(9.9)	
世帯類型	単身世帯	47(12.9)	22(12.4)	19(14.0)	.90
個人収入	250万円未満	32(8.8)	1(0.6)	28(20.6)	.00
	500万円未満	78(21.5)	29(16.4)	38(27.9)	
	500万円以上750万円未満	133(36.6)	70(39.5)	44(32.4)	
	750万円以上1000万円未満	52(14.3)	34(19.2)	10(7.4)	
	1000万円以上	68(18.7)	43(24.3)	16(11.8)	
医師に対する信頼・態度 医師への信頼(5-20) コミュニケーションの積極性(5-20)	平均±標準偏差	14.8±3.2	15.1±3.1	14.3±3.4	.03
	平均±標準偏差	9.2±2.3	9.2±2.4	9.0±2.2	.40
代替医療の利用 加圧・ラケティック・整体・マッサージ等 漢方薬(市販用) 大衆薬	年に数回以上	82(22.6)	36(20.3)	36(26.5)	.39
	年に数回以上	120(33.1)	53(29.9)	53(39.0)	.17
	月に数回以上	76(20.9)	40(22.6)	25(18.4)	.65
外来医療の自己負担割合	1割負担 3割負担 その他	177(48.8) 136(37.5) 50(13.8)	— — —	— — —	— — —

注) 2群比較において「利用の有無」「学歴」「職業」「世帯類型」「代替医療の利用」はカイ2乗検定を、他の変数はt検定を用いた。

「1000人以上」の母数自体が少ないが、「3割負担」の人にはほとんどみられなかった^{註4}。

(3) 1年間の外来医療の利用の有無に関連する要因

1年間における外来医療の利用の有無を従属変数とする多重ロジスティック回帰分析を行った結果を(表2)に示した。Model-A1は「自己負担割合」を、Model-A2では「従業上の地位」を、Model-A3では「就業先の規模」を、Model-A4では「仕事の内容」を投入している。

Model-A1の「自己負担割合」では有意な差が認められ、reference categoryとした「3割負担」に比較して、「1割負担」でより利用している結果となった。オッズ比で表すと、1割負担は3割負担であるよりも2.03倍利用する確率が高いことになる。Model-A2、A3、A4では、有意な関係がみられる職業の変数はなかったが、Model-A3では就業先の規模「1000人以上」の群で、Model-A4では「管理職」「事務職」「無職」の群でより利用している傾向がみられた。

その他の変数では、「カイロプラクティック等の利用」「世帯類型」「健康度自己評価」の変数で統計的に有意な関係が認められており、カイロプラクティック等の代替医療を利用している人、同居家族がいる人、健康度自己評価が悪い人が、より利用していた。

次に、収入と自己負担割合の交互作用を検討した(表3)。交互作用項には「収入(3カテゴリー)×自己負担割合(3カテゴリー)」を用いた。その結果、交互作用項は有意な変数として認められなかった(p=0.77)。

(4) 1年間の外来医療の利用回数に関連する要因

1年間における外来医療の利用回数を従属変

数とする重回帰分析を行った。その結果を(表4)に示す。Model-B1は「自己負担割合」を、Model-B2では「従業上の地位」を、Model-B3では「就業先の規模」を、Model-B4では「仕事の内容」を投入している。

Model-B1の「自己負担割合」では、「3割負担」と「1割負担」でほとんど差がなく、利用の有無の分析結果とは異なるものとなった。Model-B2とModel-B3では、「無職」の群で利用している傾向がみられた。Model-B4の「仕事の内容」では、「営業職」に比較して、「無職」の群で利用しており、傾向としては「管理職」「事務職」がより利用していた。

その他の変数の影響では、「コミュニケーションの積極性」「健康度自己評価」「年齢」の変数で統計的に有意な関係が認められた。「コミュニケーションの積極性」では、コミュニケーションを積極的にとっている人ほど利用回数が少なくなっていた。「健康度自己評価」は状態を悪く評価している人ほど、「年齢」では高齢である人ほど利用していた。

次に、収入と自己負担の交互作用を検討した。その結果を(表5)に示す。Model-B1からModel-B5への決定係数の変動から交互作用効果の統計的検討³¹⁾を行うと、 $F_{(4,261-18-1)} = \{(0.192-0.173) / (18-14)\} / \{(1-0.192) / 261-18-1\} = 1.42$ となり、5%水準における自由度(4,242)の場合の限界値である2.4には及ばず、交互作用項は有意な変数として認められなかった。

