

季刊 社会保障研究



Vol. 46

Autumn 2010

No. 2

研究の窓

最低生活費裁定の難しさ 岩 田 正 美 84

特集：最低生活保障のあり方：データから見てくるもの

低所得世帯と被保護世帯の生活実態

—消費パターンとウェル・ビーイング— 阿 部 彩 86

消費の社会的強制と最低生活水準 菊 地 英 明 101

高齢期の新たな相対的貧困リスク 山 田 篤 裕 111

世帯収入による貧困測定を試み—1999-2005年の貧困率と

世帯主の特徴との関連について— 西 村 幸 満 127

低所得者に対する社会保障のあり方—住宅と生活満足度— 上 枝 朱 美 139

投稿（論文）

介護保険事業所（施設系）における介護職員のストレス軽減と

雇用管理 堀 田 聡 子 150

投稿（研究ノート）

日本における病院勤務医の過剰労働と医療サービス

..... 加 藤 竜 太・柿 中 真 164

判例研究

社会保障法判例 島 村 暁 代 176

—自動車損害賠償保障法上の政府保障事業による損害のてん補と

労災保険の年金給付との調整—

書 評

西川真規子著『ケアワーク 支える力をどう育むか

スキル習得の仕組みとワークライフバランス』 西 村 幸 満 184



季刊
社会保障研究

Vol. 46 Autumn 2010 No. 2

国立社会保障・人口問題研究所

研究の窓

最低生活費裁定の難しさ

結婚して間もない頃、5千円を落としてしまったことがある。もう40年近く前のことなのに、今でも「あの5千円」といえば、我が家では当時落としてしまった5千円のことなのである。その頃私は非常勤の職しかなく、配偶者の賃金も年功制のスタート時点で低かったから、「あの5千円」の悔しさは相当大きかったにちがいない。所帯を持ったときには、一定の収入で「やりくりする」ために家計簿をつけていた。その後私も常勤職を得て収入は安定していくが、子どもが生まれた後もしばらく家計簿をつけた。多分今後は年金生活者となったときに、家計簿をつけることになるだろう。それは変動する収入と生活費の調整がないと現実の生活が成り立たないと感じているからである。

おそらく、多くの人々の生活はこのようなものであって、使いたいだけ使っても全く困らないというような層はごく一部であろう。まして安定した職業や収入が見込めない場合は、生活費はしばしば収入に合わせて縮小していく。またその縮小は、かのエンゲル法則が示したように、例えば食費率を拡大させて、生存を維持するような方向での生活費の組み替えを要求する。食費割合だけでなく、住宅費なども同様にその割合が高まることも知られている。さらにいえば、同様の食費でも、高価なものから低価格のものへ変えることによって、収入の低下に対抗することも普通の出来事であろう。

だが、もちろんこの生活費の縮小や構成費目の組み替えなどには限界があって、収入が全く途絶えてしまえば、餓死もありうる。日本にはそのようなことはあり得ないと思っている人も少なくないだろうが、日本でも餓死はある。しかし、人間は今日食べなかったからといってすぐ死ぬわけではなく、路上でも生き延びていこうとする存在でもあるために、人間の生きていく上での最低限の生活を保障する収入がどのあたりにあるかを確定するのは、そう簡単ではない。

知られているように、この最低生活費を栄養科学の力を借りて算定しようと試みたのは、B.S ラウントリーであった。ラウントリーの算定は、食費に基礎をおいた肉体的生存レベルの算定であるとして批判されたが、近年これとは異なった、より洗練された方法で、理論的に最低生活費を算定しようという試みがある。イギリスの合意形成アプローチなどがそれである。だが新しいものであれ、古いものであれ理論生活費の共通点は、一つ一つの必要財やサービスを積み上げていくという方式であることだ。いいかえると、生活には、食費や住居費だけでなく、多くの必要財やサービスがあり、それをひとつずつ積み上げれば、その総額が最低生活費になるという考えに基づいている。

たしかに、どのような生活でも、「必要」なものは「必要」なのだ、と考えることはできる。だが、実際の生活は、先に述べたように、何かの必要がより高ければほかの必要を調整するということを、常に行っている。私たちが最近実施した家計調査でも、そうした調整がさまざまなところに現れており、同一収入でも家計の構成はきわめて多様であることが実感された。例えば、

収入が低下してもエンゲル係数は拡大せず、むしろ食費を切り詰めて、交際費や交通通信費などの支出に割いているというようなことがある。

また、一般には「必要」の範囲に入れがたいとか、多くの人に共通して支出されていなくとも、ある人にとっては必要な財やサービスがあり得る。例えば、たばこは、現代の理論生活費には算入されないのが普通である。それは健康規範からいって除外されるべきだし、その結果年々喫煙者が減れば、実態から見ても「必要」とは見なされないだろう。だが、ある人の実態生活費では、たばこへの支出は頻繁に現れ、このためほかの費目が圧縮されている。

この意味で、最低生活費、とりわけ理論生活費は、決してどのような人々にとっても適応するような最低生活の限界を具体的に示すものではない。一般的な社会規範や生活様式を前提として作られた「あるべき」水準であって、その水準での実際の「やりくり」は多様であり得る。とはいえ、実際の生活の「やりくり」は短期的には極端な圧縮家計も許容するから、どんな最低限を設定しても、その観点からの批判がたちまち現れてくる。曰く「自分はそれより低い収入で十分生活しているのに、高すぎる！」と。逆に、先のたばこのような特定個人の事例に基いて水準が低すぎるという批判が、運動団体などから持ち出されることもある。最低生活費裁定の難しさは、このような一種の「やりくり」競争や任意の個別事例の引用にあり、特に日本ではこの面から足を引っ張られる危険が大きいのである。

岩 田 正 美

(いわた・まさみ 日本女子大学教授)

低所得世帯と被保護世帯の生活実態 —消費パターンとウェル・ビーイング—

阿 部 彩

I 研究の目的

本研究は、低所得世帯（所得5分位第一階級）と生活保護受給世帯（以下、被保護世帯）の消費パターンを分析するものである。本研究の目的は、以下の二つである。まず、第一に、低所得世帯と被保護世帯、そして、異なる世帯類型（高齢者世帯、傷病・障害者世帯、母子世帯、その他世帯）の間には、消費パターンの違いがあるか否かを検証することである。被保護世帯と、低所得世帯は、当然のことながら（保護費も含めた）所得の源泉が異なり、所得分布も異なる。また、被保護世帯と低所得世帯は、世帯類型の分布（例えば、被保護世帯には高齢者世帯が多いなど）もさながら、同じ世帯類型であっても、被保護世帯は、低所得世帯に比べさまざまな不利を負っている可能性がある。また、世帯類型によっても、必要となる支出が異なることが考えられる。例えば、高齢者世帯、障害・傷病世帯は、他の世帯に比べて、高齢・障害・傷病に起因する出費が多いことが推測される。医療費、医療機器費、介護費などは、被保護世帯であれば現物給付として給付されるが、低所得の非保護世帯では自己負担による3割の出費が必要である。しかし、これら医療費・介護費にのみならず、例えば、自炊することが身体的に困難であるために外食や既製品（御惣菜など）に依存することによる食費の増加、歩くことが困難であるためのタクシー代など、被保護世帯であれば

生活扶助費のなかで、低所得の非保護世帯であれば限られた所得のなかで、やりくりしなければならぬ必要経費も含まれる。このような違いから、被保護であるか否か、また、どのような世帯類型であるかによって同じ所得であっても消費パターンが異なることは容易に想像できる。

第二に、これらの異なる消費パターンと世帯のウェル・ビーイングの関係について分析する。通常であれば、「所得」や「消費」は、ウェル・ビーイングと正の相関の関係にあると考えられる。すなわち、多くの「消費」をすることは、その個人のウェル・ビーイングをあげると考えられ、「所得」は可能となる「消費」のポテンシャル、リソースを表す。しかしながら、「所得」や「消費」は、各世帯におけるニーズの違いについてのいかなる情報をも考慮していない。簡単な例に換言すると、所得が低く、それほどの消費を伴わずに高いウェル・ビーイングを達成する世帯と、所得がそこそこあっても高い支出のニーズがあり（例えば、医療費や介護費）低いウェル・ビーイングしか達成できない世帯もある。このような世帯類型ごとによるニーズの違いを検証するために、同じ所得であっても特定世帯であることがウェル・ビーイングの違いをもたらすのかを分析する。

II データ

本研究で用いられるデータは、厚生労働省社

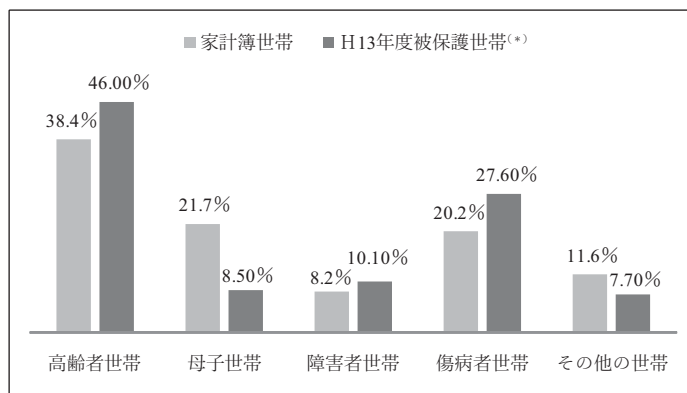
会・援護局が行った平成13（2001）年度『社会保障生計調査』（毎年実施、以下『生計調査』）および同じく平成13（2001）年度に行われた『社会生活に関する調査』（2001年限りの調査）である。この二つの調査は、調査対象として、二つのグループを用いている。一つは、被保護世帯であり、全国の被保護世帯から無作為に抽出した世帯である。もう一つは、低所得世帯であり、東京および12の県市の所得5分位第I階級から無作為に抽出した世帯である。本調査は、低所得者世帯と被保護世帯の家計簿および社会生活に関するさまざまな情報を調査している。本稿で用いるのは、このうち欠損値などを処理した上で、『生計調査』と『社会生活に関する調査』の両方のデータが揃っている計527世帯（被保護世帯）と414世帯（低所得世帯）の計941世帯のデータである。

