第 6 章
経済的地位と医療サービスの利用

石井加代子

要旨

所得格差の拡大が指摘されるなか、医療にかんしても受診における不平等が懸念されている。公的医療保険の主たる目的は所得による受診の格差を回避することにあるが、雇用情勢が悪化するなか、保険料や医療費の自己負担は、低所得者にとって重い負担となりうる。本論では、所得階層間における医療サービス利用の公平性について日本家計パネル調査（JHPS）をつかって検討した。医療機関の受診の有無を被説明変数に分析した結果、同じ健康状態であっても低所得者ほど医療機関の受診確率が低い傾向が確認された。一方で、受診経験者に限定して、医療機関の窓口で支払った額を被説明変数に分析した結果では、健康状態が同じであれば、医療サービスの利用量は所得によって差がないことが明らかとなった。すなわち、ひとたび受診すれば、その後利用する医療サービスは所得に応じて制限されることはないが、受診するか否かの段階では低所得ゆえに受診が抑制されている可能性があることがわかった。

第 1 節　はじめに

所得格差の拡大が指摘されるなか、医療にかんしても受診における不平等が懸念されている。公的医療保険の主たる目的は所得による受診の格差を回避することにあるが、雇用情勢が悪化するなか、保険料や医療費の自己負担は、低所得者にとって重い負担となりうる。本論では、所得階層間における医療サービス利用の公平性――すなわち、医療費の自己負担が低所得者の医療サービス利用を抑えているか――について日本家計パネル調査（JHPS）をつかって検討していく。

わが国の公的医療保険においては、原則、非高齢者はかかった医療費の 3 割、高齢者はかかった医療費の 1 割[1]を患者自身が負担する仕組みになっており、これにより経済的負担を理由とした医療サービスへのアクセスの低下を回避している。さらに、入院医療や高価な薬剤を使用した場合には、3 割の患者負担も高額になるため、1973 年に高額療養費制度が設立され、月々の医療費の自己負担に上限が設けられるようになった。現在では、70 歳未満で年収が 210 万円から 800 万円の場合、1 か月 80,100 円の自己負担を上限に、それを超える部分に関しては、0.1 割負担と設定されている[2]。年収が 800 万円を超える上位所得者の場合は、1 か月 150,000 円の自己負担を上限に、それを超える部分に関しては 0.1 割の負担、逆に、年収が 200 万円を下回る世帯に対しては、1 か月の自己負担の上限が 34,500 円と設定されており、それ以上の自己負担は生じない。さらに、高額療養費制度の適用になる月が、1 年間で 4 回を上回った場合、多数該当として、それ以降、1 か月の自己負担の上限はさらに低くなる（一般の場合は 44,400 円）。これより、たとえば、現在わが国における死因第 1 位のがんでは、入院費や抗がん剤の患者の負担が大幅に緩和されている。

しかしながら、現行の高額療養費制度の保障の範囲は十分ではないという声も少なくない。高額療養費制度はあるものの、経済的負担が大きく十分な治療を受けることができないというわけだ[3]。たとえば、年収 250 万円（月収換算で 20 万円程度）の世帯で月々8 万円、多数該当でも月々4 万円の医療費負担は決して安くない。事実、このような状況に対処すべく、2010 年秋、高額療養費制度の改正が検討されたが[4]、財源不足により制度改正は見送りとなった[5]。

医療費の経済的負担により、必要な医療が受診できないという以前に、昨今の雇用環境の悪化により、保険料が支払えず、そもそも公的医療保険に加入できないというケースも増

---

[1] 現役並み所得者は 3 割。

[2] たとえば、1 か月の医療費が 100 万円であった場合、高額療養費制度がないと患者の自己負担が 30 万円になるが、高額療養費制度が適用されることで、患者の自己負担が 87,430 円（＝80,100 円＋(1,000,000 円－80,100 円÷3 割)×1%）に軽減され、差額が還付される。

[3] 日経新聞 2010 年 11 月 14 日朝刊、p.13。

[4] 検討された内容は、年収 200～300 万円の世帯について、現行の自己負担上限 80,100 円を 34,500 円に引き下げようとするもので、この層の負担削減に充てる財源として、上位所得者の上限を引き上げるという策が検討されていた。（日経新聞 2010 年 11 月 8 日朝刊、p.1）

[5] 日経新聞 2010 年 12 月 21 日夕刊、p.17。

えている。厚生労働省の発表によると、市町村が運営する国民健康保険の保険料の収納率は 2008 年度で 88.35%と過去最低の数値を示している[6]。わが国の医療保障制度は強制加入の社会保険方式であるため、生活保護の受給者を除くと、保険料を滞納した場合、医療費は全額自己負担となる。この場合も、経済的負担ゆえ必要な医療サービスを利用できないという状況が発生するだろう。

以上のような問題を踏まえて、本論では、所得階層間における医療サービス利用の公平性について日本家計パネル調査（JHPS）を用いて検討していく。財政運営の厳しい国民健康保険における保険料負担の重さや、治療の高度化によって生じる高額な医療費負担など、経済的負担ゆえに医療サービスにアクセスできないという可能性は否定できない。人口の高齢化が進むなか、いかに医療保障制度を維持していくかは重要な課題である。わが国の縮小図である JHPS を用い、所得階層間における医療サービス利用の公平性について現状把握することは、フリーアクセスを保障するわが国の医療保障制度の評価に加え、今後の政策設計において役立つであろう。

