

# 医療扶助受給者の健康投資\*

熊谷成将

## 要旨

本稿では、医療扶助受給者の健康状態を改善するための公共政策が考察された。パネルデータを用いた分析を通じて、政府から家計への所得移転は、医療扶助受給者の健康状態を改善するために寄与していることと、被生活保護者への所得分配率が相対的に高い都道府県では、医療扶助受給者の健康改善度が高くなる傾向があることが見出された。他方、所得移転の規模を拡張する政策を実施した場合に改善される健康の程度は、医療扶助受給者の方が健康な家計よりも大きいことが、最適健康投資モデルの数値シミュレーションによって明らかになった。

キーワード：医療扶助，健康状態，固定効果モデル，グロスマンの純投資モデル

---

\* 本稿の性格は、熊谷(2002)を補完するものである。それゆえ、本稿の記述には熊谷(2002)と重複する部分がある。熊谷(2002)では、ベクトル値自己回帰モデルと衝撃反応関数を用いて、医療扶助サービスが効率的に供給されてきたかが時系列的に分析された。分析の結果、以下の3点が見出され、望まれる医療扶助政策が展望されている。第1は、入院のサービスは、概ね過剰な診療が行なわれておらず、1件あたり受給額がほぼ適当であったと思われる半面、1980年半ば以降、入院外のサービスは1件あたり受給額に関して不十分であったと考えられることである。第2は、政策変数として影響力がある変数は1件あたり受給額であることである。第3は、1件あたり受給額の構造ショックに対して、診療件数は非弾力的であり、1件あたり受給額の増加は過剰な診療を誘発しないと考えられることである。また、診療件数の構造ショックに対し、診療件数と1件あたり受給額は互いに逆向きに反応することが見出されており、このことより、1件あたり受給額を増加させても、医療扶助費の総額が大幅に増加しないため、医療扶助サービスを拡充する場合、入院外の1件あたり受給額を引き上げることが妥当であるとの結論を得ている。

## 1. はじめに

わが国における生活保護世帯の近年の特徴は、保護の開始理由と廃止理由の過半を健康要因（「世帯主の傷病」、「傷病の治癒」と「死亡・失踪」）が占めていることである。それゆえ、傷病によって勤労できない世帯（人）の健康を回復するために必要な医療扶助サービスへの需要、すなわち公共部門が担う医療サービスに対する需要が、従来よりも増加していると推察される。一方、健康を害した者が自ら福祉事務所へ申請することによってサービスを楽しむことができる医療扶助の供給の在り方や、医療扶助の受給者の健康状態を回復させることを狙いとする公共政策に関する研究例は、これまで非常に少ないと思われる。

本稿では、傷病の治癒による保護廃止を医療扶助人員数で除した値を医療扶助受給者の健康改善度とし、医療扶助受給者の健康を改善せしめるための公共政策が実証的かつ理論的に分析される。2節において、パネルデータを用いた分析が行なわれる。ここでは、政府から医療扶助受給者に対する、傷病を治癒させるための所得移転が、健康の改善に寄与しているかどうかを考察される。3節では、医療扶助受給者を考慮した医療の最適投資モデルによって、政府から家計への所得移転の拡張が、医療扶助受給者の健康状態に与える影響が分析される。最後に、本稿における分析の結果が要約され、今後の研究課題が議論される。

## 2. 実証分析

生活困窮の一因である傷病を治癒させるために、政府からの移転所得が寄与しているかどうか、また、その政策が一定の成果を挙げていても、健康を害した個人が失業状態にあり続けやすい点を考慮すれば、保護の開始後、短期間で健康を回復させるために留意すべき点、例えば、経済

の動向に応じた政策の変更、が検討される必要がある<sup>1)</sup>。マイクロデータを用いた分析と異なり、集計データによる分析では、就業者の健康状態と生活水準の関係に与える医療政策の効果を直接的に考察することは難しい。しかしながら、世帯主の傷病が原因で、世帯収入が減少もしくは世帯主が失業、医療費が増加し、生活が一段と困窮化するという悪循環を防ぐことを狙いとした公共政策をマクロ的に検討することは重要であると思われる。

