

研究ノート

社会経済的地位が壮年期女性の健康に与える影響 ～動学的パネルデータによる実証～

立福 家徳*

抄 録

本稿では、日本の20～40代女性のデータを用いて、社会経済的地位が健康格差を生み出しているのか、検証した。今回、特に20～40代女性に注目したのは少子高齢化が進む中、貴重な労働力として、未来の母親として、その社会的な役割は大きくなっているからである。そこで、職業状況や健康状態の変動を考慮した動的分析を行った。

具体的には、財家計経済研究所から提供を受けた「消費生活に関するパネル調査」の2003年から2008年までの個体データを利用し、健康に関するアウトカムとして主観的健康感に注目したパネルプロビット分析を行った。動学的パネル分析においてWooldridgeの方法を用いることによって一致推定量を得た。分析結果から、一期前の健康、教育年数、働いていること、専業主婦であることが統計的に有意であった。この結果から、個人の健康状態は過去からの影響だけでなく、その決定には個人の教育年数や、職業状況が影響していることが確認された。

キーワード：健康格差、主観的健康感、動学的パネルデータ、社会経済的地位

I. はじめに

老若男女問わず多くの日本人にとって、健康についての意識は社会の高齢化の進展・社会保障費の高騰と共に高まってきている。また、近年「格差社会」という言葉が一般化したように、戦後からの日本の平等神話は、健康分野を含めた様々な分野で揺らいできている。そこで、現代日本の20～40代女性の間に健康格差はあるのだろうか。あるとしたらどのような社会経済的地位が健康格差を生み出しているのか、ということが本稿の問題意識である。

本研究では、社会経済的地位が健康に与える影

響についてPartial Adjustment Model (PAM)に基づいて実証分析を行う。本研究が明らかにすることは、どのような社会経済的地位が健康に影響を与えるのか、つまり20～40代の日本人女性のいわゆる健康格差はどのような社会経済的地位に依存するのかということである。

特に20～40代女性については、少子高齢化の進む日本社会の中で労働力として、さらには次の世代を産み育てる存在として、彼女たちが健康に暮らしていくことが社会全体のために重要であると言える。そこで、その健康に与える影響についてパネルデータを用いた分析を行うことは、政策的にも重要な意味を持つと考える。

個人の社会経済的地位と健康について、今日までの研究に最も大きな影響を与えた調査は、1980年にイギリスでブラック卿のグループによって出されたブラックレポートであろう。ブラック

* 大阪大学 OSIPP NPO 研究情報センター：研究員：
i-tatefuku@osipp.osaka-u.ac.jp

レポートが出された背景には、生命の不平等は他のいかなる不平等がいかには是認されようとも、それを是認することはできないという、イギリスの国民保健サービスの思想が実現されたのかを確認するという目的があった¹⁾。そこでは、世帯主の職業階層が死亡率・子供の社会保健サービス利用に影響を与えていることが示されていた。その後、ブラックレポートの1982年の書籍化を契機として、欧州の今日、福祉国家といわれる北欧を中心に健康格差の縮小が政策対象として議論されるようになり、90年代後半の欧州における左派政権の相次ぐ誕生によって、その議論はより活発なものとなった。

今日までの医療経済学分野の研究で得られている知見についてまとめると、海外では就業と健康についての文献は多数あり、それぞれに結果が異なっていることも興味深い。主観的健康感について就業形態による分析を行っているものでは、就業者の方が無職者よりも主観的健康感が高いことを指摘している²⁾。一方で、オーストラリアの個標データを用いた研究では、就業が青年期と壮年期（15歳から49歳）の男性に対して主観的健康感を悪化させるという逆の結果を報告している³⁾。また、イギリスの研究では若年期の労働形態が中年期の健康状況に影響を与えていることを示した⁴⁾。また、教育については多くの議論がされてきた⁵⁾。教育と健康の間には何らかの相関があることは先行研究から明らかである。しかし、そこで指摘されているように「逆の因果性」の問題や、「脱落変数」の可能性を抱えており、その影響のメカニズムについては注意が必要となる。たとえば、「逆の因果性」について、健康状態の悪い生徒と良い生徒では、悪い生徒の方が学校を休みがちであり、さらに家庭での学習量も少なくなりがちとなるだろう。このような理由から、学生時代の不健康は教育成果に負の影響を与えるこ

