

日本の高齢者の健康格差に関する計量分析

— 老人保健制度の効果に注目して —

菅 万理*

抄 録

本稿は、グロスマンの健康資本の概念を用いて、日本の高齢者について所得、教育年数、職業階層などの社会経済的属性が医療需要や健康需要に影響を及ぼしているか、という仮説の実証分析を行った。外来医療需要関数の推定結果から、男女ともに、所得による医療需要の制限は観察されなかった。また、最長職による医療需要の抑制は観察されず、これより推測する限り、若年時の保険の種別による医療需要の抑制は生じていなかったといえる。教育と医療需要の関係については、男性では教育年数が長いほどより外来医療を必要していたが、女性には教育の効果は見られなかった。一方、男女とも最長職が農林漁業であった者が老健移行後により医療需要を高めており、これは自己負担額が安くなったことによる効果、つまり価格効果が他のグループより大きかったことによるものであるといえる。社会経済的属性と健康の関係について、男性では先行研究と整合性の高い結果が得られた。前期の健康状態をコントロールしても、所得が高いほど主観的健康が悪いと答える確率が低く、所得が中央値以下の低所得層では健康状態が悪いと答える確率が高かった。職業階層による健康水準の相違では、マニュアル職、自営業で主観的健康状態が悪かった。職業階層が健康の減耗率の要素であると同時に、医療保険の代理変数となっていることを考慮すると断定はできないが、この結果は、マニュアル職、自営業に従事する者で健康資本の減耗率が高く、健康投資の費用が高くなることに一因が求められよう。なお、教育年数による健康への直接的効果は、男女とも観察されなかった。

キーワード：グロスマン・モデル、健康資本、社会経済的属性、医療需要、老人保健制度、健康格差

1. はじめに

所得や職業階層などの社会経済的属性¹⁾と健康との関係は、各国共通の重大な政策関心事である。医療保障制度や労働衛生が整備された先進国においても、社会階層による健康の格差が多く確認されている。1970年代に行われた英国政府による大規模な調査に基づくBlack Reportでは、死亡率、罹患率などの健康指標が職業階層によって異なることが明らかにされた (Townsend and Davidson, 1982)²⁾。その後、職業階層に加え、所得、教育レ

ベル、資産などによって、死亡率、罹患率、抑うつ状態、飲酒・喫煙行動、主観的健康感が影響を受けることが、欧米での研究で次々と明らかになった (例えばKaplan et al., 1996³⁾; Kawachi et al., 1999³⁾; Marmot and Wilkinson, 1999⁴⁾; Wilkinson, 1992⁵⁾ など)。

日本ではいわゆる平等神話のもと、社会経済的属性と健康の関係はあまり関心を集めてこなかったが、2000年代に入り、所得格差が社会的な問題となり始めたことをきっかけに、公衆衛生学や社会学の分野で研究が進んでいる。そのいくつかを紹介すると、Shibuya, Hashimoto, and Yano (2002)⁶⁾ は、国民生活基礎調査のデータを用いた分析から、主観的健康感が、個人の所得レベルと

* 東京大学社会科学研究所助教

強く相関することを明らかにした。Ishida(2004)⁷⁾は、20歳から89歳を対象とした「健康と階層に関する全国調査」データを用い、肉体的痛み、主観的健康感について社会経済的属性による格差を確認した。また、若年者より世代内の所得格差が大きいといわれる高齢者の健康に絞った研究では、吉井他(2005)⁸⁾が、3県15自治体の65歳以上の個人を対象とした調査から、社会経済的属性と主観的健康感・抑うつ症状の統計的に有意な関連を報告している。さらに、石田(2006)⁹⁾は、65歳以上を対象に全国規模で行われた「健康と生活に関する調査」を用い、肉体的だるさ、活動制限の有無、抑うつ症状、主観的健康状態について、「これまで最も長くついた仕事」を基に分類した社会階層、所得が有意な関連を持っていることを確認している^{註2)}。

公衆衛生学や社会学を中心としたこれまでの日本の先行研究は、社会経済的属性と健康状態の相関を捉え、社会経済的属性によって健康格差が起きる可能性を示唆したものである。しかし、健康格差が社会経済的属性によってもたらされるかどうかを検討し、起こりうる格差を縮小する施策を考察するには、経済理論に基づいた計量モデルを用い、社会経済的属性から健康への因果関係を解明することが重要である。社会経済的属性が健康格差を生み出す経路として第一に検討すべきは、社会経済的要因によって医療需要に差が生じる場合であろう。若年者の20%弱が無保険者であるといわれる米国^{註3)}では、社会経済的属性による医療需要の格差がしばしば問題となるが、皆保険によって全国民に平等に医療へのアクセスが保障されているとの認識のもと、日本でこの問題が取り上げられることはほとんどなかった^{註4)}。しかし、わが国においても、加入する医療保険の種別により、保険料、医療費(2003年まで)の自己負担の相違が存在した。

日本の医療保険制度は周知のように70歳を境に若年医療保険と老人保健(老健)制度に大きく2分される。70歳未満の国民は、「国民皆保険」のもと、原則としてすべてが医療保険でカバーされているが、制度は被用者保険と地域保険に分断され、被保険者本人・被扶養者間の自己負担率の違いに加え、職業や雇用主の規模などによって、保険料負担、医療費の自己負担率の両面で長く格差が生じていた。一方70歳以上の高齢者は、老健制度のもと、若年時の保険の種別にかかわらず、月単位の定額一部負担金制度によって一律に受療が保障されてきた^{註5)}。今回使用するデータは、1987年～1993年時のものであるが、当時の制度についてまとめた附表1を見ると、健康保険組合など被用者保険の被保険者本人の自己負担率が1割であったのに対し、農林漁業者や自営業者が加入する国民健康保険では、被保険者本人の自己負担率は外来・入院共に3割であった。また、被用者保険の被保険者は、退職後も退職者保険が適用されるため、自己負担率は2割にとどまっていた。つまり、保険の種別によって医療サービスの実質的な価格が異なっていた。

このような条件下で、所得・職業階層など社会経済的属性によって医療需要に差が生じるのか。また、それぞれの社会経済的属性は老健移行とどのような交互作用を持つのか。老健移行以前に受療の抑制が観察されるグループが、老健移行後に受療をより増加させているならば、職業階層や所得などの社会経済的属性によって若年時の医療需要に抑制が生じていた可能性が考えられる。逆に、若年時の医療需要が必要度に応じて適量であったとすれば、老健移行後の受療の増加は価格低下によるモラルハザードの存在を示唆することにもなる。

米国では、高齢者向け公的医療保険であるMedicare適格年齢になることが、若年期に無保険

に陥りやすい特定のグループの医療アクセスの改善、並びに健康状態の改善に大きな効果を及ぼすという研究が多くなされている（例えばDecker and Rapaport (2002)¹⁰⁾; Polsky et al. (2006)¹¹⁾; Card et al. (2004)¹²⁾）。しかし、わが国の老健効果の研究は今のところ高齢者全体の需要量の変化の検証に限られている。吉田・山村 (2003)¹³⁾ は、健康保険組合のデータを用い、老健適用によって、患者は通院回数で計られる医療需要を増やし、医師もまた1日あたりの点数で計られる医療サービスの供給量を増やす傾向にあると結論づけた。一方、同じく健康保険組合のデータを用い、外来受診回数を被説明変数として分析した増原 (2004)¹⁴⁾からは、老健適用による外来受診回数への効果は10%以下の水準では統計的に有意な結果が得られなかった。同じデータを用い、多頻度で医療サービスを利用する個人についてエピソードデータを作成し、老健の効果を分析した増原他 (2005)¹⁵⁾では、そのような個人については老健適用後、医療費と診療日数が増加していることが実証された。しかし、増原 (2004) 自身が指摘しているように、老健適用を迎える高齢者の多くは国民健康保険に加入しており、被用者保険である健保組合に加入している高齢者は、70歳を超えても就業している個人か健保組合本人の被扶養者である個人に限定され、健康保険組合データより得られた結果は、老健の受診行動への限定的な効果と考えられる。国民健康保険組合加入者に関する分析では、鈴木 (2005)¹⁶⁾ が、富山県国保連合会のレセプトデータを用いて、外来日数・1日当たり外来費・入院確率・入院日数・1日当たり入院費への老健の効果を計っており、その結果、制度は、外来全般、入院確率について正に有意な効果をもたらしたという知見が得られている。しかし、老健が「高齢者の受療を平等に保障する」ことを目的とするならば、社会経済的属性の異なるグループ間で

老健移行の効果の違いを検証することは大変重要な意味を持つと思われる。社会経済的属性と医療需要の関係を分析した研究では、老健移行の効果を扱ったものではないが、湯田 (2007)¹⁷⁾ が、個人属性・世帯属性や直接費用に加え、機会費用・通院時間・通院費用・待ち時間などの間接的な費用も考慮し、高齢者の外来医療需要関数の推定を行っている。サンプルが高齢者以外の家族と同居している持病を持つ高齢者に限られることから、単純に一般化することはできないが、推定結果より学歴、所得、資産の外来受診回数への統計的有意な効果は観察されず、通院費用、病院での待ち時間、通院時間といった間接的な費用が受診回数を減少させているという結果を報告している。

本稿は、老健移行というイベントに注目して、社会経済的属性、医療サービスの価格、およびその交互作用が医療・健康需要に及ぼす効果について、グロスマンの健康資本の概念を用いて実証分析する。本稿の狙いは、簡単な健康需要関数を用いて経済的特性によって医療需要と健康に格差が生じているのかを実証し、政策的含意を引き出すことである。社会経済的な要因が健康に及ぼす効果に関しては複雑な経路が考えられるが、それぞれの要素を健康投資に関する費用という観点から単純化し、需要者サイドからどのような医療政策が有効かを論じることを目的とする。

本稿の構成は次のようになる。次節で分析の枠組みの説明を行い、第3節でデータと記述統計量の解説を行う。第4節で実証モデルを議論し、結果を第5節で示す。第6節はまとめである。

2. 分析の枠組み

本稿では、所得・教育水準・職業階層など社会経済的属性によって起こりうる医療需要や健康の格差を、Grossman (1972)¹⁸⁾ の健康資本の概念を

用いて分析する。グロスマンモデルは、個人が健康な時間 h_t とその他の財 Z_t の消費から得られる生涯の期待効用 U を、生涯の予算制約と時間制約のなかで最適化する行動を示す。

$$U = U(h_0, \dots, h_T; Z_0, \dots, Z_T)$$

h_t と健康資本 H_t の関係は $h_t = \phi(H_t)$, $\phi'_t > 0$ であり、 U は健康資本の増加関数である。

個人の健康資本水準は、初期賦存量 H_0 からスタートし、その後は時間と医療サービスを投入する健康投資によって増加させることができ、時点間の変化は次の式であらわすことができる。

$$H_t - H_{t-1} = I_{t-1} - \delta_{t-1} H_{t-1} \quad (1)$$

ここで H_t は t 期の初めの健康資本水準で、 I_{t-1} は $t-1$ 期の総健康投資（受療を含んだすべての健康増進行動）、 δ_{t-1} は時間に依存する健康資本の減耗率（depreciation rate）であり $0 \leq \delta_{t-1} \leq 1$ を満たす。個人の最適な健康水準は、健康資本の限界便益と健康投資の限界費用が均衡する点で決定するため、個人間の限界便益と限界費用が異なることが個人間の健康資本の水準の違いを生むと考えられる²⁶。本稿では、社会経済的属性と健康投資の量、及び健康資本の減耗率との関係に注目しながら、健康需要関数、医療需要関数の推計を行う。

