

## 老後の不安

——不安要因のトレンドと規定要因の変遷——

西村 幸満

### I 漠然とした不安と確実な不安

少子高齢社会の到来と相俟って、われわれの社会は、以前の経験から将来を十分に見据えることができない状態にあるのかもしれない。年金、医療、教育など社会におけるさまざまなシステムが露呈した信頼の揺らぎと、個人へと帰する責任問題の明確化との狭間にあって、われわれの生活はいまも不安にさらされている。不安を吸収するはずの社会保障システムは、移行期のいまにおいては不安を払拭するのに十分な効果をもたない。個人がとるべきオプションも、社会システムが不安定のままではリスクが大きく感じられる。現実問題として考えれば、漠然とした不安はなかなか現実には訪れないものの、確実な不安は徐々にではなく突然訪れるものであり、予測することができない。とすると、われわれがふだん感じている不安の中身は、漠然としているのが当たり前であり、その払拭は難しい。不安要因としては、むしろ漠然としているがゆえに強固に日常生活を拘束していると考えられる。

本論文の目的は、日本人が抱える漠然とした不安問題について、そのトレンドを性・年齢コホート別に確認したうえで、とくに高齢世代(65-89歳)にとって不可避である健康不安を取り上げてそれを規定する要因分析を現役世代(20-64歳)との比較に基づいておこなう。また、本論文は以下に示すような文脈に位置づけられる。

これまで意識変数を用いた分析は積極的な位置づけを与えられてこなかった。それは、漠然とし

ていることが強調され、そこから不安の特質をクリアにすることは不可能だと思われたからである。健康変数については、これまで意識という主観的な性質を測定することから生じる曖昧さを、具体的な動作・症状などの回数測定により解消する方向(=機能的健康という)で操作されてきた<sup>1)</sup>。この手続きは、正確さという意味では間違いないものの、その測定方法だけでは、健康という問題に内在する問題をすべて網羅することは不可能であり、限られた動作指標の測定方法自体が排除する不安を見過ごしてしまう可能性もある。とうぜん、主観的な健康指標と客観的(であるが限定的)な指標との相関関係は低いことが指摘されてきた<sup>2)</sup>。その理由は、主観的な健康指標が測定指標としては曖昧であり、その指標が客観的な状況(実態)を反映していないためだと理解されてきたのである。すなわち、特定の動作を客観的に測定したことに基づく機能障害が健康不安を生じている、というある意味強引な仮定を支持しつつ、過去に不安を感じていなかった健康時の自分と比較した現状についての個々の判断について、それを信用のおけないものとしてきたのである。

本論文では、むしろこれまで取り扱われなかった、個々の回答者の不安が、自分が抱えている健康判断と密接に関係していることを重視する。さらに健康に対する加齢と健康満足度との関係を考慮したうえで、健康に対する主観的な判断に対して、主観性をできるだけ制約して分析をおこなう<sup>3)</sup>。この手続きによって、意識変数の弊害を取り除くよう試みながら、健康意識へのアプローチを積極的におこない、老後特有の不安問題の抽出

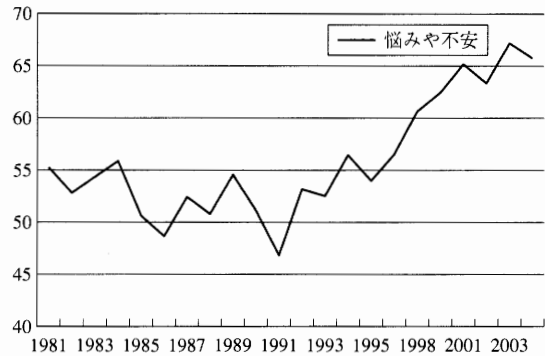
をおこなう。

本論文の構成は以下の通りである。つづくⅡでは、不安意識のトレンドを長期的に概観する。Ⅲでは、以降の分析に用いるデータの解説と予見される変数のクロス集計表分析をおこなう。Ⅳでは、健康不安を規定する要因の先行性と同時性を考慮した因果モデルによる分析結果を示し、さらに高齢者世代と現役世代の比較をおこない、健康不安の構造を明らかにする。Ⅴでは、分析結果の要約と考察をおこなう。