第 2 節　先行研究

所得階層間における医療サービス利用の公平性に関する研究は、ヨーロッパにおける研究をさきがけに、わが国においても 2000 年代前半にいくつかの研究が発表されている。

諸外国における先行研究のうち代表的なものに、Wagstaff & van Doorslaer(2000a)や van Doorslaer & Wagstaff(2000b)、van Doorslaer *et al.*(2004)などがある。医療サービス利用の必要度（ニード）を考慮したうえで、医療サービスへのアクセスの公平性について国際比較を行っている。

わが国においては、上記の先行研究を参考に、遠藤・駒村(1999)、遠藤・篠崎(2003)、本多・大日(2003)が医療サービスの利用に関する公平性を、山田(2004)は居宅介護サービスの利用に関する公平性を個票データにより分析している。いずれの研究においても、年齢層、年代を限定すると、所得階層間で医療サービス利用における不公平が所々確認されている。

山田(2004)では、所得と医療サービスの利用に関するこれらの先行研究を 3 つのタイプに分類している。まず 1 つ目が、医療サービスの給付額自体に着目し、公平性を議論するものである。遠藤・駒村(1999)では、『所得再分配調査』の個票データを用い、公的医療保険の拠出と給付によるジニ係数の改善度を測ることで、医療保障制度による医療アクセスの改善を計測している。2 つ目が、医療サービスの自己負担に着目し、公平性を議論するものである。遠藤・篠崎(2003)では、『全国消費実態調査』の個票データを用い、自己負担のカクワニ係数の計算をとおし、医療支出の公平性を計測している。3 つ目は、医療サービス利用の必要度（ニード）と実際の利用との差に注目し、公平性を議論するものである。本多・

[6] 後期高齢者医療制度の開始により、収納率の高い高齢層が国民健康保険から離脱したこと、および、景気悪化がその要因と考えられると説明されている。

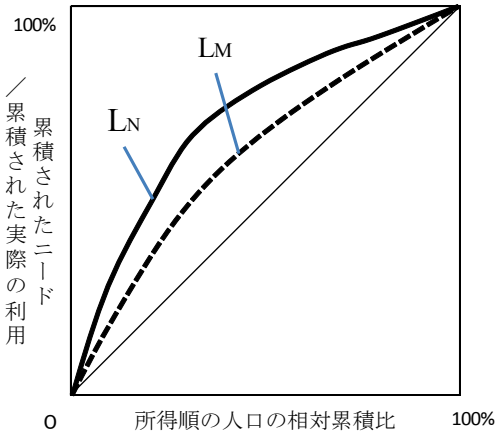
大日(2003)は、主観的健康度や年齢で外来受診の有無を回帰することでニードの推計値を計算し、推計されたニードと実際の受診状況を所得階層ごとに比較している。山田(2004)では、要介護度や認知障害度といったニードにかんする詳細な情報を用い、居宅介護サービスの自己負担総額をヘックマンモデルで回帰し、推定された係数から介護サービスのニードを推計し、実際の自己負担額と比較している。

本研究では、このうち 3 つ目の方法に着目し、医療サービスの利用の公平性について検討する。具体的には、van Doorslear *et al.* (2004) の手法を参考にしたうえで、さらに新たな手法も加えて、医療サービスの利用の公平性について多角的に検証を行っていく。

第 3 節　分析方法

医療サービスの利用の公平性を検討するには、医療のニードと実際の医療サービスの利用を所得階層間で比較する必要がある。ここでの公平性の判断基準は、ニードが同じであれば、所得の多寡にかかわらず、同じ量の医療サービスを利用することができるかどうかである。この関係を視覚的に示したものが図表 1 である。グラフの構造は、所得格差を表すローレンツ曲線と同じと考えてよい。図表 1 では、所得の低いものから順に、累積したニードの各所得階層におけるシェアをプロットし、ニードの集中度曲線（L_N）を描く。同様に、所得の低いものから順に、累積した医療サービス利用量の各所得階層におけるシェアをプロットし、医療サービス利用の集中度曲線（L_M）を描く。いずれの所得階層においても医療ニードが同等であれば L_N は 45 度線上をとおり、同様に、いずれの所得階層においても医療サービスの利用量が同じであれば L_M は 45 度線上を通るということになる。図表 1 のように、L_N が L_M よりも 45 度線から遠くにある場合、低所得者の医療サービス利用量がニードを下回る、すなわち、低所得者に対して不利な形で不公平が生じているということになる。