ところで、グロスマンモデルを静学的な実証分析に用いる場合、個人が自分の健康資本水準を即時に均衡点に調整し、 t 期内で効用を最大化するという前提が取られる。しかし、高齢やその他の理由によって、即時の調整が不可能と考える方が現実に即している。そこで、異時点間の情報を用いた健康需要の実証分析で Wagstaff (1993)²⁹ が用いた Partial Adjustment Model (PAM) に基づき、次の関係を仮定した健康需要関数を考える。

$$H_t - H_{t-1} = \mu (H_t^* - H_{t-1}) \quad (2)$$

ここで H_t^* は $t-1$ 期時点で望ましいと考える t 期の健康資本水準であり、 μ は望ましい健康資本水準と実際の健康水準の隔たりの比率を表し、 $0 \leq \mu \leq 1$ を満たす。 $\mu = 1$ の場合、従来型のグロスマンモデルとなる。

H_t^* は直接観察できない変数であり、次のように先決変数による関数で示される²⁷。

$$H_t^* = \beta X_{t-1} + u_t \quad (3)$$

X_{t-1} は $t-1$ 期に観察される健康需要に影響を及ぼす変数の行列である。 X_{t-1} に含まれるのは、減耗率に関連する変数である年齢及び職業階層²⁸と、所得、教育年数、医療サービスの価格、時間制約など健康投資に関する変数とその他の人口学的変数であり、 u_t は平均値0をとる誤差項であり、 $E[X_{t-1}u_t] = 0$ と仮定する。

上の (1), (2), (3) 式を合わせると、健康投資関数は次のように書き換えられる。

$$I_{t-1} = \mu \beta X_{t-1} - (\mu - \delta_{t-1}) H_{t-1} + \mu u_t \quad (4)$$

また、(2), (3) 式からは、次の健康需要関数が導き出せる。

$$H_t = \mu \beta X_{t-1} - (1 - \mu) H_{t-1} + \mu u_t \quad (5)$$

(4), (5) 式の X_{t-1} は共通である。さらに医療サービス需要関数については、

$$M_{t-1} = a I_{t-1} + \lambda Z_{t-1} + e_{t-1} \quad (6)$$

と表される。 Z_{t-1} は総健康投資関数に含まれる変数以外の変数の行列であり、 e_{t-1} は平均値0をとる誤差項である。本稿では (5) (6) の2式の誘導型方程式の推定を個別に行い、それぞれの需要関数を推定する。誘導型方程式の推定に当たっては、 $E[H_{t-1}u_t] = 0$, $E[X_{t-1}u_t] = 0$, $E[H_{t-1}e_{t-1}] = 0$, $E[X_{t-1}e_{t-1}] = 0$, $E[Z_{t-1}e_{t-1}] = 0$ という仮定を置く。しかし、 $E[X_{t-1}u_t] = 0$ については、 X_{t-1} に含ま

れる就労の有無・所得と健康状態に同時性の問題があり、これについては実証モデルのセクションで検討する。

3. データ及び記述統計量

本稿で用いるデータは、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータ・アーカイブより利用を許可された「老研—ミシガン大、全国高齢者パネル調査（以後全国高齢者パネル）」Wave1-Wave3（1987年・1990年・1993年）である。全国高齢者パネルの初回調査は、日本全国から層化二段無作為抽出された60歳以上の男女を対象として1987年に行われ、その後3～4年ごとに追跡調査が実施されている。これまで2006年までの7回の調査・データ構築を完了しているが、このうちWave 3までのデータがSSJデータ・アーカイブに寄託され利用が可能となった。調査は、調査票を用いた訪問面接調査法で行われ、高齢者の身体的・精神的健康、家族、家族以外の社会関係、就労状況、経済状態などが同じ対象者（パネル）に尋ねられている。初回調査では、2,200人の男女が面接調査を完了し、本稿ではこのコホートを分析対象とする。Wave2、Wave3では、病気や認知能力が低いと調査に応じられない対象者について、対象者をよく知る家族などに対して代理調査を実施し、客観的な情報について調査しているが、代理調査では所得に関する情報を含まないこと、健康状態の評価の主体が異なることから、分析対象は本人調査を完了した個人に限定した。また、老健制度が高齢者の医療需要に及ぼす影響を測定する際、終末期医療など特別な医療需要を除いた需要を比較する必要があるため、Wave1からWave3の間に死亡した個人をサンプルから除外した^{註9}。死亡による脱落者をサンプルに含まないことからWave2、Wave3の健康状態に上方のバイ

アスがあると考えられ、結果の解釈には留意が必要である^{註10}。

全国高齢者パネルには、経済的な情報が、配偶者と合わせた年収・世帯全体の年収、持ち家の有無に限られ、資産についての情報がないこと、医療保険の種別について直接聞いておらず、職業が医療保険の種別の代理変数となる可能性があるなどの欠点がある。また、サンプルサイズが比較的小さいため、男女別かつ年齢別に集計した場合その平均値がばらつきやすい。しかし、居住地域、職業、加入医療保険、所得などの面で多様な社会経済的バックグラウンドを持つ高齢者をプールし、医療サービスの受療や健康状態について分析する利点は大きい。また、このデータは全国規模調査による公開パネルデータであり、政策分析において分析の再現性を確保するという目的にも則すると思われる。ただし、社会経済的属性による疾病発症の確率など疫学的な分析のためには、より大きなサンプルサイズが必要であることもここで明記しておきたい。

表1には全サンプルと男女別の記述統計量を、表2にはそれぞれの変数の定義をまとめた。表1では、サンプルの50.7%が男性であり、70歳以上の比率は男性で46.1%、女性で45.4%であることが示された。また、男性の45.8%、女性の21.7%が現在働いており、現在結婚している割合は男性で91%、女性で50.5%である。これらの数値は附表2に示した1985年の『国勢調査』の数値と概ね等しく、本データは日本に居住する60歳以上の高齢者の代表的なサンプルといっても差支えないだろう。医療需要に関しては、過去3ヶ月間の外来受診回数の平均は男性が4.5回、女性が6.0回と女性の方が多くなっている。また、少なくとも1回以上の外来受診をした割合は、男性で60.3%、女性で64.9%であった。主観的健康度では、男性の方が女性より自己の健康を高く評価する傾向が見ら

表1 記述統計量

	男女		男性		女性	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
外来受診あり	0.6257	0.4840	0.6026	0.4895	0.6494	0.4773
外来受診回数	5.2702	10.6283	4.5213	9.1587	6.0406	11.9076
主観的健康悪い	0.1222	0.3275	0.1038	0.3051	0.1410	0.3482
男性	0.5071	0.5000				
年齢	69.8	6.1	69.9	6.1	69.7	6.1
年齢2乗	4912.1	871.8	4928.0	873.8	4895.8	869.8
70歳以上	0.4576	0.4983	0.4609	0.4987	0.4542	0.4981
働いている	0.3390	0.4735	0.4578	0.4984	0.2167	0.4122
結婚している	0.7105	0.4536	0.9101	0.2861	0.5052	0.5002
成人子と同居	0.4493	0.4975	0.4671	0.4991	0.4311	0.4954
持ち家あり	0.8213	0.3832	0.8699	0.3366	0.7713	0.4202
1人当り所得(円)	2,780,536	2,256,321	2,934,412	2,282,225	2,622,245	2,219,155
0-7年教育	0.1929	0.3946	0.1193	0.3243	0.2685	0.4434
8-9年教育	0.4179	0.4933	0.4570	0.4983	0.3777	0.4850
10-11年教育	0.2286	0.4200	0.1998	0.4000	0.2582	0.4378
12年以上教育	0.1606	0.3673	0.2239	0.4170	0.0956	0.2942
専門管理	0.1465	0.3537	0.2370	0.4254	0.0534	0.2249
事務販売サービス	0.2655	0.4417	0.2014	0.4012	0.3315	0.4709
マニュアル	0.1952	0.3964	0.2463	0.4310	0.1426	0.3498
自営業	0.1127	0.3163	0.1239	0.3296	0.1012	0.3017
農林漁業	0.1775	0.3822	0.1913	0.3935	0.1633	0.3698
主婦(夫)	0.1025	0.3034	0.0000	0.0000	0.2080	0.4060
高血圧	0.2714	0.4448	0.2432	0.4292	0.3004	0.4586
心臓病	0.1320	0.3385	0.1084	0.3111	0.1562	0.3632
糖尿病	0.0526	0.2233	0.0581	0.2340	0.0470	0.2117
肝臓病	0.0428	0.2025	0.0519	0.2219	0.0335	0.1799
腎臓病	0.0212	0.1441	0.0201	0.1405	0.0223	0.1478
脳卒中	0.0232	0.1505	0.0318	0.1754	0.0143	0.1189
呼吸器疾患	0.0539	0.2259	0.0582	0.2342	0.0495	0.2170
北海道	0.0589	0.2355	0.0581	0.2340	0.0598	0.2371
東北	0.0864	0.2810	0.0937	0.2916	0.0789	0.2697
関東	0.2529	0.4348	0.2347	0.4240	0.2717	0.4450
北陸	0.0373	0.1896	0.0465	0.2106	0.0279	0.1647
東山	0.0471	0.2120	0.0589	0.2355	0.0351	0.1840
東海	0.0848	0.2787	0.0937	0.2916	0.0757	0.2646
近畿	0.1485	0.3556	0.1487	0.3560	0.1482	0.3554
中国	0.0931	0.2906	0.0953	0.2937	0.0908	0.2875
四国	0.0381	0.1915	0.0465	0.2106	0.0295	0.1692
北九州	0.0809	0.2728	0.0589	0.2355	0.1036	0.3048
南九州	0.0719	0.2583	0.0651	0.2467	0.0789	0.2697
市郡規模1	0.0919	0.2890	0.0651	0.2467	0.1195	0.3245
市郡規模2	0.0428	0.2025	0.0480	0.2139	0.0375	0.1899
市郡規模3	0.0448	0.2069	0.0473	0.2123	0.0422	0.2012
市郡規模4	0.2172	0.4124	0.2208	0.4149	0.2135	0.4100
市郡規模5	0.1170	0.3215	0.1123	0.3159	0.1219	0.3273
市郡規模6	0.1929	0.3946	0.1960	0.3971	0.1896	0.3922
市郡規模7	0.2934	0.4554	0.3106	0.4629	0.2757	0.4470
1990年観測値	0.3201	0.4666	0.3215	0.4672	0.3187	0.4662
1993年観測値	0.3264	0.4690	0.3315	0.4709	0.3211	0.4671
観測数	2,546		1,291		1,255	