そこで、本節では、医療扶助受給者の健康状態の代理変数を定義し、傷病を治癒させるための所得移転が、医療扶助受給者の健康にプラスに寄与しているかを実証的に分析する。傷病の治癒による保護廃止を医療扶助人員数で除した値を医療扶助受給者の健康改善度と定義する。同変数には、医療扶助受給者の健康改善度が高いほど、生活保護が適用された貧困層の健康状態が良いという解釈が与えられる。分析に際し、就業者の健康状態、失業期間の長さ和生活水準の関係が重視されるべきであろう。医療扶助受給者（入院外）のおよそ3分の2の診療期間は3年未満である。この点を念頭に置き、医療扶助受給者の健康関数が推計され、その結果に基づいて医療扶助政策が考察される<sup>2)</sup>。

---

<sup>1)</sup> 健康状態と失業期間の長さを分析した Stewart(2001)では、piecewise constant proportional hazard model を用いて、baseline hazard function が推定され、健康上の理由から離職した個人と健康上の問題がある個人は、より長い失業期間となることを見出されている。ただし、この分析においては、次の2点に留意する必要がある。第1は、baseline hazard function がすべてのサンプルに対して同じであるとする点であり、第2は、baseline のシフトに対し、係数が proportional に効くがその形状には相関が無いという点である。

<sup>2)</sup> 厚生労働省「医療扶助実態調査」によると2000年における入院外の診療期間別受給件数でみて、3年未満が68.1%(うち3ヶ月未満が29.4%)である。

(1) データ

予算面では、1999年度の医療扶助費は10416億円で、扶助費総額の56%を占めている。他方、都道府県別でみて医療扶助に関して資本（政府から家計への所得移転）と労働（医療サービス従事者）の関係は相関が低い。資本と労働各々を代表する変数として、都道府県別に比較できる生活保護費率（＝生活保護費／歳出決算総額）と100床あたり医師数（厚生労働省「医療施設調査・病院報告」）を用いると、両者には弱い負の相関関係がある（図1）。1999年の相関係数は-0.35、生活保護費率が全国平均（0.60）の約5倍の水準にある福岡県（2.88）を除いたときのそれは-0.52である<sup>3)</sup>。