とが考えられる。先行研究でも、誕生から42歳までの追跡データを用いて、出生時に低体重であることが教育効果に影響を与えていることを示している⁶⁾。一方、教育が健康に影響を与える面についてグロスマン・モデルにおいても、教育は生産効率性への効果によって健康に影響を及ぼしうるとされている。これについてデンマークの研究では、健康に対して教育が正の影響を与えていることを示した⁷⁾。また、近年ではそのモデルに基づき、イギリスの家計パネル調査を用いて、動学モデルを用いて過去の主観的健康感を考慮しても教育が主観的健康感に影響を与えていることが示された⁸⁾。

日本においては、この分野において海外ほど多くの研究は見られない。本研究で用いているのと同様な動学モデルによる研究として、1つは同じ「消費生活に関するパネル調査」を用いたものがある。ここでは、主成分分析によって16の尺度を合成した心理的健康尺度をアウトカムとして用いた分析を行っている。分析結果からは、健康には資産などの経済的要因よりも夫の親との同居や出産などの非経済的要因のほうが重要であると結論付けている⁹⁾。他にも高齢者のパネル調査を用いた分析があり、ここでは、本研究と同様に主観的健康感を健康のアウトカムとして用いた分析を行っている¹⁰⁾。

この日本における2つの先行研究には、それぞれに問題があると考えられる。まず、前者の問題点は健康のアウトカム指標として、独自に作成した指標を用いている点である。本研究で用いる主観的健康感はいくつかの研究で客観的な健康状態と関係が深く、それに対して予測力を持つことが指摘されている¹¹⁾¹²⁾¹³⁾。また、主観的健康感をアウトカム指標として用いる利点には、疾患の有無やその種類に関係なく個人の健康状態についての比較が可能であるという点もある。健康に関して、分析

に客観的指標を用いようとする多くの場合、統計分析に十分なサンプルが確保できない。さらに、今回は壮年期の女性を対象とするため、特に客観的な健康問題を抱える対象者が少ないことが考えられる。そもそも、本研究で用いるようなアンケート調査では、客観的な健康状態の優れない対象者が回答することは稀であることから、健康な人のみを分析対象に含んでしまうというサンプリング・バイアスの可能性も大きく考えられる。次に後者の問題点として、推定手法上の問題があげられる。そこでは、一期前の主観的健康感を外生変数として扱っており、個別効果との相関の影響から一致性を持たない推定となっている。

そこで、本研究ではイギリスでの先行研究⁸⁾に於いて、客観的な健康指標との関係が深い主観的健康感をアウトカム指標に用い、日本人女性の社会経済的地位について、パネルデータの特性を生かした健康の動学的な分析を行う。

II. 分析の対象・理論

ここでは本稿の実証分析の枠組みとなる健康資本理論（グロスマン・モデル）¹⁴⁾について、その基本的な考えと、実証モデルについて述べていきたい。

グロスマン・モデルでは、個人 i は健康な時間 h と財の消費 Z から得られる効用 U の最大化を予算制約・時間制約の中で図ることを仮定としている。

$$U=U(Z,h) \quad (1)$$

健康な時間 h は健康資本のストック H から生産され、 h は H の増加関数（ H の増加に伴って h も増加する）であり、効用 U は h の増加関数であるので、健康資本のストック H の増加関数である。

$$h=f(H), \quad \frac{\partial h}{\partial H} \geq 0, \quad \frac{\partial U}{\partial h} \geq 0 \quad (2)$$

健康資本のストックは個人について、生誕時に初期賦存量 H_0 を持って生まれると仮定する。生誕後は健康投資 I を行うことによって、増加させることができる。

$$H=H_0+I \quad (3)$$

また、 t 期と $t-1$ 期の時点間の差は以下のように表示することができる。

$$H_t-H_{t-1}=I_{t-1}-\rho_{t-1}H_{t-1} \quad (4)$$

ここで、 ρ_t は時点に依存する健康資本の資本減耗率であり、 $0 \leq \rho \leq 1$ の条件を満たす。

ただし、実際には健康資本は $t-1$ 期から t 期までの間に行われ、健康需要もその間に均衡点に向けて調整されるので、当該期に即時に調整されるグロスマン・モデルは実証分析に用いることは適切ではないと考える。

そのような理由から、Partial Adjustment Model (PAM)¹⁵⁾に基づいた、健康需要関数を想定する。

$$H_t-H_{t-1}=\mu(H_t^i-H_{t-1}) \quad (5)$$

ここで H_t^i は個人が $t-1$ 期時点で期待する t 期の健康資本水準であり、個人はそれに向けて、健康投資を行うと考える。

H_t^i は直接観察可能な変数ではないので、次のような関数で示すことができる。

$$H_t^i=\beta X_t+u_t \quad (6)$$

X_t は t 期に観察される、健康需要に影響を及ぼす変数のベクトルである。 μ は期待する健康水準と実際の健康水準の差の比（予測力）を表し $0 \leq \mu \leq 1$ の条件を満たす。 $\mu=1$ の時グロスマン・