図表 1：所得階層ごとの医療のニードと実際の利用の関係



本稿では、上記の概念に基づいて、2 つの方法から医療サービス利用の公平性について分析していく。1 つ目の方法は、個々人の医療ニードを推計し、これを実際のサービス利用量と比較することで公平性を確認するものである。同様の方法は、本多・大日（2003）や山田（2004）、van Doorslear *et al.* (2004)で用いられている。本多・大日（2003）では、分析対象となる医療の利用（受診の有無やかかった費用など）を、性別、年齢といった人口学的な要因や健康状態などに回帰させ、推定された係数から推計値を算出し、それを各人の医療ニードとしている。この際、「社会階層を示す変数（例えば所得）はその説明変数に加えない。あえてそうすることによって、社会階層と、医療資源の利用と必要度との乖離（つまり残差）を関連づけて考察する（本多・大日；2003，pp.269-270.）」ことができるとしている。一方、van Doorslear *et al.* (2004)では、同様の関数式に、所得変数を含めて推定したうえで、所得変数に平均値を代入して、推定された係数から各人の医療ニードを推計している。これにより、所得水準の影響を取り除いた、純粋な医療ニードを把握することができるとしている。どれだけ医療サービスを利用するかは、健康状態以外にも、各人の所得水準に影響を受けると仮定すると、関数式から所得を除くことは推定量にバイアスを生じさせるため、本稿では van Doorslear *et al.* (2004)の方法を踏襲する。具体的の推計方法は、下記の式 1 と式 2 で表すことができる。

$$\mathrm{y} = \alpha + \beta\mathrm{DEMO} + \varphi\mathrm{HELT} + \gamma\mathrm{Q}_2 + \delta\mathrm{Q}_3 + \theta\mathrm{Q}_4 + \pi\mathrm{Q}_5 + \varepsilon \qquad \text{（式 1）}$$

$$\hat{\mathrm{y}} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}\mathrm{DEMO} + \hat{\varphi}\mathrm{HELT} + \hat{\gamma}\mathrm{Q}_2^{\mathrm{m}} + \hat{\delta}\mathrm{Q}_3^{\mathrm{m}} + \hat{\theta}\mathrm{Q}_4^{\mathrm{m}} + \hat{\pi}\mathrm{Q}_5^{\mathrm{m}} \qquad \text{（式 2）}$$

被説明変数である y には、医療サービスの利用（受診の有無や回数、利用量など）を表す変数を投入し、説明変数には、身体的な医療ニードを示すものとして人口学的変数 DEMO や健康状態の変数 HELT と、所得五分位階層を表すカテゴリー変数 Q_2 から Q_5（第 1 五分位 Q_1 はレファレンス）を投入する。α、β、φ、γ、δ、θ、π は係数で、ε は誤差項を表す。

次に、式 1 で推定した係数を用い、所得の影響を取り除き、身体的な医療ニードのみを考慮した場合の医療サービスの利用を推計する。つまり、仮に各人が同じ（平均的な）所得水準にあった場合、各々どの程度医療サービスを利用するのか、式 1 から得られた係数をつかって推計する。具体的な方法は、式 2 に示すとおりである。式 1 で推定された係数（$\hat{\alpha}$、$\hat{\beta}$、$\hat{\varphi}$、$\hat{\gamma}$、$\hat{\delta}$、$\hat{\theta}$、$\hat{\pi}$ ）を用い、DEMO および HELT には実際の値を、所得五分位階層のカテゴリー変数には平均値（すなわち各 1÷5＝0.2）を代入して、身体的な医療ニードのみを考慮した医療サービスの利用 $\hat{\mathrm{y}}$ を推計する。そのうえで、所得五分位階層ごとに y と $\hat{\mathrm{y}}$ の平均値の差分を算定し、階層間における医療ニードと実際の利用の乖離を確認し、公平性の検証を行う。

$$\mathrm{y} = \alpha + \beta\mathrm{DEMO} + \varphi\mathrm{HLT} + \gamma\mathrm{HLT}\cdot\mathrm{Q}_2 + \delta\mathrm{HLT}\cdot\mathrm{Q}_3 + \theta\mathrm{HLT}\cdot\mathrm{Q}_4 + \pi\mathrm{HLT}\cdot\mathrm{Q}_5 + \varepsilon \qquad \text{（式 3）}$$

医療サービス利用の公平性の検証のもう 1 つの方法は、医療サービス利用の関数に、健康状態を示す変数と所得五分位階層カテゴリー変数の交差項（傾きダミー）を投入するものである（式 3)。こうすることで、所得階層ごとに健康状態が医療サービス利用に与える影響を直接的に把握することができ、それぞれを比較することで公平性を議論することができる。なお、健康状態が良好な場合は、いずれの所得階層でも医療サービスを利用しないと仮定して、所得五分位階層ごとの切片ダミーは投入しないものとする。

第 4 節　データ

本稿で用いるデータは、日本家計パネル調査（Japan Household Panel Survey: JHPS）の 2009 および 2010 のデータである。2009 年に全国 4000 人の成人男女を対象に開始されたパネル調査であり、医療機関の受診状況や健康状態などにかんしても調査されている。

医療サービスの利用を表す被説明変数 y には、JHPS より、①昨年 1 年間の医療機関の受診の有無、②昨年 1 年間に医療機関の窓口で支払った自己負担額、以上 2 つの調査項目を用いる。それぞれ受診の有無、サービスの利用量を表すものとする[7]。