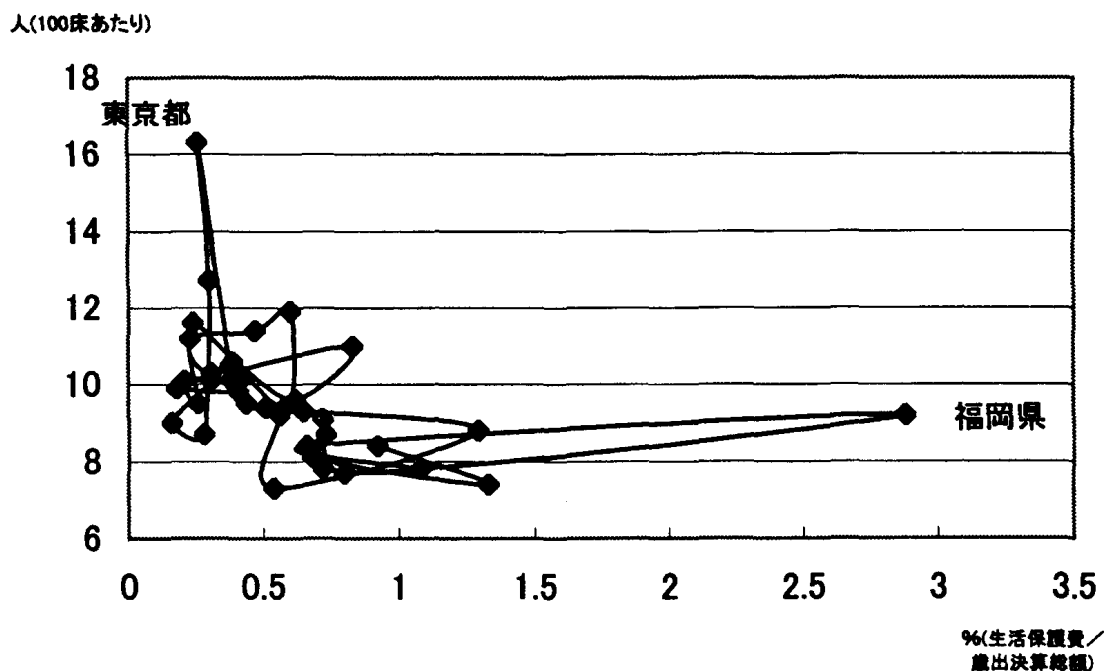


図1 医師数と生活保護費率（1999年度）

<sup>3)</sup> 福岡県の生活保護費率が高い理由として、炭鉱と精神病院が他の自治体よりも多いことが挙げられる。

ここで、生活保護費率の分子に生活保護費が用いられていることに留意されたい。医療扶助併給世帯は、医療扶助のみならず生活扶助支給額を受給している。しかしながら、両者の合計受給額が明らかでないので、医療扶助単給・併給世帯よりも支給対象が広範囲の生活保護費が用いられている。生活保護費率が高い地域では、傷病以外の理由で生活保護を受けやすいのかもしれないが、生活保護費率の高低は、貧困層に対する所得移転の地域差を表していると考えられることができよう。他方、医療扶助サービス供給側の代表的変数として、100床あたり医師数が用いられている。医師数と病床規模の地域差を同時に考慮できるためである。しかしながら、同変数は医療扶助サービスを供給する指定医療機関に、近年まで大病院がなれなかった点を十分に考慮できていない。従って、病院総数に占める大病院の比率が相対的に大きい都市部では、医療扶助サービスを供給できる医師数よりも分析に用いられる変数の方が上回っていると推察される。同変数はこのような問題を抱えているものの、公表されているデータの中では、医療扶助サービスを供給する現実の医師数に最も近いと思われる。

## (2) 医療扶助受給者の健康関数の推計

上述のように、全国都道府県データすべてを対象とした場合、生活保護費率（KMEDI）と100床あたり医師数（LMEDI）の相関関係は弱い。従って、これらを同時に説明変数に用いれば、多重共線性が生じる可能性は低いと考えることができる。それゆえ、これらを説明変数に用い、医療扶助受給者の健康改善度（MEDI）の推定を試みる。ここで医療扶助受給者の健康改善度は、傷病の治癒による保護廃止を医療扶助人員数で除した値であり、貧困層の健康状態の代理変数であると考えられてい

る。医療扶助受給者の健康改善度が高いほど、生活保護が適用された貧困層の健康状態が良いという解釈が与えられる。

以下に、1996年から1999年の都道府県別データをプールした回帰分析の推定結果が提示される。推定された回帰モデルは(1)式であり、推定方法はGLS推定である。(1)式においては、定数項を共通とした plain OLSにより得られた誤差項の分散が、ウエイトに用いられている。期間ごとの時点効果をとらえるダミー変数は用いられていない。

$$\frac{MEDI_{it}}{\sigma_i} = \frac{1}{\sigma_i} (\alpha_0 + \alpha_1 KMEDI_{it} + \alpha_2 LMEDI_{it} + e_{it}), \quad \sigma_i^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{it}^2 \quad (1)$$

(1)式を構成する変数の定義は、次の通りである。

MEDI : 医療扶助受給者の健康改善度

= 傷病の治癒による保護廃止 (世帯主・世帯員計)

／医療扶助人員数(1ヵ月平均)×100

KMEDI : 生活保護費率 = 生活保護費 / 歳出決算総額 × 100

LMEDI : 医師数(100床あたり)

データの出所と推定結果は表1に表されている。回帰モデルの全体の当てはまりなど統計的観点から、固定効果モデル(Fixed Effects Model)が採択された<sup>4)</sup>。

<sup>4)</sup> (1)式の推定に用いられた関数の基本形は次の通りである。

$$MEDI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 KMEDI_{it} + \alpha_2 LMEDI_{it} + e_{it}, \quad e_{it} = \omega_i + v_{it}, \quad i=1, 2, \dots, 47,$$