4. 考察

本研究では、外来医療の利用と自己負担割合の関係について検討するため、外来医療の利用状況に2種類の変数を用い、それをまず1割負担

表2 1年間の外来医療の利用の有無に関連する要因(n=363)

説明変数	カテゴリ-(range)	Model-A1			Model-A2			Model-A3			Model-A4		
		B	S.E.	P	B	S.E.	P	B	S.E.	P	B	S.E.	P
健康状態 健康度自己評価	(1=とても良い,2=良い,3=ふつう, 4=やや悪い,5=悪い)	.52	.17	<.01	.53	.17	<.01	.56	.17	<.01	.54	.17	<.01
自覚症状	(0-20)	.04	.04	.30	.03	.04	.44	.04	.04	.37	.04	.04	.36
基本的属性 年齢	(30-64)	.01	.01	.64	.01	.01	.97	.01	.01	.89	-.01	.02	.89
学歴	大学卒=1,その他=0	-.09	.29	.75	-.10	.29	.73	-.14	.29	.62	-.19	.31	.54
世帯類型	0=単身世帯,1=同居家族あり	1.09	.35	<.01	1.08	.35	<.01	1.03	.35	<.01	1.07	.36	<.01
収入 収入(名義尺度)	500万円未満*	.13	.32	.68	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	500万円以上750万円未満*	—	—	—	.14	.32	.66	.10	.32	.75	.04	.34	.91
	750万円以上	.49	.33	.14	.72	.36	.04	.53	.38	.16	.50	.41	.22
医師に対する信頼・態度	医師への信頼(6-23) コミュニケーションの積極性(5-16)	.01 -.11	.04 .06	.85 .04	.01 -.10	.04 .06	.78 .07	.01 -.11	.04 .06	.73 .05	.01 -.11	.04 .06	.87 .06
代替医療の利用 か07・ラケティック等 漢方薬 大衆薬	利用しない=0,年に数回以上=1 利用しない=0,年に数回以上=1 年に数回以下=0,月に数回以上=1	1.08 -.51 -.19	.36 .28 .33	<.01 .07 .56	1.07 -.53 -.06	.36 .28 .32	<.01 .06 .86	1.06 -.53 -.06	.36 .28 .33	<.01 .06 .85	1.09 -.54 -.07	.36 .28 .33	<.01 .05 .82
自己負担割合	3割負担* 1割負担 その他	— .71 .90	— .29 .43	— .02 .04	—	—	—	—	—	—	—	—	—
職業 従業上の地位	自営業・会社経営* 被雇用者 無職	—	—	—	— .29 .95	— .29 .61	— .32 .12	—	—	—	—	—	—
就業先の規模	1~999人* 1000人以上 無職	—	—	—	—	—	—	— .66 .85	— .35 .58	— .06 .15	—	—	—
仕事の内容	専門職 管理職 労務・生産製造職 保安・運転職 事務職 営業職 店頭販売・サービス職* 無職	—	—	—	—	—	—	—	—	—	.28 .77 .36 .21 .99 .27 — 1.09	.56 .52 .46 .49 .60 .53 .65	.61 .14 .43 .67 .09 .61 .09
DF model χ^2		14 52.5			14 47.8			14 50.5			19 51.0		

* reference category

と3割負担で比較した。次に、自己負担割合の変数と入れ替えて職業の変数を投入し、さらに、自己負担割合と収入の交互作用効果を検討する、というステップを踏んで分析を行った。以下に、自己負担の影響について、「自己負担割合が直接的に影響を与えている」と解釈する観点と、「自己負担が交絡要因となっている」と解釈する2つの側面から考察する。

(1) 「自己負担割合が直接的に影響を与えている」とする根拠

「1年間の利用の有無」では、3割負担に比較して1割負担である人の方が約2倍の確率で利用している結果となった(表3、Model-A1)。これにより、1割負担と3割負担における2割

分の負担の格差が患者の行動に影響を与えている可能性が示唆された。3割負担群では負担の重さを意識して受療を差し控える、または、1割負担群では負担の軽さゆえに安易に受療する意識が働いていることが考えられる。

しかし、保険種別が職業によってほぼ非選択的に決定されるため、上記の結果をそのまま自己負担割合の影響とみなすことはできない。そのため、自己負担割合にかわって職業の3つの要素(従業上の地位・就業先の規模・仕事の内容)を分析に投入した(表3、Model-A2、3、4)。その結果から、自己負担割合を投入したモデルより、職業を投入したモデルの説明力が高くなることはなかった。よって、自己負担割合の差が、職業的な要因によって支配されている