サンプルの世帯構成を確認すると、被保護世

帯では高齢者世帯が38.4%，母子世帯が21.7%，障害者世帯8.2%，傷病者世帯20.2%，その他世帯11.6%と、実際の被保護世帯の内訳とは大きくことなっていることがわかる（表1、図1）。平成13年度の被保護世帯の内訳は、図1の通りであるので、本調査のサンプルは高齢者世帯、傷病者世帯が少なく、母子世帯が多くサンプリングされていることとなる。低所得世帯は、低所得世帯は高齢者世帯が22.0%，母子世帯が17.9%と、被保護世帯に比べ少ないのに対し、「その他世帯」が57.5%と過半数を占めている（表1）。また、データの低所得世帯の内訳を、平成13年「国民生活基礎調査」の所得4分位の第一階級の世帯類型（高齢者世帯、母子世帯、その他の世帯。傷病者世帯の分類はなし）と比べると、高齢者世帯が少なく、母子世帯が多いことがわかる（図2）。これらのサンプルの偏りが存在することから、分析においては、世帯類型のコントロールを行

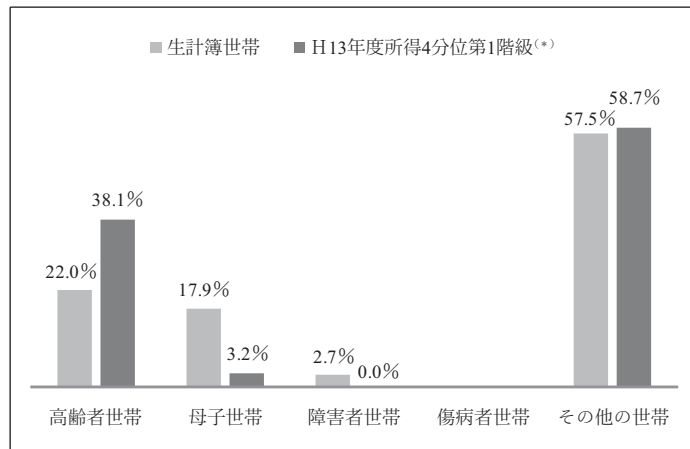
表1 世帯類型の割合

世帯類型	被保護世帯		低所得世帯	
高齢者世帯	202	38.4%	91	22.0%
母子世帯	114	21.7%	74	17.9%
障害者世帯	43	8.2%	11	2.7%
傷病者世帯	106	20.2%		
その他の世帯	61	11.6%	238	57.5%
不詳	1	0.2%	0	0.0%
計	527	100.2%	414	100.0%



出所：(*)『平成19年版生活保護の動向』

図1 データの偏り（家計簿）



出所：(*)『平成13年国民生活基礎調査』

図2 データの偏り（生計簿）

うことが望ましい。また、被保護世帯と低所得世帯は、世帯類型の構成が大幅に異なることから、被保護世帯全体と低所得世帯全体の平均を比較することにはそれほど意味がなく、**世帯類型別に**被保護世帯と低所得世帯を比較することが望ましい。

Ⅲ ウェル・ビーイングの計測に用いられる指標：基本統計量

本稿では、『社会生活に関する調査』にて把握される、さまざまな指標を用いて人々の生活水準（ウェル・ビーイング）を規定する。本稿で用いられる指標の選択は、Townsend (1979) の相対的剥奪指標、イギリスのLondon School of Economics and Political Scienceの社会的排除分析センター（LSE CASE）による社会的排除指標、EUの社会保護委員会による「貧困と社会的排除指標」（EC SPC 2001）、イギリスのPSE（Poverty and Social Exclusion Survey）調査による社会的排除指標（Gordon他2000）などを参考に『社会生活に関する調査』に含まれるデータから作成可能な指標を検討している（詳細は、阿部2002、阿部2007などを参照のこと）。

1 生活不満度

第一の生活水準指標は、調査回答者本人の自己申告による「生活不満度」である。この問の設定¹⁾は生活不満度を1（大変満足）から7（大変不満）の7段階できている。被保護世帯と低所得世帯の回答の分布を比較すると（表2-1）、被保護世帯のほうが、若干、「不満」が多いものの、その差のほとんどは選択肢の真ん中（3～5）に見られる。しかし、生活不満度を世帯類型別の平均で見ると、両グループには大きな違いが見られる。同グループ内において、世帯類型別の生活不満度の順位を見ると、高齢者世帯は、それぞれのグループにおいて最低の値を示している（生活に満足している度合いが高い）。しかし、被保護世帯においては、「その他世帯」が一番「不満」と訴えているが、低所得世帯では母子世帯が他の世帯に比べて一番「不満」となっている。同じ世帯類型をグループ間で比べてみると、高齢者世帯、障害・傷病世帯、そして、特に「その他世帯」においては、被保護世帯の方が生活に不満を抱えている。しかしながら、母子世帯だけは、低所得世帯の方が被保護世帯よりも生活に不満な度合いが高い。つまり、母子世帯以外の世帯、特に「その他世帯」においては、被保護であることが生活不満度を下げて

表2-1 「生活不満足度」の分布：被保護世帯，低所得世帯

生活不満足度	被保護世帯		低所得世帯	
1. 大変満足	18	3.4%	15	3.6%
2. 満足	61	11.6%	77	18.6%
3. どちらかといえば満足	136	25.8%	123	29.7%
4. どちらでもない	175	33.2%	107	25.8%
5. どちらかといえば不満	78	14.8%	51	12.3%
6. 不満	40	7.6%	28	6.8%
7. 大変不満	18	3.4%	13	3.1%
無回答	1		0	
平均（無回答を除く）	3.81		3.57	
標本数＝	527	100.0%	414	100.0%

表2-2 「生活不満足度」の平均：世帯類型別

世帯類型	被保護世帯		低所得世帯	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
高齢者世帯	3.550	1.320	3.286	1.232
母子世帯	3.807	1.282	3.973	1.282
障害者世帯	3.907	1.130		
傷病者世帯	4.105	1.386	3.909	1.300
その他の世帯	4.148	1.263	1.000	1.419

いる，または，それぞれの世帯類型の中で，もともと生活不満足度が低い世帯が被保護となっている可能性が高い（前者の可能性よりも，後者の可能性が高いであろう）。しかし，母子世帯に関して言えば，被保護であることが生活の不満の度合いを低めていると考えられる（母子世帯の中でも，もともと生活不満足度が低い世帯が被保護となっている可能性は低い）。もちろん，世帯類型別に見ても，両グループ間には所得（生活保護費も含める）の差があるので，この差は所得の違いによる可能性は大きい²⁾。これを確かめるためには，重回帰分析が必要である。

2 生活程度

本調査では，生活不満足度のほかに「生活程度」という設問を設けている。質問は「お宅の生活程度は次のどれに入りますか」であり，選択肢は「1. 上，2. 中の上，3. 中の中，4. 中の下，5. 下」の5つである。この指標も上記「生活不満足度」と非常に似ている傾向を示している。平均値でみると，すべての世帯類型で，被保護世帯の方が低所得世帯より高い（生活程度が悪い）と回答している。また，被保護世帯の

中では，母子世帯が一番生活程度がよいと回答しており，低所得世帯の中では，一番悪いと回答している。

3 必需項目の剥奪（物質的剥奪）

三つ目の生活水準指標は，社会的必需項目の剥奪状況である。社会的必需項目とは，既存調査（「生活意識に関する調査」2003年，詳細は阿部2004参照のこと）において一般市民の過半数が「現代日本で普通に生活するために絶対に必要である」とした項目のうち，本稿で用いられた『社会生活に関する調査』の中で調査されていた12項目である。12項目のリストと，両グループの欠如率³⁾は以下である（表4-1）。すべての項目で，被保護世帯の方が高い欠如率となっている。

剥奪スコアは，欠如している項目の数と定義される。すなわち，剥奪スコアが0である場合は，ひとつも欠如していない，12の場合はすべての項目が欠如していることを表す。被保護世帯と低所得世帯の剥奪スコアの平均には大きな差がある（3.18対1.43）（表4-2）。

世帯類型別に両グループを比べてみると，高

表3-1 「生活程度」の分布：被保護世帯，低所得世帯

生活程度 (Q28)	被保護世帯		低所得世帯	
1. 上	6	1.1%	1	0.2%
2. 中の上	8	1.5%	19	4.6%
3. 中の中	171	32.4%	161	38.9%
4. 中の下	180	34.2%	164	39.6%
5. 下	153	29.0%	68	16.4%
無回答	9	1.7%	1	0.2%
平均（無回答を除く）	3.90		3.68	
標本数＝	527	100.0%	414	100.0%

表3-2 「生活程度」の平均：世帯類型別

世帯類型	被保護世帯		低所得世帯	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
高齢者世帯	3.965	0.910	3.711	0.753
母子世帯	3.613	0.788	3.959	0.784
障害者世帯	3.878	0.954	3.818	0.603
傷病者世帯	4.058	0.901		
その他の世帯	3.984	0.764	3.567	0.828

表4-1 社会的必需項目について「ない」と答えた割合

	被保護世帯		低所得世帯	
社会的必需項目（項目数＝12）				
晴れ着	342	72.5%	148	36.9%
礼服	171	33.3%	43	10.4%
家族全員に十分なふとん	68	13.2%	19	3.7%
寝室と食堂が分かれている	150	28.6%	41	9.9%
トイレが専用である	44	8.4%	16	3.9%
炊事場が専用である	53	10.1%	16	3.9%
浴場が専用である	148	28.2%	30	7.3%
風邪をひいたときの対処（何もしない）	29	5.5%	21	5.1%
湯沸かし器	180	34.4%	68	16.7%
電子レンジ	159	30.4%	33	8.1%
ルームエアコン	277	53.0%	134	32.9%
電話	55	10.5%	23	5.7%
標本数＝	527		414	