表2 変数の定義

<p><被説明変数> 外来受診回数 主観的健康悪い</p>	<p>過去3カ月間の外来受診回数 主観的健康観が悪い=1、それ以外=0のダミー変数</p>
<p><説明変数> 男性 年齢 年齢2乗 70歳以上 働いている 結婚している 成人子と同居 持ち家あり 1人当たり所得</p>	<p>男性=1、女性=0のダミー変数 老人保健制度適格となる70歳以上=1、それ以外=0のダミー変数 現在収入を伴う仕事をしている=1、それ以外=0のダミー変数 現在結婚している=1、それ以外=0のダミー変数 現在成人子と同居している=1、それ以外=0のダミー変数 持家に住んでいる=1、それ以外=0のダミー変数 規模の経済を考慮した1人当たり年間所得=(世帯当たり収入)/(世帯人数の2乗根)。ただし世帯当たり収入は範囲で示された値の中央値をとっている。</p>
<p>0-7年教育教育 8-9年教育教育 10-11年教育教育 12年以上教育 専門管理 事務販売サービス マニュアル 自営業 農林漁業 主婦(夫) 高血圧 心臓病 糖尿病 肝臓病 腎臓病 脳卒中 呼吸器疾患</p>	<p>年数が0-7年=1、それ以外=0のダミー変数 年数が8-9年=1、それ以外=0のダミー変数 年数が10-11年=1、それ以外=0のダミー変数 教育年数が12年以上=1、それ以外=0のダミー変数 最も長く就いた職業が専門管理職=1、それ以外=0のダミー変数 最も長く就いた職業が事務販売サービス=1、それ以外=0のダミー変数 最も長く就いた職業がマニュアル=1、それ以外=0のダミー変数 最も長く就いた職業が自営業=1、それ以外=0のダミー変数 最も長く就いた職業が農林漁業=1、それ以外=0のダミー変数 最も長く就いた職業が主婦(夫)=1、それ以外=0のダミー変数 高血圧である=1、それ以外=0のダミー変数 心臓病がある=1、それ以外=0のダミー変数 糖尿病がある=1、それ以外=0のダミー変数 肝臓病がある=1、それ以外=0のダミー変数 腎臓病がある=1、それ以外=0のダミー変数 脳卒中がおきたことがある=1、それ以外=0のダミー変数 呼吸器系疾患がある=1、それ以外=0のダミー変数</p>
<p>北海道 東北 関東 北陸 東山 東海 近畿 中国 四国 北九州 南九州 市郡規模1 市郡規模2 市郡規模3 市郡規模4 市郡規模5 市郡規模6 市郡規模7 1990年観測値 1993年観測値</p>	<p>現在の居住地が北海道=1、それ以外=0のダミー変数 現在の居住地が東北(青森・岩手・宮城・秋田・山形・福島)=1、それ以外=0のダミー変数 現在の居住地が関東(茨城・栃木・群馬・埼玉・千葉・東京・神奈川)=1、それ以外=0のダミー変数 現在の居住地が北陸(新潟・富山・石川・福井)=1、それ以外=0のダミー変数 現在の居住地が東山(山梨・長野・岐阜)=1、それ以外=0のダミー変数 現在の居住地が東海(静岡・愛知・三重)=1、それ以外=0のダミー変数 現在の居住地が近畿(滋賀・京都・大阪・兵庫・奈良・和歌山)=1、それ以外=0のダミー変数 現在の居住地が中国(鳥取・島根・岡山・広島・山口)=1、それ以外=0のダミー変数 現在の居住地が四国(徳島・香川・愛媛・高知)=1、それ以外=0のダミー変数 現在の居住地が北九州(福岡・佐賀・長崎・大分)=1、それ以外=0のダミー変数 現在の居住地が南九州(熊本・宮崎・鹿児島・沖縄)=1、それ以外=0のダミー変数 現在の居住地が政令指定都市(東京23区・大阪市) 現在の居住地が政令指定都市(横浜市・名古屋市・京都市・北九州市) 現在の居住地が政令指定都市(札幌市・川崎市・神戸市・広島市・福岡市、wave2,3は仙台市・wave3は千葉市を含む) 現在の居住地が人口20万以上の市 現在の居住地が人口10万以上の市 現在の居住地が人口10万未満の市 現在の居住地が町村 1990年の観測値=1、それ以外=0のダミー変数 1993年の観測値=1、それ以外=0のダミー変数</p>

れる。男性の10.4%が自身を「あまり健康でない」か「全く健康でない」と評価しているのに対し、女性の14.1%がそのように評価している。附表2の1986年『国民生活基礎調査』の数値と比較すると、全国高齢者パネルのサンプルに含まれる高齢者の通院率が高く、自分の健康状態をよりよく評価する傾向があるといえる。

個人の経済状態は世帯当たりの所得を世帯人数の平方根で除した等価所得で表している。男性の平均値は約293万円、女性の平均値は約262万円であった。教育年数に関しては、旧制の高等小学校未満に当たる教育歴(8年未満)を持つ者は、男性では11.9%に過ぎないのに対し、女性では26.9%に上っていた。職業階層は、石田(2006)にならい、最も長くついた職業を基に専門管理、事務販売、マニュアル^{註11}、自営、農林漁業、と、主婦(夫)の6つのカテゴリーに分類した。一方、慢性疾患の罹患率を見ると、高血圧、心臓病では女性で高く、糖尿病、肝臓病、脳卒中では男性の罹患率のほうが高くなっている^{註12}。その他の変数として、居住地の地域特性をコントロールするため11の地域ダミー、医療機関へのアクセスをコントロールする市郡規模ダミーを考慮している。

表3は、老健移行前後(つまり、70歳未満か70歳以上か)の医療機関利用の状況を、男女別に記述したものである。この表からは、男女とも、70歳以上で外来受診回数が上昇していることが読み取れる。70歳未満の平均外来受診回数は女性が4.9回、男性が4.0回であり、70歳以上では、女性

は6.9回、男性は5.5回に増加している。もともと回数が多い女性が、老人保健制度移行以後、その傾向をより強めるようである。老健移行前後の健康状態の変化を見ると、男女ともに、70歳以上では70歳未満と比べ、主観的健康感が悪いと答える割合が増えている。さらに年齢ごとの外来受診回数、主観的健康が悪い割合を男女別に図1-1から図2-2に示した。外来受診回数についてみると、男女ともに年齢が進むに従い回数が増えていく傾向が読み取れる。しかし、70歳前後での顕著な傾向の違いは女性のみを観察される。年齢別の主観的健康状態が悪い割合を見ると、男性では70歳前後で大幅な傾向の違いが見られないのに対し、女性の場合は、70歳を境に上昇傾向が強まっている。

(5) 式の推定ではt期の健康状態をt-1期の健康状態の説明することから、健康状態の異時点間の移行について表4のクロス表にまとめた。男性では前期の健康状態が悪かった者の59.2%が今期の健康状態が悪く、女性では前期の健康状態が悪かった者の50.4%が今期も健康状態が悪かった。これより、男性の方が女性に比べ悪い健康状態が固定する傾向がやや強いことが示された。

記述統計量より、男女間で社会経済的属性に関して異なる分布が示されたこと、Black Reportをはじめとする社会疫学的な先行研究の多くが男女別推計を行っており、男性に用いられる社会経済的属性の指標が女性にも適切であるかどうかについて多くの議論がある(Robert and House, 2000)²⁰⁾ことから、本稿の計量分析では男女別の推計を行

表3 老人保健制度適格前後の医療サービス利用と健康状態

	男性				女性			
	70歳未満		70歳以上		70歳未満		70歳以上	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
外来受診回数	4.011	8.193	5.492	11.055	4.933	10.359	6.909	13.025
主観的健康悪い	0.110	0.313	0.123	0.328	0.123	0.328	0.184	0.387
Number of Obs	855		865		1100		1269	

図 1-1 年齢別平均外来受診回数 (男性)

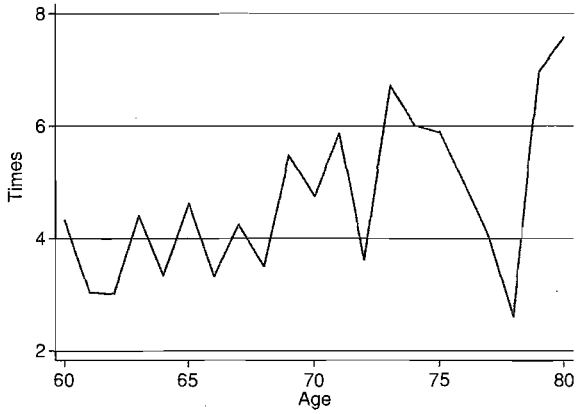


図 1-2 年齢別平均外来受診回数 (女性)

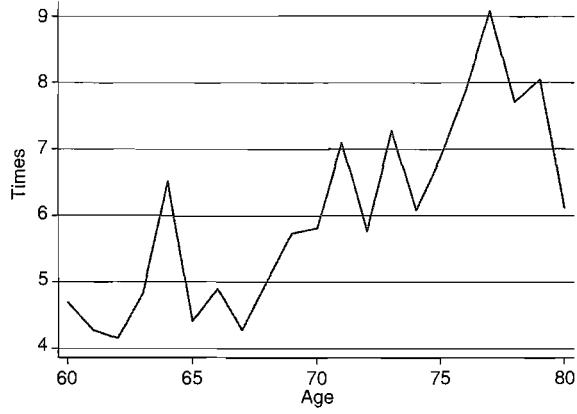


図 2-1 年齢別主観的健康状態(悪い)の割合 (男性)

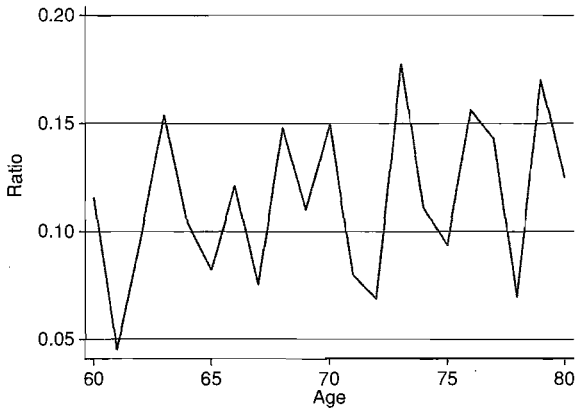


図 2-2 年齢別主観的健康状態(悪い)の割合 (女性)

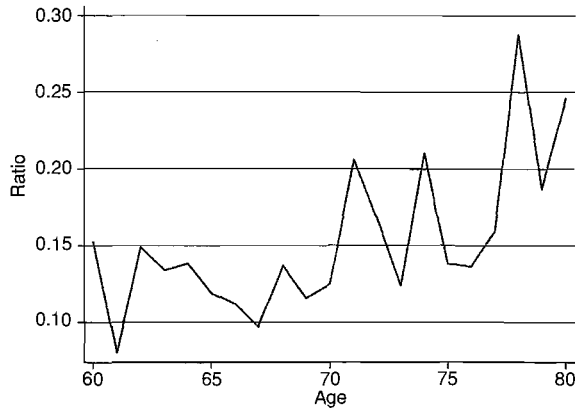


表 4 前期・今期の主観的健康状態クロス表

<男性>

		前期の主観的健康悪い		
		0	1	Total
今期の 主観的健康悪い	0 (度数)	942	53	995
	(%)	93.55	40.77	87.51
	1 (度数)	65	77	142
	(%)	6.45	59.23	12.49
Total (度数)		1007	130	1137
(%)		100	100	100

<女性>

		前期の主観的健康悪い		
		0	1	Total
今期の 主観的健康悪い	0 (度数)	1203	114	1317
	(%)	90.04	49.57	84.1
	1 (度数)	133	116	249
	(%)	9.96	50.43	15.9
Total (度数)		1336	230	1566
(%)		100	100	100