表3 自己負担割合と収入の交互作用効果の検討(1年間の利用の有無)

		Model-A5		
説明変数	カテゴリ(range)	B	S.E.	P
収入(名義尺度)	500万円未満*	—		
	500万円以上750万円未満	-.68	.99	.50
	750万円以上	-.14	1.05	.89
自己負担割合	3割負担	-1.23	.86	.15
	1割負担	-.93	.91	.31
	その他*	—		
交互作用項	1割負担(0,1)×500万円未満(0,1)	—		
	1割負担(0,1)×500万円以上750万円未満(0,1)	1.06	1.12	.35
	1割負担(0,1)×750万円以上(0,1)	.80	1.17	.49
	3割負担(0,1)×500万円未満(0,1)	—		
	3割負担(0,1)×500万円以上750万円未満(0,1)	.28	1.09	.80
	3割負担(0,1)×750万円以上(0,1)	.58	1.18	.62
	その他(0,1)×500万円未満(0,1)	—		
	その他(0,1)×500万円以上750万円未満(0,1)	—		
(交互作用項全体の)	DF		4	
	Chi-square		1.79	
	P		.77	

* reference category

注) その他の説明変数(Model-A1に準ずる)によって調整済み。
交互作用項全体の有意性の検討には、計算が簡易なCATMOD7プログラムの利用した。

表4 1年間の外来利用の利用回数に関連する要因(n=261)

説明変数	カテゴリ-(range)	Model-B1			Model-B2			Model-B3			Model-B4		
		B	S.E.	P	B	S.E.	P	B	S.E.	P	B	S.E.	P
健康状態 健康度自己評価 自覚症状	(1=とても良い,2=良い,3=ふつう, 4=やや悪い,5=悪い) (0-26)	.23	.09	.01	.23	.09	.01	.23	.09	.01	.23	.09	.01
基本的属性 年齢 学歴 世帯類型 収入 収入(名義尺度)	(30-64) 大学卒=1,その他=0 0=単身世帯,1=同居家族あり 500万円未満 500万円以上750万円未満* 750万円以上*	.03 .09 -.17 .36 — .07	.01 .15 .24 .18 — .17	<.001 .57 .48 .04 .68	.03 .04 -.18 .26 — .08	.01 .15 .24 .18 — .17	<.01 .78 .44 .16 .63	.03 .03 -.18 .26 — .07	.01 .15 .24 .18 — .17	<.001 .86 .45 .15 .69	.02 -.07 -.18 .26 .01 —	.01 .16 .24 .21 .17	<.01 .65 .44 .22 .98
医師に対する信頼・態度	医師への信頼(5-20) コミュニケーションの積極性(5-20)	-.02 -.06	.02 .03	.46 .06	-.02 -.06	.02 .03	.46 .04	-.02 -.06	.02 .03	.46 .04	-.02 -.07	.02 .03	.46 .02
代替医療の利用 か10ア ラクティック等 漢方薬 大衆薬	利用しない=0,年に数回以上=1 利用しない=0,年に数回以上=1 年に数回以下=0,月に数回以上=1	-.09 .11 -.02	.15 .15 .17	.54 .44 .90	-.11 .13 .02	.15 .15 .17	.49 .38 .89	-.10 .14 .02	.15 .15 .17	.51 .33 .90	-.07 .13 .04	.15 .15 .17	.66 .36 .79
自己負担割合	3割負担* 1割負担 その他	— -.01 -.23	.16 .21	.93 .28									
職業 従業上の地位	自営業・会社経営 被雇用者* 無職				.11 — .49	.16 .26	.50 .06						
就業先の規模	1~999人* 1000人以上 無職							— .06 .46	.17 .26	.72 .07			
仕事の内容	専門職 管理職 労務・生産製造職 保安・運転職 事務職 営業職* 店頭販売・サービス職 無職										.03 .46 .08 .23 .53 — .05 .67	.28 .25 .27 .30 .27 .30 .33	.93 .07 .75 .44 .06 .88 .04
DF F値 R ²			14 3.68 .17			14 3.86 .18				14 3.84 .17			19 3.24 .20