表4-2 社会的必需品による平均剥奪スコア（欠如項目数：0～12の値）

世帯類型	被保護世帯		低所得世帯	
	平均	range	平均	range
全世帯	3.1803	0-10	1.4300	0-9
高齢者世帯	3.1782	0-10	1.2967	0-9
母子世帯	2.7807	0-7	2.3649	0-9
障害者世帯	2.9535	0-9		
傷病者世帯	3.4340	0-10	2.0000	0-9
その他の世帯	3.6557	0-9	1.1639	0-9

高齢者世帯、障害・傷病者世帯、その他世帯においては、被保護世帯の方が低所得世帯よりも高い欠如率となっているが、母子世帯ではそれほど大きな差は見ることができない。また、各グループ内における順位を見ると、被保護世帯においては母子世帯が一番低い値（欠如が少ない）となっているが、低所得世帯では一番高い値となっている。つまり、剥奪スコアにおいても、生活不満度、生活程度と同様の傾向を確かめることができる。

4 社会参加 (social participation) の欠如

次に、社会参加指標を見てみよう。指標の作成に用いられた項目（8項目）は表5-1を参照されたい。すべての項目において、被保護世帯の方が、低所得世帯に比べて、社会参加の度合いが低いことがわかる。

本指標においても、これまでの指標と同様に被保護世帯の方が低所得世帯に比べて社会参加が少ない結果となっている。特に社会参加をしていないのは、障害・傷病世帯とその他世帯である。母子世帯は、被保護世帯の中では一番社会参加の度合いが大きいカテゴリーである。低

所得世帯の中では、障害・傷病世帯の指標が高く（社会参加が少ない）、被保護世帯に匹敵するほどの高さとなっている。その次には、母子世帯の値が高い（社会参加が少ない）。「その他世帯」は最も低い（社会参加が多い）値となっている。

5 社会関係 (social relations) の欠如

最後の指標は、社会関係指標である。指標の作成に用いられた項目は表6-1を参照されたい。本指標においても、すべての項目において、被保護世帯が低所得世帯に比べ孤立状況（社会関係指標が高い）にあることがわかる。世帯類型別にみると、特に、被保護の「その他世帯」「障害・傷病世帯」においてはその傾向が強い。この指標においても、被保護世帯の中でも、母子世帯は比較的に孤立の度合いが低いことがわかる。低所得世帯の中では、障害・傷病者世帯が最も孤立している。母子世帯は、障害・傷病世帯ほどではないものの、それに近い数値であり、高齢者世帯、その他世帯に比べると指標が高い。

表5-1 社会参加指標に用いられた項目（8項目）とその欠如率

	項目が欠けている割合			
	被保護世帯		低所得世帯	
運動場やスポーツ施設などでスポーツをする	476	90.3%	311	75.1%
町内会や子ども会、老人会、婦人会などの活動をする	433	82.2%	267	64.5%
ボランティアや社会奉仕の活動をする	472	89.6%	310	74.9%
選挙の投票に行く	127	24.1%	97	23.4%
趣味やスポーツのサークルで活動する	483	91.7%	285	68.8%
街でショッピングをしたり見て歩いたりする	235	44.6%	107	25.8%
外食を楽しむ	257	49.6%	126	30.4%
泊まりがけの旅行（帰省も含む）	413	78.7%	170	41.1%

表5-2 社会参加指標の平均：世帯類型別

世帯類型	被保護世帯		低所得世帯	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
高齢者世帯	5.451	1.090	4.088	2.096
母子世帯	5.000	1.302	4.568	1.737
障害者世帯	6.000	1.136	5.364	1.933
傷病者世帯	5.792	1.171		
その他の世帯	5.689	1.016	3.798	1.798

表6-1 社会関係指標に用いられた項目（7項目）

	項目が欠けている割合			
	被保護世帯		低所得世帯	
電話をかける（＝ほとんどかけない）	118	22.5%	64	15.5%
別居の家族・親族のなかで親しくおつきあいしている人がある	150	28.5%	35	8.5%
近所のなかで、親しくおつきあいしている人がある	234	44.4%	129	31.2%
現在や元の職場の同僚、上司、部下などのなかで、仕事を離れても親しくおつきあいしている人がある	358	67.9%	154	37.2%
上記以外で親しくおつきあいしている人がある	332	63.0%	140	33.8%
お宅が抱えている問題について何かの折に相談に乗ってくださる人がある	199	37.8%	82	19.8%
友人や親せきや近所の方を招待する	228	43.4%	68	16.4%

表6-2 社会関係指標の平均：世帯類型別

世帯類型	被保護世帯		低所得世帯	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
高齢者世帯	2.921	1.901	1.604	1.577
母子世帯	2.684	1.674	1.932	1.911
障害者世帯	3.279	2.039		
傷病者世帯	3.415	1.841	2.182	2.228
その他の世帯	3.525	2.038	1.508	1.632

Ⅳ 被保護世帯と低所得世帯の消費パターン

前節の集計表より明らかになったことは、①被保護世帯が低所得世帯に比べてすべてのウェル・ビーイング指標（生活不満度、生活程度、社会的必需項目の欠如、社会参加、社会関係）においてウェル・ビーイングが低いこと、②この関係は、世帯類型ごとに比較しても確認できること、③母子世帯は被保護世帯の中では、比較的ウェル・ビーイングが高い世帯類型であるが、低所得者世帯の中では最もウェル・ビーイング（特に、生活不満度、生活程度、社会的必需項目の欠如）が低いこと、の3つである。

しかし、これらウェル・ビーイングの違いは、所得（つまりリソース）の差によって説明づけられるかもしれない。つまり、もし、被保護世帯が低所得世帯よりもウェル・ビーイングが低いのであれば、それは、被保護世帯が受給している生活保護費（医療、介護などの現物給付も含め）が、「低所得世帯」とは言え一般世帯の所得に比べて少ないからとも考えられる。

そこで、本節では、世帯類型ごとによる消費パターンの違いや、被保護であるか否か、による消費パターンの違いを、重回帰分析の手法を用いて分析する。被保護世帯と低所得世帯は、所得の分布や世帯類型の内訳に違いがあるものの、これらを説明変数に加えることによって、被保護か否か、また、世帯類型ごとのspecificな消費の傾向をつかむことができる。

結果は表7である。ここでは、食費、光熱費、医療費、教育費、住宅費、被服費、交通通信費、教養娯楽費、家具および家庭用品、その他支出額（月額）を被説明変数とし、被保護であるか否か別、そして、世帯4類型（高齢者世帯＝高齢者のみで構成される世帯、母子世帯、傷病・障害世帯、その他世帯）別、計8つの世帯タイプを説明変数（ベースは低所得その他世帯）とするOLS推計を、それぞれ二つのモデルを用いて行った。モデル1には、コントロール変数として、世帯人数と世帯所得、モデル2には、世帯所得、世帯主の年齢、世帯人数、モデル3には、世帯所得、世帯主の年齢、世帯内の大人の人数、子ども数⁹⁾、モデル4には、世帯所得、世帯主の年齢、大人の

表7 支出費の規定要因

	食費				光熱費			
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
世帯所得	0.0557***	0.0574***	0.0576***	0.0559***	0.01194***	0.01224***	0.01229	0.0116***
年齢(世帯主)		427.4***	427.7***	370.8***		71.9***	70.3***	45.9**
世帯人数	7629.8***	8192.2***			2516.6***	2611.3***		
世帯人数(大人)			8169.0***	8289.9***			2692.1***	2763.9***
子ども数(*2)			8161.4***				2523.0***	
幼児数(3-5歳)				3183.9				-88.6
小学生数				7300.7***				2436.4***
中学生数				10924.0***				2811.8***
高校生数				10424.0***				3942.8***
大学生数				4416.9				1581.7
被保護×高齢世帯(*1)	3658.6*	-5167.6**	-5179.0**	-4246.1*	-1038.7	-2523.8***	-2453.4***	-1985.3**
被保護×母子世帯	6530.3***	10600.0***	10625.0***	9931.8***	695.3	1380.0**	1543.4**	1538.3**
被保護×障害・傷病世帯	5768.4***	3891.2*	3893.7*	3737.3*	293.2	-22.6	11.3	18.1
被保護×その他世帯	10995.0***	8090.6***	8099.8***	7920.8***	1376.9	888.2	941.4	886.8
低所得×高齢	7137.1***	-807.4	-813.6	100.3	1094.1	-242.6	-214.8	234.9
低所得×母子	-3825.4	135.9	58.9	-1147.2	-972.5	-305.9	-163.7	-470.1
低所得×障害・傷病世帯	6102.1	1988.2	1991.7	2175.4	-3137.0*	-3829.2**	-3838.0**	-3705.4**
切片	14462.0***	-8706.6***	-8720.3**	-5418.8	5496.8***	1598.3	1525.3	2834.4**
調整済R ² 乗	0.3656	0.4008		0.408	0.3345	0.3437	0.3431	0.3607
n	941				941			

(*1)ベースは低所得の「その他世帯」。(2)注4)を参照のこと。

	医療費				教育費			
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
世帯所得	0.01212***	0.01195***	0.0119***	0.01231***	0.04059***	0.04084***	0.04109***	0.0327***
年齢(世帯主)		-41.9	-63.8*	-71.0*		62.0	144.1***	17.3
世帯人数	-184.2	-239.365			2408.8***	2490.405***		
世帯人数(大人)			810.7**	697.9			-1450.5*	-259.1
子ども数(*2)			-1299.0				6447.3***	
幼児数(3-5歳)				-2139.6				506.3
小学生数				-1172.5				407.3
中学生数				-666.9				9945.4***
高校生数				-1063.1				14937.0***
大学生数				-6015.4**				28633.0***
被保護×高齢世帯(*1)	-5783.8***	-4918.3***	-4032.9***	-4190.7***	-713.5	-1994.1	-5315.0**	-1181.2
被保護×母子世帯	-6952.9***	-7351.9***	-5374.4***	-6002.3***	2927.7	3518.1*	3880.6*	-1720.4
被保護×障害・傷病世帯	-5221.3***	-5037.2***	-4654.1***	-4934.5***	-1426.3	-1698.7	-3135.3*	-1624.8
被保護×その他世帯	-5380.6***	-5095.8***	-4468.1***	-4727.4***	-688.3	-1109.7	-3458.9	-2143.2
低所得×高齢	6438.1***	7217.2***	7567.1***	7495.0***	-2921.7	-4074.4*	-5387.6**	-1961.5
低所得×母子	-5445.9***	-5834.3***	-3684.5**	-4334.1***	12236.0***	12810.0***	4743.5**	5671.0**
低所得×障害・傷病世帯	3947.3	4350.7	4207.1	4032.0	-3367.6	-3964.5	-3427.2	-1493.8
切片	8582.3***	10854***	10134	10903***	-8767.7**	-12129***	-9426.614***	-4729.5
調整済R ² 乗	0.1421	0.1424	0.1509	0.1516	0.2144	0.2147	0.2682	0.3828
n	941				941			