うことにした。

4. 実証モデル

(1) 外来医療需要関数

分析の枠組みで示した(6)式より、社会経済的

属性が医療需要に及ぼす効果を推定する。また、老健制度への移行を利用して、社会経済的属性と医療サービスの価格(自己負担率)の交互作用が医療需要に及ぼす効果についても推定する。(6)式の被説明変数 $M_{i,t}$ は、過去3ヶ月間の外来受診

回数であり、説明変数となるのは、(4)式と(5)式共通の $X_{i,t}$ に含まれる変数であり、年齢、年齢2乗、老健制度移行を意味する70歳以上ダミー、働いているダミー、結婚しているダミー、成人子と同居ダミー、専門管理を基準とした(女性については主婦を基準とした)最長職ダミー、0-7年を基準とした教育年数ダミー、持ち家ダミー、1人当たり所得(百万円)、北海道を基準とした地域ダミーである。

社会経済的属性と外来医療需要の関係は次のように考えられる。医療サービスの価格を一定とすれば、所得が高いほどより多くのサービスを需要できるため、その効果は正である。グロスマンモデルでは教育水準は健康需要関数における効率要素とみなされる。医療受療を健康投資の1要素とし、総健康投資の効率を高めるものと考えれば、教育水準と医療需要の関係は正だろう。次に最長職と医療サービス利用の関係は複雑である。職業階層を健康ストックの減耗率に影響を及ぼす要素と考えた場合、職業の特性によって最適な健康水準を維持するために必要な医療サービス量が異なるだろう。つまり減耗率が高くなるような職業の場合、需要する医療サービス量が増えるだろう。その一方で、わが国の若年医療保険が職業によって職域保険と地域保険に2分され、保険の種類によって自己負担率が異なることから、職業階層は若年時の医療サービスの価格の決定要素という側面も持つ。職業階層がどちらの要素として機能しているかは実証による判断しかできず、その結果をもって職業階層が医療需要及び健康需要に及ぼす効果を再考する。

(6)式の $Z_{i,t}$ は医療サービス需要の式にのみに含まれる説明変数を表すが、これには、1人当たり所得と70歳ダミーの交差項、職業階層と70歳以上ダミーの交差項、特定疾患の有無と、医療アクセスに関する要素をコントロールする市郡規模ダミー^{注13}

が含まれる。職業階層と70歳以上ダミーの交差項によって、老健移行への効果が若年時の医療保険の種別が異なるグループ間で異なったかどうかを推測することができる。なお、被説明変数が外来受診回数であるため、Winkelmann (2004)²¹⁾に従い count data の分析に適した Negative binomial model^{注14}を用いる。また(6)式では当期の医療サービス需要を当期の特性で説明する(形式上は前期の医療サービス需要を前期の特性で説明する)ため、3期すべてのデータを用い、パネル分析を行う。

パネル分析の際に必要な固定効果モデル、変量効果モデルの選択に当たっては、観察されない個人の特性を除去し、一致推定量を求めるという目的からは固定効果モデルが好ましいと考えられる。しかし、社会経済的属性に注目して外来医療需要関数を推定する場合、固定効果を用いると、時間によって変化しない高齢者の学歴や最長職の効果を推定することができないという問題が生じる。また、Negative binomial modelの推定では、全期にわたって外来受診回数が0であったケースを推定対象から落としてしまう不都合が生じる。そこで、老健効果を表す70歳以上ダミーの効果については固定効果モデルを採用するが、その他の変数の効果については変量効果モデルからの結果を補完的に使用する。

(2) 健康需要関数

(5)式より社会経済的属性が健康水準に及ぼす効果を測定する。健康需要関数の推定式(5)式では、今期の健康水準を前期の個人特性と前期の健康水準で説明する。被説明変数 $H_{i,t}$ は「主観的健康が悪い」である。これは主観的健康度についての回答のうち、「あまり健康でない」または「全く健康でない」場合は1、「全く健康」、「かなり健康」「ふつう」なら0となる2値変数である。説明変数

X_{t1} は、年齢、年齢2乗、70歳以上ダミー、働いているダミー、結婚しているダミー、成人子と同居ダミー、専門管理を基準とした(女性については主婦を基準とした)最長職ダミー、0.7年を基準とした教育年数ダミー、持ち家ダミー、1人当り所得(百万円)、北海道を基準とした地域ダミー、主観的健康が悪いダミーであり、これらすべてが前期の値をとる。「主観的健康が悪い」をアウトカムとした場合、社会経済的属性と健康状態の関係は次のように考えられる。まず所得が高いほどより多くの健康投資ができ、その結果所得の係数の符号は負となるだろう。次に教育が高いほど効率的な健康生産ができるためやはり係数の符号は負となると予想できる。職業階層については既述したように、職業を健康ストックの減耗率の影響要素と考えるか、若年期の医療サービスの自己負担額決定要素として働くかで結果が左右される。減耗率の影響要素として機能する場合、人的資本よりも健康資本を使用する職業-マニュアル職などの符号が正となるだろう。職業階層が若年時の医療保険の種別、つまり、医療サービスの自己負担額の決定要素として機能するのならば、健康投資の費用が高い自営業や農林漁業に従事することが主観的健康観の悪いことに正の影響を持つだろう。

被説明変数が2値変数であることからProbit modelを用いるが、説明変数に前期の値を用いるため2期分のデータしか使用できない。Panel probit modelかPooled probit modelの選択は検定の結果に委ねることとする。

ところで、健康需要関数を推定する際問題となるのは、説明変数として含まれる就労の選択および所得と健康状態の同時性の問題である。そもそも健康と就労、健康と所得に関しては双方向の因果関係が考えられ、本稿とは逆の因果関係に注目した先行研究も多い。例えば、岩本(2000)²²⁾は

「国民生活基礎調査」の個票を用いて、健康状態の悪化が賃金所得の低下および就業の断念に及ぼす効果を検証し、さらに健康状態による所得損失を測定している。その結果55歳以上の男性では、主観的健康状態が悪くなることに伴い、0.54～2.25%の所得を損失すると推定している。

本稿が推定する(5)式では、今期の健康状態を説明するのが「前期の就労状態」および「前期の所得」であることから強い同時性は避けられると思われるが、念のために就労状態、所得について内生性の検定を行い、誘導型方程式の推定によって一致性のある結果が得られるかどうかを検討する。

Wooldridge(2003)²³⁾とRivers and Vuong(1988)²⁴⁾、^{注15)}に従い、回帰分析の残差を用いた内生性の検定を行う。就労の有無の内生性の検定の具体的な手順は、次に示す通りである。

- ① 就労の有無を被説明変数とし、(5)式に含まれる説明変数と(5)式に含まれず健康需要関数の誤差項と相関しない外生変数で回帰する。
- ② ここで得られた残差を(5)式の説明変数に加えてProbit modelを推定し、その残差の係数が統計的に有意である場合 $H_0: E[X_{t1}u_t] = 0$ を棄却する。

さらに、所得の内生性についても同様の手順で検定を行う。ここで問題となるのは①で加える外生変数の選択である。調査から得られたデータの中から、就労の選択と相関するが健康需要関数の誤差項とは相関しない変数、あるいは所得と相関するが健康需要関数の誤差項とは相関しない変数を選ぶことは困難を極める。そこで、居住地域をもとに次のような変数を求め、それぞれの変数と健康状態、就労、所得との相関を求め、条件を満たす変数を外生変数として用いた。外生変数の候補としたのは、地域別有効求人倍率、1人当り地域内総生産、地域別第一次産業従業比率、地域別

拠出型国民年金受給率、地域別県内従業者割合である。この中から、男性サンプルに関しては、就労、所得ともに地域別拠出型国民年金受給率、女性サンプルに関しては、就労については地域別有効求人倍率、所得については1人当り地域内総生産が条件を満たした。

5. 結果

(1) 社会経済的属性と外来医療需要

表5は、男性を対象とした外来医療需要関数の推定結果である。5-(1)と5-(2)はそれぞれ、慢性疾患と主観的健康によるコントロールを行わない分析とコントロールを行った分析の結果である。慢性疾患などによるコントロールのない推定では、年齢、結婚している、教育年数が正の、現在働いていること、成人子と同居していることが外来医療需要に負の効果を示した。しかし、慢性疾患などをコントロールすると、年齢と成人子と同居の効果は有意ではなくなった。また、どちらのモデルでも所得による受診回数への影響は見られなかったが、5-(2)および固定効果モデルの5-(4)で、持ち家があることが外来医療需要に正の効果を示した。また、5-(2)から、最長職が農林漁業者であることが外来医療需要に正の効果を与えていたことが明らかになった。これは、農林漁業者が若年時国民健康保険に加入し、自己負担率が3割であったことを考慮すると予想に反する結果である。市郡規模ダミーによって診療機関へのアクセスをコントロールした場合は、雇用者に比べ機会費用が安い農林漁業者の方の医療需要が高くなった、という解釈が可能だろう。さらに、5-(4)から、最長職が農林漁業であった場合、最長職が管理専門職と比較して老健移行後、より外来医療需要を増やしていたという結果を得た。これについては、老健移行による自己負担額の差益が大きい農林漁業者が、70歳に達してより医療需要を高

めたことの表れと言えらる。教育年数に関しては、すべての要因をコントロールすると、最も教育年数の長い者がより多く外来受診していた。老健への移行を表す70歳ダミーと、所得及び職業階層の交差項を取り入れた5-(3)の結果では、1人当り所得と1人当り所得×70歳ダミーが有意な効果を示したが、その符号はそれぞれ負と正であり、これは、老健移行後、低所得のものほどより外来需要を増やすとの仮説とは逆に、高所得ほど外来需要を増やすという可能性を示すものである。しかし、固定効果モデルの5-(4)では、1人当り所得ダミー、1人当り所得×70歳以上ダミーともに有意な効果は観察されなかった。これより、観察されない個人の特性の影響を取り除いた場合、所得の医療需要への効果はなかったと言える。その他、5-(1)から5-(4)の結果で特筆すべき点は、高齢男性の外来受診需要が、居住地域によって大きく影響されていたことであった。医師密度の代理変数である市郡規模の効果に加え、地域ダミーの多くが統計的に有意な効果を示した。

同じく外来医療需要関数の推定の女性に関する結果が表6である。6-(1)では、現在結婚していることが正の、持ち家に住んでいることが負の効果を示した。慢性疾患と主観的健康をコントロールした6-(2)では、外来受診回数に対する持ち家の効果は消えたが、結婚していることの正の効果は有意性を示した。70歳ダミーと所得、職業階層との交差項を入れた6-(3)の結果では、結婚していることと慢性疾患以外の個人特性は統計的に有意な効果を示さなかった。6-(4)は、個人の異質性をコントロールしたうえで70歳ダミーの効果を確認するため、固定効果モデルによる推定を行った結果である。ここでは農林漁業と70歳ダミーの交差項が正に有意な効果を示した。これは、ずっと主婦をしていた女性に比べ、農林漁業を最長職として挙げた女性が老健移行後により外来需要を増

表5 外来医療需要関数の推定 (男性)