* reference category

注)利用回数は自然対数に変換した数値を用いている。

とは言えないと考えられる。

一方、「1年間の利用回数」では、自己負担割合による差が認められていない。利用回数には、1年間に一度も利用をしなかった人が含まれないため、当然ながら「1年間の利用の有無」とは影響を与える要因が異なるが、自己負担割合の影響が認められない結果について、以下のような理由が考えられる。体調の不調を感じたり受傷などした場合に、医療機関で受診するか否かは個人的に判断される要素が大きい。医療機関で治療・診断を受けることによって、本人が正確に病状を認識したり、医師等の医療従事者に通院の必要性を指摘され、自己負担に対する意識が弱くなることが考えられる。その結果として「1年間の利用回数」では自己負担割合の影響が弱くなったという仮説がたてられる。

(2)「自己負担割合は交絡要因」とする根拠

ここまでは、統計的に認められた自己負担割合の影響をそのままに解釈してきた。しかし、先に説明したように、保険種別がほぼ職業によって決定されるため、自己負担割合と医療機関の利用がみかけ上の関係であるとも考えられ、その視点からも考察を試みる。

第1に、職業的な要因が影響している可能性があげられる。「1年間の利用の有無」の分析では、職業の要素（従業上の地位・就業先の規模・仕事の内容）は「自己負担割合」よりも説明力が高くない。しかし、この4つのモデルを比較すると、とくにModel-A1とModel-A3ではモデルカイ2乗値の差もそれほど大きくない、つまり、「就業先の規模」が関与している可能性を否定できないといえる。また、「仕事の内容」

表5 自己負担割合と収入の交互作用効果の検討（1年間の利用回数）

		Model-B5		
説明変数	カテゴリ-(range)	B	S.E.	P
収入（名義尺度）	500万円未満*	—		
	500万円以上750万円未満	-.23	.42	.58
	750万円以上	-.64	.43	.13
自己負担割合	3割負担	.28	.35	.42
	1割負担	-.22	.39	.57
	その他*	—		
交互作用項	1割負担(0,1)×500万円未満(0,1)	—		
	1割負担(0,1)×500万円以上750万円未満(0,1)	.26	.50	.60
	1割負担(0,1)×750万円以上(0,1)	.78	.50	.12
	3割負担(0,1)×500万円未満(0,1)	—		
	3割負担(0,1)×500万円以上750万円未満(0,1)	-.48	.49	.34
	3割負担(0,1)×750万円以上(0,1)	.16	.51	.75
	その他(0,1)×500万円未満(0,1)	—		
	その他(0,1)×500万円以上750万円未満(0,1)	—		
	その他(0,1)×750万円以上(0,1)	—		

* reference category
 注) 利用回数は自然対数に変換された数値を用いている。
 その他の説明変数(Model-B1に準ずる) によって調整済み。

において、「管理職」「事務職」「無職」は「1年間の利用の有無」「1年間の利用回数」の両分析で安定した通院傾向がみられている。「無職」については、通院にかかる機会費用が低く受療しやすいこと¹⁵⁾が考えられる。「管理職」や「事務職」についても、勤務時間の融通が利きやすいなど、業務内容や業務形態に由来する要因によって受療行動が影響を受けている可能性も考えられ、この点については今後、さらに検討する必要があると思われる。

さらに、自己負担割合が交絡要因と考えられる理由がある。それは、当初予測していた自己負担割合と収入の交互作用効果の影響が認められなかった点である。一般的には、所得が高くなるにつれ、支出に占める医療費の割合は相対的に低くなる。そのため、高所得者層では、自己負担割合が医療サービスの利用に与える影響は大きくなるのが想定できるが、このような関係は認められなかった。

本研究では、以上の結果から、外来医療の利用に対して1割負担と3割負担という自己負担の差が影響を与えている、または、影響を与えていないとも、必ずしも結論づけることはできない。また、自己負担割合と職業は完全に対応しているわけではないので、ともに影響力があるという仮説も立てられる。自己負担と職業等の変数の影響を区別できないことは、方法論的な問題に帰依している。今後、更に研究をすすめるにあたってこの問題を解決する必要がある、その方法については後述する。

(3) 今後に残された課題

最後に、本研究は方法論を含めていくつかの限界を抱えており、これを今後に残された課題としてあげておく。第1に、本研究の方法では自己負担割合の影響を完全に抽出することは困

難である。健康保険実験⁴⁾のように自己負担割合の異なる保険プランを無作為に割り付けるような実験計画に基づいて行うか、もしくは、自己負担割合が法的に改定された場合に、医療機関の利用をその前後で比較する方法^{9, 10)} ^{註5}をとる必要があると考えられる。

第2に、健康状態の測定の問題がある。因果関係として、外来医療の利用は健康状態の結果でなくてはならない。本研究では、医療機関の利用の結果としての健康状態を測定している可能性もある。第1の課題で述べたように、縦断的に調査を行うことでこの第2の課題の解決も可能になる。