	住宅費				家具および家庭用品			
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
世帯所得	0.00367**	0.00362**	0.0036**	0.00346**	0.0114***	0.0115***	0.0115***	0.01268***
年齢(世帯主)		-12.4	-12.9	-13.1		24.5	18.6	32.3
世帯人数	-390.1*	-406.4*			1105.6***	1137.8***		
世帯人数(大人)			-381.2	-346.1			1416.6***	1275.1***
子ども数(*2)			-425.5				846.6**	
幼児数(3-5歳)				-689.5				1917.5**
小学生数				-293.3				1173.3**
中学生数				-698.9				-944.0
高校生数				-425.0				1611.5**
大学生数				713.2				-2007.4
被保護×高齢世帯(*1)	209.1	465.3	486.0	567.2	1168.0	662.3	898.6	486.9
被保護×母子世帯	1117.3*	999.2	1039.6	1249.2*	2289.3***	2522.4***	2059.6***	3009.3***
被保護×障害・傷病世帯	566.3	620.8	629.8	709.7	2347.6***	2240.0***	2343.2***	2195.0***
被保護×その他世帯	1510.6**	1594.8**	1608.0**	1666.9**	2475.1**	2308.7**	2479.2**	2294.0**
低所得×高齢	-689.0	-458.4	-449.9	-390.2	3280.7**	2825.5***	2918.5***	2587.0**
低所得×母子	400.4	285.4	335.4	501.8	-406.8	-179.8	387.1	420.1
低所得×障害・傷病世帯	-1143.5	-1024.1	-1026.8	-970.7	1615.6	1379.9	1341.4	1178.2
切片	2669.4***	3341.9***	3323.3***	3229.9***	967.2	-360.3	-554.2	-1131.3
調整済R ² 乗	0.0066	0.0061	0.005	0.0025	0.0963	0.0964	0.0972	0.1072
n	941				941			

表7 支出費の規定要因(続き)

	被服費				交通通信			
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
世帯所得	0.02027 ***	0.02037 ***	0.02036 ***	0.02024 ***	0.07084 ***	0.07047 ***	0.07036 ***	0.06892 ***
年齢(世帯主)		24.2	33.7	27.9		-89.6	-92.8	-149.0 **
世帯人数	609.3 *	641.2 **			643.3	525.4		
世帯人数(大人)			201.6	241.2			726.8	766.3
子ども数(*2)			1101.1 ***				384.4	
幼児数(3-5歳)				362.9				-3355.2
小学生数				1124.2 **				-1185.2
中学生数				259.8				3814.9 **
高校生数				2137.7 ***				3018.4 *
大学生数				1624.0				-5976.7
被保護×高齢世帯(*1)	-1223.4	-1723.1 *	-2093.9 **	-1905.0 *	-12924.0 ***	-11074.0 ***	-10906.0 ***	-10157.0 ***
被保護×母子世帯	6993.0 ***	7223.4 ***	6379.9 ***	6653.4 ***	-12054.0 ***	-12907.0 ***	-12590.0 ***	-13825.0 ***
被保護×障害・傷病世帯	556.9	450.6	292.8	369.9	-10772.0 ***	-10378.0 ***	-10298.0 ***	-10646.0 ***
被保護×その他世帯	695.9	531.5	265.7	281.4	-13070.0 ***	-12461.0 ***	-12354.0 ***	-12665.0 ***
低所得×高齢	318.1	-131.7	-277.2	-107.6	-5969.8 **	-4304.7	-4234.6	-3460.2
低所得×母子	3063.2 **	3287.5 **	2365.4 **	2502.4 **	-4607.3 *	-5437.6 **	-5092.8 *	-6688.8 **
低所得×障害・傷病世帯	1102.2	869.3	933.4	1029.7	-11712.0 **	-10850.0 *	-10864.0	-10800.0 *
切片	1263.1	-48.8	235.4	422.6	8012.4 ***	12868.0 ***	12678.0 ***	16174.0 ***
調整済R ² 乗	0.2353	0.2352	0.2376	0.2376	0.3204	0.3212	0.3206	0.3297
n	941				941			

	教養娯楽				その他			
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
世帯所得	0.05382 ***	0.05411 ***	0.05405 ***	0.05651 ***	0.10686 ***	0.10778 ***	0.10768 ***	0.10563 ***
年齢(世帯主)		70.2	86.3 **	106.1 **		222.7 ***	225.0 ***	178.7 **
世帯人数	294.4	386.8			43.1	336.2		
世帯人数(大人)			-340.7	-579.3			267.0	491.6
子ども数(*2)			1178.9 *				463.1	
幼児数(3-5歳)				1066.7				-3009.8
小学生数				2859.1 ***				-716.8
中学生数				-1275.2				2506.9
高校生数				1371.8				2547.1
大学生数				-7367.2 **				1591.1
被保護×高齢世帯(*1)	-7051.4 ***	-8502.0 ***	-9117.1 ***	-10015.0 ***	-11010.0 ***	-15610.0 ***	-15670.0 ***	-14636.0 ***
被保護×母子世帯	-2169.1	-1500.3	-2929.0 *	-3412.9 *	-18040.0 ***	-15919.0 ***	-16107.0 ***	-16185.0 ***
被保護×障害・傷病世帯	-6481.9 ***	-6790.4 ***	-7050.3 ***	-7516.4 ***	-9486.6 ***	-10365.0 ***	-10384.0 ***	-10261.0 ***
被保護×その他世帯	-6282.3 ***	-6759.6 ***	-7207.3 ***	-7732.1 ***	-11497.0 ***	-13011.0 ***	-13065.0 ***	-12975.0 ***
低所得×高齢	4282.2 **	2976.5	2736.7	2058.7	11009.0 ***	6869.0 **	6848.6 **	7777.0 **
低所得×母子	-2437.2	-1786.1	-3334.9 *	-3751.8 *	-15110.0 ***	-13046.0 ***	-13247.0 ***	-13749.0 ***
低所得×障害・傷病世帯	-5014.6	-5690.7	-5579.4	-6045.6	6549.8	4405.7	4427.0	4776.7
切片	4292.1 ***	484.3	937.1 ***	485.0	9111.3 ***	-2963.7	-2962.2	-622.1
調整済R ² 乗	0.327	0.3282	0.3303	0.3388	0.3588	0.364	0.3634	0.3646
n	941				941			

人数、幼児数、小学生数、中学生数、高校生数、大学生数が含まれている。

最初に、コントロール変数としての、世帯所得の係数をみると、すべての費目において正で有意となっており、所得が高いほど、費やす費用も多いことが確認される。係数の大きさでは、「その他経費」が最も大きく、次に、交通通信費、食費、教養娯楽費と続く。これらが、比較的に所得に対する弾力性の高い費目であることがわかる。逆に、係数が小さいのは住宅費、家具および家庭用品費、光熱費、医療費である。少なくとも低所得世帯、被保護世帯に限って言えば、

「家」にかかわる費用、そして、医療費は所得による影響がそれほどない。

次に、費目ごとに、特定の世帯タイプによって、支出額が異なるかを見て行こう。

まず、食費を見ると、世帯所得の係数が正で有意となっており、所得が高いほど食費に費やす金額も高い傾向を適格に表している。また、世帯人数(大人数)も食費を増加させる要因であることが確認される(一人あたり約8000円の上昇)。子どもの年齢別の推計(モデル4)では、中学生、高校生の子どもの食費が大人よりも高いことが示唆される結果となっている。着目さ

れる世帯タイプ変数においては、高齢被保護世帯を除くすべての被保護世帯で、すべてのモデルにおいて、係数が正で有意となっている。つまり、同じ所得、同じ世帯人数、年齢の「低所得その他世帯」に比べて、高齢者世帯を除く被保護世帯は、食費が多くなっている。被保護世帯については、たとえ、同じ所得であっても、医療費や介護費が発生しないため、食費などに回す費用が、低所得世帯に比べて多いと考えられる。ただし、被保護の高齢者世帯については、世帯主の年齢をコントロールするとマイナスで有意な係数となっており、解釈に留意が必要である。世帯主の年齢は、その変数がいっているすべてのモデルで正に有意であり、世帯主・世帯員の年齢が高いほど食費が高くなることが示唆される⁵⁾。高齢世帯のダミー変数の影響は、この世帯主の年齢の変数の係数に吸収されていると考えられる。被保護の3つの世帯タイプの間では、(世帯主の)年齢や、子ども数などを考慮しないモデル3においては、その他世帯が最も食費が多く、母子世帯、障害・傷病世帯の順となっている。

光熱費については、被保護の高齢世帯、低所得の障害・傷病世帯が、低所得のその他世帯に比べて低く、被保護の母子世帯においては高いことが確認される。

次に、医療費を見ると、すべてのモデルにおいて、被保護世帯の係数はすべて負で有意である。被保護である場合は、医療費が生活保護費から別に給付されるため、家計の負担にならないことが、ここに表れている。低所得世帯では、高齢世帯は、係数が正で有意となっており、その他世帯に比べて、医療費が多いことがわかる。また、低所得の母子世帯は、係数が負で有意であるので、「その他の世帯」に比べて医療費が少ないことがわかる。このデータにおいては、各世帯の医療ニーズ(健康状況など)をコントロールすることができないので、医療費の多寡がニーズに基づく実態であるのか、ニーズがあっても医療費を抑制しようとしているなどの事象を表しているのか判明するのは難しい。しかし、子

