

女性の労働と主観的健康感

— 就業形態・状況別分析

馬場 康彦

(明星大学人文学部教授)

近藤 克則

(日本福祉大学社会福祉学部教授)

1. はじめに

近年、主観的健康感 (self-rated health) という概念が、老年学 (芳賀他 1984; 藤田・旗野 1990; 杉澤 1993)・社会疫学 (近藤 2004b) などの分野を中心に注目されつつある。これは、「自分の健康の程度はどれほどだと思うか」についての自己評価にもとづいた健康度指標のことである。この指標は生命予後の予測妥当性を持つことが多くの研究により明らかにされている (藤田・旗野 1990; Ross et al. 1990; Hertzman et al. 2001: 1581)。

これまで、主観的健康感の高低を左右する要因について、さまざまに論じられてきた。我が国でも、身体上の健康状態や精神的な健康状態などが要因として取り上げられてきたが、その多くは高齢者に着目したものであり (芳賀他 1984; 藤田・旗野 1990; 杉澤 1993)、本稿のように若年・壮年女性を取り上げ家族社会学や家計経済学の視点から社会経済的な側面に着目した例は少ない (例外: 馬場・近藤 2003; 馬場・近藤・末盛 2003; 馬場・近藤 2004)。これまでの研究では、男性と女性では主観的健康感を規定する要因が必ずしも一致しないという認識がなされ、男女別に分析されることが増えてきている (Power 1991; Matthews et al. 1999; Virtanen et al. 2003)。本稿もその一連の研究の流れをくみ、女性を分析対象とする¹⁾。

女性の主観的健康感に注目した研究のなかで

も、これまで議論の対象の一つとなってきたのは、就業のあたえる影響についてであり、諸説ある。たとえば、Virtanen et al. (2003) は就業形態を複数のカテゴリーに区切り、それぞれの主観的健康感への影響を測定した。つまり、終身雇用 (permanent) や契約社員 (fixed-term)、あるいは無職 (unemployed) といった違いにより、主観的健康感に差異が生じているかを検証した。結果として、就業者のほうが無職の者に比べて健康状態が高いと評価する傾向を報告している。

一方、負の影響についても論じられている (Williams et al. 1991; Ross and Mirowsky 1992)。負の影響とは、就業は主観的健康感を低下させるとの論理に立っている。代表的な論説として、就業によって家庭や職場での役割の過多から、ストレスをためこんでしまうという役割ストレイン (role strain) 説が挙げられる。しかし、総じてこれまでの研究報告を概観するかぎり、正の影響を主張する報告のほうが多勢のようである (藤田・旗野 1990; Matthews and Power 2002; Virtanen et al. 2003)。

しかし、就業者か無職か (芳賀他 1984)、あるいは職種は何か (藤田・旗野 1990) など就労に関する因子は、他のいくつかの要因 (身体的・精神的な要因など) とともに分析されることがあっても、それ以上細かな分析はほとんどなされていない。近年、企業は常勤職よりもむしろパート、アルバイト、嘱託といった形態を増やす傾向にある (厚生労働省 2004: 76-77)。そのような状況下

図表-1 主観的健康感と配偶状態

有配偶			無配偶		
主観的健康感			主観的健康感		
平均	健康%	N	平均	健康%	N
3.53	89.1	1362	3.54	86.7	766

では一口に就業する女性といっても、常勤か否か、労働時間数の長さなど多様であり、それぞれが主観的健康感に与える影響は異なる可能性がある。多様な就業形態・状況において、果たしてどのような就業形態・状況が、健康にどのような影響を与えているのであろうか。

そこで本稿では、さまざまな側面から就業というものを捉え、主観的健康感とのそれぞれの関連を丹念に探ってゆきたい。まず、就業しているかどうかといった区分をする。そして次に、就業の多様性を考慮に入れ、職位（常勤か非常勤か）、職種、雇用か自営か、労働時間に関して検討してゆく。