第3には、医療機関の利用に対して、本研究で取り上げなかった多様な要因が関係している可能性について検討しなくてはならない。受療行動を説明するモデルは、欧米の研究の高いもので40%¹¹⁾、国内では中高年齢者を対象とした杉澤²⁸⁾の研究が約30%の説明力を保持しているが、本研究のモデルの説明力は20%程度である。今後は、調整変数である健康状態をより精緻に測定する、さらには社会文化的要因の検討を行うなどして、モデル全体の説明力を高めていく必要があると考えられる。

謝辞

本研究は財団法人医療科学研究所の主宰する1997年度第7回医療経済研究会において報告する機会を頂き、貴重なご意見を頂きました。諸先生方に心より感謝申し上げます。

本研究の一部は、文部省科学研究費一般研究(基盤研究(B)(2)) (課題番号06451031)によって行われた。

注

- 1 一般に使われている用語は「実効給付率」であるが、Kuporらは“actual copayment ratio”を変数として用いているため、原文に合わせて「実効負担率」とした。
- 2 また、1997年の診療報酬の改定では、薬剤の自己負担が導入されている。そのため、受療率の減少を自己負担割合だけの影響とみなすことはできない。
- 3 調査時期が1997年1月であるため、被用者保険本人の自己負担割合は1割である。
- 4 「3割負担」で就業先の規模「1000人以上」に該当する対象者が存在するのは、パートや臨時雇用の者が含まれているためである。
- 5 ただし、法定負担率改定の前後を検討する方法では、本研究のような比較的大きな格差(2割分)の影響を検討することは難しいと考えられる。歴史的にみると、今後、一度の改定で法定負担率が劇的に上昇する可能性は低いためである。

引用文献

- 1) 医療保険制度抜本改革 厚生省案をどうみるか(上). 社会保険旬報 1997; 1967: 6-11.
- 2) 西村周三. 医療と福祉の経済システム. 東京: ちくま新書, 1997: 18-21.
- 3) 二木立. 複眼でみる90年代の医療. 東京: 医学書院, 1991: 64-68.
- 4) Newhouse JP, et al. Some interim results from a controlled trial of cost sharing in health insurance. *New England Journal of Medicine* 1981; 305: 1501-1507.
- 5) Beck RG, Horne JM. Utilization of publicly insured health services in Saskatchewan before, during and after copayment. *Medical Care* 1980; 18 (8): 787-806.
- 6) Cherkin DC, Grothaus L, Wagner EH. Is magnitude of co-payment effect related to income? Using census data for health services research. *Social Science and Medicine* 1992; 34 (1): 33-41.
- 7) Kupor SA, et al. The effect of copayments and income on the utilization of medical care by subscribers to Japan's national health insurance system. *International Journal of Health Services* 1995; 25 (2): 295-312.
- 8) お茶の水女子大学家庭経済研究会. 医療保険における世帯の給付と負担(I). 季刊社会保障研究 1981; 16 (2): 2-27.
- 9) 馬場園明. 一割負担導入の高血圧患者に対する影響. *日本衛生学雑誌* 1990; 45 (4): 849-859.
- 10) 福田敬, 武村真治. 患者の自己負担が医療需要におよぼす影響. 医療費の自己負担増に伴う医療需要の価格弾力性に関する基礎的研究報告書. 医療経済研究機構, 1998: 151-172.
- 11) Hulka BS, Wheat JR. Patterns of utilization. *Medical Care* 1985; 23 (5): 438-460.
- 12) Andersen RM. Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter? *Journal of Health and Social Behavior* 1995; 36 (1): 1-10.
- 13) 厚生省大臣官房統計情報部編. 平成7年国民生活基礎調査第1巻解説編 1995: 53.
- 14) 的場恒孝, 他. 市民の健康意識と日常保健行動. *日本公衆衛生学雑誌* 1994; 41 (4): 330-