説明変数 DEMO には、年齢、性別を表す変数を、健康状態を表す変数 HELT には、スコア化された心身症状指標と、喫煙歴（未喫煙、現在喫煙、過去喫煙）を用いる。心身症状指標とは、心身症状に関する 8 つの質問項目から構成された指標である[8]。本来、8~32 の 25 段階のスコアで、数値が大きいほど状態が良いことを表すものであるが、本稿では分析の解釈を容易にするため、もっとも状態の良いものを 0、もっとも悪いものを 24 とし、スコアが高いほど健康状態が悪いことを表すように変換した。主観的健康度に比較して、より具体的に健康状態を質問しているため、本稿ではこちらの指標を用いることとした。所得五分位階層 Q_1～Q_5 については、世帯の可処分所得と世帯員数から算出した等価可処分所得[9]により、年度ごとに所得順に 20%ずつ階層分けしたものである。世帯内で所得をシェアすることを想定すると、個人所得よりも世帯所得のほうが個人の生活水準を適切に把握することができるため[10]、ここでは世帯所得により所得階層を区分した。健康状態と所得階層の交差項については、心身症状指標と所得階層カテゴリー変数を交差して作成した。

---

[7] 後述のとおり、生活保護受給者、高額療養費制度申請者、70 歳以上高齢者を分析対象から除くため、分析対象者の窓口での自己負担は一律 3 割となる。これにより自己負担をサービス利用量として代用することができる。

[8] Ben-sira (1982)による心身症状指標を参照し調査票に投入した項目であり、信頼性と妥当性の検証は行われている。質問項目は「頭痛やめまいがする」「動悸や息切れがする」「胃腸の具合がおかしい」「背中・腰・肩が痛む」「疲れやすい」「風邪をひきやすい」「イライラする」「寝つきが悪い」の 8 項目で、各項目について「よくある」「ときどきある」「ほとんどない」「全くない」の 4 段階による回答に対し、1～4 のスコアを振り、それらを単純合計したものが心身症状指標となる。

[9] 等価尺度には 0.5 を用い、世帯の可処分所得を世帯員数の平方根（0.5 乗）で割ることで等価所得をもとめる。

[10] ここでは、世帯内で均等に所得が分配されていることを想定している。

図表 2：基本統計量

	高額療養費制度申請なし			高額療養費制度申請あり		
	観測数	平均値	標準偏差	観測数	平均値	標準偏差
医療機関受診（あり=1、なし=0）	4,916	0.65	0.48	142	1.00	0.00
1年間の医療費の自己負担額（千円）	4,916	34.89	86.01	142	293.96	374.08
年齢階層						
45-64歳	4,916	0.45	0.50	142	0.52	0.50
65歳以上	4,916	0.12	0.32	142	0.21	0.41
男性ダミー	4,916	0.51	0.50	142	0.58	0.49
喫煙状況						
現在喫煙	4,916	0.28	0.45	142	0.24	0.43
過去喫煙	4,916	0.19	0.39	142	0.26	0.44
心身症状指標	4,916	8.83	5.05	142	9.16	4.61
等価可処分所得（万円）	4,916	302.98	217.24	142	319.63	197.39

注）　JHPS2009および2010より筆者が作成。

分析対象は、医療費の自己負担が 3 割である 20 歳から 69 歳に限定したうえで、生活保護受給者、および、高額療養費制度申請者を対象から除く。生活保護受給者は、医療扶助により無料で受診できるため、サービス利用にあたり所得の制約を受けないと考えられる。また、高額療養費制度申請者についても、一定額以上の自己負担が生じておらず、サービス利用に対する所得の影響が小さいと考えられるため、一般のサンプルとは分けてモデルの推定を行う[11]。以上のような条件のもと、利用する諸変数がすべてそろう対象者の基本統計量を図表 2 に示す。

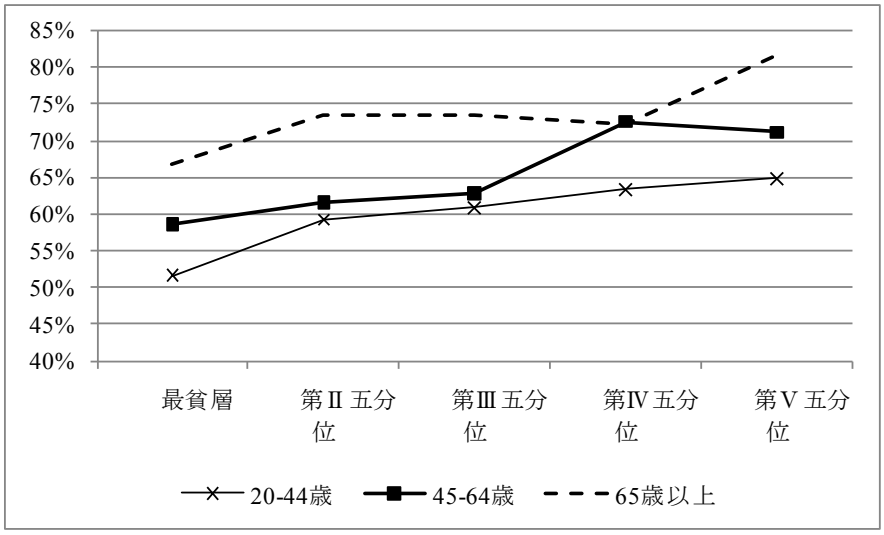
推計方法は、各被説明変数に合わせて 2 つの方法を用いる。昨年 1 年間での医療機関の受診の有無を被説明変数 y においた推計式では、受診した場合を 1、しなかった場合を 0 としてプロビット・モデルによって推定する。昨年 1 年間の医療機関での自己負担額を被説明変数 y に投入した推計式では、医療機関の受診経験者のみを対象に最小二乗法で推計する。なお、医療ニーズは年齢の影響を強く受け、年齢ごとに受診行動が異なるため、いずれの推計においても、20－44 歳、45－64 歳、65 歳以上の 3 つグループごとにモデルの推定を行う。