## Ⅱ 不安化社会

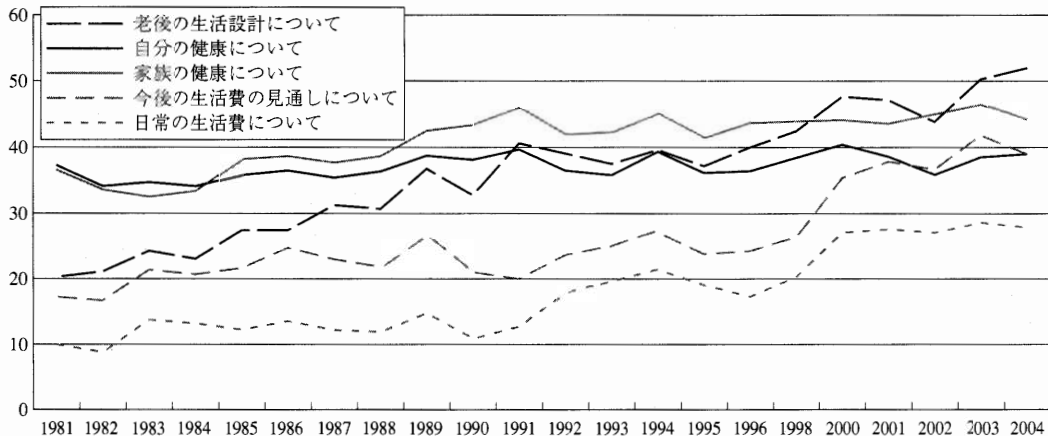
まず意識変数に現れる不安のトレンドを確認しておこう。図1は「国民生活に関する意識調査」に基づいて作成したものである。不安について確認できる1981年から2004年までのうち、1990年以降は一貫して不安傾向は高まっている<sup>4)</sup>。具体的な不安の項目についてみた図2においては、調査期間内で一貫して不安の高まりが確認できる。この25年間における不安の高まりは、「老後の生活設計」、「今後の生活費」、そして「日常の生活費」の3項目は2.8倍、「自分の健康」は1.4倍、「家族の健康」は1.2倍になっている。経済的な側面と健康面は、不安の主構成因であることがわかる。

紙幅の関係で表は省略するが、この傾向を全体平均を基準にして10歳刻みの年齢コホート別に確認すると、長期的にはほとんど平行線を描くことができる。すでにみたように、長期的な不安は高まっているので、この傾向はどの年齢においても不安が高まっていることを示している。「老後の生活設計」の場合は、50歳コホートがもっとも不安が高く推移し、60歳コホートと40歳コホートがつづく。以下のコホートは全体平均より低い。70歳コホートと30歳コホートが同じくらいで推移して、20歳コホートが一番低く推移している。すなわち、経済的な要因では、高齢世代に入る前に不安がもっとも高まる。また、「自分の



資料) 内閣府「国民生活に関する世論調査」各年版より。

図1 日常生活での悩みや不安(男女計:1981-2004)



資料) 内閣府「国民生活に関する世論調査」各年版より再集計。

図2 社会不安の内容とそのトレンド(全サンプル, 男女計:1981-2004)

健康」の場合は、年齢が高まるほど不安が高まることわかる。なかでも男性よりも女性のほうが、全体平均と比較して年齢ごとの不安の程度は広がる。われわれが感じる不安は、このように年齢という側面だけからみても、複数のピークをもつ構造であることがわかる。このことが不安を漠然とする一因であると考えられる。

以上のように長期的な不安の高まりと年齢の上昇に対応して高まる不安について、本論文では「健康」に焦点をあてて分析をおこなう。健康不安はいったいどのような要因によって規定されているのであろうか。次節以降では、この2つのトレンドを留意しながら分析を続けることにしよう。