- 340.
- 15) Broyles RW, et al. The use of physician services under a national health insurance scheme. *Medical Care* 1983 ; 21 (11) : 1037 - 1054.
- 16) Freeman HE, Corey CR. Insurance status and access to health services among poor persons. *Health Services Research* 1993 ; 28 : 531 - 541.
- 17) Mutchler JE, Burr JA. Racial difference in health and health care service utilization in later life: the effect of socioeconomic status. *Journal of Health and Social Behavior* 1991 ; 32 : 342 - 356.
- 18) Rundall TG, Wheeler JRC. The effect of income on use of preventive care: an evaluation of alternative explanations. *Journal of Health and Social Behavior* 1979 ; 20 : 397 - 406.
- 19) Eyles J, Birch S, Newbold KB. Delivering the goods? Access to family physician services in Canada: A comparison of 1985 and 1991. *Journal of Health and Social Behavior* 1995 ; 36 : 322 - 332.
- 20) O'Donnell O, Propper C. Equity and the distribution of UK national health service resources. *Journal of Health Economics* 1991 ; 10 : 1 - 19.
- 21) 長井吉清, 藤崎暹. 地域における受療格差の要因に関する研究. *病院管理* 1989 ; 26 (4) : 21 - 26.
- 22) 藤原佳典. 高齢者入院医療費の都道府県地域格差に関する研究わが国における先行研究の文献的総括. *日本公衆衛生学雑誌* 1998 ; 45 (11) : 1050 - 1058.
- 23) 医療経済研究機構. 医療サービス等の消費行動に関する実態調査. 平成9年度老人保健健康増進等事業による研究報告書 1998 : 75.
- 24) 山田武. 医療サービスの需要について. *医療と社会* 1997 ; 7 (3) : 99 - 112.
- 25) 中山和弘, 他. 代替医療の利用と健康習慣の関連およびその背景. *日本保健医療社会学会論集* 1990 ; 1 : 50 - 61.
- 26) 厚生省, 編. 厚生白書 (平成7年版) 1995 : 13.
- 27) 丸山由香, 他. 都市住民を対象にした患者の自律についての態度及び意向に関する調査. 生活者主体の健康確保とその支援環境に関する研究. 平成6~8年度科学研究費補助金 (基盤研究 (A) (2)) 研究成果報告書 1997 : 110 - 125.
- 28) 杉澤秀博, 他. 中高年齢層における外来医療の利用に関連する要因. *日本公衆衛生学雑誌* 1993 ; 40 (6) : 500 - 506.
- 29) 丹後俊郎, 山岡和枝, 高木晴良. ロジスティック回帰分析. 東京: 朝倉書店, 1996 : 62 - 93.
- 30) 芳賀俊郎, 野澤昌弘, 岸本淳司. 竹内啓, 監. SASによる回帰分析. 東京: 東京大学出版会, 1993 : 185 - 189.
- 31) ボーンシュテット, ノーキ. 海野道郎, 中村隆, 監訳. *社会統計学*. 東京: ハーベスト社, 1990 : 326 - 336.

著者連絡先

〒335-0023

埼玉県戸田市本町1-19-3

戸田中央総合病院医療システム調査室

TEL：048-442-1111

FAX：048-433-4076

E-mail：yamamoto@chuobyoin.or.jp

The effect of the copayment rate on the outpatient service utilization among middle aged male in a metropolitan area

Takeshi Yamamoto,M.Hlth.Sc.*¹

Makoto Tamura,ph.D.*²

Yoshihiko Yamazaki,ph.D.*³

The purpose of this study was to examine the influence of the copayment rate on the outpatient service utilization.

700 middle-aged male residents in a metropolitan area of Tokyo were surveyed with self-reported questionnaire. Firstly, the incidence and quantity of the outpatient service utilization were compared between the 10% copayment group and the 30% copayment group. Secondly, the effect of two-way interaction between copayment rate and income on the incidence and quantity of utilization were examined. The results were as follows.

- 1) Probability of any use of outpatient service in one year was higher in the 10% copayment group than in the 30% copayment group.
- 2) There was no significant difference in the quantity of utilization in a year between two groups.
- 3) No interactions were observed between copayment rate and income on the incidence and quantity of utilization.

We discussed the effect of the copayment rate on the outpatient service utilization in the following two ways: (1) the effect was direct. (2) the effect was confounding.

[key words]

copayment, behavioral model of health services use, outpatient service, and public medical insurance system

*1 Department of Health Sociology, Graduate school of Medicine, The University of Tokyo
Toda Central General Hospital

*2 Department of Health Service Management, International University of Health and Welfare

*3 Department of Health Sociology, Graduate school of Medicine, The University of Tokyo

投稿論文

日米の骨髄バンクに見るリクルート・キャンペーンの考察

－マーケティングの視点から^{註1}－

中村真規子*

本稿は、骨髄移植治療に必要な骨髄を提供するドナー募集を担当する日米の骨髄バンクであるアメリカのNational Marrow Donor Programと日本の骨髄移植推進財団が、臓器を必要とする需要側である患者と供給側である臓器提供者とを結びつけるために行っている活動を比較検討するものである。