第 5 節　分析結果

回帰分析の結果を示す前に、所得と医療サービスの利用の関係を確認しておく。図表 3 では、年齢階層別に、所得階層ごとの昨年 1 年間の医療機関への受診率を表している。年齢層が高まるほど負担額が増えること、さらに、最高所得階層で自己負担額がやや高いことがうかがえる。平成 5 年の『所得再分配調査』を用いた遠藤・駒村（1999）の脚注では、非高齢層において所得階層が低いほど医療需要が大きいことを指摘しており、JHPS とは異なる動きがみられる。

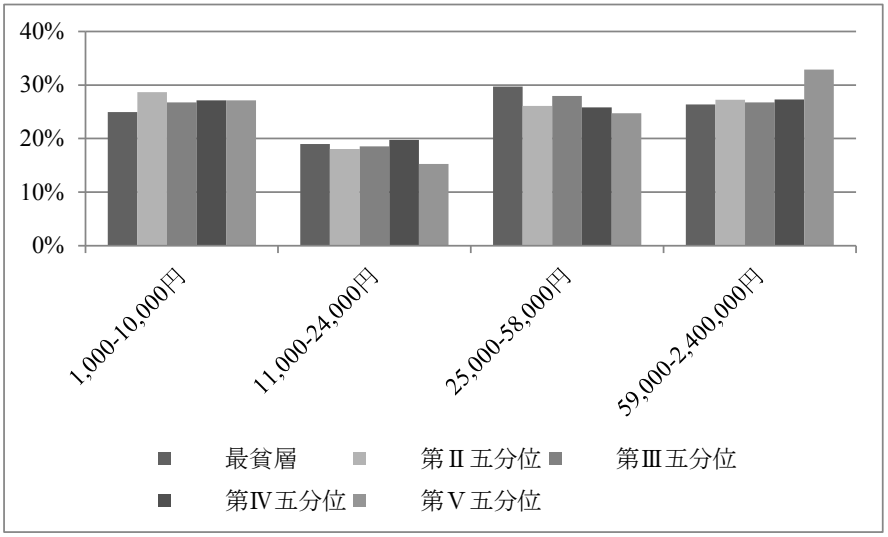
[11] 生活保護対象者は 2 年分の JHPS で 44 世帯と少ないため、分析対象から除外した。

図表 3：年齢階層別の所得階層ごとの受診率



注）JHPS2009, JHPS2010 より筆者が作成。

図表 4：所得階層別の 1 年間の医療費自己負担額の分布



注）JHPS2009, JHPS2010 より筆者が作成。

次に、図表 4 では、所得階層別に 1 年間の医療費の自己負担額の分布を示している。自己負担が発生した場合に着目すると、高所得層でやや 59,000 円以上医療費を負担したものの割合が高いが、総じて、所得が高いほど医療費負担が大きいという関係は見られない。

被説明変数 y に医療機関への受診の有無を投入し、式 1 のモデルで推計した結果を図表 5 に示す。年齢の係数に着目すると、20-39 歳層、60-69 歳層では年齢が高まるほど受診確率が有意に高くなることがわかるが、40-59 歳層ではそのような関係がみられない。心身症状

図表 5：医療機関への受診確率関数Ⅰ（プロビット・モデル）

被説明変数：医療機関の受診の有無	20－39歳		40―59歳		60-69歳以上	
	限界効果	z値	限界効果	z値	限界効果	z値
年齢	0.007	2.86 ***	0.001	0.50	0.020	4.33 ***
男性ダミー	-0.053	-1.96 *	0.019	0.75	0.052	1.62
喫煙状況						
喫煙見経験						
現在喫煙	-0.106	-3.53 ***	-0.141	-4.95 ***	-0.129	-3.14 ***
過去喫煙	-0.002	-0.05	-0.032	-1.00	0.023	0.65
心身症状指標	0.017	6.66 ***	0.018	8.02 ***	0.010	3.81 ***
所得階層						
最貧層						
第Ⅱ五分位	0.073	2.04 **	0.039	1.06	0.067	1.94 *
第Ⅲ五分位	0.095	2.63 ***	0.040	1.13	0.066	1.87 *
第Ⅳ五分位	0.130	3.58 ***	0.134	4.17 ***	0.047	1.31
第Ⅴ五分位	0.150	4.04 ***	0.119	3.66 ***	0.145	4.63 ***
2010年ダミー	0.048	1.93 *	0.025	1.15	0.007	0.29
観測数		1,627		2,012		1,277
Pseudo R2		0.0485		0.0468		0.0444
Log likelihood		-1048.53		-1233.72		-723.975
Prob > chi2		0		0		0