モデルと同様の結果が得られていると言える。本稿の実証分析では、この X_t に社会経済的地位を用いることになる。また、この X については本稿で用いるように、 t 期に観察された変数を入れる⁸⁾べきか、 $t-1$ 期に観察された変数を入れるべきか¹⁰⁾¹⁶⁾考慮したが、本稿で用いる変数の特性・データ元がアンケート調査である点を考慮し、 t 期に観察された変数ベクトル X_t を用いることとした。加えて、 u_t は標準正規分布をする誤差項である。

ここまでの、(5) (6) 式から、以下の健康需要関数が導出される。

$$H_t = \mu \beta X_t + (1 - \mu)H_{t-1} + \mu u_t \quad (7)$$

健康需要関数の推定式では、今期の健康水準を、今期観察された個人の社会経済的地位、前期の健康水準で説明する。被説明変数 H_t は、主観的健康感についての変数である。

III. データ

本稿で用いるデータは、公益財団法人・家計経済研究所より提供を受けた「消費生活に関するパネル調査」の個票データである。本稿では、2003年から2008年までに実施された Panel 11~Panel 16 を利用する。主観的健康感に関する質問は Panel10 (2002年) から含まれているが、後述するコーホート C のサンプルを用いるため、分析には Panel11 からの6年分を用いる。主観的健康感に関する項目は、質問票にある「ふだんのあなたの健康状態はどうですか」という問いに対して、対象者から「とても健康」「まあまあ健康」「ふつう」「あまり健康ではない」「まったく健康ではない」という5段階の回答を得ている。このデータは、初年度(1993年)に全国から層化2段階無作為抽出で24~34歳の1500

図1 各期の主観健康感の分布 (%)

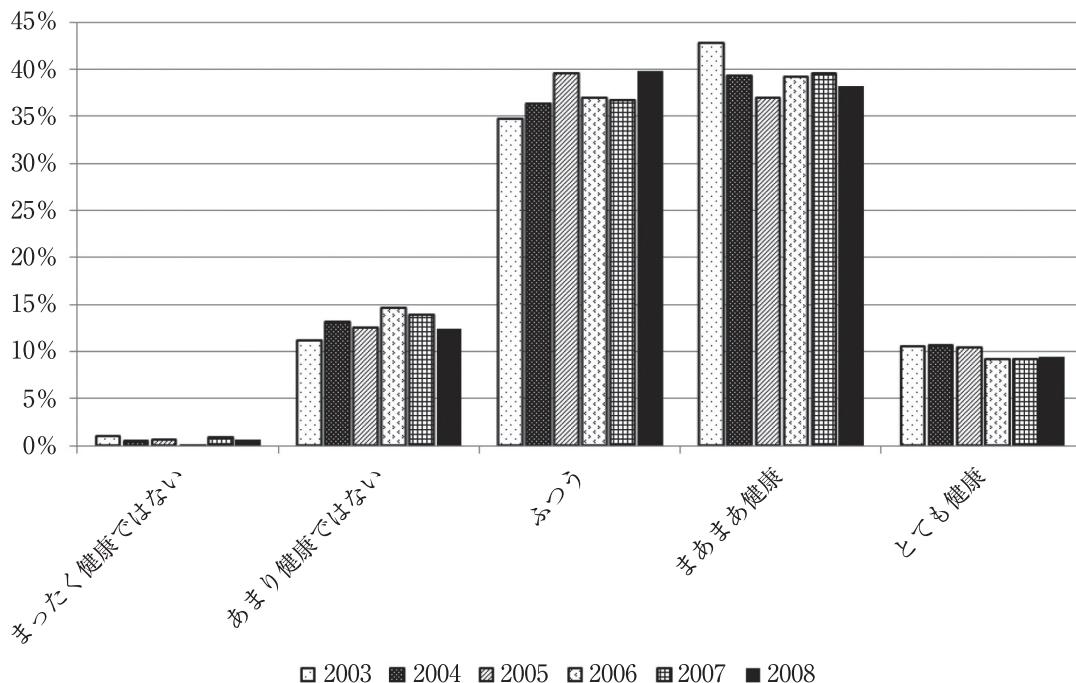


表 1 当期と前期の主観的健康感の関係 (%)