どもの年齢や世帯主の年齢をコントロールした上でも、低所得の母子世帯の医療費が有意で少ないことは憂慮すべきことであろう。

教育費については、子ども数をコントロールしたモデル3とモデル4にて、子ども数の変数の係数が有意かつ大きく推計されており、子ども数、特に年齢層別の子ども数が教育費の決定に大きく関与していることが確認できる。子ども数をコントロールした上でも、低所得の母子世帯については、正で有意であり、同じような子どもをもつ他の低所得・被保護世帯に比べて低所得母子世帯が教育費に大きな出費をしていることがわかる。年齢をコントロールした後においても、被保護母子や、子どもがあるその他の被保護世帯と低所得母子の教育費の支出に差があることは、被保護世帯に育つことが教育の機会の剥奪に繋がっている可能性を示唆している。

住宅費については、被保護の母子世帯およびその他世帯の係数が正で有意であるが、その他には主だった知見は得ることができない。住宅費の推計はR二乗係数も他の推計に比べると低く、安定的な結果ではない。被保護世帯と低所得世帯では、持ち家率(すなわち家賃が生じていない世帯)が異なる可能性があり、また、被保護世帯においては住居扶助が地域ごとに設定されているなど、住居費支出に関する様々な要因の影響があると考えられる。

家具および家庭用品費については、被保護の母子世帯、被保護の障害・傷病世帯、被保護のその他世帯、低所得の高齢世帯において、低所得のその他世帯に比べて高い支出となっている。

被服費については、大人の数の係数は有意ではなく、その大きさも小さいが、子ども数の係数においては有意であり、子ども数全体(モデル3)では1人あたり約1101円、年齢層別の子ども数(モデル4)では、小学生は約1124円、高校生が約3018円となっている。世帯類型の係数では、被保護と低所得の両方の母子世帯において、正で有意となっている。子どもの衣服費の支出が、子ども数の変数に吸収されているとすると、母子世帯のダミー変数の係数が表しているもの

は、大人の被服費に相当すると考えられる。被保護母子と低所得母子を比べると、被保護の方が約4000円被服費の支出が多い。このことは、同じ所得であっても、被保護母子世帯のほうが、低所得母子世帯よりも、被服費に充当できるリソースが多いことを示している。

交通通信費は、すべてのモデルにおいて、すべての被保護世帯の係数が大きく負で有意となっている。このことは、いかに被保護世帯が社会に参加する機会が少ないかを表していると言えよう。係数の大きさは、どの世帯タイプであっても、さほど変わらない。低所得世帯においても、母子、障害・傷病世帯において、「その他世帯」に比べて、交通通信費が少ない。特に、低所得の障害・傷病世帯においては、その係数が大きく、被保護世帯と同レベルとなっている。

同様に、教養娯楽費も、すべての被保護世帯において、大きく負で有意となっている。特に、被保護高齢世帯や被保護傷病・障害世帯、被保護その他世帯は、低所得その他世帯に比べて、7000円から10,000円の支出減である。子ども数全体（モデル3）または小学生の数をコントロールすると（モデル4）、その係数が正で有意となり、比較的に小さい子どもがいる世帯は教養娯楽費に支出している。しかし、被保護の母子世帯、低所得の母子世帯の両方において、それを上回る係数で負で有意であることから、母子世帯では、小さい子どもがいても教養娯楽費は抑制されている。

その他の経費においても、すべての被保護世帯の係数が、大きく負で有意となっている。また、低所得の母子世帯においても、大きく負で有意となっている。しかしながら、低所得の高齢世帯においては、大きく正で有意となっており、また、年齢の係数も大きく正で有意である。一般的に高齢者の消費の特徴として、「その他の経費」に含まれる交際費が高いことが挙げられる。低所得の高齢世帯において、この経費が高いことは、交際費の高さを示していると考えられる。しかしながら、被保護の高齢世帯では、この支出も抑えられており、被保護世帯の社会

的孤立の状況を著実に表している。

V ウェル・ビーイングと消費パターン

前節では、異なる世帯タイプによる消費パターンの違いを検証した。しかし、ある費目の支出は、必ずしも、ウェル・ビーイングの向上と結びつくわけではない。例えば、医療費の支出は前向きなものもあるかも知れないが、多くは、病気や怪我というウェル・ビーイングを下げるイベントの結果として発生するものであろう。逆に、教養娯楽費は、ウェル・ビーイングを向上させると考えられる。食費は、必然的な出費という側面もあるが、その出費によってウェル・ビーイングが上がる場合もあるので、食費が多いということは、本人にとってよいことなのか、悪いことなのか、その金額からは判断が付きにくい。

本節では、様々なウェル・ビーイング指標（生活不満度、生活程度、剥奪指標、社会参加、社会関係）を用いて、所得、そして、支出とウェル・ビーイングの関係、そして、それらがどのような世帯類型であるのかによって影響されるのかを検証する。

先にみたように、被保護世帯においては、現物給付の影響によって、消費パターンが一般の低所得世帯と異なるため、分析の対象は低所得世帯に限定する。表8は、5つのウェル・ビーイング指標を被説明変数とし、費目別の消費額、世帯類型を説明変数としてordered probit推計を行った結果である。すべてのウェル・ビーイング指標は、値が小さいほど「よい」状況、値が大きいほど「悪い」状況を表す。推計には、コントロール変数として、（世帯主の）年齢と性別、世帯人数、そして等価世帯所得⁶⁾を加えている。

まず、コントロール変数の係数を確かめておこう。等価世帯所得の係数は、すべて負であり有意である。すなわち、所得が高いほど、生活不満足度、生活程度、剥奪、社会不参加、社会関係の欠如の指標が低くなり、ウェル・ビーイ

表8 Well-Being, 消費, 世帯タイプ

被説明変数＝ 説明変数	生活不満足度		生活程度の低さ		物質的剥奪	
	大変満足＝1～ 大変不満＝7 モデル1(所得)	大変満足＝1～ 大変不満＝7 モデル2(支出)	上＝1～下＝5 モデル1(所得)	上＝1～下＝5 モデル2(支出)	0(低)～12(高, 剥奪されている) モデル1(所得)	0(低)～12(高, 剥奪されている) モデル2(支出)
所得						
等価世帯所得	-0.0267 ***		-0.0323 ***		-0.0246 ***	
支出額						
食費		0.0130		-0.0397		-0.4736 *
光熱費		0.0170		-0.1080		-0.1869 ***
住宅費		-0.0569		0.1944 *		-0.1373
家庭用品		0.0104		0.0045		-0.1725 **
衣服費		0.0278		-0.0986		0.0223
医療費		0.0194		-0.0146		0.0054
交通・通信費		-0.0166		-0.0281		-0.0054
教育費		-0.0068		0.0220		-0.0226
教養娯楽費		-0.1593 ***		-0.0644 *		-0.0314
その他経費		-0.0071		-0.0223		0.0218
年齢	-0.0018	-0.0005	0.0045	0.0102 *	-0.0226 ***	-0.1779 ***
性別(男性＝1, 女性＝0)	-0.0359	-0.0400	-0.1429	-0.0915	-0.1890	-0.2616 ***
世帯人数	-0.0664	-0.0334	-0.0254	0.0798	-0.2125 ***	-0.0821
母子世帯	0.1454	0.1833	0.2879	0.3390 *	0.1658	0.2293
高齢者世帯	-0.3649 *	-0.2887 *	-0.0583	-0.0078	0.2181	0.2552
障害・傷病世帯	0.1381	-0.0806	0.0856	0.0668	0.1652	0.1219
切片						
cut 1	-2.6624	-2.3492	-3.4132	-2.9478	-2.6319	-2.3375
cut 2	-1.5921	-1.2463	-2.1972	-1.7581	-1.7677	-1.4611
cut 3	-0.7352	-0.0369	-0.0580	-0.1055	-1.1581	-0.8521
cut 4	0.0282	0.4079	0.6263	1.1322	-0.7502	-0.4440
cut 5	0.5786	0.9668	2.4881	3.0292	-0.5981	-0.1915
cut 6	1.1407	1.5320			-0.2606	0.0458
cut 7					0.055034	0.364915
cut 8					0.299189	0.616018
cut 9					0.581315	0.909958
Pseudo R2	0.0246	0.036	0.0464	0.0621	0.0554	0.0626
log likelihood	-677.97414	-670.05393	-471.64677	-463.87756	-628.59	-623.776
n	412	412	412	412	412	412

被説明変数＝ 説明変数	社会不参加		社会関係の欠如	
	0(低)～8(高, 参加 少ない) モデル1(所得)	0(低)～8(高, 参加 少ない) モデル2(支出)	0(低)～7(高, 関係 がない) モデル1(所得)	0(低)～7(高, 関係 がない) モデル2(支出)
所得				
等価世帯所得	-0.0324 ***		-0.0183 ***	
支出額				
食費		-0.0507 *		0.0043
光熱費		-0.0656		-0.1505 **
住宅費		0.0461		-0.0532
家庭用品		0.1558 **		0.0052
衣服費		-0.0201		0.0105
医療費		0.0932 ***		-0.0686 *
交通・通信費		0.0024		-0.0046
教育費		-0.0414 **		-0.0087
教養娯楽費		-0.1612 ***		-0.0579 *
その他経費		-0.0470 ***		-0.0099
年齢	-0.0001	0.0798	0.0032	0.0052
性別(男性＝1, 女性＝0)	-0.0525	-0.0888	0.0564	0.0650
世帯人数	-0.0868	0.0619 *	-0.1720 ***	-0.0986
母子世帯	0.1882	0.2648	0.1678	0.1608
高齢者世帯	-0.0967	-0.1514	-0.3045 *	-0.2175
障害・傷病世帯	0.6575 **	0.5445	0.0195	-0.0058
切片				
cut 1	-2.6291	-2.0957	-1.1132	-0.9532
cut 2	-2.0928	-1.5149	-0.3766	-0.2109
cut 3	-1.6166	-1.0047	0.0927	0.2618
cut 4	-1.1940	-0.5513	0.5205	0.6950
cut 5	-0.5185	0.1730	0.8884	1.0666
cut 6	0.0210	0.7412	1.1493	1.3290
cut 7	0.6243	1.3587	1.6752	1.8602
cut 8	1.3723	2.1176		
Pseudo R2	0.0307	0.0677	0.0117	0.0223
log likelihood	-804.312	-781.927	-690.798	-687.569
n	412	412	412	412