注）　JHPS2009および2010より筆者が作成。

指標については一様に、スコアが高く健康状態が悪いほど受診確率が高いことがわかる。60 代未満にくらべて 60 歳以上で限界効果が小さいこともわかる。60 歳以上ではそもそも受診率が高いため、健康状態の違いによる受診率の差が小さいことがこの理由だと考えられる。喫煙にかんしては、現在喫煙しているものほど受診確率が低く、喫煙による健康被害が医療受診を増やすといった状況はみられない。この理由としては、健康に自信のあるものほど喫煙習慣を継続しているため、喫煙者ほど受診率が低いということが考えられる。所得の影響については、20-39 歳の若年層で、所得階層が高いほど医療受診確率が高いことがうかがえる。40―59 歳層においては、第Ⅱおよび第Ⅲ五分位ではレファレンスである最貧層と統計的に有意な差はないが、第Ⅳおよび第Ⅴ五分位で最貧層よりも、それぞれ 13%、11%ほど受診確率が有意に高いことがわかる。60―69 歳層においては、第Ⅳ五分位を除いてすべての階層で最貧層より統計的に有意に受診確率が高く、第Ⅴ五分位でもっとも確率が高いことがわかる。

算定された係数を用い、式 2 に従い受診確率を推計し、これを医療ニードと見做して、実際の受診率と比較した結果を図表 6 に示す。図表 5 の各所得階層の係数のとおり、20-39 歳層では所得階層が低いほどニードが満たされていないことがうかがえる。40-59 歳層、60-69 歳層においては、ニードと実際の利用のかい離は必ずしも所得階層に比例していないが、第Ⅰ五分位で実際の利用がニードを顕著に下回っていることがわかる。

被説明変数 y に医療機関の窓口で支払った自己負担額を投入し、式 1 を推計した結果を図表 7 に示す。医療機関の受診の有無については、40-59 歳層で年齢の違いによる差がみられなかったが、ひとたび受診をすると、サービスの利用量は年齢に応じて増すことがわかる。

図表 6：医療ニード（推計受診確率）と実際の受診率との乖離

	20－39歳			40―59歳			60-69歳以上		
	実測値	推計値	乖離	実測値	推計値	乖離	実測値	推計値	乖離
最貧層	51%	59%	-9%	58%	65%	-7%	66%	73%	-7%
第Ⅱ五分位	58%	60%	-2%	61%	64%	-3%	72%	73%	0%
第Ⅲ五分位	60%	60%	0%	62%	65%	-3%	72%	72%	0%
第Ⅳ五分位	63%	59%	4%	72%	65%	7%	71%	73%	-2%
第Ⅴ五分位	65%	58%	6%	70%	65%	5%	80%	72%	9%

注）　JHPS2009および2010より筆者が作成。

図表 7：医療費の自己負担額の関数Ⅰ（最小二乗法）

被説明変数：医療機関窓口での自己負担額（対数値）	20－39歳		40―59歳		60-69歳以上	
	係数	z値	係数	z値	係数	z値
年齢	0.015	2.24 **	0.032	6.07 ***	0.028	2.38 **
男性ダミー	-0.016	-0.21	0.000	0.00	0.265	3.05 ***
喫煙状況						
喫煙見経験						
現在喫煙	-0.022	-0.26	0.110	1.35	0.133	1.29
過去喫煙	0.136	1.29	0.226	2.54 **	-0.092	-0.96
心身症状指標	0.021	3.07 ***	0.007	1.11	0.026	3.64 ***
所得階層						
最貧層						
第Ⅱ五分位	-0.069	-0.64	-0.024	-0.20	0.107	1.03
第Ⅲ五分位	0.012	0.11	0.086	0.76	0.006	0.06
第Ⅳ五分位	-0.045	-0.40	0.057	0.53	0.073	0.69
第Ⅴ五分位	0.169	1.44	0.040	0.37	0.227	2.18 **
2010年ダミー	-0.019	-0.27	-0.121	-1.94 *	-0.095	-1.40
定数項	2.111	8.97 ***	1.463	4.99 ***	1.657	2.13 **
観測数		958		1321		919
Adj R-squared		0.0119		0.033		0.033

喫煙の変数については、受診確率の関数の結果と異なり、喫煙未経験者と喫煙者の間で有意な差はみられない。一方で、40-59 歳層で、過去に喫煙経験のあるものの自己負担額が有意に高いという結果が出ている。また、注目すべきは所得の変数であり、ひとたび受診すると、サービスの利用量に対して所得の多寡は影響しないことが確認できる。