	5-(1)		5-(2)		5-(3)		5-(4)	
	変量効果モデル		変量効果モデル		変量効果モデル		固定効果モデル	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
年齢	0.2487 *	0.1378	0.2164	0.1346	0.2041	0.1344	0.2136	0.1742
年齢2乗	-0.0016	0.0009	-0.0014	0.0009	-0.0013	0.0009	-0.0014	0.0012
70歳以上	0.1522	0.1382	0.1017	0.1364	-0.0765	0.2313	0.1245	0.2562
働いている	-0.3530 ***	0.0919	-0.1806 **	0.0884	-0.1769 **	0.0881	-0.2987 **	0.1270
結婚している	0.3966 **	0.1660	0.4411 ***	0.1512	0.4606 ***	0.1516	0.6737 **	0.2827
成人子と同居	-0.1705 *	0.0926	-0.1170	0.0852	-0.1309	0.0856	-0.1964	0.1428
事務販売サービス	-0.1420	0.1379	-0.1312	0.1282	-0.1830	0.1739		
マニュアル	-0.1818	0.1410	-0.1088	0.1303	-0.0203	0.1675		
自営業	0.2276	0.1593	0.0817	0.1425	0.3040	0.2035		
農林漁業	0.2454	0.1552	0.2538 *	0.1451	0.1507	0.1915		
8-9年教育	0.1696	0.1450	0.1030	0.1367	0.1046	0.1370		
10-11年教育	0.3026 *	0.1685	0.1865	0.1575	0.2107	0.1577		
12年以上教育	0.3464 **	0.1707	0.3242 **	0.1595	0.3592 **	0.1603		
持ち家あり	0.1159	0.1421	0.2331 *	0.1327	0.2029	0.1334	0.5651 **	0.2589
1人当り所得(百万円)	-0.0090	0.0208	-0.0205	0.0194	-0.0615 **	0.0280	-0.0158	0.0350
1人当り所得×70歳以上					0.0730 **	0.0353	0.0379	0.0448
事務販売サービス×70歳以上					0.1356	0.2335	0.1619	0.2361
マニュアル×70歳以上					-0.2079	0.2254	-0.3325	0.2709
自営業×70歳以上					-0.3385	0.2576	-0.3138	0.3092
農林漁業×70歳以上					0.2099	0.2392	0.5191 *	0.2937
高血圧			0.9100 ***	0.0835	0.8903 ***	0.0835	0.5720 ***	0.1265
心臓病			0.4178 ***	0.1111	0.4229 ***	0.1111	0.2943 *	0.1571
糖尿病			0.2552 *	0.1443	0.2468 *	0.1453	0.0620	0.1989
肝臓病			0.5076 ***	0.1564	0.4711 ***	0.1558	0.0852	0.2376
腎臓病			0.2762	0.2315	0.2543	0.2316	0.4082	0.3088
脳卒中			0.4892 **	0.2018	0.4466 **	0.2040	0.5967 **	0.2811
呼吸器疾患			0.2684 *	0.1540	0.2943 *	0.1554	0.0368	0.2317
主観的健康悪い			0.6834 ***	0.1226	0.6643 ***	0.1228	0.5147 ***	0.1775
1990年観測値	-0.1571 *	0.0905	-0.2218 **	0.0887	-0.1950 **	0.0890	-0.1454	0.1067
1993年観測値	-0.1595	0.0990	-0.2856 ***	0.0960	-0.2617 ***	0.0960	-0.2410*	0.1357
市郡規模2	-0.6083 **	0.2786	-0.6586 ***	0.2519	-0.6625 ***	0.2519	-0.3255	0.6177
市郡規模3	-0.1469	0.2630	-0.1451	0.2359	-0.1161	0.2368	-0.7752	0.5428
市郡規模4	-0.2592	0.2041	-0.2290	0.1799	-0.2079	0.1798	-0.9729 **	0.4571
市郡規模5	-0.6272 ***	0.2243	-0.5984 ***	0.1999	-0.5982 ***	0.1995	-1.1750 **	0.4933
市郡規模6	-0.6800 ***	0.2147	-0.7014 ***	0.1910	-0.6843 ***	0.1907	-1.1454 **	0.4861
市郡規模7	-0.5016 **	0.2053	-0.6247 ***	0.1837	-0.6144 ***	0.1838	-1.0381 **	0.4562
東北	0.4197	0.2697	0.3227	0.2495	0.3461	0.2512	1.0097 *	0.5698
関東	0.8000 ***	0.2456	0.6523 ***	0.2266	0.6918 ***	0.2280	1.5879 ***	0.5175
北陸	0.5693 *	0.3065	0.6202 **	0.2772	0.6689 **	0.2786	1.2844 *	0.6654
東山	0.7666 ***	0.2870	0.5711 **	0.2627	0.5956 **	0.2651	1.7165 ***	0.6178
東海	0.4237	0.2719	0.4499 *	0.2511	0.5256 **	0.2541	1.3971 **	0.5635
近畿	0.6037 **	0.2564	0.6166 ***	0.2377	0.6553 ***	0.2397	1.4092 ***	0.5503
中国	0.4303	0.2662	0.4910 **	0.2475	0.5203 **	0.2485	0.7500	0.5441
四国	1.0250 ***	0.2986	0.7605 ***	0.2729	0.8214 ***	0.2750	2.1063 ***	0.6371
北九州	0.6439 **	0.3001	0.6010 **	0.2741	0.6403 **	0.2757	2.3029 ***	0.7078
南九州	0.3429	0.2875	0.4178	0.2686	0.4187	0.2694	0.8807	0.5792
定数項	-10.5151 **	5.0350	-9.8920 **	4.9150	-9.4105 *	4.9041	-9.8697	6.3643
H ₀ :Var(u)=0								
Prob>=chibar2	0.0000		0.0000		0.0000			
Number of Observation	1234		1200		1200		867	
Number of Individuals	532		530		530		342	
Log-likelihood	-2814.2686		-2639.6040		-2634.2555		-1008.1588	

注) *有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%

表6 外来医療需要関数の推定(女性)

	6-(1) 変量効果モデル		6-(2) 変量効果モデル		6-(3) 変量効果モデル		6-(4) 固定効果モデル	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
年齢	-0.0589	0.1266	-0.0509	0.1288	-0.0306	0.1295	-0.1846	0.1812
年齢2乗	0.0004	0.0009	0.0004	0.0009	0.0002	0.0009	0.0013	0.0013
70歳以上	0.1564	0.1293	0.2144 *	0.1296	0.3300	0.2098	0.1299	0.2808
働いている	-0.1422	0.1028	-0.0716	0.1015	-0.0725	0.1023	0.0140	0.1558
結婚している	0.2121 **	0.0884	0.2000 **	0.0857	0.2052 **	0.0860	-0.1027	0.1616
成人子と同居	0.0897	0.0884	0.0993	0.0847	0.1143	0.0852	-0.0931	0.1544
専門管理	-0.2975	0.2053	-0.1083	0.2040	-0.0579	0.2918		
事務販売サービス	-0.1784	0.1167	-0.1737	0.1118	-0.0687	0.1536		
マニュアル	-0.1885	0.1450	-0.2094	0.1388	-0.2097	0.1790		
自営業	-0.2256	0.1594	-0.2319	0.1505	-0.2876	0.2208		
農林漁業	-0.1731	0.1461	-0.0910	0.1422	-0.1379	0.2025		
8-9年教育	0.0512	0.1031	0.0219	0.0994	0.0328	0.1006		
10-11年教育	-0.1028	0.1210	0.0164	0.1160	0.0359	0.1168		
12年以上教育	-0.1661	0.1614	-0.2592	0.1577	-0.2408	0.1588		
持ち家あり	-0.2535 **	0.1047	-0.0793	0.1012	-0.0897	0.1019	0.0528	0.1880
1人当り所得(百万円)	-0.0025	0.0199	-0.0033	0.0194	0.0073	0.0243	-0.0117	0.0395
1人当り所得×70歳以上					-0.0306	0.0352	-0.0575	0.0523
専門管理×70歳以上					-0.0776	0.3766	-0.2518	0.4202
事務販売サービス×70歳以上					-0.2385	0.2045	0.2749	0.2889
マニュアル×70歳以上					0.0451	0.2586	0.1274	0.3481
自営業×70歳以上					0.1048	0.2844	0.0317	0.3492
農林漁業×70歳以上					0.1041	0.2495	0.6908 **	0.3194
高血圧			0.7227 ***	0.0793	0.7256 ***	0.0796	0.6434 ***	0.1253
心臓病			0.5983 ***	0.0943	0.6003 ***	0.0945	0.3410 **	0.1358
糖尿病			0.4497 ***	0.1545	0.4329 ***	0.1550	0.3845	0.2488
肝臓病			0.2988 *	0.1778	0.2970 *	0.1781	0.2380	0.2389
腎臓病			0.0942	0.2067	0.0794	0.2068	0.0361	0.2638
脳卒中			0.2579	0.3068	0.2557	0.3065	0.1610	0.4400
呼吸器疾患			0.3348 **	0.1524	0.3384 **	0.1525	0.0733	0.2093
主観的健康悪い			0.5282 ***	0.0986	0.5296 ***	0.0994	0.3423 **	0.1369
1990年観測値	-0.0055	0.0876	-0.0973	0.0858	-0.0943	0.0862	-0.1094	0.1064
1993年観測値	-0.0208	0.0983	-0.1196	0.0969	-0.1328	0.0977	-0.1516	0.1462
市郡規模2	-0.1831	0.2548	-0.2680	0.2428	-0.2533	0.2444	0.9948	0.9812
市郡規模3	-0.0786	0.2301	-0.0594	0.2184	-0.0515	0.2209	0.4168	0.4735
市郡規模4	-0.0915	0.1588	-0.2108	0.1515	-0.2057	0.1533	0.0934	0.3290
市郡規模5	0.0954	0.1639	-0.0291	0.1561	-0.0021	0.1587	0.3730	0.3464
市郡規模6	-0.3256 *	0.1719	-0.4413 ***	0.1649	-0.4211 **	0.1676	0.1301	0.3934
市郡規模7	-0.1504	0.1642	-0.2064	0.1574	-0.1965	0.1596	0.0178	0.3728
東北	0.1787	0.2238	0.1182	0.2155	0.1207	0.2156	-0.8676	0.8463
関東	0.1227	0.1989	0.2313	0.1904	0.2129	0.1905	-0.9762	0.7716
北陸	-0.3326	0.3156	-0.0451	0.3025	-0.0711	0.3028	-1.6244	0.9960
東山	-0.3548	0.2998	-0.0392	0.2835	-0.0655	0.2844	-1.2716	0.9890
東海	-0.2696	0.2375	-0.0584	0.2290	-0.0674	0.2285	-1.6985 **	0.8510
近畿	-0.0696	0.2100	0.1520	0.2015	0.1569	0.2012	-1.1378	0.7759
中国	0.2640	0.2210	0.3194	0.2106	0.3149	0.2113	-1.2601	0.7698
四国	-0.8624 **	0.3577	-0.7588 **	0.3463	-0.7540 **	0.3465	11.9152	897.2585
北九州	0.5054 **	0.2151	0.5786 ***	0.2045	0.5538 ***	0.2054	-1.0665	0.7708
南九州	-0.2161	0.2340	-0.1504	0.2257	-0.1548	0.2262	-1.5331 *	0.8181
定数項	1.8451	4.6314	1.0932	4.6875	0.2451	4.7176	7.2225	6.6852
H ₀ :Var(u)=0								
Prob>=chibar2	0.0000		0.0000		0.0000			
Number of Observation	1220		1183				807	
Number of Individuals	605		604				329	
Log-likelihood	-3145.7777		-2919.8205				-1033.0415	