ングが高まるという結果であり、直観的な推測と一致する。また、性別は、生活不満足度、剥奪度においては負であり、男性の方が女性よりも、ウェル・ビーイングが高い。しかし、有意であるのは剥奪指標のみである。また、社会関係については、符号は正であり、女性の方が社会関係がよいことが示唆されるが、係数は有意ではない。年齢は、剥奪指標については、負で有意であり、年齢が高いほど、剥奪指標が下がるが、生活程度については正で有意である。

次に、費目別の支出額とウェル・ビーイングの関係を見て行こう。驚くことに、費目別の支出額の多くは有意な係数となっていない。しかし、有意であるものは、頷ける結果となっている。娯楽費は、すべて負の係数であり、5つのウェル・ビーイング指標のうち4つで有意である。すなわち、娯楽費は、生活の満足感を高め、生活程度を高め、社会参加、社会関係の度合を高める。この費目は、ただ単に「ぜいたく品」と捉えられることが多いが、いかに、このような「生活のゆとり」があることが重要であるかが示唆される。また、教育費やその他経費（先に挙げたように交際費が含まれる）は、社会の参加の度合いを高めることが確認できる。一方で、住宅費は生活程度を悪くする影響がある。また、光熱費は、剥奪のモデルにおいて負で有意となっているが、これは剥奪項目の多くが家電であることから、剥奪が低いと光熱費が上がるという逆の関係である可能性も高い。医療費は、社会参加の度合を低めるものの、社会関係にはプラスに働く。もちろん、これらは、すべて相関関係であり、因果関係を示すものではない。そのため、例えば、医療費について言えば、医療費を多く支出している人は、社会参加が少ないものの、他者との繋がりを（からだの状況がよくないがために）より大事にしているのかもしれない。

食費については、ウェル・ビーイングにプラスに働くとともに、マイナスに働くとともに考えられたが、剥奪指標のみで負で有意である（i.e. 剥奪の度合を低くしている）。これは、食費が多い世

帯は、ほかの支出についても、それほど困窮しているわけではない、と解釈することもできる。

最後に、本分析の焦点である、世帯類型の影響を見て行こう。まず、母子世帯の係数では、すべて正であるものの、有意であるのは、生活程度のみである。正であるということは、つまり、同じ所得、同じ支出額であっても、母子世帯は「その他世帯」に比べて、生活程度が悪いということを表す。他のウェル・ビーイング指標においても、符号が正であることから、その傾向は認められるものの、本分析では、部分的でしかこれを確かめることはできなかった。高齢者世帯については、生活不満足度は負で有意、社会関係ではモデル1のみ負で有意である。高齢者世帯は、同じ所得や支出額であっても、生活に満足していると言える。社会関係については、高齢者世帯においては、その多くが貯蓄を取り崩して支出に回していると考えられるため、支出をコントロールしたモデル2で有意でないのに、高齢者世帯が社会関係がよいとは言えない。障害・傷病者世帯については、社会参加のモデル1（所得）では正で有意である。

VI 結論

本稿による分析から得られた知見は以下にまとめられる。

まず、ウェル・ビーイング指標の世帯類型別の平均値の観察によって、①被保護世帯が低所得世帯に比べてすべてのウェル・ビーイング指標（生活不満足度、生活程度、社会的必需項目の欠如、社会参加、社会関係）においてウェル・ビーイングが低いこと、②この関係は、世帯類型ごとに比較しても確認できること、③母子世帯は被保護世帯の中では、比較的ウェル・ビーイングが高い世帯類型であるが、低所得者世帯の中では最もウェル・ビーイング（特に、生活不満足度、生活程度、社会的必需項目の欠如）が低いこと、が明らかとなった。

また、支出費の分析からは、等価世帯所得は、すべての費目で消費額と正の相関にあることが

確認された。また、被保護世帯は、どの世帯類型であっても、おおむね、食費に多く費やしている傾向があり、反対に、被保護世帯は、すべて、医療費の支出が少ないことがわかった。これは生活保護による現物給付の影響であろう。しかしながら、被保護世帯においては、医療費、介護費、など必要経費の一部が生活保護費から追加的に給付されるものの、消費の実態としては、交通通信費、教養娯楽費、その他経費（交際費を含む）の支出が、同じ世帯所得や世帯構成の低所得世帯よりも大幅に少なく、後に述べるように、これが、社会参加や社会関係、生活満足などのウェル・ビーイングが低く留まっている一因と考えられる。また、教育費については、子ども数に応じて教育費が支出されている傾向が確認した上で、低所得の母子世帯は他の同様の子どもをもつ低所得世帯に比べても教育費に多くを費やしている。

最後に、ウェル・ビーイングと支出額（所得）の関係については、以下の知見が得られた。娯楽費など「生活のゆとり」に使われる支出は、世帯のウェル・ビーイングを高めている。世帯類型の影響を見ると、母子世帯であることは、同じ所得（支出）であっても、ウェル・ビーイングを下げる関係にあるという傾向が見られるものの、統計的に有意なのは「生活程度」のみであり、母子世帯であることが、同じウェル・ビーイングであるがために追加的な所得が必要であるかどうかは今後もさらなる検討が必要である。一方で、高齢者であることは、生活の満足度を高める傾向がある。

これらの知見から、現時点で示唆される考察を若干加えて末語としたい。

まず、被保護世帯の消費の実態は、同じような所得、世帯構成の低所得世帯に比べても、大きく異なっていることを改めて認識する必要がある。被保護世帯は、食費や被服費など、「衣食住」については、低所得世帯よりも多く支出しているものの、交通通信費、教養娯楽費、その他支出に含まれる交際費などが、低所得世帯に比べて大幅に少なく、このことが社会参加や社

会関係はもちろんのこと、生活の満足度や、生活程度といった主観的な生活感を低めている可能性がある。現代社会においては、必ずしも「衣食住」が充足されることが生活の質に繋がるわけではなく、場合によっては、食費などを切り詰めてでも、教養娯楽費や交際費などが優先されることも考慮しなければいけない。最も、これら支出の少なさとウェル・ビーイングの因果関係の方向性については本分析のみでは未解明であり、今後の研究課題としたい。

謝辞

本稿の執筆にあたっては、多くの先生方から有益なコメントをいただいた。特に、重川純子先生（埼玉大学）、岩田正美先生（日本女子大学）のご助言は本稿を完成させるにあたって不可欠なものであった。ここに記して御礼申し上げたい。

注

- 1) 問いの文面は「あなたは、現在の生活にどの程度満足していますか。（ひとつに○）」。選択肢は、1. 大変満足、2. 満足、3. どちらかといえば満足、4. どちらでもない、5. どちらかといえば不満、6. 不満、7. 大変不満。
- 2) OECDの試算によると、働いていない母子世帯（生活保護世帯が多いと考えられる）の貧困率の方が、働いている母子世帯（生活保護にかかっていない世帯が多いと考えられる）の貧困率より低い（OECD2006）。このことは、上記の結果と一致している。
- 3) 剥奪率（deprivation rate）を正確に測定する場合には、その項目の欠如が（資源の欠如や社会による）強制的なものであるのか、個人の選択（選好）であるのかを区別する必要がある。しかし、本調査においては、欠如しているか否かのみを聞いているため、この区別はできない。
- 4) 「社会生活に関する調査」のデータには、幼稚園、保育園、小学校、中学校、高校、大学、その他学校に通う子ども数が含まれているが、保育園・幼稚園に通わない乳幼児の数は含まれていないため、これら児童については子供数に換算されていない。本稿では、大学生を除くそのほかの子ども数を用いている。
- 5) 被保護世帯は単身世帯が多いため、世帯主の年齢＝世帯員の年齢となる。

- 6) 世帯所得を世帯人数の平方根で除したもの。

参考文献

阿部 彩 (2007) 「日本における社会的排除の実態とその要因」『季刊社会保障研究』第43巻第1号, (2007.6.25), pp.27-40。

——— (2004) 「補論「最低限の生活水準」に関する社会的評価」『季刊社会保障研究』第39巻第4号, 2004.3.25, pp.403-414。

——— (2002) 「貧困から社会的排除へ：指標の開発と現状」『海外社会保障研究』Vol.141, pp. 67-80, 2002.12.25。

European Commission Social Protection Committee (2001) *Report on Indicators in the field*

of poverty and social exclusion.

Gordon et al. (2000) *Poverty and Social Exclusion in Britain*, Rowntree Foundation.

