

健康格差と老人保健制度の効果*

—健康需要関数の実証分析—

菅 万理†

2008年2月

* 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。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。記して感謝の意を表したい。また、本稿は、神戸大学21世紀COEプログラム『新しい日本型経済パラダイム研究教育拠点』及び文部科学省科学研究費補助金、特別推進研究(研究課題:『世代間問題の経済分析』研究代表者:高山憲之)の助成を受けている。

† 神戸大学大学院経済学研究科 COE 研究員
〒657-8501 神戸市灘区六甲台町 2-1
Tel: 078-803-6880
Fax: 078-803-6869
E-mail: mari@econ.kobe-u.ac.jp

1. はじめに

社会経済的な要因が健康に与える影響は、先進国、発展途上国を問わず各国共通の重大な政策関心事であり、これまで海外では多くの研究結果が報告されてきた。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確認され、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** と呼ばれる報告書では、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)¹⁾。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., 1996²⁾; 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、長らくこの分野の研究は立ち遅れていたが、所得格差が社会的な問題となり始めたことを背景に、2000年以降、公衆衛生や社会学の分野で少しずつ研究が進んでいる。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強く関連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地位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、社会経済的地位と主観的健康感・抑うつの統計的に有意な関連を報告している。また、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、所得が有意な影響を与えていることを確認している。一方、農林漁業に従事することが通院に有意に負の影響を与えており、石田はこの理由を、農林漁業層が医療施設にアクセスしにくい地区に居住していることに求めている注1。

ところで社会経済的地位によって健康格差が生じる第一の経路として、社会経済的要因によって医療へのアクセスに差が生じている可能性が考えられる。若年者の20%弱が無保険者であるといわれる米国^{注2}では、社会経済的地位による医療アクセスの格差がしばしば問題となるが、皆保険のもとで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^{注3}。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歳未満の国民については、「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

上の高齢者については老健制度のもと、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医療サービスへのアクセスが保障されてきた^{注4}。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、異なる医療保険に加入するグループ間で医療サービスへのアクセスに格差が生じていたのか。また、若年時に異なる制度に属したグループ間で老健移行の効果は異なるのか。あるいは所得の医療アクセスへの影響は老健移行前後で異なるのだろうか。老健移行後に特定のグループに顕著な受療の増加が生じていれば、そのグループで70歳未満までの医療アクセスに制限が生じていた可能性がある。低所得者層での老健移行の受療への影響が、他の所得階層と比較して大きいならば、老健移行以前に、彼らが費用を理由に受療を抑制していた可能性が示唆される。逆に、若年時の医療サービス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が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したという研究が多くなされている(たとえば Decker and Rapaport (2002)¹⁰; Polsky et al. (2006)¹¹; Card et al. (2004)¹²)。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、老健の効果进行分析した増原他(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)は、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「高齢者の医療への平等なアクセス」を目的とするならば、社会経済的地位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。

本研究は、社会経済的地位による健康の格差をグロスマンの健康資本の概念を用いて実証分析する。研究では、以下の 2 点について明らかにする。まず、高齢者のなかで所得、教育年数、職業階層など社会経済的地位の異なるグループ間で医療サービスへのアクセスに格差が生じているのか。分析の過程では老健制度への移行の効果が社会経済的地位の異なるグループ間で異なるのか、という点にも注目する。2 点目は、社会経済的地位によって需要する健康水準がどう異なるか—言い換えると、社会経済的地位による健康格差は存在するか、である。本稿の狙いは、簡単な健康需要関数を用いて経済的地位による医療アクセスと健康の格差を実証し、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、どのような医療政策が必要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。結果は第 4 節で示され、第 5 節はまとめである。

2. 分析の枠組み

(1) グロスマンモデル

本稿では、所得・教育水準・職業階層など社会経済的地位による医療アクセスや健康の格差を、Grossman(1972)¹⁷⁾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^{注5}。本稿では、社会経済的地位と健康投資の量、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)¹⁸⁾ 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^{注6}。

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

\mathbf{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。ここに含まれるのは、減耗率に関連する変数である年齢及び職業階層^{注7}、所得、教育年数、健康投資費用に関係する医療サービスの価格や時間制約など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。

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

また、(2),(3)式からは、次の健康需要関数が導き出せる。

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

(4),(5)式の \mathbf{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、

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

と表され、 λ は総健康投資関数に含まれる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^{注8}。

(2) 実証モデル

(6)式より社会経済的地位と医療サービスアクセスの関係を、(5)式より社会経済的地位と健康水準の関係を推定する。また本稿では老健制度が高齢者の医療サービス受療や健康に及ぼす影響について、やはり社会経済的地位による差異に注目して分析する。グロスマンモデルで示した(4)・(5)式共通の \mathbf{X}_{t-1} に含まれる変数は年齢、年齢 2 乗、老健制度移行を意味する 70 歳以上ダミー、引退歴ありダミー、働いているダミー、結婚しているダミー、最長職、教育年数、持ち家ダミー、1 人当り所得(万円)、主観的健康が悪いダミーである。

(6)式の M_t に相当する医療サービス需要を表す指標は過去3ヶ月間の外来受診回数である。社会経済的地位と医療サービス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。医療サービスの受療を健康投資の1要素とし、総健康投資の効率を高めるものと考えれば、教育水準と医療サービス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サービス利用及び健康需要に及ぼす効果を再考する。 Z_{t-1} は医療サービス需要の式にのみ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、医療サービスに関する地理的な要因をコントロールするため北海道を基準とした地域ダミーが含まれる。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類が異なるグループ間でどう異なるかを検証することができる。なお、被説明変数が外来受診回数であるため、Winkelmann (2004)¹⁹⁾に従いcount dataの分析に適したNegative binomial model^{注9)}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。