### III データ、分析方法、素描

#### 1 データ

健康を規定する要因を検討する前に、分析に使用するデータについて説明をしておこう。本論文では、大阪商業大学と東京大学が実施した「生活と意識に関する全国調査」(以下、JGSS調査)の2000年と2001年調査を使用して分析をおこなう<sup>5)</sup>。本データの特徴は、なによりも、特定目的・意図を強調しない調査設計をしており、健康変数についても前後の項目との独立性が強い編成になっている。この点は、分析上重要な要件を満たしている<sup>6)</sup>。調査対象者は、日本の20~89歳を母集団とする5683名の男女となっているので、現役世代と高齢世代の問題と比較するのにも適したものになっている。

健康については、2つの変数を用いている。ひとつは主観的に現在の健康状態を示す項目であり、「あなたの現在の健康状態は、いかがですか」について、「良い」から「悪い」の5つのスケールで回答する。もうひとつは、「生活面に関する以下の項目について、あなたはどのくらい満足していますか」の中で、「自分の健康」については「満足」から「不満」のこれも5つのスケールで回答を得ている。

ところで、健康について決定的な影響をもっているのは年齢である。われわれは誰もこの事実を

避けることができない。健康不安への課題は、必然的な加齢の影響を抑制する共通の要因を見つけ出すことにより、漠然とした不安の解消を狙うのではなく、その不安を低減し現実化を遅らせることにある。それは、少しでも快適な生活の継続をするための予防法と同じである。すなわち、本分析の手続きは個別の要因ではなく共通の要因の探索なのである。

以上のことを念頭におき、ここではわれわれのほとんどが経験をする変数を組み入れた次のような因果モデルを検討することにしたのである。すなわち、健康状態を規定する要因として先行性を考慮して、年齢、教育、職業、そして経済的要因である世帯収入という基本的な変数を組み込み、さらに健康満足度<sup>7)</sup>を投入して主観的な健康状態の恣意性を排除したモデルとしたのである(図7~12を参照)。

このモデルの具体的な検証の前に、投入した変数の組み合わせから読み取れる特長をとくに高齢世代に注目して確認しておこう。

#### 2 教育・年齢別にみた健康状態

図3と図4は、高齢世代(65~89歳)のサンプル

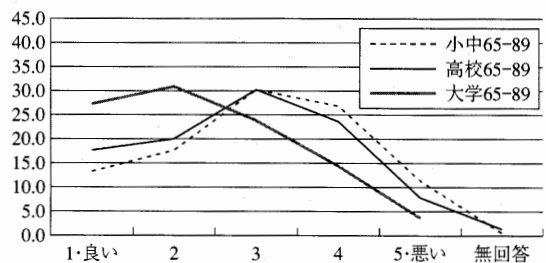


図3 学歴別年齢別健康状態(男性65-89歳)

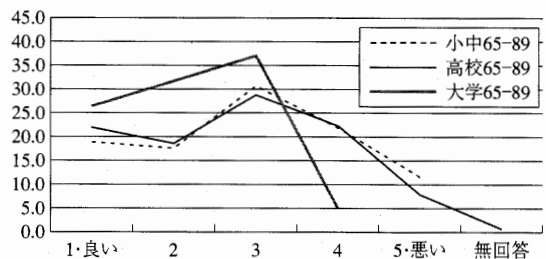


図4 学歴別年齢別健康状態(女性65-89歳)

るを教育レベル別にみた健康状態の回答分布である。教育レベルは小中レベル、高校レベル、そして大学レベルの3つに分けている<sup>9)</sup>。現役世代(20-64歳)では、教育レベルごとの健康状態の分布は似通っておりほとんど重なっているものもある。その分布は凸型であり、両端の「良い」と「悪い」の回答する比率をみると、「良い」が「悪い」と回答する比率よりも明らかに高い。これに対して図3と図4をみれば、男女ともに高齢世代では大学レベルの回答分布が明らかに「良い」と回答する方向に比重があることがわかる。教育レベルが社会現象のさまざまな格差を生み出す変数であることは、よく知られている。もちろん、教育の高低が健康問題を直接規定しているのではなく、教育レベルが継続的な努力、生活習慣あるいは情報収集の面でよりよい状態を維持・更新していることのひとつの指標となっているのであろう。