本稿の特徴として、以上の分析をおこなう際、婚姻形態（有配偶か無配偶か）を区別して考え、就業と主観的健康感の関係が異なる可能性に着目する。というのは、有配偶者には夫がおり無配偶者には夫がいないため、ソーシャル・ネットワークの視点から見ると就業のもつ意味が両者で異なるからである。また、有配偶者にとって就業は収入を得る手段である以上に自己実現の手段、自らの人的ネットワークを充実させるための場かもしれない。一方、無配偶者にとって就業とは、何よりも生計をたてるための手段である面が強く、それ以外は二次的なものかもしれない。そこで婚姻形態（有配偶・無配偶）別に、就業と主観的健康感の間の関連があるか否かを検証する。

2. 対象と方法

本稿で使用するデータは、女性のみを対象として継続されている財団法人家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」データである。本稿では、2003年に実施された第11年度データを使用

する²⁾。本データでは、初年度（1993年）に全国から層化2段無作為抽出で24～34歳の1500人が抽出された。第5年度（1997年）には若年層を補うために24～27歳の500人が追加され、さらに本稿対象の第11年度には、新たに24～29歳の836人が加えられた。本稿の分析では、第11年度に追加されたサンプルも含めることにした。

以下の分析における従属変数は主観的健康感であるが、それを測定するのに2種類のやり方を用いた。一つは、「ふだんのあなたの健康状態はどうか」の問いに対する回答「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」の5段階それぞれに5点から1点を与え、平均値などを用いる方法である（藤田・旗野 1990; Hertzman et al. 2001; 馬場・近藤 2003）。もう一つは、先の質問項目を2項変数にして使う方法である（Power 1991; Borg and Kristensen 2000）。つまり、健康か不健康かの2項変数にするようカテゴリーを合体させる。杉澤（1993）によれば、この「ふつう」と「あまり健康でない」の間で区分する2カテゴリーが最も説明力が高くなる。そこで本稿では断りのない限り、「あまり健康でない」と「まったく健康でない」を合体させ「不健康」とし、「ふつう」を上位カテゴリー（「健康」）に合体させた。

統計的手法は平均に関しては分散分析、割合に関してはカイ2乗検定を用いる³⁾。

3. 結果

まず有配偶者と無配偶者の主観的健康感の値をみておこう（図表-1）。「平均」は5段階の尺度とみなしたときの平均得点を示しており（1～5点）、値の高いほうが主観的健康感も高いことを意味する。「健康%」は2項変数でみた場合に、そのグループの中で「健康」に該当する人がどれだけいるかの割合である。

図表-1の分析結果から、平均は有配偶・無配偶のどちらも約3.5点ということで、「ふつう」と「まあまあ健康」の中間レベルにあることがわかる。また、「健康%」も両者はあまり差がなく9

図表-2 主観的健康感と就業状態

就業状態	有配偶 主観的健康感			無配偶 主観的健康感		
	平均	健康%	N	平均	健康%	N
就業	3.53	89.4	610	3.59***	89.1***	667
無職	3.43	88.9	752	3.16	70.7	99

注:*P<.10, *P<.05, **P<.01, ***P<.001。「無職」は休職中、学生、専業主婦をふくむ。
ただし、その大半が専業主婦である。

次に、有意差のみられた無配偶者に注目して、年齢別にみていくこととする。その目的は、ある年齢層ではその傾向が強いといった違いがみられるかどうかを調べるためである。図表-3をみるかぎり、どの年齢層でも就業者のほうが主観的健康感が高めの傾向にある。中でも、年齢が上の層では下の層よりも、就業者と無職者との差が大きく開いており、30代以上の層では統計学的に有意な差となる。20代での差は平均で0.2点ほど、割合で8%ほどなのに対し、40代になると平均で約0.6点、割合では約60%にもおよぶ。

図表-3 年齢別にみた主観的健康感と就業状態(無配偶者)