次に、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、前期の健康水準で説明する。被説明変数 H_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。 X_{t-1} は、前期の値をとる年齢、年齢2乗、70歳以上ダミー、引退歴ありダミー、働いているダミー、結婚しているダミー、最長職、教育年数、持ち家ダミー、1人当り所得(万円)、主観的健康が悪いダミーである。「主観的健康が悪い」をアウトカム指標とした場合、社会経済的地位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、職業が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へ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。職業階層が医療サービスの自己負担価格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、説明変数には前期の値を用いることから 2 期分のデータしか使用できないことから、実際の分析は **pooled probit model** を用いて行う。

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 年ごとに追跡調査が実施されている。これまで 2002 年までの 6 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、本分析に必要なすべての情報を完備しないことから、分析対象は本人調査を完了した個人に限定した。また、Wave1 から Wave3 の間に死亡や転居などがあった個人についても分析から除いている。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。

全国高齢者パネルには、Wave3 までに含まれる経済的な情報は、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、社会経済的地位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 挿入>

表 1 には全サンプルと男女別の記述統計量をまとめた。医療サービス利用の傾向を見ると、過去 3 ヶ月間の外来受診回数の平均は女性が 6.0 回、男性は 4.8 回と女性の方が多くなっている。また、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れる。男性の 11.6%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 15.5%がそのように評価している。女性の平均寿命が男性のそれを大きく上回っていること^{注10}を反映してか、男性の 88.9%が結婚していると答えたのに対し、女性のそれは 42.5%にとどまり、過半が配偶者と死別していた。

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 291 万円、女性の平均値は 261 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 15.3%に過ぎないのに対し、女性では 31.8%に上っていた。職業階層は、石田(2006)との比較的地見地から、最も長くついた職業を基に専門管理、事務販売、自営、農林漁業、マニュアルと、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、リウマチ、高血圧、心臓病では女性で高く、糖尿病、脳梗塞では男性の罹患率のほうが高くなっている^{注11}。その他の変数として、地域特性をコントロールするため 11 の地域ダミーを入れている。

<表 2 挿入>

表 2 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。もともと回数の多い女性が、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。

<図 1-1, 1-2, 2-1, 2-2 挿入>

(5)式の推定では t 期の健康状態を $t-1$ 期の健康状態で説明することから、健康状態の異時点間の移行について表 3 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。

<表 3 挿入>

記述統計量より、男女間で社会経済的地位に関する特性の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地位の指標が女性にも適切である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っている。

4. 結果

(1) 社会経済的地位による医療アクセス

表 4 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。4-(1)と 4-(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、引退歴あり、結婚している、教育年数が正の、現在働いていることが外来医療需要に負の効果を示した。

<表 4, 表 5 挿入>

しかし、慢性疾患などをコントロールすると、年齢と現在働いていること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と持ち家の有無による受診回数への影響は見られなかった。これより、所得による外来医療へのアクセスの格差はないことが示唆された。また、職業階層による外来医療へのアクセスにも違いは見られなかった。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 4-(3)式の結果では、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結果が示されたこととなった。その他、4-(1)式から 4-(3)式の結果で特筆すべき点は、高齢男性の外来受診回数が、居住地域によって大きく影響されていたことであった。4-(4)式は、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ものであるが、ここでは 70 歳以上ダミー、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。

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 5 である。5-(1)式では、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 5-(2)式では、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 5-(3)式の結果では、最長職が自営業であることが外来受診回数に負の効果を示し、マニュアル職×70 歳ダミー、自営業×70 歳ダミー、農林漁業×70 歳ダミー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、マニュアル職、自営業、農林漁業者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、機会費用が高い就労者が老健移行後に外来需要を増やしたと説明できるだろう。5-(4)式は、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。ここでは主観的健康観をコントロールしても 70 歳以上ダミーが正に有意な効果を示し、女性全般で老健移行後に外来需要を増やしていたことが確認された。なお、5-(1)から 5-(4)を通して、1 人当り所得は外来需要に統計的有意な効果を及ぼしていなかった。

(2) 社会経済的地位による健康状態

表 6 は男性の健康需要関数の推定結果である。個人の所得を表す変数として 6-(1)では 1 人当たり所得を、6-(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ー変数を用いているが、どちらの式においても、所得が健康状態に及ぼす有意な効果が確認された。

<表 6, 表 7 挿入>

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、6-(1)式ではマニュアル職が、06-(2)式では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。職業階層が外来医療需要に統計的有意な効果を示さなかったことを考え合わせると、職業階層は健康資本の減耗率に影響を及ぼす要素とみなすことができる。

表 7 は、女性の健康需要関数の推定結果であるが、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。教育年数も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て 5%水準で健康状態がよかった。表 7 で主観的健康が悪いことに対して有意な効果を示したのは前期に主観的健康が悪かったことと最長職に限られ、Robert and House (2000)にあるように、男性に有効な社会経済的地位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。

5. まとめ

本稿は、グロスマンの健康資本の概念を用いて、高齢者のなかで所得、教育年数、職業階層など社会経済的地位によって医療サービスへのアクセスに格差が生じているのか、老人保健制度への移行の効果が社会経済的地位の異なるグループ間で異なるのか、また社会経済的地位は健康にどのような効果を及ぼすか、との仮説の実証分析を行った。