3 世帯構成・収入と健康状態

つづいて図5と図6は、各回答者の世帯構成ご

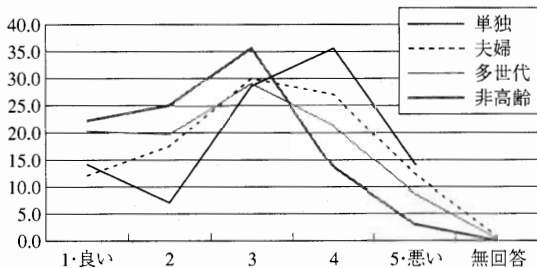


図5 世帯構成別にみた健康状態(男性)

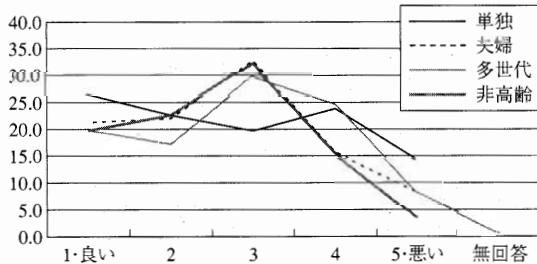


図6 世帯構成別にみた健康状態(女性)

とにみた健康状態の分布である。世帯構成は、高齢者のみの世帯である「単独」と「夫婦」という2つと、高齢者を含む「多世代」、そして高齢者を含まない「非高齢」の4つである。とうぜん、非高齢世帯において、健康状態の回答分布は左側(良い)に比重があり、高齢世代の単独・夫婦世帯は右側(悪い)に比重をおく。男性の場合には凸型の分布であるが、女性の場合には、単独世帯だけがフラットに近い型(中間の回答が低い)の分布になっている。

さらに世帯構成別に不安の一要因である経済的要因である世帯収入をみると(表1)、高齢者のみ世帯が非高齢世帯のわずか4分の1程度であることがわかる。白波瀬(2002)は、「国民生活基礎調査」の再集計結果から高齢者を含む世帯比率が1986年の28.2%から1998年の37.2%まで上昇していることを示し、「高齢者有世帯の増加とは、高齢者のみ世帯の増加」(pp.75)であると指摘する。そのうえでジニ係数を用いてこの高齢者のみ世帯の不平等度が「高齢者無世帯」と「高齢者有世帯」と比較して大きいものの、期間中に一貫した所得格差拡大はみられず、安定(わずかに縮小傾向)していることを確認している。とくに女性の単独世帯が国際的にみて恵まれていないという(白波瀬 2002, pp.80-81)。本分析の結果は、測定方法が違うものの、高齢者のみ世帯の世帯収入が非常に小さいことを示しているが、性別による格差は確認できなかった。また、収入の格差の大きさの割には健康状態の分布(図5と図6)に大きな違いがあるようにはみえない。

表1 世帯構成別にみた高齢者の収入状況

	単独世帯	夫婦世帯	多世代世帯	非高齢世帯
男性	30	276	205	1374
世帯収入	202.0	383.3	621.8	750.2
対非高齢比	26.9	51.1	82.9	100.0
女性	115	225	163	1410
世帯収入	197.2	390.6	569.5	746.9
対非高齢比	26.4	52.3	76.3	100.0

### IV 健康を規定する要因

III-1で示したように、本論文では、主観的な健康要因を規定する因果モデルを想定してOLSを用いて男女別に推計をおこなった。その結果を全サンプルでみたものが、図7と図10である<sup>9)</sup>。同様に、高齢世代(65-89歳:図8と図11)と現役世代(20-64歳:図9と図12)に分けて表示している<sup>10)</sup>。