当期の主観的健康感	一期前の主観的健康感					観測数
	まったく健康ではない	あまり健康ではない	ふつう	まあまあ健康	とても健康	
まったく健康ではない	38.5	50.0	4.8	0.0	3.8	26
あまり健康ではない	2.8	55.6	30.0	10.5	1.1	647
ふつう	0.1	10.6	59.0	27.6	2.8	1843
まあまあ健康	0.1	3.3	24.6	61.5	10.6	1880
とても健康	0.0	1.1	10.1	40.7	48.1	474

人（コーホート A）がサンプリングされた。Panel 5（1997 年）からは若年層を補うため、24～27 歳の 500 人（コーホート B）が追加され、さらに Panel 11（2003 年）からは 24～29 歳の 836 人（コーホート C）が追加された。この年齢層のサンプルでは、日本での先行研究が用いているような高齢者を対象とした研究で指摘されている、死亡によるサンプルの脱落、それに伴って生じる健康状態についての上方へのバイアスを回避することができている。

まず、変数の欠損などが無く分析に用いた各パネルにおける主観的健康感の分布は図 1 の通りである。パネルごとの全サンプルについての主観的健康感の分布をみていくと、ほとんどが「ふつう」と「まあまあ健康」と回答している。

次に、個人についての主観的健康感のパネル間の推移を見て行くこととする。当期の主観的健康感の回答者に占める、前期の主観的健康感の回答の割合は表 1 に示すとおりである。この表からは、半数前後の回答者が 5 段階指標で前期と同様の健康状態であると回答している。その中でも、「まあまあ健康」「ふつう」の回答者の中で前期と同様であると回答している割合が最も大きい。また、当期で「ふつう」と答えた回答者の約 3 割は前期では主観的健康感の良いグループから変化しており、「まあまあ健康」と答えた回答者の約 3 割は前期で主観的健康感の低いグループから変化してきている。

IV. 分析のモデル・手法

ここでは主観的健康感について、変量効果パネル順序プロビット分析を行う。また、前述したように PAM に基づいた、離散変数の動学的パネルプロビットモデルを用いた一部の先行研究¹⁰⁾¹⁶⁾では、一期前の健康感を外生変数として扱っており、その点で課題が残っている。そこで、本研究ではラグ付き変数を含めた動学モデルにおいても、係数の一致推定量を得る方法である Wooldridge¹⁷⁾の方法を用いることにより一致推定量を得ることとする。以下で Wooldridge の方法について説明を行う。

仮定するモデルは以下の通りである。

$$H_{it}^* = \beta X_{it} + \gamma H_{it-1} + \alpha_i + \omega_{it} \quad (8)$$

$$H_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } H_{it}^* \leq \mu_1 \\ 2 & \text{if } \mu_1 < H_{it}^* \leq \mu_2 \\ \vdots & \\ 5 & \text{if } \mu_4 < H_{it}^* \end{cases}$$

ここで、 H_{it}^* は主観的健康感の潜在変数であり、データから実際に観察できるのは 5 段階の順序尺度^{注 1)}である。 X_{it} は個人 i の t 期における説明変数のベクトル、 H_{it-1} は主観的健康感の一期前の順序カテゴリーによるダミー変数のベクトルである。また、 α_i は個別効果、 ω_{it} は誤差項であり、 β 、 γ はそれぞれの係数である。

以下は松浦・マッケンジーを参考にしながら進

めていく¹⁸⁾。(8)式で、 H_{it-1} と α_i とは、実際には必ず相関するので、 $\alpha_i + \omega_{it}$ を誤差項として扱い推定しても一致推定量は得られない。もし、誤差項として扱ったとき、 H_{it-1} の係数 γ が統計的に説明力を持てば、今期の主観的健康感が前期の主観的健康感に影響を受けていることになる。しかしこの時、 α_i を誤差項に含み個別効果を考慮しなければそれが前期の状態によるものなのか、期間を通じて変わらない個別効果による影響によるものなのか識別ができない。さらに、 γ が統計的に説明力を持たなくても、それは個別効果を無視したことによる推定上のバイアスの影響を受けている結果かもしれない。そこで、個人の異質性を明示的に考慮したうえで推定を行う必要がある。

この動学的モデルで問題となるのは、初期条件をどうクリアするかということである。Wooldridgeでは次のような手順が示されている¹⁷⁾。最初に、変量効果パネル順序プロビットモデルの正規分布を仮定し、 $t=0$ を初期時点とする。ここで、 H_{i0} は H_i の初期賦存量とする。 $t=1, 2, \dots, T$ について

$$\begin{aligned} \Pr(H_{it}=j \mid H_{it-1}, \dots, H_{i0}, X_i, \alpha_i) \\ = \Phi(\mu_j - \beta X_{it} - \gamma H_{it-1} - \alpha_i) - \\ \Phi(\mu_{j-1} - \beta X_{it} - \gamma H_{it-1} - \alpha_i) \\ t=1, \dots, T \quad (9) \end{aligned}$$