年齢	就業状態	無配偶 主観的健康感		
		平均	健康%	N
24～29	就業	3.62 ⁺	90.2	428
	無職	3.41	82.1	56
30～34	就業	3.58*	86.1*	108
	無職	3.00	62.5	16
35～39	就業	3.56***	90.0***	80
	無職	2.71	57.1	14
40～44	就業	3.43*	79.7**	51
	無職	2.77	20.3	13

注:*P<.10, *P<.05, **P<.01, ***P<.001。

図表-4 主観的健康感と職位

職位	有配偶 主観的健康感			無配偶 主観的健康感		
	平均	健康%	N	平均	健康%	N
常勤	3.61*	90.5	294	3.64 ⁺	90.5	452
非常勤	3.48	88.7	435	3.51	86.7	210

注:*P<.10, *P<.05, **P<.01, ***P<.001。「非常勤」は、パート・アルバイト、嘱託などを含む。

割弱ということで、大多数の人が「ふつう」以上の健康状態であると評価している。つまり、平均と割合のどちらにおいても有配偶と無配偶であまり差がないといえよう。

以下では、就業に関する諸側面がいかにかに主観的健康感と関係しているかをみてゆく。順に、(1) 就業・無職、(2) 常勤・非常勤、(3) 職種、(4) 自営・被雇用、(5) 労働時間を対象とする。

(1) 就業・無職の差

就業しているか無職かの違いは、図表-2の通りである。まず有配偶者についていえば、有意差はみられない。これは平均・割合ともにいえる。しかし無配偶者では、就業者のほうが無職者よりも主観的健康感が高い傾向にある。

くるのかどうかを検討する(図表-4)。傾向として、基本的に常勤のほうが主観的健康感が高く、これは配偶状態を問わずいえる。ただ、平均値の比較では有配偶者においてのみ常勤と非常勤の差は有意であるが、他では同様の傾向はみられるものの、有意レベルには達していない。

さらに年齢別にみると、有配偶と無配偶に傾向の違いが出てくる。図表-5は年齢階層別にみたものだが、有配偶と無配偶では常勤・非常勤の意味が異なるのがわかる。ほとんどのセルの常勤・非常勤の差異が有意レベルに達していないなかで、有配偶では24～29歳だけが、一方の無配偶では40～44歳だけが有意レベルに達している(ただし、これも平均の差のみで、割合では有意とはいえない)。

図表-5 年齢別にみた主観的健康感と職位

年齢	職位	有配偶 主観的健康感			無配偶 主観的健康感		
		平均	健康%	N	平均	健康%	N
24~29	常勤	3.79*	93.0 ⁺	71	3.66	90.9	286
	非常勤	3.46	84.4	90	3.54	88.7	141
30~34	常勤	3.67	95.1	61	3.54	86.5	74
	非常勤	3.57	86.8	76	3.67	84.8	33
35~39	常勤	3.65	92.6	68	3.70	94.6	56
	非常勤	3.48	91.0	111	3.41	86.4	22
40~44	常勤	3.41	84.0	94	3.61*	88.9	36
	非常勤	3.44	90.5	158	3.00	71.4	14

注: *P<.10, *P<.05, **P<.01, ***P<.001。

図表-6 主観的健康感と本人の職種(職種別)

職種	有配偶 主観的健康感			無配偶 主観的健康感		
	平均	健康%	N	平均	健康%	N
自営	3.46	86.3	102	3.43	89.3	28
管理・専門	3.20	80.0	10	3.70	90.0	10
技術	3.84	95.1	82	3.59	89.2	111
教員	3.49	87.8	41	3.57	83.0	47
事務	3.61	90.5	200	3.70	90.4	303
技能・作業	3.42	89.2	120	3.56	95.3	43
販売サービス	3.45	88.4	181	3.41	86.8	121
内職	3.53	86.7	15	2.50	50.0	4