$t=1996\sim 1999$ ,  $v_{it}$  は標準的線形回帰モデルの仮定を満足する誤差項、すなわち

$$E(v_{it}) = 0, \quad E(v_{it}^2) = V(v_{it}) = \sigma_v^2, \quad E(v_{it}v_{jt}) = Cov(v_{it}, v_{jt}) = 0, \quad i \neq j, \quad t \neq s \quad \text{であり、}$$

$\omega_i$  は経済主体特有の効果である。

表1 固定効果モデルの推定結果

推定期間:1996-1999年度 総標本数188

説明変数／被説明変数	M E D I	固 定 効 果
KMEDI (t 値)	0.083 (17.62)	2.02 (愛知県)
LMEDI (t 値)	-0.058 (-44.50)	
自由度調節済決定係数	0.92	1.41 (大阪府)
F 値 (確率)	1674.2 (0.0)	1.32 (東京都)
DW比	2.49	

注) t 値の太字は、その変数が1%有意水準を満足していることを表している。

**MEDI**: 傷病治癒による保護廃止(世帯主・世帯員(合計))/医療扶助人員数  
(1か月平均)×100(%)

**出 所**: 厚生労働省「社会福祉行政業務報告」

**KMEDI**: 生活保護費/歳出決算総額×100(%)

**出 所**: 総務省「地方財政統計年報」, 「都道府県決算状況調」

**LMEDI**: 100床あたり医師数(人)

**出 所**: 厚生労働省大臣官房統計情報部「医療施設調査・病院報告」

※非常勤の医師については、各施設における通常の勤務時間で換算した結果の数値

また、以下のダミー変数を用いた推定(LSDVモデル)も試みたが、有用な結果を得られなかった。DUM1は生活保護費率が突出している地域を、DUM2は失業率が高水準にある地域を、DUM3は開設主体別の比較を通じた分析から、医療費が相対的に高いとされる地域を、それぞれ考慮したダミー変数である。DUM3の分類は泉田(2001)による。DUM1:=1(福岡県), 0(その他の都道府県)、DUM2:=1(大阪府、沖縄県), 0(その他の都道府県)、DUM3:=1(北海道、京都府、大阪府、高知県、熊本県), 0(その他の都道府県)

推定結果を概説する。右辺の係数値がすべてゼロであるという帰無仮説は、F検定によって棄却される。KMEDIの係数は有意に正であるから、政府から家計への所得移転は、貧困層の健康状態を改善するために寄与していると考えられることができる。また、上述したように、変数KMEDIの水準に都道府県間で格差がある。この点も考慮に加えると、被生活保護者への所得分配率が相対的に高い都道府県の方が、医療扶助受給者の健康改善度が高いと考えることが可能であろう。一方、LMEDIの係数は有意に負である。このことは、病床あたり医師数が増加(病床数が一定で医師数が増加もしくは、医師数が一定で病床数が減少)しても、貧困層の健康状態が改善されないことを意味しているのかもしれない<sup>5)</sup>。

推定された固定効果 (Fixed Effects) について考察する。固定効果は47都道府県すべてにおいて正值である。興味深い点は、大都市圏ほどその値が大きく、3都府県のみが1を上回る値を記録したことである(愛知県の2.02、大阪府の1.41、東京都の1.32、全国平均は0.65)。一般に、これら3都府県では、他の道府県と比べて病院までのアクセスコストが低いとされている。このことは、説明変数LMEDIではとらえきれないので、アクセスコストの高低は地域に固有な効果の一つといえよう。もし、そうであるならば、アクセスコストの低さが、貧困層の健康状態の改善にプラスに影響していると考えられる<sup>6)</sup>。

---

<sup>5)</sup> 一般に、健康状態は医療サービスの正の関数であると考えられるが、医師数の多さが受診率を低め、健康状態に負の影響を与えることがあるかもしれない。1件あたり医療費が高い場合、患者が医療サービスの受診を控えることがあるからである。都道府県データを用いて、医師数と医療費の関係を明らかにした代表的な研究例は、西村(1987)である。彼は、人口当たりの医師数の多い府県では少ない府県と比べて、受診率が低くとも1件あたりの医療費が高くなる傾向がみられるとしている。