を考える。ここで、 γ はラグは1次である。 α_i は $\Phi(\cdot)$ の関数に含まれるとする。 H_{it} の条件付き分布を $D(H_{it} \mid X_{i0}, H_{it-1}, \dots, H_{i0}, \alpha_i)$ と表したとき、変量効果パネル順序プロビットモデルの選択確率は(10)式ようになり、潜在変数モデルに書き換えると(11)式になる。

$$\Phi(\beta X_{it} + \gamma H_{it-1} + a_0 + a_1 H_{i0} + a_2 X_i + a_i) \quad (10)$$

$$y_{it}^* = \beta X_{it} + \gamma H_{it-1} + a_0 + a_1 H_{i0} + a_2 X_i + a_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

このとき、 $\varepsilon_{it} \mid X_i, H_{it-1}, \dots, H_{i0}, a_i \sim N(0,1)$ とすると、変量効果パネル順序プロビットモデルと同じ

形になり、ラグを含まない時と同じように推計が可能となる。またこの場合、 X_i がすべての期間の説明変数を含むので、バランスされたデータで分析を行うこととなる。

V. 推定結果

今回、分析において説明変数として用いるのは、年齢、教育年数(年)、世帯所得(万円)の対数値、住宅ローンダミー、有職ダミー、休職ダミー、学生ダミー、主婦ダミー、無職ダミー、世帯人員(人)、出産ダミーである。第4節で前述したように、一致推定量を得るためには、全期間のデータのそろっているBalanced Panelデータでなくてはならない^{注2)}。主観的健康感を含めたバランスされたデータの記述統計量は表2に示すとおりである。また、教育年数については最終学歴を参考に中卒=9、高卒=12、短大・高専=14、大卒以上=16の連続変数とし、出産ダミーは過去一年間に出産した場合に1をとるダミー変数である。

記述統計量から説明変数について見ていくと、まず分析対象者の年齢は25歳から49歳までであり、その平均は約36.6歳となっている。次に、教育年数について見ると、その平均は約13年であり、高校卒業で就学を終えた場合の12年よりも少し長くなっていることが見て取れる。また、既婚者の割合は72%となっている。さらに、調査時点において過去1年間で出産を経験した対象は4.5%である。最後に就業状況について見てみると、対象の約3分の2が何らかの職に就いており、職についていないものの中で「主婦」が約30%となっている。これで、全体の95%以上を占めており、以下は「無職」、「休職」、「学生」の順となっている。

推定結果は表3の通りである。まず、モデル1

表 2 記述統計量

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
主観的健康感	4870	3.437	0.859	1	5
初期主観的健康感	4870	3.509	0.860	1	5
一期前主観的健康感	4870	3.437	0.859	1	5
年齢	4870	36.643	6.278	25	49
教育年数	4870	12.992	1.768	9	16
既婚ダミー	4870	0.720	0.449	0	1
所得（対数値）	4870	6.478	0.547	2.708	8.866
住宅ローンダミー	4870	0.344	0.475	0	1
有職ダミー	4870	0.666	0.472	0	1
休職ダミー	4870	0.011	0.103	0	1
学生ダミー	4870	0.003	0.059	0	1
主婦ダミー	4870	0.287	0.452	0	1
無職ダミー	4870	0.033	0.178	0	1
世帯人員	4870	3.899	1.402	1	11
出産ダミー	4870	0.045	0.208	0	1

では年齢、教育年数と所得（対数値）世帯人員を加えて推定した。さらにモデル 2 では、モデル 1 に既婚ダミーと出産ダミーというこの年代の女性に起こるイベントの変数を加えて推定を行った。最後にモデル 3 には、モデル 2 で用いた変数に加え、資産状況を示す住宅ローンの有無と職業状況を加えて推定を行った。各推定では年度ダミーに加え、前述したように一致推定量を得るために、各期（5 期）の説明変数も含めて推計している^{註 3}。

表 3 の推定結果を見ていくと、モデル 1 からモデル 3 のすべてのモデルにおいて初期の主観的健康感と一期前の主観的健康感が説明力を持った。さらに、係数からは初期の主観的健康感の方が一期前の主観的健康感よりも、今期の主観的健康感に影響を与えているという結果が得られた。このことから、個人の主観的健康感は前期の影響を受けており、特に最初に状態が悪かった個人はその悪い状態が続いているという、健康資本理論と整合的な結果が得られている。