図表-7 主観的健康感とホワイトカラー・ブルーカラー

職種	有配偶 主観的健康感			無配偶 主観的健康感		
	平均	健康%	N	平均	健康%	N
ホワイト	3.64**	91	333	3.66**	89.4	471
ブルー	3.45	88	418	3.43	88.3	196

注: *P<.10, *P<.05, **P<.01, ***P<.001。

図表-8 主観的健康感とホワイトカラー・ブルーカラー
(「まあまあ健康」「とても健康」のみ対象)

職種	有配偶 主観的健康感		無配偶 主観的健康感	
	健康%	N	健康%	N
ホワイト	58.3**	333	63.1***	471
ブルー	48.1	418	46.9	196

注: *P<.10, *P<.05, **P<.01, ***P<.001。

さらに、有配偶の常勤女性に焦点をあてると、年齢とともに主観的健康感の平均値は低下する傾向にある (P<.05)。40~44歳の層では逆転し、非常勤よりも低くなるほどである。

(3) 職種 (あるいはホワイトカラー・ブルーカラー) の差

次は職種による違いを検討してみたい。つまり、就業していたとしても、どういった職業に就いているかで主観的健康感に差が出てくる可能性をみるのである。ここで職種といった場合、本人の職種のことをさしており、有配偶者の場合も夫のそれではない。

図表-6 は職種別にみた主観的健康感の平均と割合の値を示したものであり、当データで用いられた質問紙にならって職種分類してある。結論をいうと、この図表の結果から意味のある解釈をするのは困難といわざるをえない (平均差の検定では有配偶・無配偶ともに P<.05ではあるが)。一定の傾向があるとも、職種間で大きな差異がみられるともいいがたい。

そこで、この図表をホワイトカラー・ブルーカラーで括ってみることにする (図表-7)。ホワイトカラーとは、ここで管理・専門、技術、教員、事務のことであり、ブルーカラーとは自営、技

能・作業、販売サービス、内職のことである。この分類は、肉体労働主体か頭脳労働主体かという、ホワイトカラーとブルーカラーを定義するそもその区分に基づいている。

図表-9 主観的健康感と自営・被雇用

自営・被雇用	有配偶 主観的健康感			無配偶 主観的健康感		
	平均	健康%	N	平均	健康%	N
被雇用	3.54	89.9	634	3.61 ⁺	89.3	635
自営	3.47	86.3	117	3.31	84.4	32

注:⁺P<.10, *P<.05, **P<.01, ***P<.001。

図表-10 主観的健康感と週労働時間

労働時間 (時間)	有配偶 主観的健康感			無配偶 主観的健康感		
	平均	健康%	N	平均	健康%	N
21未満	3.56	90.1	181	3.53	86.1	36
22~42	3.49	88.6	359	3.60	89.4	301
43~54	3.60	91.5	142	3.63	90.7	246
55~64	3.58	90.3	31	3.63	88.3	60
65以上	3.25	83.3	12	3.29	76.5	17

図表-11 無配偶者における主観的健康感と週労働時間(ホワイトカラー・ブルーカラー別)

労働時間 (時間)	ホワイト 主観的健康感			ブルー 主観的健康感		
	平均	健康%	N	平均	健康%	N
21未満	3.58	84.2 ⁺	19	3.47	88.2	17
22~42	3.69	89.0	209	3.40	90.2	92
43~54	3.68	91.8	195	3.41	86.3	51
55~64	3.65	89.2	37	3.61	87.0	23
65以上	2.91	63.6	11	4.00	100.0	6

注:⁺P<.10。

図表-7をみると、有配偶・無配偶を問わずホワイトカラーの主観的健康感が比較的高いのがわかる。ただ、この傾向は常勤だけにいえるものであった。結果は示さないものの、非常勤では特にホワイトカラー・ブルーカラーによる主観的健康感との関連はみられなかった。ただし、有意レベルなのは平均の比較のみである。そこで、主観的健康感の2項変数に手を加えたのが図表-8である。これはもともと5カテゴリーあるうち、中間カテゴリーの「ふつう」を「健康」ではなく「不健康」のほうに入れた結果である。こうすると、先の平均の比較と同じように、ホワイトカラーはブルーカラーよりも主観的健康感が高い傾向にあった。