<sup>6)</sup> 島中(1991)は、全国都道府県のように関心をもつ対象がすべてで  $n$  個しかない場合には、独立変数についても、主体に固有の効果についても、普遍的な命題を求めることはできない、としている。



### 3. 数値シミュレーション

前節では、医療扶助受給者（入院外）のおよそ3分の2の診療期間が3年未満である点に留意し、1996-1999年度のデータを用いて、医療扶助受給者の健康関数推計などの実証分析が行なわれた。本節では、ミクロ経済学的基礎がある健康投資理論モデルの一つである、グロスマンの純投資モデル（Grossman(1972)）を簡略化した理論モデルの数値シミュレーションを通して、医療扶助政策が探求される。ここで用いられるモデルは、医療扶助受給世帯を熊谷（2000）に追加的に考慮した医療の最適投資モデルである<sup>7)</sup>。

#### (1) モデル

2家計2期間の2財モデルである。この経済においては、健康に就労している世帯（家計1）から就労しているが低所得で健康を損なっている被保護世帯（医療扶助併給：家計2）への所得移転が行なわれる。家計2は第1期に健康を損なっているものの、第2期に健康を回復し、医療扶助を必要とせずに勤労できる（保護の廃止）と仮定する。家計2は被保護世帯であることから初期の金融資産を保持しないとする。家計の効用最大化問題は、以下に要約される。添字  $i, j$  ( $i, j=1, 2$ ) は順に、期間と家計を表している。

<sup>7)</sup> Dardanoni and Wagstaff(1987)のモデルでは、健康な時間から得る個人の限界効用がゼロであるとき、健康は単に投資財であると考えられている。純投資モデルの特徴は次の2点である。第1は、このモデルにおいて健康投資から得られる便益のみが考慮されていること、すなわち健康を消費することからの便益はゼロであると想定されている点である。

Ried(1998)は、健康な時間を費やすことから生じる追加的な便益を、従来の家計理論は余暇としてモデルに考慮していることから、この想定は厳しい制約ではないとしている。第2は、最適な健康投資量が達成されていれば、消費者は今期の金融資産と独立に健康への投資を決定する点である(最適消費計画には影響を与えている)。この時、健康ストックと総投資から効用水準に対する間接的な効果は生じない。

$$\begin{aligned} \max \quad & U = \sum_{j=1}^2 U_j, \quad U_j = C_{1j}^{a1} H_{1j}^{b1} + C_{2j}^{a2} H_{2j}^{b2}, \quad j=1,2 \\ \text{s.t.} \quad & \begin{cases} S_j = A_{0j} + Y_{1j} - C_{1j}, \quad A_{02} = 0 \\ Y_{ij} = \bar{Y}_{ij} + f_{ij} H_{ij}^{ki} - \tau_{ij}, \quad \tau_{12} = 0 \\ \tau_{ij} = P_{Mt} M_{ij} \\ H_{1j} = H_{0j} + M_{1j}^{d1}, \quad H_{01} > H_{02} \\ H_{2j} = (1 - \delta_j) H_{1j} + M_{2j}^{d2}, \quad \delta_1 < \delta_2 \\ C_{2j} = (1+r) S_j + Y_{2j} \end{cases} \end{aligned}$$

$M_{ij}$  は家計  $j$  の第  $i$  期の健康投資（医療サービスへの消費）であり、健康水準は健康投資の増加関数  $H_{ij} = H_{ij}(M_{ij})$  と表すことができる。その他の主要な変数記号と変数の対応関係は、表 2 の通りである。このモデルにおいて労働供給は外生扱いであり、明示的に登場する経済主体は家計のみである。医療扶助を含む医療給付費の財源（ $\tau_i$ ）は比例所得税によって賄われ、それらは健康に就労している者のみが負担する。仮定より第 1 期の家計 2 は所得税を徴収されない（ $\tau_{12} = 0$ ）。所得税率は、家計が効用を最大化して健康水準を決めると同時に決定される<sup>8)</sup>。