社会経済的地位について、モデル 1 からモデル 3 では教育年数が、モデル 3 では有職ダミー、主婦ダミーが主観的健康感に影響を与えるという

ことが統計的に支持された。教育が健康に良い影響を与える背景として、教育によって健康知識が蓄積されより健康な行動を取ることを指摘されている¹⁹⁾。また先行研究の節でも触れたように、他の実証分析を行っている先行研究においても教育が健康に好影響を与える説明力を持つことが示されており、それらと同一の結果を得た。職業状況については、働いていることと主婦であることが、無職である場合と比べて、主観的健康感を低下させていることが示された。その係数の大きさは、働いていることの方が主婦であることと比べて大きくなっている。この結果からは、壮年期の個人にとって、労働は健康を低下させる要因になっている可能性がかなり高いことが示唆される。さらに、主婦が無職であることと比べて、主観的健康感の低下に影響を与えているという結果については、ここでの主婦が賃金を得る労働をしていないことから、家事負担の増加が働かない場合よりも健康を害している可能性を示している。

また、モデル 1 からモデル 3 のどのモデルでも所得が統計的な影響力を持っていなかった。この結果には、次の 2 つの可能性が考えられる。1

表3 推定結果

	モデル1 係数	モデル2 係数	モデル3 係数
初期主観的健康感 (あまり健康ではない)	1.429 *** (0.334)	1.517 *** (0.335)	1.464 *** (0.358)
初期主観的健康感 (ふつう)	1.936 *** (0.334)	2.028 *** (0.336)	1.969 *** (0.359)
初期主観的健康感 (まあまあ健康)	2.715 *** (0.340)	2.804 *** (0.342)	2.754 *** (0.365)
初期主観的健康感 (とても健康)	3.505 *** (0.357)	3.589 *** (0.359)	3.542 *** (0.380)
一期前主観的健康感 (あまり健康ではない)	0.424 (0.302)	0.399 (0.303)	0.431 (0.304)
一期前主観的健康感 (ふつう)	1.060 *** (0.308)	1.030 *** (0.309)	1.059 *** (0.310)
一期前主観的健康感 (まあまあ健康)	1.337 *** (0.313)	1.310 *** (0.314)	1.341 *** (0.315)
一期前主観的健康感 (とても健康)	1.704 *** (0.324)	1.673 *** (0.325)	1.713 *** (0.327)
年齢	1.157 (0.887)	1.153 (0.887)	1.153 (0.876)
教育年数	0.057 *** (0.017)	0.053 *** (0.017)	0.052 *** (0.017)
所得 (対数値)	0.024 (0.074)	0.031 (0.075)	0.037 (0.075)
世帯人員	-0.047 (0.035)	-0.054 (0.036)	-0.050 (0.036)
既婚ダミー		-0.014 (0.119)	0.006 (0.122)
出産ダミー		0.116 (0.093)	0.083 (0.097)
住宅ローンダミー			-0.080 (0.095)
有職ダミー			-0.342 ** (0.141)
休職ダミー			-0.138 (0.240)
学生ダミー			0.245 (0.399)
主婦ダミー			-0.285 * (0.150)
_cut1	0.077 (0.520)	0.258 (0.532)	0.404 (0.555)
_cut2	2.589 (0.525)	2.771 (0.537)	2.920 (0.561)
_cut3	4.378 (0.527)	4.561 (0.540)	4.712 (0.564)
_cut4	6.288 (0.530)	6.472 (0.543)	6.626 (0.567)
rho	0.305 *** (0.024)	0.301 *** (0.024)	0.291 *** (0.024)
観測数	4870	4870	4870
Log likelihood	-4777.1345	-4769.426	-4750.576
LR chi2	698.98 ***	714.39 ***	752.09 ***

つ目の可能性として、日本の壮年期の女性に対して、日本における社会保障システムの中で、健康サービスが所得に関係なく受けられていることが挙げられる。また、もう1つの可能性として既婚率が7割を超えていることから、幼少期を過ぎた婚姻前の家計からの影響をより強く受け、現在の家計からの影響は限定的であることも考えられる。この2つの可能性のどちらがより正しい影響の機序なのかについては、対象者の婚姻前の家計状況についての情報を持つ継続的な調査の整備が必要となる。

最後に、Wooldridgeの方法を用いなかった場合の一期前の主観的健康感の係数との比較を行う。一期前の主観的健康感を外生変数とした場合に推定された係数は表4^{註4}に示す通りである。表3の推定結果と比べると、統計的な有意水準は変わらないが、すべてのモデルで係数の値が大きくなっている。この結果から、一期前の主観的健康感を外生変数として扱った先行研究では、その係数の推定値が個別効果の影響を受けて過大となっていることが考えられる。