こうして図表-7の平均の比較と同様の傾向がみられたわけだが、図表-8にもう少し注目してみると、ホワイトカラーとブルーカラーの差異が、有配偶よりも無配偶で大きくなっていることに気づ

く。注目すべきは、有配偶と比べた無配偶ホワイトカラー層における「健康%」の多さである(58.3 vs. 63.1)。

(4) 自営・被雇用の差

さて、就業しているとしても、それが勤め(被雇用)なのか自営なのかの違いは主観的健康感に影響をあたえているのだろうか。図表-9がそれを検証した結果であるが、それをみるかぎり有配偶・無配偶ともに、自営か雇用されているかの違いが有意なものとはいいがたい。なお、「ふつう」を「不健康」に入れた検証でもやはり有意差はなかった。

(5) 労働時間(週)の差

最後の分析として、週あたりの労働時間の影響を検討してみたい。予想できる傾向といえば、労

働時間が長いほど健康ではなくなることがある。しかし、図表-10からはそれを支持するような有意な結果は有配偶にも無配偶にも見出せず、一定の傾向があるようにはみえない。ただし、最長のカテゴリー「65以上」に注目したい。これだけ他より際立って主観的健康感が低くなっているのがわかる。これは平均でも割合でもいえる。

さらに、ホワイトカラーとブルーカラーで区別してみたところ、有配偶女性では有意な傾向がやはりみられなかった。一方、無配偶者の結果は、図表-11の通りである。図表-10でみられた65時間以上の層の主観的健康感の低さがホワイトカラーにおいてみられ、ほぼ有意レベルに十分達していた ($P=0.051$)。

4. 考察

今日の就業状況は職位・職種・労働時間などにおいて多様であることをふまえ、以上の分析ではそれらがいかに主観的健康感に影響しているかを検討してきた。ただし、本論は横断的分析であるため、因果関係について論じるには慎重にならねばならない。そのことに配慮しつつ、ここで得られた諸知見をつなぐ形でまとめてみたい。

まず第1に、就業しているか否かに関しては、夫からのサポートがない無配偶の女性においてのみ、無職であることと主観的健康感が低いこととの間に有意な関連が認められた。そもそも就業していることが正の影響を及ぼす一つの経路として考えられるのは、ソーシャル・サポート・ネットワークである。我々がすでに報告したように(馬場・近藤 2004)、有配偶者においてすらソーシャル・ネットワークの規模が大きくなるほど、主観的健康観は有意に高まる。人と接することで気晴らしとなる、精神的サポートが得られることが、健康に影響を及ぼすといった効果である(関連: Matthews and Power 2002; 近藤 2004a)。これが無職の場合、夫からのサポートがないことに加えて職場の人間関係から得られるサポートを日常的に得ることが難しくなるため、健康に負の影響が出ると推定できる。

第2に、就業形態が常勤であることが高い主観的健康感と関連する傾向を示し、有配偶では若年層で、無配偶では高齢層で有意な差が認められた。

フリーターなどの非正社員でなく常勤正社員で働くことがやりがいや毎日の充実につながり、健康に良い影響を及ぼすだろうと想像できる。また、常勤正社員としての就業の方がより責任のある仕事をする機会は多いと考えられるので、自己効力感など「生き抜く力」(近藤 2004c)を強める方向に作用する可能性も考えられる。