---

<sup>8)</sup> ただし、医療と医療を除く消費の 2 財間の長期均衡関係を分析の対象としていないので、両者に関する異時点間の代替の弾力性は考慮されていない。また、このモデル体系では政府の予算制約が考慮されておらず、理論的見地から課題が残る。政府の予算制約を明示的に考慮した理論モデルとして瀬岡(2001)が挙げられるが、彼のモデルでは、医療扶助受給世帯は考慮されていない。

表2 変数記号と変数の定義

変数記号	変数	変数記号	変数
$C_{ij}$	第 $i$ 期における 医療を除く財の消費額	$\bar{Y}_{ij}$	健康状態と無関係に得る ことができる第 $i$ 期の基 礎所得
$H_{ij}$	第 $i$ 期における健康水準	$Y_{ij}$	第 $i$ 期の家計可処分所得
$P_{Mi}$	第 $i$ 期の1件あたり医療費	$s_j$	家計貯蓄
$H_{0j}$	第1期の期首に保有して いる健康ストック	$A_{0j}$	第1期の期首に保有して いる家計資産

家計2の第  $i$  期の基礎所得 ( $\bar{Y}_{i2}$ ) は、期間ごとに性格が異なる。それらは、最低限の生活をするために必要な所得 ( $i=1$ ) と、健康状態と無関係に得ることができる基礎所得 ( $i=2$ ) である。ここで、 $\bar{Y}_{12}$  は政府からの移転所得で賄われると想定されており、その関係は  $\bar{Y}_{12} = \omega \tau_{11}$  と表される。家計2への移転所得の規模は、税金の一定比率で定められるとしている。 $\omega$  は、所得移転の程度を表すパラメーターである。その他の制約条件は、第1期首の健康水準 ( $H_{01} > H_{02}$ ) の違いと、家計の健康減耗分の違い ( $\delta_1 < \delta_2$ ) である。なお、 $r$  は金利、 $a_i, b_i, f_i, k_i, d_i$  は外生パラメーターである。1期間が2年間であるとすれば、 $r=0.05$  から、この経済の金利は年利が約2.5%である。

(2) シミュレーション

政府から家計への所得移転が拡張されることによって、医療扶助受給者の健康状態にどのような影響が及ぶかを分析する。シミュレーションにおける操作変数は、所得移転の程度を表すパラメーター ( $\omega$ ) である。シミュレーションに用いられた外生パラメーターは、以下の通りである。家計1と家計2の間に相対的危険回避度の差はないとしている ( $a_i = b_i = 0.5$ )。  $f_i = 1$  は、健康状態の改善が効用だけでなく所得も増加させるという想定が課されていることを意味している<sup>9)</sup>。

シミュレーションの結果は表3に要約されており、表中の記号「+」は健康状態が改善されたことを意味している。所得移転の程度を拡張すること ( $\omega = 0.1 \rightarrow \omega = 0.5$ ) によって、2家計とも健康状態が改善されたが、通期の健康水準の上昇率は、両家計間で3.25倍の差があり、この政策が遂行された場合、低所得で健康を損なっている被保護世帯の方が健康を改善できる度合いが大きいことを表している。

表3 健康水準の変化 ( $\omega = 0.1 \rightarrow \omega = 0.5$ )

家計/期間	1	2	通期の変化率(%)
1	+	+	0.27
2	+	+	0.88
各期の変化率(%)	0.39	0.34	

<sup>9)</sup>その他の値は以下の通りである。  $r = 0.05, P_{M_i} = 1, k_i = 0.5, d_i = 0.5$  ( $i = 1, 2$ ),

$A_{01} = 200, \bar{Y}_{11} = 10, \bar{Y}_{12} = 10, H_{01} = 50, \delta_1 = 0.2, \bar{Y}_{22} = 10, H_{02} = 10, \delta_2 = 0.4$