まず、それぞれの組織形態を従来の経済学とマーケティング理論に依拠して整理する。そして、その二つの組織がどのような視点で、マーケティング活動、特にプロモーション活動を行っているかをキャンペーンポスターを中心に考察し、その違いを明確にする。その違いの中から今後の非営利組織のキャンペーン活動とりわけ日本におけるその課題を検討する。

キーワード：移植、キャンペーン、交換、骨髄バンク、コトラー、ドナー、非営利組織、ポスター、マーケティング、リクルート

1. はじめに

「医療と社会のつながりを浮き彫りにしたという意味で、臓器移植は20世紀の生んだ医療の中でも特記に値する」^{註2}と言われている。すなわち、臓器移植は、潜在的提供者である一般大衆が臓器移植の治療有効性と臓器提供の必要性を理解しなければ成立しない医療である。

本稿は、臓器の社会的移動の問題、換言すれば、臓器の需給結合に関する問題に視点を置き、それを社会学、経済学、マーケティング理論に依拠して整理しようと試みるものである^{註3}。とい

っても、この臓器の社会的移動に関する現象には、様々なレベルで検討されるべき問題が内包されている^{註4}。ここでは、次の問題に配慮しつつ、臓器の需給結合の問題に関するリクルート・キャンペーンの日米比較に焦点をしばって検討し、今後の課題を明らかにする事を目的とする。

その問題とは、

- (1) 臓器の移動に対して意思決定権を持つのは誰か
- (2) 臓器の「私的財」から「公共財」への転換に伴う問題

である。これらは、私的な財である臓器が、移動に関して、その過程のいずれかの時点から社会性を帯びてくることから生起する未解決の問題であると考えられる。財は取引主体が営利組織でも、非営利組織でも「利用権」という視点

*日本骨髄移植推進財団国際委員
名古屋大学大学院国際開発研究科国際協力専攻博士課程
元名古屋第一赤十字病院移植コーディネーター（海外担当）

でとらえてみると、「私的」なものと「公的」なものに識別できる。臓器もある時点から、所有者の利用権が制限され、公的性質を帯びてくる。その「私的」から「公的」に転換する分水嶺は、臓器の種類、死後移植か生体移植か、提供者と非提供者との社会的距離等の条件によって異なっている。これらの問題は、臓器がドナーの身体から離れて患者にまで到達し移植されるまでを円滑に行うために考察されるべき重要な課題である。しかしここでは紙幅の関係上、これらの課題については最小限の検討にとどめておきたい。

ここでは、臓器のうちでも生体間、非血縁の移植に利用される骨髄を取り上げる。なぜなら、それは他の移植治療に使用される臓器と比べて、生体間で行われるため提供の意思決定主体が臓器所有者とされていること、そして非血縁間で提供されるため臓器の移動の過程で「私的」から「公的」な転換がより明白であることなどの特徴を備えており、本稿の課題により適していると考えられるからである。さらに、骨髄は患者と提供者の遺伝子レベルでの一致が移植治療の成果に影響するため、骨髄提供希望者が多いほど、患者により近い遺伝子を持つ提供者が選べるという点においてリクルート・キャンペーンの重要性がきわめて高いからである。一方、提供者の精神的肉体的負担は、同じ生体間非血縁の血液提供に比べると大きい²⁵。このように提供者にコストが大きく見える骨髄提供行為を、潜在的提供者である一般大衆に理解させて登録させる事によって顕在化させるために行われるのがドナーリクルート・キャンペーンである。骨髄は、そのキャンペーン効果が高ければ、提供希望者である登録者は多くなり、その結果、患者に最も適合する提供者からの骨髄移植を可能にし、治療効果が高まるという特徴を持った臓器であるといえる。

骨髄を必要とする患者と供給側である臓器提供

者との需給を結びつけ、その配分を担当する組織として、世界的なネットワークを持つ「米国骨髄バンク」National Marrow Donor Program（以下NMDPと略）と「日本骨髄移植推進財団」（通称は骨髄提供のシステム全体を表わす骨髄バンクと呼ばれる。以下ではJMDPと略）が設立されている。ここでは、この組織が行っているドナー登録者数拡大のためのキャンペーンを取り上げて検討する。骨髄の配分を担当する各国の組織はそれぞれが独自のキャンペーンを展開しているが、日本とアメリカの組織を比較するのは、後述するようにこの両者の設立目的、組織運営形態は類似しているにも拘わらずドナー登録者数において大きな開きがあるからである。それを両組織のマーケティング姿勢、とりわけ広告キャンペーンに求めて比較検討することを課題としたい。もちろん両国間の登録ドナー数の違いをこのキャンペーンの違いにのみ限定するのは問題があると考えている。しかし本稿ではキャンペーン以外の要因も含めた分析を行うための予備的段階としてこの問題を検討する。