医療サービス需要関数の分析結果から、男女ともに、所得による医療サービスへのアクセスの制限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が、保険の種別による医療アクセスへの格差は、少なくとも 1987 年から 1993 年の時点で 60 歳以上 70 歳未満の対象者については存在しなかった。男性について行った推定で、1 人当たり所得と 70 歳ダミーの交差項の符号が正となったことから、老健移行後、どちらかといえば所得の高い男性が外来受診を増やす傾向が明らかになった。これは医療保険による所得再分配が逆進的に行われる可能性を示すものとも考えられる

女性について行った分析からは、所得、教育年数は、医療サービスへのアクセス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。最長職がマニュアル職、自営業、農林漁業であった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は、健康投資における機会費用の影響を示唆するものである。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ことはいわば当然である。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)²¹⁾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。一方、固定効果モデルの結果から女性全般で老健移行後に外来受診回数を増やしており、先行研究で確認された老健移行後の医療需要の増加の一部は女性の外来需要の増加で説明できることが分かった。

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、社会経済的地位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。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。これはこれらの職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原因が求められる。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。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政策が考えられるべきであろう。

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进行分析した。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、2007年3月現在の70歳以上の高齢者の自己負担率が1割であり、今後70歳から74歳の前期高齢者の自己負担率が2割に引き上げられることが既に決定している。今後の分析では、所得階層によって医療サービスへのアクセス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かか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、所得による医療サービスへのアクセス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。今後医療サービスのアクセスに格差が生じれば、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。

注

¹ 近藤(2005)²²⁾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。

² Mills & Bhandari (2003)²³⁾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。

³ 遠藤・駒村(1999)²⁴⁾は、公的医療保険の、所得格差による医療アクセス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ョン指標を用いて医療需要の公平性を測っている。

⁴ 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、そこでも、高齢者の医療アクセス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。

⁵ 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)²⁵⁾。

⁶ 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)²⁶⁾の例にならい、先決変数である X_{t-1} を用いる。

⁷ 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)²⁷⁾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。

⁸ 誘導型方程式の推定に当たっては、 $E[H_{t-1}u_t] = 0$ 、 $E[X_{t-1}u_t] = 0$ 、 $E[H_{t-1}e_{t-1}] = 0$ 、

$E[X_{t-1}e_{t-1}] = 0$ 、 $E[Z_{t-1}e_{t-1}] = 0$ という強い前提を置いている。

⁹ 分析には STATA9 xtnbreg を用いた。

¹⁰ 1990年の男女別平均寿命は男性で75.9歳、女性で81.9歳であった。

¹¹ 社会経済的地位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。

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) Grossman, M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy* 1972; 80: 223-255.
- 18) Wagstaff, A. The Demand for Health: an Empirical Reformulation of the Grossman Model 1993; 2: 189-198
- 19) Winkelmann, R. Co-payment for Prescription Drugs and the Demand for Doctor Visits—Evidence from a Natural Experiment. *Health Economics* 2004; 13: 1081-1089
- 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.
- 21) 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. 267-286.
- 22) 近藤克則. 健康格差社会. 医学書院. 2005
- 23) 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.
- 24) 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
- 25) Muurinen, J-M. and Le Grand, J. The Economic Analysis of Inequalities in Health. *Social Science and Medicine* 1985; 20: 1029-1035.
- 26) Salas, C. On the Empirical Association between Poor Health and Low Socioeconomic Status at Old Age. *Health Economics* 2002; 11: 207-220.
- 27) Case, A.C. and Deaton, A. Broken Down by Work and Sex: How Our Health Declines. NBER Working Paper No. 9821. 2003.

表 1 記述統計量

	全サンプル		男性		女性	
	Mean	Std.Dev.	Mean	Std.Dev.	Mean	Std.Dev.
外来受診回数	5.472	11.068	4.755	9.762	5.992	11.902
主観的健康悪い	0.139	0.346	0.116	0.321	0.155	0.362
性別	0.420	0.494	1	0	0	0
年齢	70.8	6.4	70.6	6.4	71.0	6.4
年齢2乗	5051.3	929.6	5018.6	928.8	5075.1	929.7
70歳以上	0.523	0.500	0.503	0.500	0.536	0.499
引退歴あり	0.616	0.486	0.730	0.444	0.517	0.500
働いている	0.284	0.451	0.421	0.494	0.184	0.388
結婚している	0.620	0.485	0.889	0.314	0.425	0.494
持家あり	0.851	0.356	0.873	0.333	0.835	0.372
1人当り所得(万円)	2765166	2245823	2912091	2260724	2618894	2222089
0-7年教育	0.248	0.432	0.153	0.360	0.318	0.466
8-9年教育	0.417	0.493	0.463	0.499	0.383	0.486
10-11年教育	0.210	0.407	0.185	0.389	0.228	0.420
12年以上教育	0.125	0.331	0.199	0.399	0.071	0.258
専門管理	0.119	0.324	0.218	0.413	0.045	0.207
事務販売サービス	0.236	0.425	0.194	0.396	0.268	0.443
マニュアル	0.193	0.395	0.253	0.435	0.148	0.355
自営業	0.114	0.318	0.129	0.335	0.103	0.304
農林漁業	0.198	0.398	0.205	0.404	0.192	0.394
主婦(夫)	0.140	0.347	0.001	0.034	0.244	0.430
高血圧	0.284	0.451	0.251	0.434	0.308	0.462
心臓病	0.134	0.340	0.107	0.309	0.153	0.360
糖尿病	0.049	0.215	0.056	0.230	0.044	0.204
肝臓病	0.038	0.190	0.051	0.220	0.028	0.165
腎臓病	0.021	0.143	0.020	0.140	0.022	0.146
脳卒中	0.025	0.155	0.034	0.182	0.018	0.132
呼吸器疾患	0.054	0.225	0.061	0.240	0.048	0.214
喫煙あり	0.245	0.430	0.490	0.500	0.067	0.251
1990年観測値	0.333	0.471	0.333	0.471	0.333	0.472
1993年観測値	0.333	0.471	0.333	0.471	0.333	0.472
北海道	0.045	0.207	0.046	0.210	0.044	0.205
東北	0.096	0.295	0.095	0.293	0.097	0.296
関東	0.243	0.429	0.239	0.426	0.246	0.431
北陸	0.060	0.237	0.064	0.245	0.057	0.231
東山	0.056	0.230	0.057	0.233	0.055	0.229
東海	0.095	0.293	0.095	0.293	0.094	0.292
近畿	0.151	0.358	0.150	0.357	0.152	0.359
中国	0.087	0.282	0.088	0.283	0.087	0.281
四国	0.036	0.186	0.043	0.204	0.030	0.171
北九州	0.075	0.263	0.063	0.243	0.083	0.276
南九州	0.056	0.230	0.059	0.235	0.054	0.227
Number of Obs	4105		1726		2379	