有配偶者若年層では、夫にサポートしてもらっており、かつ子どもがいない(少ない)状況があるので、本人の就業は生活する糧を得るためというより自己実現などの意味合いが強い可能性がある。これが有配偶者において常勤と非常勤の間の差が、若年層でより顕著であった理由として考えられる。また、有配偶者の常勤においてのみ、主観的健康感の平均値は年齢とともに有意に低下する傾向にあった。これは、家庭内での役割が増えるにつれて常勤であることが負担となってくることを意味するかもしれない。実際40~44歳の層では非常勤女性の方が主観的健康感が高くなっていた。家族と職場の両方での役割が負担になるといった、「役割ストレイン」(参考: 藤田・旗野 1990; Matthews and Power 2002)の説明のおよぶところかもしれない。

他方で、無配偶女性には違った論理で正社員であることの意味があらわれていそう。それは若いころよりも、年齢が高くなってからである。彼女たちにおいては40歳を過ぎても非常勤職に就いていると、たとえば老後の設計をする際になどに経済的安心感に欠けていることを痛感するのかもしれない。

第3に、ホワイトカラー職に就いていることもまた、高い主観的健康感と関連していた。これは先行研究と同様であった(Power 1991; Borg and Kristensen 2000)。ブルーカラーは身体を使うことが中心の職が多いため、病気・けが・体調不調などが生じやすくなり、そのために主観的健康感が低下すると考えられる。

この傾向は配偶の有無にかかわらずみられたが、

とりわけ無配偶者において大きかった。また、非常勤では特にホワイトカラー・ブルーカラーによる主観的健康感との関連はみられなかった。無配偶者のほうが仕事に打ちこみやすく、あるいは常勤の方が責任ある仕事を任せやすい（と考えられる）ため、ホワイトカラーの利点享受着して、主観的健康感も高くなるのだろうか。有配偶女性にとって、ホワイトカラーで働くことと、家庭の役割をこなすことの両立は「役割ストレイン」をもたらす可能性を示唆しているのかもしれない。

第4に、通勤時間や休暇の取りやすさなどにおいて、自営のほうが主観的健康感に正の影響を与えとも予想できたが、結果はそうではなかった。逆に、経済的な心労においては自営の方が自己責任は大きく、不安が強まるのかとも想像できたが、それも結果に反映されなかった。自営には、多様な状況が混在しており、かつ自営も勤めもさまざまな面で一長一短あり、今回の結果からはどちらが主観的健康感に正（あるいは負）の影響を強くあたえるとはいいきれない。

第5に、長時間労働は行き過ぎた場合に、負の側面をみせるのかもしれない。それは分析結果から、週に65時間をこえる人々に適用されそうである。ここで、わが国で労災と認められる過労死の例を思いだされたい。裁判において過労死と認定された労働時間は、週あたり70時間強であった（近藤 2004d: 22）。今回のデータでは、区分すると例数が少なくなるためそれに相当するカテゴリーはつくらなかったが、「過労」と法的に認定される時間数を70時間ほどとするならば、「65時間」より短い時間数ではさほど主観的健康感に差が生じないものの、70時間に近いところになると負の影響も考えられるのではなからうか⁴⁾。その傾向は、とりわけ無配偶のホワイトカラー女性に顕著だと結果であった。家庭との両立という役割ストレインから逃れていても、家族によるソーシャルサポートを欠いた無配偶者では、限界点を越えた場合に主観的健康感への悪影響が出やすいことは想像にかたくない。

本研究の意義は、先行知見（藤田・旗野 1990; Matthews and Power 2002; Virtanen et al. 2003）

をふまえ、より詳細に就業と健康の関連を探ったことにある。就業形態・状態と主観的健康感の関連を多角的に検討した結果、概して就業、常勤、ホワイトカラー、労働時間が65時間未満は、女性の健康にとって正の効果があり、婚姻状態により効果が異なる傾向は確認できた。有配偶者にとっては、常勤であること、ホワイトカラーであることが主観的健康感と正の関連があった。一方、無配偶者においては、これらに加え、就業することそのものと正の関連が示され、年をとるとその関連は強くなった。無配偶者ではもちろん、有配偶者でも、無職の者に比べ就業者の方が社会的ネットワークの規模が拡大するのにも有利と考えられる。有配偶者においてすらソーシャル・ネットワークの規模が大きくなるほど、主観的健康観は有意に高まること（馬場・近藤 2004）からも、常勤などより安定した人間関係が得られやすい就業者において主観的健康感が高いという関連は説明可能である。