#### 4. 結論と議論

本稿では、政府が介在する所得移転の規模を拡張することによって、医療扶助受給者の健康が改善される点に主眼を置き、医療扶助政策が考察された。都道府県のパネルデータを用いた実証分析を通じて見出されたことは、次の2点である。第1は、政府から家計への所得移転は、貧困層の健康状態を改善するために寄与していることであり、第2は、被生活保護者への所得分配率が相対的に高い都道府県では、医療扶助受給者の健康改善度が高くなる傾向があることである。他方、医療の最適投資モデルに基づいた数値シミュレーションによって、所得移転の規模を拡張させる政策を実施した場合に改善される健康の程度は、医療扶助受給者の方が健康な家計よりも大きいことが、明らかになった。

今後の医療扶助サービスをどのように運営していくべきかを議論するうえで、本稿の分析結果は有用な題材となりうるかもしれない。しかしながら、医療扶助の分析を進めるうえで分析の枠組みに考慮されるべき点が存在する。それらを以下に明記し、今後の課題としたい。第1は、固定効果の評価である。分析に用いられたデータが都道府県単位であるため、高齢化率の格差が固定効果に内包されている。固定効果モデルによる分析では、岸田（2001）が指摘しているように、定式化に際し、データの集計度や地域固有の効果に留意しなければならない。第2は、数値シミュレーションにおいて労働供給を外生変数としているため、健康な家計と健康を害した家計間の構成比が一定に保たれる点である。所得移転の拡張による労働供給の阻害効果を考慮に加えて、モデルを改善する必要がある。この時、負の所得税と関連付けて医療扶助の在り方が展望されるべきであろう。

Appendix : 医療扶助制度について

医療扶助の給付対象には、診察、投薬、注射、手術といった診療行為のみならず、入退院や転院の際の交通費（移送費）も含まれている。診療報酬、診療方針の点では医療扶助と医療保険との間に大きな差異がないが、給付の方法は異なる。医療扶助の給付は最小費用の原則に従わねばならない（下表を参照）。

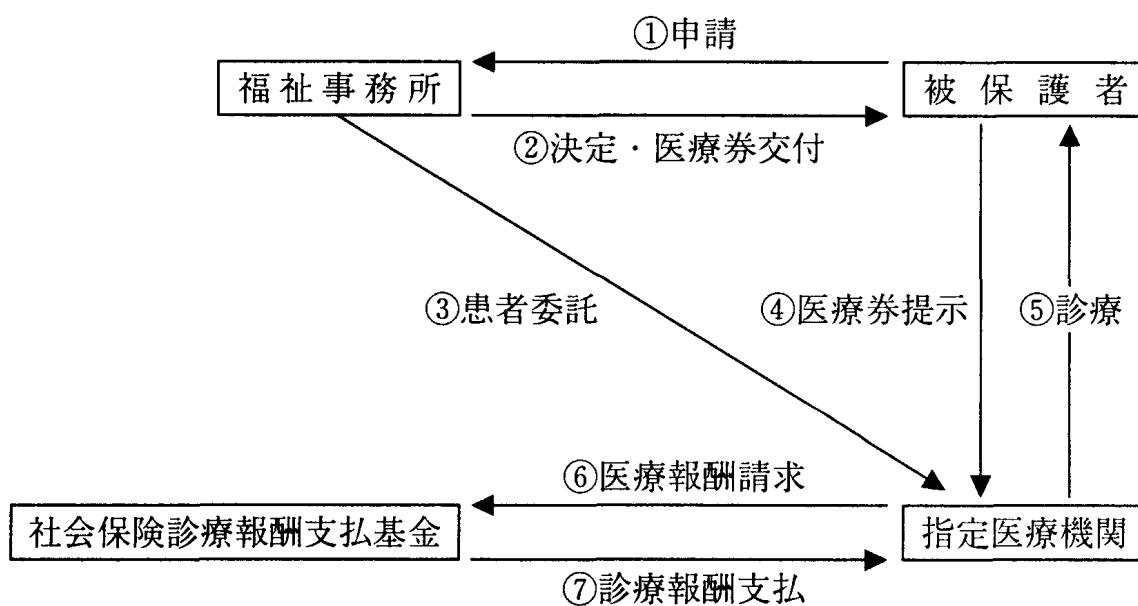
また、医療扶助サービス受診の手続きが、医療保険と異なる。医療保険では、被保険者や被扶養者が保険医療機関に被保険者証を提示することで受診できるが、医療扶助では原則として実施機関の福祉事務所で医療扶助の開始手続きをとり、その決定を受けて医療サービスの受診が可能となる。その手順は下図に表されており、給付の手順が丸数字で示されている。福祉事務所は全国で1200カ所（2000年4月）あり、各所には査察指導員と現業員を置くことが社会福祉法によって定められている。社会福祉主事の資格を有する現業員が、生活保護の業務を担当している。現業員は、市部では被保護世帯80世帯に対し1人を標準に配置されており、その総数は全国で約1万人である（2000年）。以上の記述の多くは、(財)厚生統計協会編『国民の福祉の動向 2001年』に依存している。