男女に共通した特徴は、IIIで想定したように、

年齢の健康状態への直接効果(以下、効果と示す)が確認できる場合には職業威信へのパスを除いてマイナスを示す。このとき、男性の場合には、年齢の健康状態への効果は確認できない。教育効果も想定したとおり、男女ともに職業威信と世帯収入へ有意な効果(+)をもつ。さらに、男性の場合において教育は健康状態に有意な効果(+)をもっている。女性と比べて男性の場合は、教育・職業などの社会システムの利用レベル(社会参加)が高いほど健康状態の良好さに有意な影響を与えるのである。

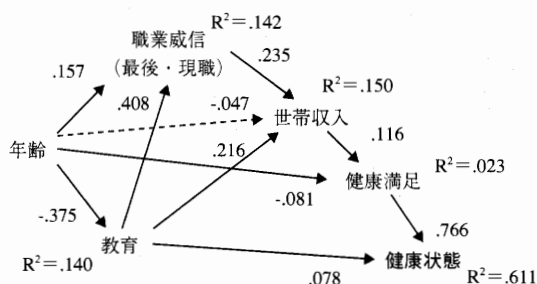


図7 健康状態を規定する要因(男性20-89歳)

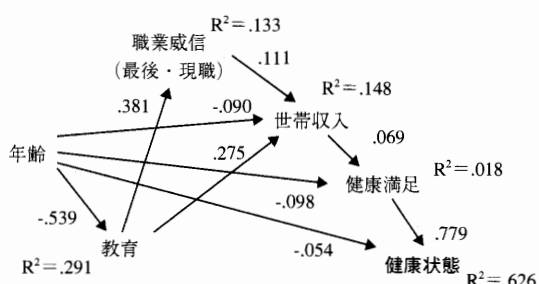


図10 健康状態を規定する要因(女性20-89歳)

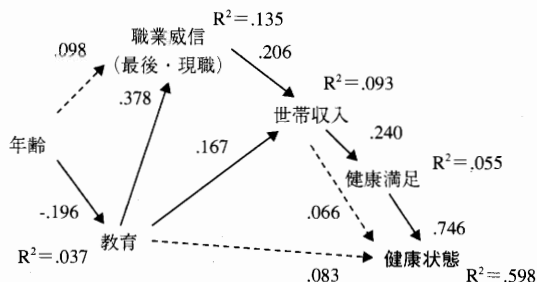


図8 健康状態を規定する要因(男性65-89歳)

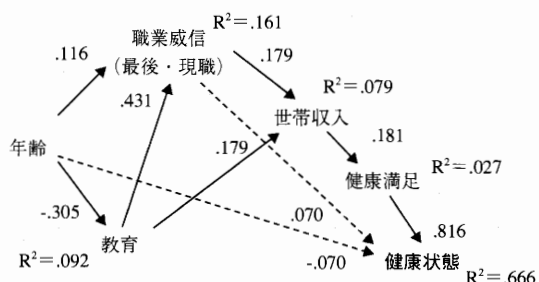


図11 健康状態を規定する要因(女性65-89歳)

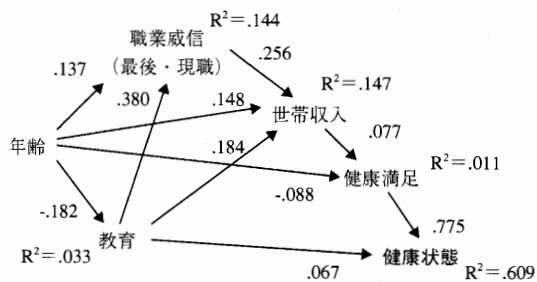


図9 健康状態を規定する要因(男性20-64歳)

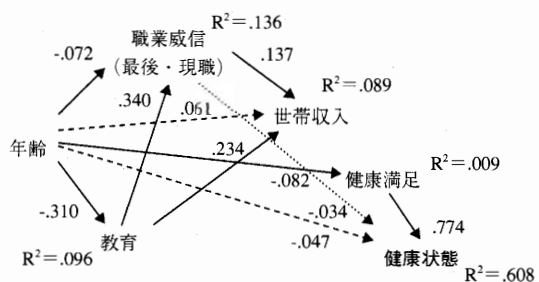


図12 健康状態を規定する要因(女性20-64歳)