表 2 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.						
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)

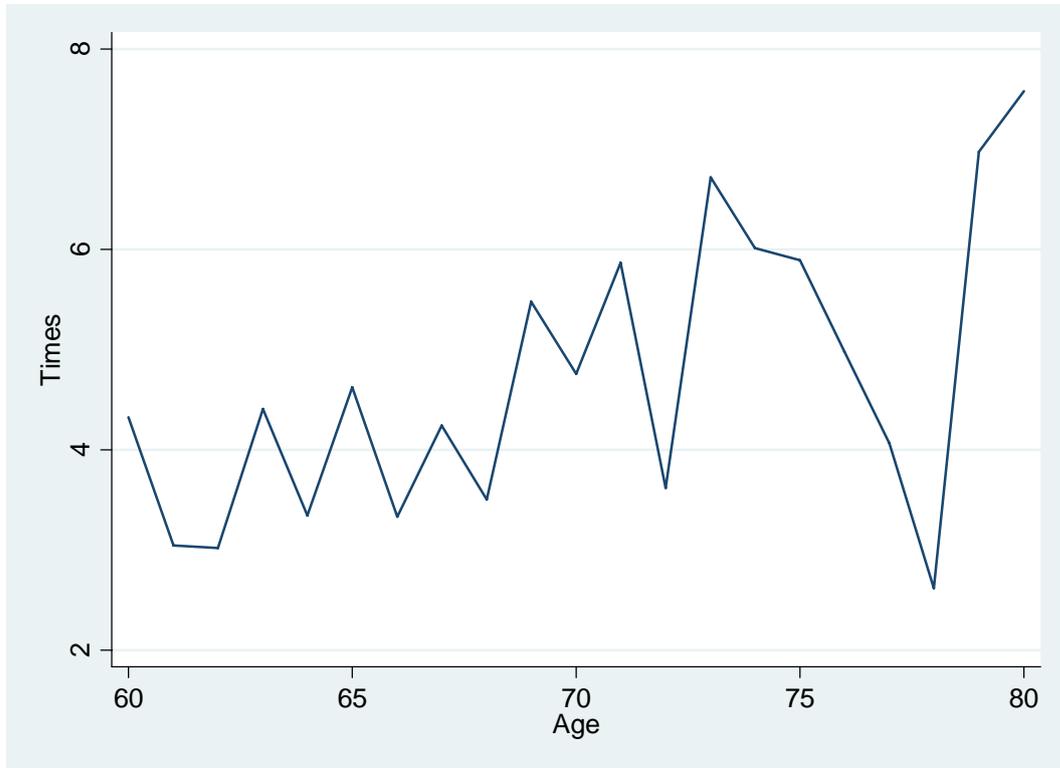


図 1-2 年齢別平均外来受診回数(女性)