医療扶助 1級地—1※の基準

指定医療機関等において 診療を受ける場合の費用	生活保護法第52条の規定による 診療方針および診療報酬に基づき、 その者の診療に必要な最小限度の額
----------------------------	---

薬剤または治療材料の購入費 (上記の費用に含まれる場合を除く)	その購入に必要な最小限度の額
看護のための費用	健康保険の看護料の算定方法例によって、都道府県知事または指定都市、もしくは中核市の長が定めた額以内の額
施術のための費用	都道府県知事または指定都市、もしくは中核市の長が、施術者の各組合と協定した額以内の額
移送費	移送に必要な最小限度の額
治療材料費 (特別基準)	一般基準以外の治療材料／身体障害者福祉法等の規定に基づく補装具の種目、受託報酬の額等の基準額を超えた額

※ 生活保護制度の中で、生活扶助者へ支給される基準額が最も高い級



### 医療扶助の給付手順

## 参考文献

- Dardanoni, V. and A. Wagstaff (1987) "Uncertainty, Inequalities In Health And The Demand For Health," *Journal of Health Economics*. 6:283-290
- Grossman, M. (1972) "On the concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy*. 80:223-255
- Ried, W. (1998) "Comparative dynamic analysis of the full Grossman Model," *Journal of Health Economics*. 17:383-425
- Stewart, J. M. (2001) "The Impact of Health Status on the Duration of Unemployment spells and the Implications for Studies of the Impact of Unemployment on Health Status," *Journal of Health Economics*. 20: 781-796
- 泉田信行 (2001) 「医療機関による地域差」  
地域差研究会編『医療費の地域差』51-63, 東洋経済新報社
- 岸田研作 (2001) 「医師需要誘発仮説とアクセスコスト低下仮説  
— 2次医療圏, 市単位のパネルデータによる分析—」  
『季刊 社会保障研究』37(3):246-258
- 熊谷成将 (2000) 「医療の最適投資理論モデルのシミュレーション」  
『医療需要と公的年金の計量経済分析(博士論文)』59-61, 広島大学
- 熊谷成将 (2002) 「医療扶助の実証分析」『医療と社会』12(3):39-59
- 瀬岡吉彦 (2001) 「老人の患者負担率を低くする理由」  
瀬岡吉彦・宮本守編 『医療サービス市場化の論点』: 55-71, 東洋経済新報社
- 西村周三 (1987) 「医師誘発需要理論」をめぐって」  
『医療の経済分析』:25-45, 東洋経済新報社
- 畠中道雄 (1991) 『計量経済学の方法』創文社



# Health investment for the Medicaid eligible in Japan

Narimasa Kumagai \*

## Abstract

Public policy on the Medicaid eligible in Japan was analyzed in this paper. In panel data analysis, two conjectures were developed. One is that income transferred from government to the poor contributes to improve health standards at the poor. The other is that for places with a relatively higher income distribution there is a trend for people on Medicaid to have a higher degree of health improvement. On the other hand, the numerical simulation based optimal health investment model was conducted. The results of the simulation provide that a degree of health improvement of people on Medicaid is higher than that of the healthy people in the case the magnitude of income transferred is enlarged. The aim of this policy is not to deteriorate health of the Medicaid eligible.

**JEL Classification:**C32, I18

**Keywords:**Fixed effects model, Grossman's pure investment model,  
Health status, Medicaid

---

\*Department of Economics, Fukuyama University