次に、式 3 で提示したモデルに従い、推計した結果を図表 8 と図表 9 に示す。図表 8 は被説明変数 y に医療機関の受診の有無を投入した結果、図表 9 は受診したもののみを対象に医療機関の窓口で支払った自己負担額を投入した結果である。40-59 歳層の年齢の係数に着目すると、ここでも受診の有無に対しては年齢が影響しないが、自己負担額に対しては年齢が影響していることが確認できる。また、喫煙の変数についても、現在喫煙習慣のあるものほど、受診確率が有意に高い一方で、自己負担額については、現在喫煙しているか否かは影響がなく、40-59 歳層のみで、過去の喫煙歴が自己負担額に有意に高めることがわかる。心身症状指標と所得五分位階層の交差項をみると、医療機関の受診の有無にかんしては、総じて同じ健康状態であっても所得階層が高いほど受診する確率が高いことがわかる。一方、受診経験者に対象を絞り、自己負担についてみてみると、所得により差はないことがわかる。

図表 8：医療機関への受診確率関数Ⅱ（プロビット・モデル）

被説明変数：医療機関の受診の有無	20－39歳		40―59歳		60-69歳以上	
	限界効果	z値	限界効果	z値	限界効果	z値
年齢	0.007	2.83 ***	0.002	0.93	0.019	0.00 ***
男性ダミー	-0.051	-1.91 *	0.021	0.84	0.053	0.10 *
喫煙状況						
喫煙見経験						
現在喫煙	-0.108	-3.60 ***	-0.143	-5.03 ***	-0.134	0.00 ***
過去喫煙	-0.003	-0.07	-0.035	-1.10	0.026	0.48
心身症状指標	0.010	2.96 ***	0.013	3.99 ***	0.003	0.45
心身症状指標×所得階層						
心身症状指標×最貧層						
心身症状指標×第Ⅱ五分位	0.006	1.67 *	0.001	0.37	0.011	0.01 ***
心身症状指標×第Ⅲ五分位	0.005	1.43	0.003	0.84	0.011	0.01 ***
心身症状指標×第Ⅳ五分位	0.012	3.13 ***	0.011	3.37 ***	0.004	0.26
心身症状指標×第Ⅴ五分位	0.013	3.15 ***	0.007	1.92 *	0.018	0.00 ***
2010年ダミー	0.048	1.90 *	0.024	1.12	0.010	0.70
観測数	1,627		2,012		1,277	
Pseudo R2	0.0466		0.0434		0.0423	
Log likelihood	-1050.57		-1238.14		-725.573	
Prob > chi2	0		0		0	

注）　JHPS2009および2010より筆者が作成。

図表 9：医療費の自己負担額の関数Ⅱ（最小二乗法）

被説明変数：医療機関窓口での自己負担額（対数値）	20－39歳		40―59歳		60-69歳以上	
	係数	z値	係数	z値	係数	z値
年齢	0.015	2.23 **	0.032	6.04 ***	0.027	2.25 **
男性ダミー	-0.016	-0.22	0.002	0.03	0.264	3.05 ***
喫煙状況						
喫煙見経験						
現在喫煙	-0.021	-0.25	0.122	1.50	0.133	1.29
過去喫煙	0.133	1.26	0.225	2.53 **	-0.089	-0.92
心身症状指標	0.021	2.32 **	0.000	0.02	0.017	1.75 *
心身症状指標×所得階層						
心身症状指標×最貧層						
心身症状指標×第Ⅱ五分位	-0.009	-0.95	-0.002	-0.23	0.017	1.65 *
心身症状指標×第Ⅲ五分位	-0.004	-0.37	0.016	1.60	-0.005	-0.45
心身症状指標×第Ⅳ五分位	0.000	0.00	0.008	0.86	0.014	1.26
心身症状指標×第Ⅴ五分位	0.016	1.46	0.010	1.03	0.021	1.97 **
2010年ダミー	-0.019	-0.27	-0.121	-1.94 *	-0.096	-1.43
定数項	2.128	9.64 ***	1.518	5.41 ***	1.851	2.40 **
観測数	958		1321		919	
Adj R-squared	0.0126		0.035		0.036	

最後に、高額療養費制度申請者に限定して、同様の分析を行った結果を図表 10 に示す。高額療養費制度では、自己負担が上限額に達すると、それ以上の医療利用にかんしては、患者の限界コストがほぼゼロとなるため、医療サービスの利用に際する所得の影響が弱まると考えることができる。図表 10 では、被説明変数 y に医療機関の窓口で支払った自己負担額を投入し、式 3 のモデルに従い推計した結果を示している。高額療養費制度を申請しなかった者を対象とした分析結果と異なり、心身症状指標と所得階層の交差項は有意な結果を示しておらず、所得の違いにより医療サービス利用に違いがないことがうかがえる。

図表 10：高額療養費制度申請者の医療費の自己負担額の関数Ⅱ（最小二乗法）

被説明変数：医療機関窓口での自己負担額	20-69歳	
	係数	z値
年齢	0.008	1.08
男性ダミー	0.204	1.00
喫煙状況		
喫煙見経験		
現在喫煙	-0.486	-1.98 *
過去喫煙	0.188	0.82
心身症状指標	0.020	0.74
心身症状指標×所得階層		
心身症状指標×最貧層		
心身症状指標×第Ⅱ五分位	0.019	0.64
心身症状指標×第Ⅲ五分位	0.013	0.45
心身症状指標×第Ⅳ五分位	-0.037	-1.30
心身症状指標×第Ⅴ五分位	0.019	0.68
2010年ダミー	0.145	0.80
定数項	4.437	10.00 ***
観測数		142
Adj R-squared		0.0295