厚生労働省 (2003) 『平成13年国民生活基礎調査』厚生統計協会。

OECD (2006) 『OECD対日経済審査報告書2006年版』。

生活保護の動向編集委員会編 (2007) 『平成19年版生活保護の動向』中央法規。

Townsend, Peter (1979) *Poverty in the United Kingdom.*

(あべ・あや 国立社会保障・人口問題研究所
社会保障応用分析研究部部長)

消費の社会的強制と最低生活水準

菊 地 英 明

I はじめに：貧困という社会規範

わが国の公的扶助（生活保護）制度は、「基準は高いが受給者数は少ない」ことを特徴とするといわれる〔埋橋 1999〕。そのような指摘は近年に始まったことではない〔竈山 1970〕。非正規労働者やホームレスなどの問題を背景に、現在、低所得者への支援のあり方をめぐって、さまざまな議論が行われている。

われわれの社会では、規範的に見て典型とされる世帯像（しばしば「標準世帯」といわれる）があり、それに依拠して生活していれば、収入が保護水準を割り込まない、という想定がなされてきた節がある。しかしそのような「標準世帯」に属さない人——しばしば低所得に直面する——は増えている。

このような背景から、現役層への社会保障による支援が手薄である、といわれることがある。また、それと並んで、生活保護の給付額が一般の低所得世帯の消費水準と比較すると高すぎるのではないか、という批判も目につくようになった。この点に関しては、既に、「生活保護基準に関する検討会」で保護基準の引き下げを視野に入れた検討がされた他、各種加算の打ち切り・縮小などが実施された（このうち、母子加算は復活された）。

しかし、貧困線、あるいは保護基準の高低を論ずる前に、一步立ち止まって、貧困とは何か、そしてそれにどのように対応するかということ

について問い直す必要があるのではないか。貧困を定義するということは、人がどのような世帯において、どのような水準・内容の消費生活を営むべきかという規範を定めるということだからである。

本稿では、これら二つの視点をもとに、保護基準の算定の背景にある考え方を再検討したい。それに当たっては、補助線として保護の水準で営まれる生活が、そうではない生活といかなる違いを見せるのかということについて、若干のデータ分析を行うこととする（直接的に現行保護基準が高いか否かを論じることが目的なわけではない）。その上で、生活保護という制度がどういう制度なのか、本質をえぐり取ることを目指し、若干の政策的インプリケーションを提示したい。

II 消費の社会的強制論：貧困定義への規範的要素の導入

1 消費の社会的強制論とその理論的根拠

生活保護基準をどう定めるか、という問いは、そもそも貧困をどう定義するか、という問いに帰着する。かつてのマーケット・バスケット方式は、主として生物学的な生存に必要な否か、という栄養学的な配慮を中心に貧困線が定義されがちだったため、社会全体が豊かになった場合でも貧困線が上らないという難点があった。

そこで、貧困を資源（金銭・モノなど）の保有量の多寡という観点から相対的に定義するア

プローチがとられるが、今度は、資源の保有量がどの水準を下回ると許容されるべきでないとするか、規範的判断が難しい、という問題に直面する。このため、「人並み」の生活という質的な基準が導入される。すなわち、収入または所得が減少するにつれ、「人並み」の生活が営めなくなる、あるいは、営めなくなるリスクが急上昇する限界水準（閾値・変曲点）に到達するとし、そこを貧困線または保護基準と定めて公的な社会保障によって保障すべき、という規範を導出するものである¹⁾。この閾値・変曲点が存在するとされるのは、ある一定水準の消費を享受できないことが社会的に見て恥ずかしいものとされるなど、消費が規範性を帯びているため、低所得であっても「背伸び」をしてでも消費しようとする力——社会的強制力——が働く、という理屈に基づいている。

そのような点がわが国において、一点の形で、全年齢層において本当に存在するのかについてはさまざまな実証研究がある〔平岡 2001, 阿部 2006〕。本稿で問いたいのは、その有無や程度というよりは詳細な理論的根拠である。それをひとまず「消費の社会的強制論」と一括して、ここで簡単に検討していくことにする。

第一に、イギリスのタウンゼントの相対的剥奪論があげられる〔Townsend 1974=1977, 1979〕。タウンゼントは、イギリスにおいて、消費社会化と情報化を背景に、人々が「全国的な生活様式」にのっとった消費生活を営むことが半ば強いられており、ある水準以下の所得（閾値・変曲点）では、消費生活の剥奪度が急激に下がるとした。所得がこの水準を上回っていれば、人々は背伸びをしてでも「人並みの」消費生活を享受しようとするが、それを下回ると、そのような背伸びは不可能となる²⁾。

第二に、江口英一と相沢与一によって展開された「生活の社会化論」があげられる〔江口・相沢 1986, 金澤 1998〕。それによれば、高度成長期を機に多くの人々が豊かな消費生活を享受するようになったが、同時に、「人並み」の生活を営む規範的な圧力が高まった結果、低所得者

が「背伸び」を余儀なくされ、家計が硬直化するとともに、自転車操業や借金漬けになりがちになったという。具体的には、「社会的強要費目」（家事労働や余暇・文化生活の外部化・商品化の進行や、広告・宣伝の普及により社会的に強要された負担。自動車等関係費、交際費、外食など）や、「社会的固定費目」（生活基盤の確保のための家賃、光熱費負担など）の支出が増し、「個人的再生産費目」（外食以外の通常の食費など）の切り詰め圧力が高まっているという³⁾。

一つ補足をしておこう。このような相対的貧困論においては、どのような世帯のどのような生活を保障するかを考えるに当たって、「人並み」の生活——ないしは標準的な生活様式（という規範）——を前提とする。何をもって「人並み」とするかは厄介な問題であるが⁴⁾、多くの場合、暗黙のうちに「標準世帯」——男性片稼ぎ（単稼ぎ）で、2人強の子どもをもつ——を形成・維持することを前提とし、そこでの暮らしの水準に依拠していると思われる。例えば、タウンゼントが提起した剥奪指標のうちの「過去4週間のうち親戚や友人を招かなかった」「子どもの誕生日パーティーをしなかった」というものは、「全国的生活様式」としつつも、事実上イギリスのミドルクラスの生活様式を反映していることは明らかである。また、生活の社会化論においては、女性の家計補助的就労の増加が、男性の賃金水準の下落を反映したものであるとして、否定的にとらえられている〔相沢 1986〕。

2 社会規範としての消費：低所得者と被保護者との間の違い

保護基準算定の根拠（閾値が存在するとされること）を確認したところで、保護を受けて貧困線上で生活している人々と、保護を受けない低所得者の生活の違いがいかなるものかデータを通して検討することにしよう⁵⁾。ただし、本稿の範囲では、その閾値の水準が適切か否かを検討することはできない。それを行うためには、被保護世帯・低所得世帯の他に、中所得以上世帯のデータも必要となる上、世帯人員などの統

制も必要となるためである。

以下で確認していくのは、閾値が実際に存在するか否かや、その水準が保護基準と合致するか否かではなく、消費に規範性がある中で、二種類の低所得者——被保護世帯と一般の低所得者——が、どのような形でその規範に対応しているかを、前項でみた枠組に照らして確認することである。

表1～3を見ると、低所得者世帯（生計簿世帯）は被保護世帯（家計簿世帯）と比べて、外食の頻度・泊まりがけの旅行の頻度・耐久消費財の保有率のすべてが高い。

もっとも、耐久消費財の保有率に限って、より数字を詳細に検討すると、十分に普及しており、保有率に大きな差がない項目（電気冷蔵庫、電気掃除機、電気洗濯機、電話機、カラーテレビ等）がある一方で、大きな差がついている項目（電子レンジ、ルームエアコン、携帯電話、パソコン等）があることに気づく（表3）。

その一つの要因として、被保護世帯は、自動車以外の耐久消費財等の保有について、「当該地域の一般世帯との均衡を失することにならない」という基準（保有率70%程度）を満たさない限り、認められないことがあげられる。また、被保護世帯は原則として自動車の保有が認められない（このため、家計簿には、自動車に関する質問項目自体が設けられていない）。

このように、被保護世帯については、消費に関する規範が、そのままの形ではおよんでおらず、従って被保護世帯は低所得世帯と比較して、質的に異なる消費生活を営んでいると考えることができる。

一方で、家計の赤字（ここでは、家計の黒字・赤字の判別基準を「実収入－実支出」とする）について見ると、赤字世帯の絶対数は生計簿＞家計簿となる（表4）。「生活の社会化」論によれば、被保護世帯に比べて一般低所得世帯は、消費や交際において相対的に活発であるが、そのような消費をめぐる規範の遵守は、借金という「背伸び」を行うことを通して行われている。従って、その生活は常に不安定な側面を伴うのであ

表1 外食の頻度

	生計簿	家計簿
高齢者	75.0%	41.8%
母子	75.0%	66.3%
障害・傷病	52.9%	47.5%
その他	73.6%	51.0%
全体	73.6%	49.5%

表2 泊まりがけの旅行の頻度

	生計簿	家計簿
高齢者	62.7%	22.8%
母子	59.3%	34.3%
障害・傷病	35.3%	14.3%
その他	68.4%	9.6%
全体	65.3%	21.3%

表3 耐久消費財の保有率

	生計簿	家計簿
湯沸器	83.0%	64.9%
電子レンジ	91.9%	69.5%
電気冷蔵庫	99.6%	99.0%
電気掃除機	99.4%	91.5%
電気洗濯機	98.2%	90.0%
ルームエアコン	78.0%	46.3%
電気ごたつ	65.6%	56.8%
ダイニングセット	62.5%	24.9%
食器戸棚	95.7%	87.3%
自動車	55.8%	-
電話機	96.6%	89.6%
携帯電話（PHSを含む）	63.8%	20.5%
カラーテレビ	99.1%	97.1%
ビデオカセットレコーダー	80.4%	43.2%
ステレオセット	50.4%	11.6%
ラジカセ	77.7%	52.3%
パソコン	41.8%	4.6%

表4 家計の黒字と赤字に関する分析

		赤字	黒字
生計簿	高齢者世帯（176）	29.0%	71.0%
	母子世帯（82）	31.7%	68.3%
	障害・傷病者世帯（17）	35.3%	64.7%
	その他世帯（486）	32.1%	67.9%
	合計（761）	31.4%	68.6%
家計簿	高齢者世帯（204）	15.2%	84.8%
	母子世帯（111）	7.2%	92.8%
	障害者世帯（48）	29.2%	70.8%
	傷病者世帯（98）	21.4%	78.6%
	その他世帯（59）	16.9%	83.1%
	合計（520）	16.2%	83.8%

る。逆にいえば、被保護世帯はケースワーカーの指導等の結果として、耐久消費財の保有、交際などにおいて、「人並み」の生活を営むことを放棄せざるを得なくなっているがために、黒字家計を維持しやすいのである。

そこで低所得世帯、被保護世帯のそれぞれにおいて、黒字・赤字を分ける要因を探るために、世帯類型・世帯人員数・級地・居住形態・世帯主の年齢・世帯主の性別・就労形態・健康状態（本人・家族）の各変数を投入したロジスティック回帰分析を行い、家計が黒字になるオッズ比を算出した（表5）。

低所得世帯（生計簿）では、高齢者世帯はその他世帯に比べて赤字になりやすい（オッズ比0.394）。居住地では、大都市周辺部や中程度の

都市の方が大都市に比べて赤字になりやすい（1級地-1（大都市）に比べて1級地-2（大都市周辺部）のオッズ比が0.530、2級地-1（中程度の都市）が0.431）。家族が健康な場合はそうでない場合に比べて黒字になりやすい（オッズ比1.737）。特に注目すべきは居住形態であり、賃貸住宅は持ち家に比べて赤字になりやすい（オッズ比0.547）。低所得者世帯にとっては住居費（家賃負担）という、生存に欠かせないインフラを確保するための費用が、家計に大きな影響を与えがちなことがわかる。