世代別の特徴を確認するために、男性の結果から検討しよう(図7~図9)。全サンプルでみると、年齢は世帯収入と健康満足に有意であるが弱い効果(-)をもっている。ところが、高齢世代になるとこれらの効果は消失する。とうぜん、現役世代で2つの変数は有意な効果をもつものの、世帯収入への効果は反転しプラスを示す。年齢が高いほど世帯収入が高くなるという構造を現役世代がもっていることが確認できる。

さらに、高齢世代においては、弱いながらも唯一、世帯収入から健康状態への効果(+)を確認することができる。男性の場合、年齢の世帯収入への効果は現役時代には正の相関関係をもつものの、高齢期に入ると日本型の雇用から離れるためこうした傾向が瓦解することがわかる。一般に日本の収入構造は年功的に構造化される傾向にあり、この結果はそのことを一部支持している。そして収入構造が健康状態をプラスに規定していることから、努力指標である教育達成、社会的な評価の高い職業、経済的な評価の高い収入をえることが累積してその後の健康状態をより良くすることに寄与していることがわかる。また、調査の回答によれば、高齢期の生活は、最後職が被雇用の場合には年金主体になる<sup>11)</sup>。一方、自営業の場合には年金に貯蓄と高齢になっても働き続ける収入が加わることもある。雇用者と違い引退の遅い自営業の場合などは働き続けることが健康状態と関わっている可能性もある。

女性の場合は、男性とのキャリアのあり方が異なるため、健康状態に対する教育・職業・世帯収入を合わせた就業の効果は男性よりも小さい(図10~図12)。直接効果の大きい年齢がマイナスなので、間接効果<sup>12)</sup>を合わせた総効果を比べても、健康状態へのプラス効果は小さくなる。全サンプルでみた場合、年齢は世帯収入、健康満足、そして健康状態にマイナスの効果をもっている。高齢世代になると、年齢からの世帯収入と健康満足への効果は消失し、代わりに職業威信から健康状態の効果(+)をもつ。ここには年齢から職業威信への効果(+)の影響が関係している。高齢世代では年齢が高くとも職業威信の高いことが健康状

態を維持する1つの要因であることを示している。男性同様に女性も現役の頃の働き方の蓄積が、高齢期の健康を引き上げる可能性があることを示す。ところが、現役世代では高齢世代とは状況が反転する。年齢が若いほど良好な就業機会をえているため、職業威信は高くなる。職業威信の高さは収入を高めても健康状態を向上するほどには現役世代の女性の就業は開かれていないか、世代内に異なったメカニズムが働いているのかもしれない。とくに、ここでは一貫して就業しなかった女性が除かれていることも重要な影響をもっている<sup>13)</sup>。また、高齢世代では、女性の農業従事者あるいはパートなどに比べて職業威信が高い職業への雇用機会は少ない。

なお、世帯構成の効果を確認するためにダミー変数を作成してOLSに投入した結果、単独世帯と他の世帯構成の間に有意な効果は確認できなかった。

## V 要約と今後の課題

本分析の結果を要約して、今後の課題について検討する。この25年間に人びとの不安は高まっている。中高年は老後の経済的な側面に、健康については加齢により不安が高まっている。クロス集計をみる限り、健康状態を規定する要因は、高い教育レベル、高齢者以外を含んだ世帯構成、そして世帯収入(経済的側面)の高さである。因果モデルによる分析の結果、直接効果としては、年齢要因が強く健康状態を引き下げていることを改めて確認し、教育、職業、そして世帯収入といった要因が、健康状態を引き上げていることも確認した。ただし、年齢による間接効果(-)によってこのプラスの直接効果は減じられ、健康満足度を除くと本分析のモデルでは健康状態を引き上げる総効果は小さいものになっている。クロス集計では確認できた、女性における健康状態の教育への直接効果、単独世帯の効果は確認できなかった。