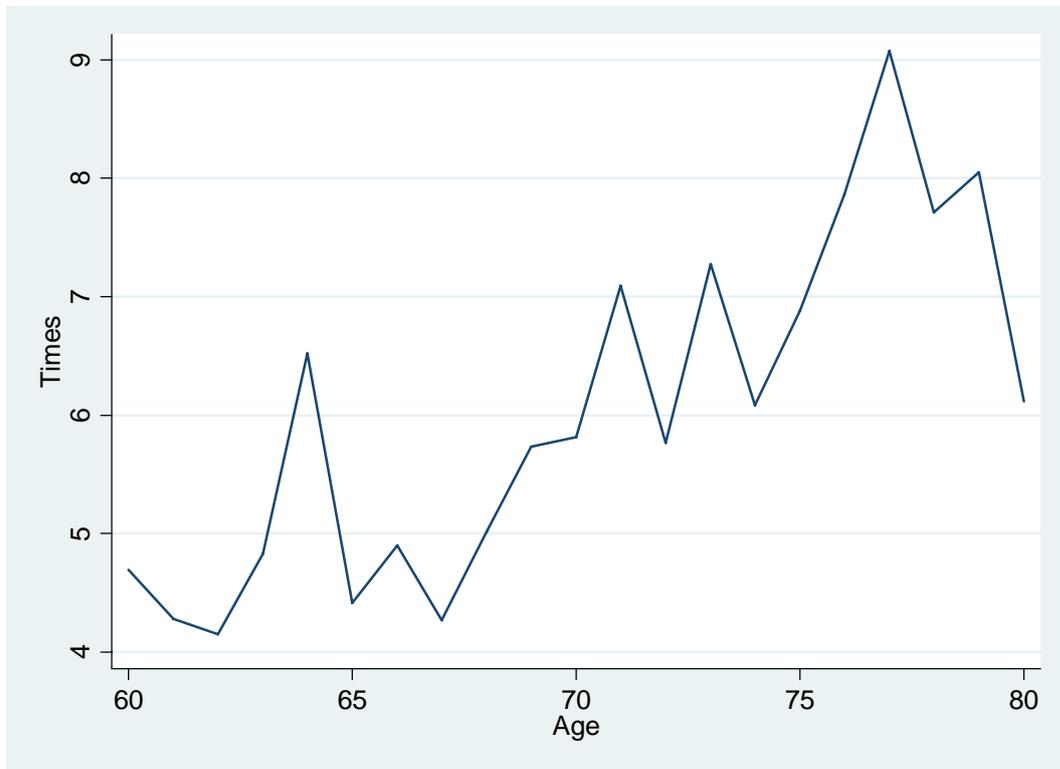


図 2-1 年齢別主観的健康状態(悪い)の割合(男性)

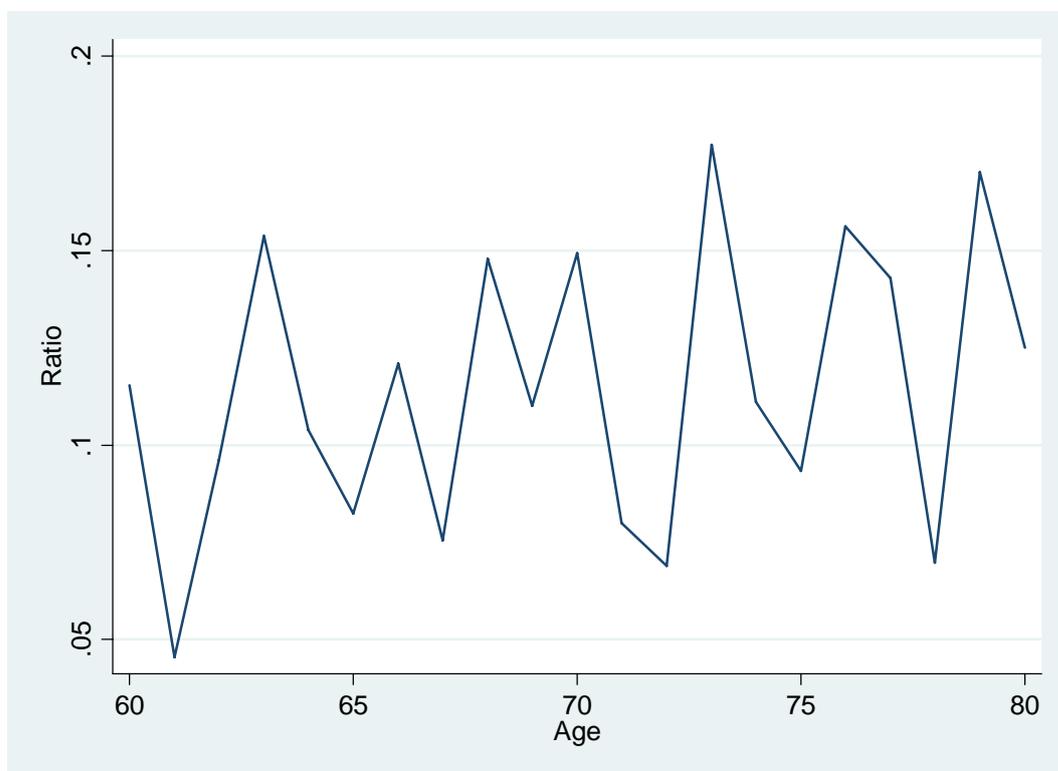


図 2-2 年齢別主観的健康状態(悪い)の割合(女性)