さて最後に、主観的健康感の測定法についてふれておきたい。先の分析のなかで、割合では有意差が出ないが、5段階得点では出たケースがあった（図表-4、図表-7、図表-8など）。しかし、その逆はほぼなかった。そのことは、5段階尺度が微妙なニュアンスを捉えているという利点として理解できる。ただし、2項変数による割合では有意とならないわずかな差異も読みとってしまい鋭敏すぎるという欠点ともとれる。そのわずかな違いはどこまで有意義なのか、むしろ2項変数で捉えられる程度の差異こそが実際には重要なかもしれない。

5段階尺度を使用する場合、たとえば5と4にどれほど質的な違いがあるのかなど、もっと議論を重ねる余地がある。ある人はなぜ5ではなく4を選ぶのか、その意味を知ることが重要となろう。今後は質的な聞き取りなどで、それを実現できる可能性はあると思われる。一方、2項変数を使用する場合、「ふつう」というカテゴリーをどちらにふくめるかが問題となろう。実際、本稿でも基本は「ふつう」を「健康」のほうに含めていたが、図表-7や図表-8のようにそれでは見落とし

てしまう情報もある。

こういった2つの形で主観的健康感を併記した報告はあまり類がなく、どちらかのみのがほとんどであった(例外:杉澤 1993)⁵⁾。2つの主観的健康感の分析方法にはそれぞれ長所と短所がある。今後も検討が必要な課題である。

5. 結び

本稿での知見は、女性が就業すること、常勤やホワイトカラーであることなどの肯定的な側面を示すことになった。女性の就業を推進する立場の政策を支持する結果とあってよい。そこで、政策面からの少々の論考を加え、本稿の結びとしたい。

現在の日本において就業形態が多様になっているのは、不況と関連しているというのが政府の見解などで示されている(厚生労働省 2004: 76-77)。つまり、常勤としての雇用が減らされているが、それは企業の人件費削減のためというのが理由の一つだという。こういった事態に対して政府は施策を講じており、正社員を増やすためのワークシェアリングの奨励などはその一例である。

それらの施策の意義は経済的財政的側面からみたものが多い。たとえば若年層の経済状態を改善するためであり、少子高齢化社会の支え手としての女性の労働力を期待するためだったりする。

しかし、本稿の結果は若年層の就業を確保することに、もう一つ重要な意味を与えてくれる。つまり、若年女性の健康維持という意義である。とくに無配偶女性の就業は、本稿の結果の中では強く主観的健康感と関連していた。それだけでなく、常勤として働くことがいかに健康と関係しているかも見出された。

つまり、女性の就業を確保する意義は経済的財政的な意味合いだけではなく、健康状態の改善に寄与する可能性が示されたのである。

*本研究は、科学研究費補助金(14310105)を受けた研究成果の一部である。

注

- 1) これまでの報告では、たとえばMatthews et al. (1999)によって、女性は社会階層の影響が主観的健康感に反映されやすいことなどが指摘されてきた。
- 2) 前年度までのデータは、本稿での分析対象外とした。つまり、本稿は2003年度データを用いた横断的分析である。
- 3) 回帰分析を用いない理由は、互いに関連しあっていると思われる変数が多く、一度に回帰式に入れても意義のある結果が出にくいためである。
- 4) 「65以上」を1つのカテゴリー、ほか64以下をもう1つのカテゴリーにまとめて、その2つで主観的健康感に有意な差が生じるかどうかとも試したが、結果は有意レベルに達しなかった。これは65以上に該当する人数が少ないことによる可能性が高いと思われる。
- 5) ただし、杉澤(1993)は就業という要因を対象に、この両方の形で分析してはいない。