高齢世代の男性においては、健康状態に対する年齢の直接効果のパスはなく、教育と世帯収入からの直接効果が確認できる。高齢期には経済原則

が機能しない生活が始まるために、現役時代の就業状態の良さが、高齢になってからの健康状態を引き上げるのに効果をもっているのである。高齢世代の女性においても、健康状態への年齢の直接効果を残して他のパスは消失する。また、男性とは異なり、職業威信の直接効果が顕在化する。金額には現れないものの、就業状態にあることが健康状態を引き上げる効果をもっている点では男性と同じなのである<sup>14)</sup>。

本分析で用いたモデルは、非常にシンプルなものであり、個々のおかれた状況をあまり反映していない。このモデルの限界によって排除された要因については、今後一層の特定化が必要である。また、高齢世代と現役世代では、明らかに生きてきた時代が異なっている。とくに女性の動向は今後予測のつかないものになる可能性がある。それは、男性同様に就業を含む社会参加による健康状態の引き上げ効果が確認されてもその効果は比較的小さいこと、かつ加齢効果(一)が男性よりも強く各変数に影響を与えていること、この2つがありながらも女性のほうが寿命が長いという事実から導き出される。女性の雇用化という社会進出の高まりが与える老後の生活への影響は、本データでは確認できず、縦断的なデータによる分析が必要であり、これは今後の課題である。

#### [Acknowledgement]

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学比較地域研究所が、文部科学省から学術フロンティア推進拠点としての指定を受けて(1999-2003年度)、東京大学社会科学研究所と共同で実施している研究プロジェクトである(研究代表:谷岡一郎・仁田道夫,代表幹事:佐藤博樹・岩井紀子,事務局長:大澤美苗)。データの入手先は東京大学社会科学研究所日本社会研究情報センター SSJ データ・アーカイブである。

#### 注

- 1) たとえば, Liu, Liang, Muramatsu, and Sugisawa (1995) では、「お風呂に入る」「階段を2, 3段昇る」「2, 3丁(200-300メートルくらい)歩く」について、「まったく他人の手助けな

しに行うことができる」「すこし難しい」「かなり難しい」「非常に難しい」「まったくできない」の5つのスケールで測定する。3項目すべてに「まったく他人の手助けなしに行うことができる」と回答したものを「障害なし群」(健康者群)として、それ以外を「障害あり群」(障害者群)としている。部分的に主観性を含んでいる。

- 2) 深谷(2001, pp. 53-54)によれば、「手段的自立」「状況対応」「社会的役割」を含んだ13項目によって作成した「老研式活動能力指標」による客観的健康と「よい・まあよい」「ふつう・やや悪い・悪い」によって測定した主観的健康を比較して、それぞれ71.0%と55.2%という数値を算出している。主観的健康の方が若干小さめに算出されている。一方で、杉澤(1996)によれば、身体的健康指標群が健康度自己評価の変動をもっとも多く説明していたという。
- 3) 主観的指標がもつ測定誤差について検討した岩本(2000, p. 112)は、この誤差が実証研究を妨げるほど深刻でないことを指摘している。
- 4) とはいえ留意する点はある。1981年に有効回収率は83.5%であったものが、2004年では70.1%にまで低下している。この回収率の影響は、回答分布に影響を与える。仮に2004年時に回収率が83.5%であり、その増分13.5%(1350人)が悩みや不安を感じていないにそのまま加わった場合、悩みや不安を感じるのは56.2%となり、1980年代の前半レベルと同等になる。もちろん非現実的な仮定の話であるが、決して無視できる問題ではない。
- 5) JGSS-2000調査の場合は、version 6のデータセット、JGSS-2001調査の場合は、version 3のデータセットを使用している。
- 6) 最近の調査の傾向は、予見として高齢者のおかれた状況が劣悪であることを確認するかのよう設計に基づいている(例:高齢者対象;健康、介護、経済的基盤関連の調査)。もちろん、こうした調査が不的確であるというのではなく、各質問ができるだけ独立しているものが望ましい。
- 7) 健康満足度(満足+まあ満足)の年齢コホート別の特徴は、20~30歳コホートで20~30%の間にあり、40~84歳コホートまでは15%前後で安定的に推移し、85歳で急激に低下する。この傾向は、性別による差異はほとんどない。また、健康状態(良い+まあ良い)と健康満足度(満足+まあ満足)の組み合わせについて、5歳刻みの年齢別の推移をみると、20-24歳コホートの6%から85-89歳コホートの35%までほぼ線形で低下することがわかっている。
- 8) 小中レベルは、旧制の高等小学校レベルと新制の中学校レベルまでである。大学レベルは、旧制高校以上、新制短大・専修学校以上を含んでいる。