注）　JHPS2009および2010より筆者が作成。

また、高額療養費制度では、償還払いが原則となっているが、入院医療の場合、限度額適用認定証を提示すれば、窓口負担額が法定自己負担限度額に抑えられる制度がある。このような制度があるため、心身症状指標の変数については統計的に有意な結果が得られていないと考えることができる。しかしながら、JHPS2009、2010 で把握できる高額療養費制度申請者は少ないため、安定的な結果でない可能性は否定できない。

第 6 節　まとめ

本稿では、JHPS2009 および JHPS2010 を用い、所得階層間における医療サービス利用の公平性について分析した。所得と医療サービス利用の関係を多側面からみるために、本稿では 2 つの方法を用いその関係を確認した。１つは van Doorslear *et al.* (2004)の方法を踏襲し、医療サービス利用の関数式より医療ニードを推計し、所得階層ごとに実際の利用状況と比較するもの、もう 1 つは、医療サービス利用の関数に、健康状態と所得階層の交差項を投入し、所得階層間の受診行動の違いを確認したものである。分析の結果、非高齢層においては、低所得層ほど実際の受診率が推計された受診確率を大きく下回っており、総じて、所得階層が低いほどニードが満たされていないことがわかった。一方、医療機関の窓口で支払った自己負担額については、健康状態が同じであれば所得の差はないことがわかった。すなわち、受診するか否かの段階では、所得の多寡が影響していると考えるこ

とができるが、ひとたび受診すると、その後、どれだけの医療サービスを受けるかは、所得に影響されないというわけである。

分析を通じて以下のことも明らかになった。まず、40-59 歳層では、加齢に伴う受診確率の伸びは確認されないが、ひとたび受診すると、医療サービスの利用量は年齢とともに増えることがわかった。40 歳付近より生活習慣病の該当者や予備軍が増え始める一方で、子育てや仕事による経済的・時間的制約により、受診を差し控えるという可能性も考えられる。また、健康への日ごろの心掛けが、効果として現れる年齢層なのかもしれない。

喫煙者の医療サービス利用の違いについても興味深い結果を得た。喫煙行為は肺疾患や悪性新生物のリスクを確実に引き上げるため、喫煙者においては、医療サービスの利用が多いと予想していたが、推計の結果、喫煙者ほど医療受診が少ないことがわかった。この理由としては、健康に自信のあるものほど喫煙習慣を継続しているため、喫煙者ほど受診率が低いという結果が得られたと考えられる。しかしながら、受診経験者に対象を絞り、自己負担額に着目すると、現在喫煙しているか否かは自己負担額に影響がなく、むしろ過去の喫煙歴が影響を与えることがわかった。

さらに、高額療養費制度が、所得による医療サービスの利用格差を縮小する効果をもつことを確認することができた。手術や入院など高額な医療費が発生した場合、自己負担額が一定額で抑えられるという制度は、所得の多寡にかかわらず、必要な医療サービスを保障する制度として、わが国の国民皆保険の重要な役割を果たしている。しかしながら、高額療養費制度を申請していないものの間では、所得により医療の階層消費化が確認できたため、高額療養費制度の範囲の拡大や、期間の拡大などが今後の検討事項としてあげられるであろう。

参考文献

遠藤久夫・駒村康平（1999）「公的医療保険と医療アクセスの公平性」『季刊社会保障研究』Vol.35, No.2, pp.141-148.

遠藤久夫・篠崎武久（2003）「患者自己負担と医療アクセスの公平性――支出比率とカクワニ指数から見た患者自己負担の実態――」『季刊社会保障研究』Vol.39, No.2, pp.144-154.

本多智佳・大日康史（2003）「健康の公平性」『健康経済学』, pp.267-285, 東洋経済新報社.

山田篤裕（2004）「居宅介護サービスの公平性――『国民生活基礎調査(平成 13 年)』介護票に基づく分析――」『季刊社会保障研究』Vol.40,No.3,pp.224-235.

Ben-sira Z. (1982) “The scale of psychological distress(SPD): Crosspopulation invariance and validity”, *Research Communications in Psychology, Psychiatry and Behavior*, Vol.7, pp.329-346.

Kakuwani, N, A. Wagstaff, and E. van Doorslaer (1997) “Socioeconomic Inequalities in

Health: Measurement, Computation and Statistical Inference", *Journal of Econometorics*, Vol.77, pp.87-103.

Van Doorslaer, E. and A. Wagstaff (1992) "Equity in the Delivery of Health Care: Some International Comparisons", *Journal of Health Economics*, Vol.11, pp.389-411.

Van Doorslaer, E., C. Masseria, and the OECD Health Equity Research Group Member (2004) "Income-Related Inequality in the Use of Medical Care in 21 OECD Countries", *OECD Health Working Papers*.

Wagstaff, A. & E. van Doorslaer (2000) "Measuring and Testing for Inequalities in the Delivery of Health Care", *Journal of Human Resources*, pp.716-33.