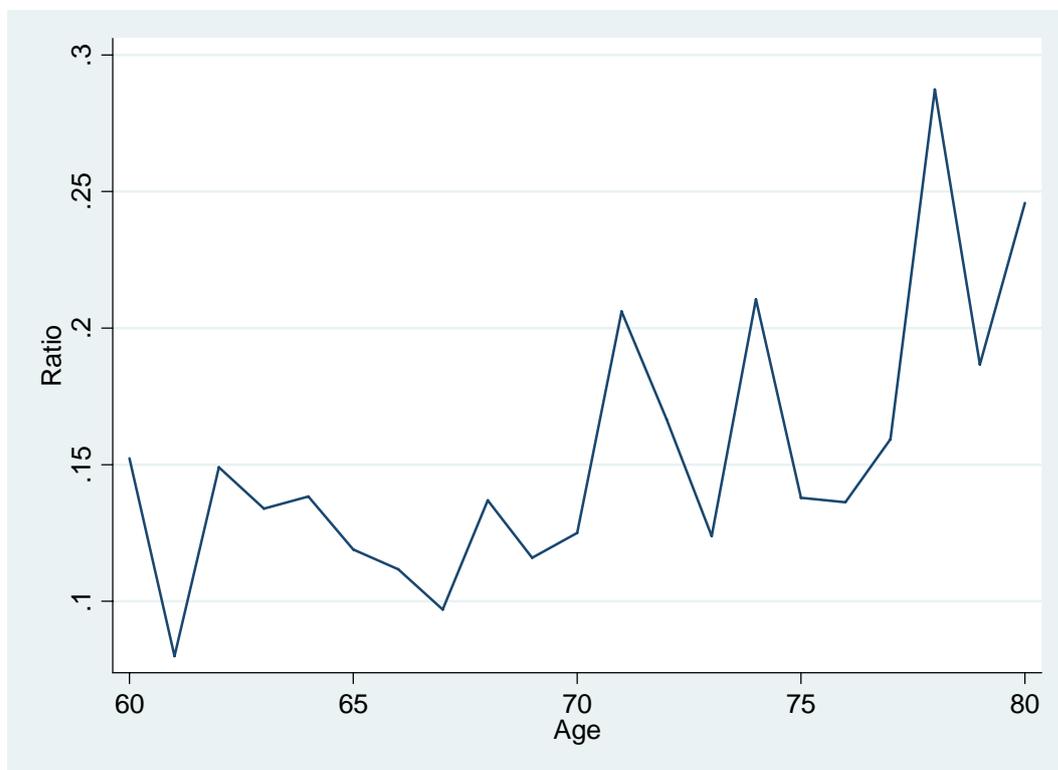


表3 前期・今期の主観的健康状態クロス表

<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

表 4 外来医療需要関数の推定(男性)

	4-(1)		4-(2)		4-(3)		4-(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	0.2430 *	0.1374	0.1920	0.1340	0.1845	0.1339	0.1591	0.1752
年齢2乗	-0.0015	0.0009	-0.0012	0.0009	-0.0011	0.0009	-0.0010	0.0012
70歳以上	0.1558	0.1380	0.1177	0.1372	-0.0412	0.2338	0.1200	0.1947
引退歴あり	0.3161 ***	0.1075	0.2529 **	0.1012	0.2521 **	0.1010	0.1573	0.1323
働いている	-0.2614 ***	0.0951	-0.1111	0.0917	-0.1078	0.0915	-0.1796	0.1258
結婚している	0.3994 **	0.1671	0.4161 ***	0.1499	0.4419 ***	0.1508	0.3677	0.2649
事務販売サービス	-0.1763	0.1389	-0.1540	0.1288	-0.1596	0.1741		
マニュアル	-0.2229	0.1413	-0.1428	0.1311	-0.0336	0.1691		
自営業	0.1943	0.1603	0.0182	0.1428	0.1937	0.2054		
農林漁業	0.2311	0.1561	0.1803	0.1438	0.1128	0.1943		
8-9年教育	0.1734	0.1462	0.0867	0.1365	0.0876	0.1368		
10-11年教育	0.3334 *	0.1698	0.2035	0.1582	0.2225	0.1583		
12年以上教育	0.3825 **	0.1728	0.3330 **	0.1607	0.3583 **	0.1617		
持家あり	0.0497	0.1405	0.1803	0.1312	0.1562	0.1325	0.3518	0.2254
1人当り所得(万円)	-0.00016	0.00021	-0.00022	0.00019	-0.00064 **	0.00028	-0.00017	0.00034
1人当り所得x70歳以上					0.00079 **	0.00036	0.00032	0.00044
事務販売サービスx70歳以上					0.0333	0.2342		
マニュアルx70歳以上					-0.2557	0.2275		
自営業x70歳以上					-0.2753	0.2621		
農林漁業x70歳以上					0.1148	0.2405		
高血圧			0.8779 ***	0.0837	0.8630 ***	0.0836	0.6352 ***	0.1241
心臓病			0.4245 ***	0.1109	0.4320 ***	0.1111	0.2120	0.1565
糖尿病			0.2629 *	0.1444	0.2524 *	0.1453	0.1859	0.2004
肝臓病			0.5240 ***	0.1562	0.4926 ***	0.1562	0.1155	0.2289
腎臓病			0.3495	0.2301	0.3140	0.2312	0.2905	0.2975
脳卒中			0.3801 *	0.2037	0.3432 *	0.2058	0.5593 **	0.2679
呼吸器疾患			0.2288	0.1529	0.2492	0.1541	0.1014	0.2266
主観的健康悪い			0.6921 ***	0.1236	0.6769 ***	0.1239	0.6265 ***	0.1767
1990年観測値	-0.1865 **	0.0920	-0.2581 ***	0.0905	-0.2377 ***	0.0907	-0.1280	0.1063
1993年観測値	-0.1765 *	0.1005	-0.3157 ***	0.0984	-0.2937 ***	0.0984	-0.1927	0.1334
東北	0.4395	0.2712	0.3948	0.2498	0.4182 *	0.2515		
関東	0.9162 ***	0.2448	0.7884 ***	0.2245	0.8256 ***	0.2260		
北陸	0.6209 **	0.3096	0.6794 **	0.2786	0.7283 ***	0.2804		
東山	0.7710 ***	0.2891	0.5970 **	0.2637	0.6240 **	0.2666		
東海	0.4627 *	0.2716	0.5438 **	0.2497	0.6018 **	0.2532		
近畿	0.6825 ***	0.2570	0.7467 ***	0.2365	0.7887 ***	0.2388		
中国	0.4095	0.2685	0.5255 **	0.2485	0.5555 **	0.2495		
四国	1.0314 ***	0.3035	0.7585 ***	0.2757	0.8160 ***	0.2777		
北九州	0.6387 **	0.2994	0.6099 **	0.2721	0.6513 **	0.2740		
南九州	0.3885	0.2891	0.4949 *	0.2686	0.4976 *	0.2699		
定数項	-11.1587 **	5.0315	-9.8338 **	4.9043	-9.5326 *	4.8969	-7.3000	6.3025
Prob>=chibar2	0.0000		0.0000		0.0000			
H ₀ : Var(u)=0								
Number of Obs	1233		1199		1199		870	
Number of Groups	532		530		530		344	
log-likelihood	-2817.820		-2648.537		-2643.732		-1038.705	