- 9) 調査時点で収入をとまなう就業経験が無いのは男性0.68%。女性では6.81%である。無就業率は、男性の60-89歳で2%まで上昇する。女性は50-59歳で10.6%, 60-89歳で20%まで上昇する。このため、女性の高齢世代では無就業者の影響が大きい。
- 10) 各変数に対する残差変数のパス係数は、非決定係数の平方根を算出することでえられる。すなわち、 $\sqrt{1-R^2}$ で求めることができる。
- 11) 男性と女性では若干の違いがある。女性の場合には、高齢初期では配偶者の収入、高齢後期では、家族・親族からの収入がある。
- 12) 間接効果の計算方法は、直接効果\*直接効果となる。年齢効果が基本的には(-)なので、各パスを経由すると間接効果分を直接効果から差引いた分が総効果になる。
- 13) 注9)を参照のこと。
- 14) 前節でも触れたように、この分析からは就労経験のないものは除外されているので、とくに女性においてその影響が大きい。

#### 参考文献

- 秋山弘子(2004)「ジェンダーと健康維持要因：15年間の全国高齢者縦断調査から」東京都老人総合研究所『後期高齢期における健康・家族・経済のダイナミクスII』, pp. 77-85。
- 岩本康志(2000)「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, pp. 95-117。
- 大石亜希子(2000)「高齢者の就業決定における健康要因の影響」『日本労働研究雑誌』No. 481, pp. 51-62。
- 近藤克則(2002)「社会的経済的格差による健康の不等」『経済』82, pp. 27-37。
- 杉澤秀博(1996)「高齢者における健康度自己評価の関連要因に関する研究—質的・統計的解析に基づいて」『社会老年学』No. 38, pp. 13-24。
- 芳賀 博・七田恵子・永井晴美・須山靖男・竹野下訓子・松崎俊久・古谷野亘・柴田 博(1984)「健康度自己評価と社会・心理・身体的要因」『社会老年学』No. 20, pp. 15-23。
- 深谷太郎(2001)「健康と心身機能」平岡公一編『高齢期と社会的不平等』, 東京大学出版会, pp. 51-59。
- 松浦克己(2003)「高齢者の幸福感を支えるもの」斎藤毅憲・藤野次郎・松浦克己・南知恵子『アクティブ・シニアの消費行動』, 中央経済社, pp. 1-35。
- LaRue, A., Bank, L., Jarvik, L., and Hetland, M., (1979) Health in Old Age: How Do Physicians' Rating and Self-rating Compare? *Journal of Gerontology*, 34, pp. 687-91.
- Liu, X., Liang, J., Muramatsu, N., and Sugisawa, H., (1995) Transition in functional status and active life expectancy among older people in Japan, *Journal of Gerontology: Social Sciences*, Vol. 50 B, No. 6, S 383-s 394.
- Ware, J. E., Brook, R. H., Davis-Avery, A., Williams, K. N., Stewart, A. L., Rogers, W. H., Donald, C. A., Johnston, S. A., (1980) *Conceptualization and measurement of health for adults in the health insurance study: Vol. 1, model for health and methodology*, The Rand Corporation, Santa Monica, C. A.
- (にしむら・ゆきみつ 国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用分析研究部第2室長)