文献

- 厚生労働省, 2004, 『労働経済白書 平成16年版』ぎょうせい。
- 近藤克則, 2004a, 「人間関係と健康」『公衆衛生』68(3): 224-228。
- , 2004b, 「主観的・心理的因子・認知——社会と身体的健康をつなぐもの・2」『公衆衛生』68(6): 477-482。
- , 2004c, 「生き抜く力——社会と身体的健康をつなぐもの・3」『公衆衛生』68(7): 562-568。
- , 2004d, 『医療費抑制の時代』を超えて——イギリスの医療・福祉改革』医学書院。
- 杉澤秀博, 1993, 「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」『社会老年学』38: 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』20: 15-23。
- 馬場康彦・近藤克則, 2003, 「社会経済的地位と主観的健康感」財団法人家計経済研究所編『家計・仕事・暮らしと女性の現在——消費生活に関するパネル調査(第10年度)』国立印刷局, 71-83。
- ・———, 2004, 「社会的ネットワークと主観的健康感——縦断分析による検証」『季刊家計経済研究』62: 59-67。
- 馬場康彦・近藤克則・末盛慶, 2003, 「結婚と心理的健康——背景としての社会経済的地位」『季刊家計経済研究』58: 77-85。
- 藤田利治・旗野脩一, 1990, 「地域老人の健康度自己評価の関連要因とその後2年間の死亡」『社会老年学』31: 43-51。
- Borg, V., and T. S. Kristensen, 2000, “Social Class and Self-Rated Health: Can the Gradient Be Explained by Differences in Life Style or Work Environment?” *Social Science & Medicine*, 51: 1019-1030。
- Hertzman, C., C. Power, S. Matthews, and O. Manor,

- 2001, "Using an Interactive Framework of Society and Lifecourse to Explain Self-Rated Health in Early Adulthood," *Social Science & Medicine*, 53: 1575-1585.
- Matthews, S., O. Manor, and C. Power, 1999, "Social Inequalities in Health: Are There Gender Differences?" *Social Science & Medicine*, 48: 49-60.
- Matthews, S., and C. Power, 2002, "Socio-Economic Gradients in Psychological Distress: A Focus on Women, Social Roles, and Work-Home Characteristics," *Social Science & Medicine*, 54: 799-810.
- Power, C., 1991, "Social and Economic Background and Class Inequalities in Health among Young Adults," *Social Science & Medicine*, 32 (4): 411-417.
- Ross, C. E., J. Mirowsky, and K. Goldstein, 1990, "The Impact of the Family on Health: The Decade in Review," *Journal of Marriage and the Family*, 52: 533-546.
- Ross, C. E., and J. Mirowsky, 1992, "Households, Employment and the Sense of Control," *Social Psychology Quarterly*, 55 (3): 217-235.
- Virtanen, P., V. Liukkonen, J. Vahtera, M. Kivimaki, and M. Koskenvuo, 2003, "Health Inequalities in the Workforce: The Labour Market Core-Periphery Structure," *Social Science & Medicine*, 32: 1015-1021.
- Williams, K. J., J. Suls, G. M. Alliger, S. M. Learner, and C. K. Wan, 1991, "Multiple Role Juggling and Daily Mood States in Working Mothers," *Journal of Applied Psychology*, 76 (5): 664-674.

ばば・やすひこ 明星大学人文学部教授。主な著書に『現代生活経済論』（ミネルヴァ書房, 1997）。生活経済論、高齢者福祉専攻。
こんどう・かつのり 日本福祉大学社会福祉学部教授。主な論文に「要介護高齢者は低所得層になぜ多いのか」（『社会保険旬報』2073, 2000）。社会疫学、医療サービス研究専攻。