(注) 有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%

表5 外来医療需要関数の推定(女性)

	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.						
年齢	0.1026	0.1414	0.0997	0.1435	0.1496	0.1443	-0.0150	0.1914
年齢2乗	-0.0007	0.0010	-0.0008	0.0010	-0.0011	0.0010	0.0000	0.0013
70歳以上	0.1162	0.1388	0.2123	0.1389	-0.1975	0.3301	0.3924 *	0.2051
引退歴あり	0.0288	0.1056	-0.0338	0.1041	-0.0314	0.1049	0.0113	0.1350
働いている	-0.1469	0.1070	-0.0873	0.1057	-0.0772	0.1064	-0.0226	0.1553
結婚している	0.2048 **	0.0946	0.1781 *	0.0912	0.1857 **	0.0916	-0.0578	0.1732
専門管理	-0.2226	0.2394	0.0188	0.2370	-0.0804	0.3131		
事務販売サービス	-0.0596	0.1677	-0.0052	0.1608	-0.1303	0.1871		
マニュアル	-0.1010	0.1930	-0.0828	0.1873	-0.2729	0.2138		
自営業	-0.1416	0.2019	-0.1118	0.1939	-0.4326 *	0.2468		
農林漁業	-0.1227	0.1890	0.0057	0.1819	-0.2837	0.2267		
8-9年教育	0.0402	0.1110	0.0092	0.1073	0.0192	0.1084		
10-11年教育	-0.1987	0.1334	-0.0590	0.1283	-0.0338	0.1289		
12年以上教育	-0.1059	0.1764	-0.1622	0.1729	-0.1418	0.1739		
持家あり	-0.2415 **	0.1085	-0.0709	0.1046	-0.0876	0.1054	-0.1215	0.1907
1人当り所得(万円)	-3.14E-06	0.00021	-0.00006	0.00020	0.00017	0.00025	0.00005	0.00040
1人当り所得x70歳以上					-0.00064	0.00039	-0.00065	0.00059
専門管理x70歳以上					0.4059	0.4451		
事務販売サービスx70歳以上					0.4071	0.3163		
マニュアルx70歳以上					0.6196 *	0.3540		
自営業x70歳以上					0.8050 **	0.3743		
農林漁業x70歳以上					0.7681 **	0.3473		
高血圧			0.7761 ***	0.0863	0.7770 ***	0.0867	0.7235 ***	0.1340
心臓病			0.5934 ***	0.1033	0.5996 ***	0.1035	0.3824 **	0.1509
糖尿病			0.5730 ***	0.1614	0.5457 ***	0.1618	0.5226 **	0.2610
肝臓病			0.4113 **	0.1943	0.3803 *	0.1958	0.4049	0.2533
腎臓病			0.1502	0.2444	0.1359	0.2446	-0.0541	0.3102
脳卒中			-0.0990	0.3818	-0.1092	0.3835	0.3016	0.4804
呼吸器疾患			0.3164 *	0.1619	0.3313 **	0.1627	0.1197	0.2320
主観的健康悪い			0.4870 ***	0.1065	0.5022 ***	0.1069	0.3948 ***	0.1467
1990年観測値	-0.0455	0.1104	-0.1405	0.1092	-0.1602	0.1099	-0.1131	0.1392
1993年観測値	0.0134	0.1181	-0.0596	0.1163	-0.1164	0.1189	-0.0275	0.1809
東北	0.2069	0.2368	0.1179	0.2310	0.1108	0.2305		
関東	0.2109	0.2010	0.3441 *	0.1932	0.2855	0.1933		
北陸	-0.5573	0.3414	-0.2507	0.3291	-0.3022	0.3295		
東山	-0.5665 *	0.3331	-0.0730	0.3136	-0.0907	0.3138		
東海	-0.2904	0.2492	-0.1020	0.2409	-0.1256	0.2400		
近畿	-0.0687	0.2213	0.2179	0.2122	0.1900	0.2117		
中国	0.2051	0.2351	0.2590	0.2271	0.2281	0.2275		
四国	-0.7673 **	0.3632	-0.6470 *	0.3534	-0.6486 *	0.3538		
北九州	0.3731	0.2277	0.4937 **	0.2187	0.4626 **	0.2188		
南九州	-0.2354	0.2478	-0.1608	0.2410	-0.1954	0.2410		
定数項	-3.8436	5.1301	-4.1801	5.1807	-5.9939	5.2060	0.7923	6.8905
Prob>=chibar2	0.0000		0.0000		0.0000			
H ₀ : Var(u)=0								
Number of Obs	1055		1023		1023		653	
Number of Groups	552		551		551		259	
log-likelihood	-2674.074		-2474.396		-2469.141		-850.767	

注) 有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%

表 6 健康需要関数の推定(男性)