注) *有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%

やすことを意味する。主婦が被扶養者として医療保険に加入していた場合の外来受診の自己負担率は、国民健康保険の自己負担率と同じ3割であることから、若年時の自己負担率の違いというよりむしろ、機会費用が影響していたと考えられるだろう。つまり機会費用が高かった就労者が、老健移行後の総費用が安くなることによって、より外来需要を増やしたと説明できるだろう。なお、6-(1)から6-(4)を通して、1人当たり所得は外来需要に統計的に有意な効果を示さなかった。

なお、データにはWave 1からWave 3までの期間を通して70歳を超えた個人のみならず、期間を通して常に70歳未満であった個人、および期間を通して常に70歳以上であった個人も含まれる。老健移行の効果を厳密に推定するためには、鈴木(2005)が行っているように、対象期間内に70歳を超えた個人のみを分析対象とすることが望ましい。しかし、対象をそのような個人に限定した場合、固定効果モデルでは、男性の観測数が300、女性の観測数が290になるなど、サンプルサイズが著しく低下した。参考のためこの限定サンプルですべてのモデルについて分析を行ったが、すべての個人を含んだサンプルによる分析結果と同様の結果を得たため、表5、表6では、より大きなサンプルからの結果を採用している。

(2) 社会経済的属性と健康需要

まず、健康状態と就労、健康状態と所得の内生性の検定を行ったところ、男性サンプルに関して、「就労が外生変数である」という仮説検定のp-値は0.114、「所得が外生変数である」という仮説検定のp-値は0.156で、どちらの仮説も10%水準で棄却されなかった。女性サンプルに関しては、「就労が外生変数である」という仮説検定のp-値は0.736、「所得が外生変数である」という仮説検定のp-値は0.878で、やはりいずれも仮説を棄却しな

なかった。そのため、(5)式について $E[X_{t+1}u_t] = 0$ が満たされると判断した。

さらに、「Panel probit modelとPooled probit modelが同じである」とする仮説はLikelihood ratio testの結果、男女ともすべてのモデルで棄却されなかったため、(5)式の推定は、個人をclusterの単位としたrobust standard errorを用いたPooled probit modelによった。

男性の健康需要関数の推定結果を表7に示した。個人の所得を表す変数として7-(1)では1人当たり所得を、7-(2)は1人当たり所得が中央値以下を低所得とするカテゴリ変数を用いているが、7-(1)では5%水準、7-(2)では10%水準で、いずれも所得の係数が有意となった。示された限界効果から、1年間の所得が100万円増えると「健康状態が悪い」確率は1.1%減少し、「低所得」層に含まれる場合、その確率が3.2%増加することが明らかになった。もともと男性の中の「健康状態が悪い」割合が約10%であることから、限界効果の絶対値は大きくはないが、所得が健康状態に及ぼす効果が統計的に有意であることが確認された。なお附表3-1に示したフルサンプルの推定結果では、所得100万円の増加について健康状態が悪い確率は1.5%の減少、低所得である場合健康状態が悪い確率は3.4%の上昇と、限界効果がやや大きくなっている。外来受診回数に正の効果を示した教育年数は、健康状態には有意な効果を示さなかった。職業階層については、7-(1)、7-(2)ともにマニュアル職と自営業が、健康状態が悪いことに正の効果を示した。自営業の健康状態が悪いことについて、若年時の医療保険の影響も考えられるが、(6)式の推定では、自営業であることは医療需要の抑制に影響していなかったため、この場合の健康への影響は、仕事の種類による減耗率への影響を通してのものという解釈ができるだろう。

表8は、女性の健康需要関数の推定結果である

表7 健康需要関数の推定 (男性)

	7 - (1)		7 - (2)	
	dF/dx	Robust Std. Err.	dF/dx	Robust Std. Err.
主観的健康観悪い (lag1)	0.4761 ***	0.0581	0.4849 ***	0.0585
年齢 (lag1)	-0.0413 *	0.0251	-0.0403	0.0257
年齢2乗 (lag1)	0.0003	0.0002	0.0003	0.0002
70歳以上 (lag1)	0.0612 **	0.0332	0.0624 **	0.0339
働いている (lag1)	0.0132	0.0168	0.0105	0.0170
結婚している (lag1)	0.0106	0.0278	0.0073	0.0294
成人子と同居 (lag1)	0.0107	0.0173	0.0114	0.0175
持ち家あり (lag1)	-0.0304	0.0284	-0.0319	0.0291
1人当り所得 (百万円) (lag1)	-0.0114 **	0.0050		
低所得 (lag1)			0.0320 *	0.0180
8-9年教育 (lag1)	0.0241	0.0229	0.0244	0.0233
10-11年教育 (lag1)	0.0239	0.0337	0.0220	0.0333
12年以上教育 (lag1)	-0.0291	0.0229	-0.0300	0.0233
事務販売サービス (lag1)	0.0237	0.0315	0.0294	0.0327
マニュアル (lag1)	0.0721 **	0.0372	0.0772 **	0.0379
自営業 (lag1)	0.0707 *	0.0451	0.0766 **	0.0461
農林漁業 (lag1)	-0.0004	0.0296	0.0014	0.0306
東北 (lag1)	-0.0092	0.0377	-0.0091	0.0385
関東 (lag1)	-0.0385	0.0283	-0.0392	0.0285
北陸 (lag1)	-0.0003	0.0505	0.0026	0.0527
東山 (lag1)	-0.0405	0.0256	-0.0395	0.0269
東海 (lag1)	-0.0625 **	0.0165	-0.0640 **	0.0165
近畿 (lag1)	-0.0409	0.0261	-0.0397	0.0270
中国 (lag1)	-0.0011	0.0393	0.0004	0.0404
四国 (lag1)	-0.0126	0.0371	-0.0127	0.0376
北九州 (lag1)	-0.0299	0.0279	-0.0304	0.0285
南九州 (lag1)	-0.0393	0.0233	-0.0374	0.0252
Number of Observation	873		873	
Pseudo R ²	0.2826		0.2806	
Log-likelihood	-216.9811		-217.5728	

注) *有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%

が、男性とは異なり所得は主観的健康状態に統計的有意な効果を示さなかったが、持ち家にすんでいることは、10%水準で有意に健康状態が悪い確率を下げている。8-(2)からは、1人当り所得が低所得に分類される場合の方が、「健康状態が悪い」確率を4.5%下げるといふ、仮説とは反対の結果を得た。教育年数も女性の健康状態に効果を与えていなかったが、最長職が事務販売サービスの場合、就労経験のない女性に比べ「健康状態が悪い」確率が5%低かった。Robert and House (2000)にあるように、男性に有効な社会経済的属性を表す指標が女性に適切かどうかという疑問が残る結果

となった。

6. まとめ

本稿は、グロスマンの健康資本の概念を用いて、日本の高齢者について所得、教育年数、職業階層などの社会経済的属性が医療需要や健康需要に影響を及ぼしているか、という仮説の実証分析を行った。

医療需要関数の分析結果から、男女ともに、所得による外来医療需要の抑制は観察されなかった。日本の医療保険制度では、70歳未満の若年層

表8 健康需要関数の推定 (女性)

	8 - (1)		8 - (2)	
	dF/dx	Robust Std.Err.	dF/dx	Robust Std.Err.
主観的健康観悪い (lag1)	0.3597 ***	0.0509	0.3586 ***	0.0507
年齢 (lag1)	-0.0095	0.0369	-0.0099	0.0372
年齢2乗 (lag1)	0.0001	0.0003	0.0001	0.0003
70歳以上 (lag1)	-0.0237	0.0417	-0.0205	0.0418
働いている (lag1)	-0.0092	0.0275	-0.0125	0.0267
結婚している (lag1)	-0.0221	0.0235	-0.0138	0.0239
成人子と同居 (lag1)	-0.0206	0.0234	-0.0227	0.0232
持ち家あり (lag1)	-0.0507 *	0.0332	-0.0517 *	0.0332
1人当り所得 (百万円) (lag1)	0.0067	0.0044		
低所得 (lag1)			-0.0452 *	0.0234
8-9年教育 (lag1)	-0.0282	0.0282	-0.0311	0.0277
10-11年教育 (lag1)	-0.0030	0.0309	-0.0066	0.0303
12年以上教育 (lag1)	-0.0231	0.0404	-0.0273	0.0382
専門管理 (lag1)	-0.0455	0.0393	-0.0433	0.0388
事務販売サービス (lag1)	-0.0519 *	0.0274	-0.0502 *	0.0273
マニュアル (lag1)	-0.0024	0.0372	0.0031	0.0379
自営業 (lag1)	-0.0066	0.0407	-0.0073	0.0407
農林漁業 (lag1)	0.0000	0.0356	0.0055	0.0363
東北 (lag1)	0.0184	0.0634	0.0115	0.0593
関東 (lag1)	-0.0239	0.0467	-0.0282	0.0450
北陸 (lag1)	-0.0038	0.0781	-0.0071	0.0758
東山 (lag1)	-0.0634	0.0428	-0.0666	0.0393
東海 (lag1)	-0.0192	0.0549	-0.0216	0.0536
近畿 (lag1)	-0.0123	0.0498	-0.0142	0.0481
中国 (lag1)	-0.0297	0.0488	-0.0343	0.0460
四国 (lag1)	-0.0818	0.0339	-0.0798	0.0346
北九州 (lag1)	-0.0026	0.0540	-0.0084	0.0505
南九州 (lag1)	0.0767	0.0764	0.0804	0.0765
Number of Obs	848		848	
Pseudo R ²	0.1633		0.1664	
Log-likelihood	-283.1584		-282.1184	

注) *有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%

では、職業や雇用形態によって保険の種別、ひいては保険料と自己負担率が異なることから、職業階層による外来医療需要の相違を分析したが、結果を見る限り、保険の種別による医療需要の格差は存在しなかったといえる。最長職が農林漁業であった男性が老健移行後により医療需要を高めていたことは、自己負担額が安くなったことによる効果、つまり価格効果が他のグループより大きかったことによる説明が可能である。しかし、結果の解釈で注意すべきは、本稿で用いたデータには医療保険に関する直接的な情報がなく、職業階層

は健康の減耗率の要素であると同時に、医療保険の代理変数となっている点である。医療保険に関する明示的な情報があるデータの使用が可能になれば、職業階層が持つ2つの要素それぞれの医療需要への効果を識別することが今後の課題である。男性について行った推定では、医師密度の代理変数として使用した市郡規模、および地域特性が外来受診に大きく影響していた。本稿の主旨とは異なるが、居住地域による医療需要の格差は今後の分析の大きなテーマとなろう。