VI. まとめ

本稿では、社会経済的要因と主観的健康感との関係について、「消費生活に関するパネル調査」の

2003年から2008年までの6年分の個標データを用い、グロスマン・モデルとそれを発展させたPAMに基づいた動学パネル分析を行った。分析からは、初期の主観的健康感と一期前主観的健康感が有意に影響を与えているという、健康資本理論と整合的な結果が示されている。

分析結果から導きうる政策的含意について以下に述べていきたい。教育による健康知識の習得は日本においても他の国の研究結果と同様に有効であることが示唆され、特に大きな効果が期待できる。しかし、その一方で学歴が幼少期の家計水準の代理変数となっており、幼少期の健康状態が良いことで現在の健康状態も良くなっているという可能性もあり、その影響の機序についても考慮した解釈が必要となる。

また、就業が健康に影響を与えているという結果からは、壮年期の個人にとって労働が健康を低下させていることを示すと同時に、専業主婦でも健康の低下が見られたことから、女性の就業は家事とセットになっているために負担が生じていることも考えられる。このような結果から、就業環境の改善だけではなく、家事の負担について夫をはじめとする同居人が分担できるような、より進んだ男女共同参画のための政策がこの年齢の女性の健康増進のためには欠かせないといえる。

はじめに述べたように、20～40代女性は労働

表4 Wooldridgeの方法を用いなかった場合の一期前主観的健康感の係数

	モデル1 係数	モデル2 係数	モデル3 係数
一期前主観的健康感（あまり健康ではない）	0.435 (0.302)	0.424 (0.302)	0.444 (0.302)
一期前主観的健康感（ふつう）	1.073 *** (0.308)	1.057 *** (0.308)	1.075 *** (0.309)
一期前主観的健康感（まあまあ健康）	1.350 *** (0.313)	1.333 *** (0.313)	1.349 *** (0.314)
一期前主観的健康感（とても健康）	1.724 *** (0.324)	1.706 *** (0.325)	1.723 *** (0.325)

力としてだけでなく、次の世代を産み育てることなど多くの社会的な役割を担っている。この世代の女性がより良く健康に暮らすことは、日本の社会全体のためにも欠かせないと言えるだろう。

ここで、分析の限界についても述べておきたい。まず、「逆の因果性」に関する問題である。動学モデルを用いることによって過去の健康状態と個別効果を考慮したモデルにはなっているが、現在の健康状態から現在の就業状況への逆の因果性は十分に解消できておらず、過大推定となっている可能性が考えられる。さらに、脱落変数については、個別効果を分析に加えることで考慮はされているが、推定結果でも触れたように、幼少期の経済状況が初期の健康状況だけでなく教育年数にも影響を与えており、教育年数の係数に正のバイアスがかかっている可能性も考えられる。また、今回の分析は女性のみサンプルだったことから、男女間の比較は行っていない。男女間の比較を行うことが出来れば、就業状況だけでなく家事の負担についても何らかの知見が得られることが考えられる。この点についても今後の課題としたい。

今日、若年・中年層や男女の別なく日本でも多くの社会格差について議論がされている。しかし、健康格差についての議論は、他の社会的格差ほど盛んではないように思われ、特に政策課題としては最近になって注目され始めたものの、まだまだ多くの課題がある。そこには、健康格差の是正に関する政策介入が即時的な効果を持たず、その効果を確認するために政策の一定期間の実施が必要であるという理由があるように考えられる。この、即時的な効果を欠くという点は、医療健康政策の政策的な優先順位を下げてしまっているともいえる。しかし、このように長期的な視野が必要な政策分野においてこそ、統計的手法を用いた検証可能な実証分析の結果が、政策決定において有用であると考える。今後、さらなる研究が行われ、政

策決定過程に用いられることが期待される。

謝辞

本稿の執筆にあたり、大阪大学国際公共政策研究科の山内直人教授、赤井伸郎教授、大槻恒裕准教授、大阪大学経済学研究科の齊藤慎教授（現：大阪学院大学）、匿名レフリーに示唆に富むコメントを頂いたことに感謝する。しかしながら、いうまでもなく本稿中のすべての誤りは筆者の責任である。なお、分析にあたり公益財団法人・家計経済研究所より「消費生活に関するパネル調査」の個票データの提供を受けた。