	6-(1)			6-(2)		
	dF/dx		Std. Err.	dF/dx		Std. Err.
前期						
主観的健康観悪い	0.4805	***	0.0581	0.4877	***	0.0576
年齢	-0.0399		0.0321	-0.0386		0.0327
年齢2乗	0.0003		0.0002	0.0003		0.0002
70歳以上	0.0602		0.0411	0.0606		0.0416
引退歴あり	-0.0093		0.0228	-0.0111		0.0232
働いている	0.0051		0.0206	0.0015		0.0207
結婚している	0.0145		0.0291	0.0116		0.0305
持ち家あり	-0.0275		0.0293	-0.0282		0.0297
1人当り所得(万円)	-0.000113	*	5.95E-05			
低所得				0.0331	*	0.0196
8-9年教育	0.0244		0.0279	0.0253		0.0284
10-11年教育	0.0198		0.0384	0.0194		0.0389
12年以上教育	-0.0234		0.0312	-0.0231		0.0319
事務販売サービス	0.0304		0.0388	0.0373		0.0401
マニュアル	0.0732	*	0.0448	0.0795	**	0.0458
自営業	0.0696		0.0535	0.0766	*	0.0549
農林漁業	0.0151		0.0384	0.0183		0.0394
Number of Obs	872			872		
Pseudo R ²	0.265			0.263		
log-likelihood	-222.281			-222.795		

注) 有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%

表 7 健康需要関数の推定(女性)

	7-(1)			7-(2)		
	dF/dx		Std. Err.	dF/dx		Std. Err.
前期						
主観的健康観悪い	0.3943	***	0.0525	0.3947	***	0.0525
年齢	-0.0187		0.0394	-0.0183		0.0391
年齢2乗	0.0001		0.0003	0.0001		0.0003
70歳以上	-0.0377		0.0420	-0.0382		0.0418
引退歴あり	0.0118		0.0270	0.0108		0.0270
働いている	-0.0108		0.0293	-0.0156		0.0289
結婚している	-0.0265		0.0263	-0.0194		0.0266
持ち家あり	-0.0471		0.0325	-0.0498	*	0.0324
1人当り所得(万円)	0.000045		5.89E-05			
低所得				-0.0385		0.0252
8-9年教育	-0.0279		0.0280	-0.0318		0.0277
10-11年教育	-0.0292		0.0307	-0.0331		0.0302
12年以上教育	-0.0307		0.0419	-0.0376		0.0397
専門管理	-0.0585		0.0413	-0.0576		0.0415
事務販売サービス	-0.0781	**	0.0340	-0.0783	**	0.0339
マニュアル	-0.0402		0.0365	-0.0374		0.0369
自営業	-0.0220		0.0420	-0.0229		0.0416
農林漁業	-0.0190		0.0377	-0.0154		0.0383
Number of Obs	772			772		
Pseudo R ²	0.167			0.170		
log-likelihood	-257.314			-256.424		

注) 有意水準10%、**有意水準5%、***有意水準1%

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⁾
	組合管掌 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	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⁾	
	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	(実施主体)	924	10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⁾
	65歳以上で寝た きり等の状態にあ る者	市町村長		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 変数の定義

<被説明変数>	
外来受診回数	過去3カ月間の外来受診回数
主観的健康悪い	主観的健康が悪い=1、それ以外=0のダミー変数
<説明変数>	
男性	男性=1、女性=0のダミー変数
年齢	
年齢2乗	
70歳以上	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
引退歴あり	これまで定年退職したことがある=1、それ以外=0のダミー変数
働いている	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
結婚している	現在結婚している=1、それ以外=0のダミー変数
持家あり	持家に住んでいる=1、それ以外=0のダミー変数
1人当り所得	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)/(世帯人数の平方根)。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。
0-7年教育	教育年数が0-7年=1、それ以外=0のダミー変数。
8-9年教育	教育年数が8-9年=1、それ以外=0のダミー変数
10-11年教育	教育年数が10-11年=1、それ以外=0のダミー変数
12年以上教育	教育年数が12年以上=1、それ以外=0のダミー変数
専門管理	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
事務販売サービス	最も長く就いた職業が事務販売サービス=1、それ以外=1のダミー変数
マニュアル	最も長く就いた職業がマニュアル=1、それ以外=2のダミー変数
自営業	最も長く就いた職業が自営業=1、それ以外=3のダミー変数
農林漁業	最も長く就いた職業が農林漁業=1、それ以外=4のダミー変数
主婦(夫)	最も長く就いた職業が主婦(夫)=1、それ以外=5のダミー変数
高血圧	高血圧である=1、それ以外=0のダミー変数
心臓病	心臓病がある=1、それ以外=1のダミー変数
糖尿病	糖尿病がある=1、それ以外=2のダミー変数
肝臓病	肝臓病がある=1、それ以外=3のダミー変数
腎臓病	腎臓病がある=1、それ以外=4のダミー変数
脳卒中	脳卒中がおきたことがある=1、それ以外=5のダミー変数
呼吸器疾患	呼吸器系疾患がある=1、それ以外=6のダミー変数
喫煙	現在喫煙している=1、それ以外=0のダミー変数
1990年観測値	1990年の観測値=1、それ以外=0のダミー変数
1993年観測値	1993年の観測値=1、それ以外=1のダミー変数
北海道	現在の居住地が北海道=1、それ以外=0のダミー変数
東北	現在の居住地が東北=1、それ以外=1のダミー変数
関東	現在の居住地が関東=1、それ以外=2のダミー変数
北陸	現在の居住地が北陸=1、それ以外=3のダミー変数
東山	現在の居住地が東山=1、それ以外=4のダミー変数
東海	現在の居住地が東海=1、それ以外=5のダミー変数
近畿	現在の居住地が近畿=1、それ以外=6のダミー変数
中国	現在の居住地が中国=1、それ以外=7のダミー変数
四国	現在の居住地が四国=1、それ以外=8のダミー変数
北九州	現在の居住地が北九州=1、それ以外=9のダミー変数
南九州	現在の居住地が南九州=1、それ以外=10のダミー変数