女性について行った分析からは、所得、教育年

数は、外来医療需要に影響を持たないことが明らかになった。その一方で、現在の婚姻状態が外来受診回数に大きく影響していたことは、婚姻状態が女性の社会経済的な状況を代理している可能性も高く、等価所得のみならず、婚姻状態の経済的な側面を考慮した分析が今後の課題として考えられる。固定効果モデルの結果から、最長職が農林漁業である女性が老健移行後に外来受診回数を増加させていたことが明らかになったが、これは、健康投資における機会費用の影響を示唆するものと解釈できるだろう。医療サービスの価格（自己負担率）が同じ場合は、機会費用の高い就労者が受療を控えると考えられる。また、女性が家庭内労働に加え職業を持つ場合は、男性よりも時間的制約が強くなると考えられる。現在の若年医療保険では自己負担率が一律3割に統一されたが、このような場合就労する女性と専業主婦の間で医療サービス需要に相違が生じる可能性が考えられる。本多・大日（2003）²⁵⁾が指摘しているように、名目の自己負担率を統一することが医療サービスに関する費用の公平化と必ずしも結びつかないことについての議論が必要であろう。

PAMを用い、前期の健康状態を今期の健康状態の説明変数の1つとしたが、社会経済的属性と健康状態の関係について男性では先行研究と整合性の高い結果が得られた。つまり、前期の健康状態をコントロールしても、所得が高いほど主観的健康が悪いと答える確率が低く、所得が中央値以下の低所得層では健康状態が悪いと答える確率が高かった。職業階層による健康水準の相違では、マニュアル職、自営業で主観的健康状態が悪かった。先にも述べたように職業階層が若年時の医療保険の代理変数となっている可能性が高く、解釈に留意が必要であるが、この結果は、マニュアル職、自営業に従事する者で健康資本の減耗率が高く、健康投資の費用が高くなることに一因が求め

られよう。教育年数の健康状態への直接的な効果が観察されなかったことは、外来受診以外の健康投資の量が、教育年数よりもむしろ所得の影響を多く受けていたことが原因ではないかと考えられる。低所得、マニュアル職、自営業の男性の健康水準が低いことは、健康投資モデルによってうまく説明できる。彼らの健康水準を引き上げるためには、総健康投資の費用を下げる必要があるだろう。本稿の分析対象は個人であり、得られた結果から社会全体の厚生を議論することはできないが、医療需要や健康の格差について需要者サイドからの政策提言を述べるのであれば、社会経済的属性によって健康投資の費用が高くなるグループに対し、機会費用をも含めた総健康投資（健康増進行動）の費用を相対的に安くすることが有効な施策の一つであろう。

本稿では、使用可能なデータが1987年から1993年に限られることから当時の老健の効果を分析した。当時、70歳以上の高齢者の医療給付は原則10割であり、患者は月当たりの僅かな一部負担を支払うにとどまっていた。しかし、2008年9月現在、70歳から74歳の前期高齢者の自己負担率は2割となっている。さらに、低所得によって保険料の支払い能力がないことで無保険に陥った場合、医療サービス受診の費用は膨大となる。今後の分析では、所得階層によって医療需要に差が生じているかどうかにより大きな焦点となると考えられる。各種調査などで、「経済的な理由で必要があるにも関わらず受診しなかったか」と高齢者に直接問うことも求められよう。本研究のデータからは、所得による医療需要の格差が観察されなかったにも関わらず、所得による健康格差が確認された。今後医療需要に格差が生じれば、健康の格差はこれ以上に拡大する可能性がある。その検証は今後の最も重要な課題である。

謝辞

本稿の分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータアーカイブから「老研-ミシガン大 全国高齢者パネル調査 Wave1, Wave2, Wave3」(東京都老人総合研究所、ミシガン大学)の個票データのご提供を頂いた。また、本稿は、文部科学省科学研究費補助金(基盤研究B、19330062)の助成を受けた。記して感謝の意を表したい。本稿は、2007年7月の医療経済学会第2回研究大会報告論文を加筆・修正したものである。討論者の増原宏明先生(国立長寿医療センター研究所)からは大変有益なコメントをいただいた。Charles Y. Horioka(大阪大学)、Colin R. McKenzie(慶應義塾大学)、梶谷真也(明星大学)、鹿野繁樹(大阪府立大学)、暮石渉(立命館大学)、坂田圭(立命館大学)、関田静香(日本学術振興会)、玉田桂子(福岡大学)、吉田恵子(桃山学院大学)、若林緑(大阪府立大学)の諸先生からは貴重なコメントや手法に関するご指導をいただいた。また、匿名の差読者および編集委員からは大変詳細かつ建設的なコメントをいただいた。ここに厚くお礼を申し上げたい。当然のことながら、本稿の内容に関する一切の誤りは筆者の責に帰するものである。

注

- 1 欧米を中心とする先行研究ではSocio-economic Status (SES: 社会経済的地位)という用語が共通して用いられているが、「地位」が身分や立場を指す用語であるため、本稿では「社会経済的属性」という用語に統一して用いる。
- 2 近藤(2005)²⁶⁾は、15自治体の高齢者約3.2万人を対象に行った調査から、所得や教育年数の違いが抑うつ、転倒、閉じこもりなどの要介護因子に関連していることを確認し、日本を「健康格差社会」と称している。
- 3 Mills & Bhandari (2003)²⁷⁾は、18歳から64歳までの人口中、19.5%が無保険であると報告している。
- 4 遠藤・駒村(1999)²⁸⁾は、公的医療保険の、所得格差による医療需要の不平等の改善の程度を実証分析した先駆的な研究であり、そこでは、医療アクセスの改善効果を「公的医療保険の所得再分配効果」という視点で捉え、高齢者ほど公的医療保険による改善効果が大きくなることが示されている。また本多・大日(2003)はコンセントレーシ
- 5 ョン指標を用いて医療需要の公平性を測っている。
- 6 老人保健制度は1973年、老人福祉法に基づき「老人医療費支給制度」が設立され、70歳以上の老人医療費が無料となったことに始まる。この制度は、当時、年金制度が未整備のなか、労働所得の減少に伴う低収入のリスクと、有病率の上昇・疾病の重症化というリスクを同時に抱える高齢者が、費用を理由に受療を敬遠することなく、健康の保持を図れるよう保障することを目的とした。1983年、制度は「老人保健法」に再編成されたが、ここでも、高齢者の受診は大幅な負担軽減によって平等に確保され、2002年度に定率自己負担制度が導入されるまでは、月単位の定額一部負担金制度が維持されてきた。
- 7 ここでいう「費用」とは資本の使用者費用のことを指す。つまり、 t 期の健康資本の費用= t 期の健康資本の使用×健康投資の価格である。資本の使用は年齢と使用の集中度に依存し、健康投資の価格には当然機会費用も含まれる(Muurinen and Le Grand, 1985)²⁹⁾。
- 8 Wagstaff (1993)のモデルでは $H_t^* = \beta X_t + u_t$ として t 期の特性で H_t^* を説明するが、本稿ではSalas (2002)³⁰⁾の例にならい、先決変数である X_{t-1} を用いる。
- 9 職業を減耗率に影響する要素と見る根拠についてMuurinen and Le Grand (1985)は次のように論じている。個人は健康資本、人的資本(教育)、金銭的な資本の3つの資本を持っており、人的資本が低い場合などは健康資本を集中的に使用することで所得を得る。健康資本の集中的な利用は高い減耗率に結びつき、結果として健康資本の費用を引き上げる。またCase and Deaton (2003)³¹⁾は、マニュアル職の健康資本の減耗率が高いことを実証分析で確認している。
- 10 使用可能なデータがwave 3までに限られていることからwave 4までの期間に死亡した個人を特定することができないが、本人の入院などによって代理調査が行われることを考慮すると、「本人調査」を完了した個人を取り出すことでその目的に沿うことができたと考える。
- 11 健康需要関数の推定に関しては、フルサンプルによる結果を附表として提示した。
- 12 各種製造・建設・工事作業者および採掘作業者が

「マニュアル」に含まれている。

- 12 社会経済的属性による慢性疾患の罹患率の違いについて、石田（2006）と同様の分析を試みたが、絶対的な罹患率が低い上に、サンプルサイズが小さいことから、統計的に意味のある結果を得ることができなかった。そこで慢性疾患の有無は、医療サービス需要を分析する際のコントロール変数とするにとどめた。
- 13 医療需要に影響を及ぼす要素として「医療機関への物理的なアクセス」が考えられる。この要素の代理変数として『医師・歯科医師・薬剤師調査』から居住地域ごとの医師密度—具体的には人口10万人当り医師数を求め説明変数として推定式に組み入れたが、居住地の区分が東北・関東などと広域であるため実質的なアクセスをうまく代理せず「医師密度」はどのモデルにおいても統計的に有意な効果を示さなかった。そこで居住地区の市郡規模を医療機関へのアクセスの代理変数として用いた。
- 14 分析にはSTATA 9のコマンド xtnbregを用いた。
- 15 Rivers and Vuong（1988）では回帰分析の残差を用いた内生性の検定のProbit modelへの応用を示している。

参考文献

- 1) Townsend, P., Davidson, N. Inequality in Health. New York: Penguin Books, 1982.
- 2) Kaplan, G.A. et al. Inequality in Income and Mortality in the United States: Analysis of Mortality and Potential Pathways. *British Medical Journal* 1996; 312: 999-1003
- 3) Kawachi, I., Kennedy, B.P., Wilkinson, R.G. *Income Inequality and Health*. New York: The New Press, 1999.
- 4) Marmot, M.G., Wilkinson, R.G. ed. *Social Determinants of Health*, Oxford: Oxford University Press, 1999.
- 5) Wilkinson R.G. *Income Distribution and Life Expectancy*. *British Medical Journal* 1992; 304: 165-168
- 6) Shibuya, K., Hashimoto, H., Yano, E. Individual Income, Income Distribution, and Self-reported Health in Japan: Cross Sectional Analysis of Nationally Representative Sample. *British Medical Journal* 2002; 324: 16-19
- 7) Ishida, H. Socio-economic Differentials in Health in Japan, paper presented at the International Sociological Association (Research Committee on Social stratification), August 7-9, Rio de Janeiro, Brazil. 2004.
- 8) 吉井清子, 他. 日本の高齢者—介護予防に向けた社会疫学的大規模調査. 高齢者の心身健康の社会経済格差と地域格差の実態. *公衆衛生* 2005; 69: 145-148
- 9) 石田 浩. 第5章 健康と格差—少子高齢化の背後にあるもの. 白波瀬佐和子編. *変化する社会の不平等*. 東京大学出版会. 2006: 137-163
- 10) Decker, S.L., Rapaport, C. Medicare and Disparities in Women's Health. NBER Working Paper No. 8761. 2002.
- 11) Polsky, D. et al. The Health Effects of Medicare for the Near-elderly Uninsured. NBER Working Paper No. 12511. 2006.
- 12) Card, D., Dobkin, C., Maestas, N. The Impact of Nearly Universal Insurance Coverage on Health Care Utilization and Health: Evidence from Medicare. NBER Working Paper No. 10365. 2004.
- 13) 吉田あつし, 山村麻理子. 老人保健制度と医療サービスの需要および供給. 筑波大学社会工学系ディスカッション・ペーパー 1044. 2003.
- 14) 増原宏明. 老人保健制度と外来受診—組合健康保険レセプトデータによる count data 分析—. *季刊社会保障研究* 2004; 40 (3): 266-276
- 15) 増原宏明, 熊本尚雄, 細谷 圭. 第1章 自己負担率の変化と患者の受診行動. 田近栄治・佐藤主光編. *医療と介護の世代間格差*. 東洋経済新報社. 2005: 11-31
- 16) 鈴木 亘. 第2章 老人医療の価格弾力性の計測と最適自己負担率—国保レセプトデータを用いた検証. 田近栄治・佐藤主光編. *医療と介護の世代間格差*. 東洋経済新報社. 2005: 33-50
- 17) 湯田道生. 高齢者の外来医療需要における総価格弾力性の計測. *日本経済研究* 2007; 57: 23-52
- 18) Grossman, M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political*