第2章では、骨髄提供者の登録と社会の理解推進、および骨髄の配分を担当する機関としてNMDPとJMDPの組織形態をとりあげ、その組織の特徴を従来の経済学とマーケティング理論に依拠して整理する。次にその整理に基づいて、それぞれの組織を「社会性」と「開放性」という2つの軸で捉えて、それとの関わりで臓器移転にともなう意思決定権の移転問題を考察する。第3章では、その二つの組織がどのような視点で、マーケティング活動、特にPRを行っているか、ポスターを中心にそれを考察し、その違いを明確にする。そして、第4章では、その違いの中から今後の日本の骨髄移植キャンペーン活動の課題と考えられるものを示唆し更に今後の研究課題の方向を示す。

2. NMDPとJMDPの組織形態と意思決定権について

この章では、まず骨髓の集荷と配布を担当するNMDPとJMDPの組織特性を明らかにし、そこから臓器に対する所有権や意思決定権の推移問題を考察する。

この問題については、なぜ利益を動因とした市場取引で臓器を自由に交換させてはいけないのかという疑問が起こる²⁴⁶。これについては次のような経緯を経て現在に至っている。すなわち、かつては広義には臓器の一つとみなされる血液が売血という市場を通じた流通が主流であった。最近まで中国では売血による医療行為が行われていた²⁴⁷、また臓器を売買の対象としている国は現在も存在している²⁴⁸。

血液を含む臓器の財としての性格を考えた場合、様々な側面からそれを見ることができ、それに伴って認識されるその財の性格は異なる。たとえば、ある臓器を自己以外の誰かに提供するとした場合、それがどのような意図のもとに提供されるかによって財としての規定が異なり、当然その移動に関わる問題も異なってくる。臓器提供者が親子・兄弟など特定の提供先を指定した場合、臓器は財としての性格上、この社会的な意味が希薄になり臓器の需要と供給を接合させるという機能とか組織は不要となる。しかしながら臓器の提供者が、自己の臓器が適合する可能性を持った需要者を広く社会に求め、また需要者自身も自己に適合する臓器を広く社会に求めるとするならば、それは交換という社会関係を志向した財となる。したがって、臓器も当然、交換の対象となって「市場」を通じて移動する可能性を持っていた。

それでも、日本、アメリカ、その他の国で市場取引されていた血液を非営利機関によって配布し

なければならなかったのは、経済学で「市場の失敗」²⁴⁹と呼ばれる状況が起こったからである。すなわち、売血という市場を通じた血液はB型肝炎に汚染されている確率が献血の11倍であり、被提供者ひいては社会全体にも影響を及ぼし重大な結果をもたらすことが明らかになった。これは、その財からもたらされた「外部不経済」と呼ぶことができる。当然、このような負の外部効果を持った財は、もはや商品としての形姿を失い市場で取扱われる対象とはならない。このような負の性質を持った財が流通する可能性が存在する限りは、何らかの公的な政策を通じて望ましい方向への統制が必要になる。そのため血液に関しては、アメリカをはじめ多くの国で非営利組織である赤十字が献血によって輸血用の血液を集荷、配布している。

骨髓についても、この経験から、ほとんどの国は80年代以降NMDP、JMDPに類似の非営利組織を設立し安全な骨髓の効率的で公平な配分を目指している。

この日米の組織は、それぞれ1986年と1991年に設立された。その設立・運営資金は、政府出資、寄付金などである。この組織は営利を目的とする私企業とは違って、出資者への利益配分を行わず社会的貢献を使命としている。また収入の現金フローとサービスを行う事でえられる収入のフローが、1本化されない二重の現金の流れとなっている²⁵⁰。この非営利組織は、いずれも税控除となる寄付を受領できて、しかも事業活動の収益は課税の対象とならない。したがってこの組織は、以下の3つの特徴を持つ。すなわち、

- (1) 法的かつ構造的に非営利である
- (2) 社会的に有益なサービスを提供している
- (3) 収入の1部を税控除対象とされる寄付金から得ている

ことである²⁵¹。

取引主体の組織形態を比較して整理したもの