注

- 1 主観的健康感には、「まったく健康ではない」を1として、「とても健康」まで5段階の順序をつけている。
- 2 推定に用いたデータは974人×5年で4870サンプルとなっている。
- 3 ただし、教育年数は期間内に全対象者について変化がなかったため、当期の変数のみを、また年齢についても、多重共線性から2004年時点の年齢のみを推計に含めた。また、表中の括弧内は標準誤差、***、**、*はそれぞれ1%水準、5%水準、10%水準で統計的に有意であることを示す。
- 4 表中の括弧内は標準誤差、***、**、*はそれぞれ1%水準、5%水準、10%水準で統計的に有意であることを示す。

参考文献

- 1) 武川正吾. 健康の不等—『ブラック報告』について. 海外社会保障情報 1983 ; 62 : 40-49
- 2) Virtanen P, 他. Health inequalities in the workforce: the labour market core-periphery structure. *International Journal of Epidemiology* 2003; 32:1015-1021
- 3) Cai L. and Kalb G. Health status and labour force participation: evidence from Australia. *Health Economics* 2006; 15: 241-261
- 4) Case A. and Deaton A. Broken Down by Work and Sex: How Our Health Declines, in *Analyses in the Economics of Aging*. Wise. D. A. eds. Chicago, University of Chicago Press, 2005: 185-212

- 5) Grossman M. Education and Nonmarket Outcomes. Handbook of the Economics of Education. Hanushek E. A., Machin S. and Woessmann L. eds. Amsterdam: Elsevier, 2006: 347-408
- 6) Case A., Ferting A. and Paxson C. The Lasting Impact of Childhood Health and Circumstances. Journal of Health Economics 2005; 24: 365-389
- 7) Wagstaff A. The Demand for Health: Some New Empirical Evidence. Journal of Health Economics 1986; 5: 195-233
- 8) Contoyannis P., Jones A. M. and Rice N. The Dynamics of Health in The British Household Panel Survey. Journal of Applied Econometrics 2004; 19: 473-503
- 9) 野口晴子. 世帯の経済資源が出産・育児期における女性の心理的健康について: 「消費生活に関するパネル調査」を用いた実証分析. 経済研究 2008 ; 59(3) : 209-227.
- 10) 菅万理. 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—. 医療経済研究 2009 ; 20 : 85-108.
- 11) Idler L. E. and Benyamini Y. Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies. Journal of Health and Social Behavior 1997; 38: 21-37
- 12) Kaplan G. A, 他. Perceived Health Status and Morbidity and Mortality: Evidence from the Kuopio Ischaemic Heart Disease Risk Factor Study. International Journal of Epidemiology 1996; 25: 259-265
- 13) Bursstrom B. and Fredlund P. Self rated health: Is it as good a predictor of subsequent mortality among adults in lower as well as in higher social classes? Journal of Epidemiol Community Health 2001; 55: 836-840
- 14) Grossman M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. Journal of Political Economy 1972; 80: 223-255
- 15) Wagstaff A. The demand for health: an empirical reformulation of the Grossman model. Health Economics 1993; 2: 189-198
- 16) Salas C. On the empirical association between poor health and low socioeconomic status at old age. Health Economics 2002; 11: 207-220
- 17) Wooldridge J. M. Simple Solutions to the Initial Conditions Problem in Dynamic, Nonlinear Panel Data Models with Unobserved Heterogeneity. Journal of Applied Econometrics 2005; 20: 39-54
- 18) 松浦克己, マッケンジー. コリンミクロ計量経済. 東洋経済新報社. 2009: 467-470.
- 19) Grossman M. The Human Capital Model. Handbook of Health Economics, Anthony C. and Joseph N. eds. Amsterdam: Elsevier, 2000: 347-408

著者連絡先

大阪大学 OSIPP NPO 研究情報センター : 研究員
立福 家徳
〒560-0043 豊中市待兼山町 1-31
E-mail : i-tatefuku@osipp.osaka-u.ac.jp

Effects of Socioeconomic Status on the Health Status of Young to Middle-aged Women: Dynamic Panel Data Analysis

Ienori Tatefuku*

Abstract

By using panel data from Japanese young women (age, 20s to 40s) from the Japanese Panel Survey of Consumers 2003-2008 (JPSC), this paper analyses how social status affects self-reported health status. Because women in the 20s-40s age range play multiple roles such as workers, wives, mothers and caregivers, this paper takes such dynamic changes in work and health status into consideration by employing dynamic panel probit models to obtain a consistent estimator following Woolridge. The results proved that health status in a previous period, years of education, being homemakers, and being employed were significant predictors of current health status.

[Keywords] health inequality, self-reported health status, dynamic panel data, socioeconomic status