- Economy 1972; 80: 223-255
- 19) Wagstaff, A. The Demand for Health: an Empirical Reformulation of the Grossman Model 1993; 2: 189-198
- 20) Robert, S., House J.S. Socioeconomic Inequalities in Health: Integrating Individual, Community, and Societal-Level Theory and Research. In Albrecht G., Fitzpatrick R., Scrimshaw S.S. eds Handbook of Social Studies in Health and Medicine, Sage Publication, 2000.
- 21) Winkelmann, R. Co-payment for Prescription Drugs and the Demand for Doctor Visits—Evidence from a Natural Experiment. Health Economics 2004; 13: 1081-1089
- 22) 岩本康志. 健康と所得. 国立社会保障・人口問題研究所編. 家族・世帯の変容と生活保障機能. 東京大学出版会. 2000: 95-117
- 23) Wooldridge, J.M. Introductory Econometrics: A Modern Approach, South-Western, 2003.
- 24) Rivers, D., Vuong, Q. H. Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models. Journal of Econometrics 1988; 39: 347-366
- 25) 本多智佳, 大日康史. 健康の公平性. 大日康史編. 健康経済学. 東洋経済新報社. 2003: 267-286
- 26) 近藤克則. 健康格差社会. 医学書院. 2005.
- 27) Mills, R., Bhandari S. Health Insurance Coverage in the United States: 2000. United States Department of Commerce Bureau of the Census, Current Population Reports P60-233, Washington DC: GPO. 2003.
- 28) 遠藤久夫, 駒村康平. 公的医療保険と高齢者の医療アクセスの公平性. 季刊社会保障研究 1999; 35 (2): 141-148
- 29) Muurinen, J.-M. and Le Grand, J. The Economic Analysis of Inequalities in Health. Social Science and Medicine 1985; 20: 1029-1035
- 30) Salas, C. On the Empirical Association between Poor Health and Low Socioeconomic Status at Old Age. Health Economics 2002; 11: 207-220
- 31) Case, A.C. and Deaton, A. Broken Down by Work and Sex: How Our Health Declines. NBER Working Paper No. 9821. 2003.

著者連絡先

菅 万理

〒113-0033 東京都文京区本郷7-3-1

Tel : 03-5841-4930

Fax : 03-5841-4905

E-mail : mkan@iss.u-tokyo.ac.jp

附表1 医療保険制度（1989年12月時点）

		対象被保険者	保険者	加入者数 (万人)	医療給付	
					医療給付率 ¹⁾	高額療養費
健康 保険	政府管掌 健康保険	主として中小企業 の被用者	国	3,466	本人 9割 家族 入院 8割 外来 7割	自己負担額が月 5万7千円（低 所得者3万1千8 百円）を超えた 場合は、超過分 を保険より払い 戻す ²⁾
	組管管掌 健康保険	主として大企業 の被用者	健康保険組合	3,109		
船員保険		船員	国	47		
共済組合		国家公務員・ 地方公務員等	共済組合	1,209		
国民健康保険		農林漁業者・ 自営業者等	市町村又は 組合	4,461	7割	
		被用者保険の 退職者	市町村		本人 8割 家族 入院8割 外来7割	
老人保健		70歳以上の者 65歳以上で寝たき り等の状態にある 者	(実施主体) 市町村長	924	10割 一部負担 ³⁾ 外来月800円 入院1日400円（低所得者につい ては2ヶ月を限度として1日300円）	

出所：厚生白書 平成元年版

- 1) 医療給付率とは、保険者より給付される医療費の割合で、自己負担率は（10割－医療給付率）となることに注意されたい。
- 2) 1991年5月より、自己負担額上限が6万円（低所得者は3万3千6百円）と改定された。
- 3) 1992年1月より、外来1月900円、入院1日600円（低所得者については据え置き）に改定された。

附表2 大規模調査のサンプル分布

			全体	男性	女性
1985年 国勢調査	60歳以上	男性比率	0.418		
		70歳以上	0.463	0.444	0.477
		働いている	0.331	0.494	0.215
		結婚している		0.852	0.459
	全体	持家あり	0.705		
1986年 国民生活基礎調査	65歳以上	通院あり		0.542	0.586
	70歳以上	通院あり		0.577	0.614
	65歳以上	主観的健康悪い		0.232	0.260
	70歳以上	主観的健康悪い		0.255	0.281

附表 3-1 健康需要関数の推定 (男性フルサンプル)

	AP3-1-(1)		AP3-1-(2)	
	dF/dx	Robust Std. Err.	dF/dx	Robust Std. Err.
主観的健康観悪い (lag1)	0.4263 ***	0.0504	0.4371 ***	0.0506
年齢 (lag1)	-0.0153	0.0258	-0.0146	0.0266
年齢2乗 (lag1)	0.0001	0.0002	0.0001	0.0002
70歳以上 (lag1)	0.0341	0.0338	0.0338	0.0345
働いている (lag1)	0.0030	0.0172	-0.0029	0.0176
結婚している (lag1)	0.0416	0.0216	0.0407	0.0229
成人子と同居 (lag1)	0.0198	0.0174	0.0195	0.0177
持ち家あり (lag1)	-0.0190	0.0264	-0.0223	0.0272
1人当り所得 (百万円) (lag1)	-0.0150 ***	0.0052		
低所得 (lag1)			0.0345 **	0.0180
8-9年教育 (lag1)	-0.0125	0.0225	-0.0152	0.0230
10-11年教育 (lag1)	0.0087	0.0290	0.0053	0.0289
12年以上教育 (lag1)	-0.0205	0.0255	-0.0240	0.0257
事務販売サービス (lag1)	-0.0003	0.0276	0.0059	0.0290
マニュアル (lag1)	0.0602 **	0.0322	0.0672 **	0.0329
自営業 (lag1)	0.0439	0.0376	0.0500	0.0385
農林漁業 (lag1)	-0.0031	0.0288	-0.0002	0.0299
東北 (lag1)	-0.0397	0.0283	-0.0389	0.0298
関東 (lag1)	-0.0521	0.0274	-0.0530	0.0279
北陸 (lag1)	-0.0227	0.0387	-0.0217	0.0402
東山 (lag1)	-0.0578 *	0.0213	-0.0572 *	0.0229
東海 (lag1)	-0.0763 ***	0.0169	-0.0780 ***	0.0174
近畿 (lag1)	-0.0612 **	0.0230	-0.0609 *	0.0239
中国 (lag1)	-0.0465	0.0251	-0.0454	0.0265
四国 (lag1)	0.0017	0.0430	0.0069	0.0461
北九州 (lag1)	-0.0541 *	0.0224	-0.0547	0.0237
南九州 (lag1)	-0.0431	0.0258	-0.0395	0.0287
Number of Obs	1095		1095	
Pseudo R ²	0.2397		0.2347	
Log-likelihood	-301.8228		-303.8051	

注) *有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%

附表 3-2 健康需要関数の推定 (女性フルサンプル)

	AP3-1-(1)		AP3-1-(2)	
	dF/dx	Robust Std. Err.	dF/dx	Robust Std. Err.
主観的健康観悪い (lag1)	0.3734 ***	0.0458	0.3746 ***	0.0459
年齢 (lag1)	0.0043	0.0322	0.0039	0.0323
年齢2乗 (lag1)	0.0000	0.0002	0.0000	0.0002
70歳以上 (lag1)	-0.0175	0.0384	-0.0153	0.0385
働いている (lag1)	-0.0217	0.0234	-0.0242	0.0230
結婚している (lag1)	-0.0264	0.0215	-0.0209	0.0216
成人子と同居 (lag1)	-0.0217	0.0208	-0.0225	0.0207
持ち家あり (lag1)	-0.0574 **	0.0293	-0.0568 **	0.0292
1人当り所得 (百万円) (lag1)	0.0061	0.0040		
低所得 (lag1)			-0.0354 *	0.0209
8-9年教育 (lag1)	-0.0102	0.0260	-0.0121	0.0257
10-11年教育 (lag1)	-0.0108	0.0274	-0.0138	0.0271
12年以上教育 (lag1)	-0.0395	0.0341	-0.0423	0.0327
専門管理 (lag1)	-0.0285	0.0428	-0.0276	0.0427
事務販売サービス (lag1)	-0.0429	0.0252	-0.0432	0.0251
マニュアル (lag1)	-0.0335	0.0290	-0.0321	0.0291
自営業 (lag1)	-0.0199	0.0336	-0.0209	0.0334
農林漁業 (lag1)	-0.0085	0.0318	-0.0069	0.0319
東北 (lag1)	0.0616	0.0681	0.0552	0.0651
関東 (lag1)	-0.0092	0.0459	-0.0123	0.0448
北陸 (lag1)	0.0019	0.0703	0.0017	0.0697
東山 (lag1)	-0.0297	0.0589	-0.0348	0.0552
東海 (lag1)	-0.0145	0.0527	-0.0159	0.0519
近畿 (lag1)	0.0114	0.0528	0.0102	0.0518
中国 (lag1)	0.0115	0.0582	0.0073	0.0561
四国 (lag1)	-0.0111	0.0694	-0.0108	0.0687
北九州 (lag1)	0.0046	0.0527	0.0001	0.0502
南九州 (lag1)	0.0937	0.0762	0.0941	0.0757
Number of Obs	1043		1043	
Pseudo R ²	0.1618		0.1634	
Log-likelihood	-349.4208		-348.7531	

注) *有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%

Econometric Analysis of Disparities in Health among Japanese Elderly

– With an Emphasis on the Effects of the Elderly Health Care System –

Mari Kan *

Abstract

This paper investigates whether there are disparities in health care demand and in health per se by socioeconomic status (SES) among the elderly in Japan using Grossman's health investment framework. My research gives special attention to the effect of becoming eligible for the Elderly Health Care System (EHCS), since this system offers medical services with a negligible co-payment after turning to 70 years old. A positive relationship between SES and health has been consistently observed around the world. This relationship had not drawn much attention in Japan, probably because a universal health insurance system was established in 1961, and/or there was a myth that Japanese society was so equal. My research focuses on the effects of personal income, educational attainment, and occupation. The results, which are based on the National Survey of the Japanese Elderly (NSJE), show that income does not have an effect on frequency of physician visits for men or women. Men with longer formal education visit physicians more often, although education does not have any effects among women. It can be said that there is no suppressed demand due to the type of health insurance because we do not see disparities in health care use across occupational groups. As for the effects of EHCS, it is found that those engaged in farming when they were younger increase the frequency of physician visits after they become eligible for the EHCS. Despite the fact that income does not influence the demand for health care, it heavily influences men's health. In line with previous studies, the wealthier the healthier. Men engaged in manual work or self-employed for a long time are more likely to report poor health. This also agrees with previous research results. Among the Japanese elderly, education does not have a direct influence on their health.

[key words] Grossman's model, health capital, socioeconomic status, health care demand, elderly health care system, health disparities

* Research Associate, Institute of Social Science, University of Tokyo