被保護世帯（家計簿）では、母子世帯はその他世帯に比べて黒字になりやすい（オッズ比8.897）。関連は弱いものの、世帯主年齢が40代の場合、70代以上に比べて赤字になりやすい

表5 家計に関するロジスティック回帰分析

		生計簿世帯		家計簿世帯	
		回帰係数	オッズ比	回帰係数	オッズ比
世帯類型	高齢者	-0.932 *	0.394	-0.512	0.599
	母子	-0.782	0.458	2.186 **	8.897
	障害・傷病	-0.024	0.976	-0.051	0.950
	（その他）	（基準）		（基準）	
世帯人員	1人以上の連続値	-0.161	0.852	0.368	1.445
性別	（男=1）	-0.243	0.785	0.229	1.760
級地	（1-1）	（基準）		（基準）	
	1-2	-0.635 *	0.530	0.643	1.902
	2-1	-0.841 **	0.431	0.697	2.007
	2-2	-1.039	0.354	1.328	3.774
	3-1	-4.77	0.620	0.496	1.642
	3-2	度数なし	度数なし	-0.186	0.831
居住形態	（持ち家）	（基準）		（基準）	
	公営住宅	-0.086	0.917	-0.154	0.857
	賃貸住宅	-0.604 *	0.547	-0.020	0.980
世帯主の年齢	20代	0.820	2.271	16.798	1.973E7
	30代	0.710	2.034	-1.317	0.268
	40代	0.138	1.148	-1.534 +	0.216
	50代	-0.318	0.728	-1.174	0.309
	60代	-0.372	0.690	-1.220 *	0.295
	（70代以上）	（基準）		（基準）	
就労形態	正規就労	-0.059	0.942	0.063	1.065
	非正規就労	-0.009	0.991	1.148 +	3.150
	（不就労）	（基準）		（基準）	
健康状態（本人）		0.331	1.393	-0.261	0.770
健康状態（家族）		0.552 +	1.737	-0.487	0.614
（定数）		1.610	5.003	0.951	2.588

注) 1) 家計（黒字=1、赤字=0）に関するロジスティック回帰分析。

2) ***: $p < .001$, **: $p < .01$, *: $p < .05$, +: $p < .10$

(オッズ比0.216)。

被保護母子世帯と一般の低所得の母子世帯とを比較すると、前者の赤字率は際立って低い。これは調査時点において母子加算が行われていたことその他、被保護母子世帯は住居費負担が相対的に低い（賃貸住宅（特に民間賃貸）に居住する低所得者（生計簿世帯）が赤字になりやすいことは既に確認した）、保護世帯では保有＝支出が行政によって事実上禁じられている品目がある、といった要因が考へうる。

もっとも、逆にいえば、赤字の中でも特にローンと関係の深い、車（公共交通機関の拡充）、住宅（公営住宅や家賃補助の拡充）、教育（子ども手当や奨学金の拡充）といった、公的な支援によって改善される面がある。したがって、黒字と赤字の差は、生活保護受給者の待遇が良すぎるからというよりも、一般の低所得者への支援が手薄な結果なのだと考えることもできよう。

いずれにせよ、低所得世帯は、「人並み」の消費生活を営むという規範に従うために、借金を伴う不安定な生活を余儀なくされるのに対し、被保護世帯は、保証されている所得水準はともあれ、「人並み」の消費生活を営むという規範に従えないため、そのような生活は、一般世帯の享受するものとは質的に異なるものとなるのである。

Ⅲ 標準世帯と家族規範

1 標準世帯とは何か－生活保護における標準世帯の難解さ

以上のデータから、一般の低所得者の消費生活が家計の赤字とセットで営まれがちであるということや、高いと思われがちであり、公的な給付によって「人並み」の水準に底上げされたはずの被保護者の生活も、行政の指導・介入により通常・「人並み」とは質的に異なった、歪められたものであるということが可能である。

このように消費の社会的強制（あるいは消費の行政による禁止）を論じていくと、強制されているのが、消費のあり方であるとともに、家

族のあり方——それは生産・再生産のあり方とも関係する——であることにも注目しなければならない。いい換えれば、「人並み」の生活とは、消費によってだけでなく、人々が包摂されている家族のあり方によっても定義されうる、ということである。私たちの生活は、特定の形態を取る家族を形成することを前提とし、家族内部で誰かが賃金を稼得し、残りの者を扶養することによって成り立っている。したがって賃金（保護基準も同様である）が十分な水準であるかは、特定の家族形態（標準世帯）を扶養できるかどうかによって決まる。生活保護基準（貧困線）は、歴史的にその役割を大変興味深い形で担ってきた。第一に標準世帯の設定と変更であり、第二に、補足性原理における家族規範である。

ここではまず、生活保護の標準世帯について見ていくことにしよう。これは1948年に「標準5人世帯（64歳男、35歳女、9歳男、5歳女、1歳男）」だったが、高度成長期の1961年に「標準4人世帯（35歳男、30歳女、9歳男、4歳女）」と、男性の稼ぎ手のいない世帯から、夫婦＋子どもの男性片稼ぎ世帯へと変更された⁶⁾。

では、標準世帯には、どのような役割があるのか。公式見解によれば、(a)生活扶助基準の改定に際して生活扶助基準の基軸となる世帯として利用するもの、(b)国民に生活保護の基準を分かりやすく説明する際にモデルとして利用するもの、の二つである〔生活扶助基準に関する検討会 2007〕。

もっとも、生活扶助基準の説明にあたって、単身世帯・2人世帯などについて、それぞれ、(b)の意味での標準世帯（モデル世帯と基準額）が提示されているため、(a)の意味合いが強い。しかし、生活扶助基準の基軸とされた標準世帯が、実際の被保護者の中で多数派を占めることはほとんどなかった。この問題は、標準世帯を、生活保護の枠内で理解するのではなく、規範の意味合い（＝そのような形態の世帯を営む「べき」）を含んだ家族モデルとして理解すると解消する。国家はそのような家族モデルを保護・推進する

が、生活保護がそのための唯一の手段である必要はない。実際にはむしろ、生活保護以外の施策——雇用、年金、税制など——が好んで用いられた。

そこで生活保護の守備範囲を確認することにして、図から、1960年代以降の生活保護においては、標準世帯は稼働・夫婦＋子どもの世帯であるにもかかわらず、実際の被保護者の構成を見ると稼働世帯の比率が急激に減少⁷⁾するとともに、単身または2人の非稼働・老齢・障害・傷病世帯のウェイトが年々高まったことが分かる。後述する、「(制度間の)補足性」(制度間の役割分担)の原理があるため、増加した受給者の多くは、少なくとも人生の一時期において、都市の片稼ぎ・核家族・稼働世帯に属していたが、社会保険等——いわゆる標準世帯は、世帯主の稼得と、社会保険によって十分に所得保障がなされることが想定されていた——によって十分にリスクがカバーされない場合があり、そのような者に限定して生活保障する制度という性格を強めたのである〔中鉢 1975: 161〕。

2 社会規範としての標準世帯—片稼ぎ＋少数の子

このような標準世帯は、「男性を家族の扶養者、女性と子供を被扶養者と想定する特定の家族像

を含意しており、『男性は外で働き、女性は家庭を守る』という近代的性別分業構造をその前提とする」〔木本 1995: 62-63〕ものであった。このような考え方は、歴史的に見れば、公的扶助水準の算定根拠として用いられただけでなく、片稼ぎで一家の世帯員すべてが養えるような家族賃金の要求運動と結びついていた。

例えば、安藤政吉の『最低賃金の基礎的研究』は家族給と月給制を提唱する中で、最低賃金を算定する上での標準世帯を「夫婦子女3人で主人が働くのを原則とする」ものとした〔安藤 1940: 460〕。また、労働科学研究所の最低生活費研究(1942→1943)は、都市と農村とに分けた上で、標準世帯を「夫婦と子女3人」としている。これは、1935年の労働統計実地調査における「本邦労務者に最も多数にして普遍的なる家族構成」だからだという〔暉峻編 1943: 11〕。これらの研究は、政府系機関の報告書・提言にも反映されることになるとともに、戦争直後の労働組合の賃金闘争にも大きな影響を与えた。例えば、戦後日本の賃金体系の確立に大きな影響を果たしたといわれる「電算賃金体系」は、年齢重視(＝年功賃金)、家族手当の普及(＝男性片稼ぎモデルの性分業)といった戦時期の賃金構成の影響を受けている〔永野 1949, 山田 2001〕。

ここで注目すべきは、家族規模の小ささ、特

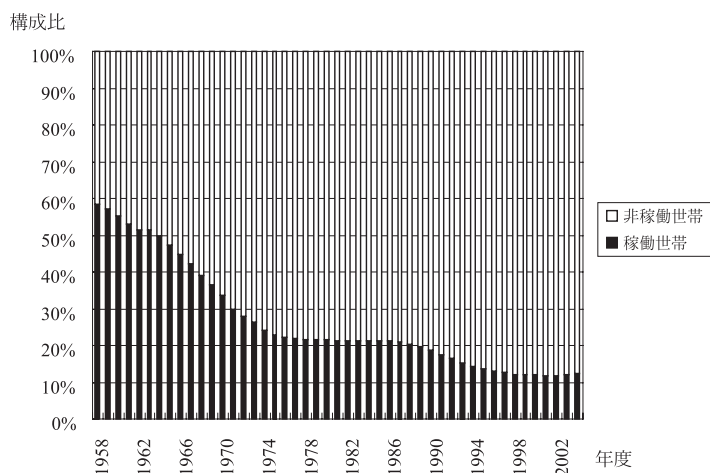


図 稼働・非稼働世帯別被保護世帯の年次推移

に都市においては子どもが3人程度に限定されるということである。少なくとも、戦前においては、合計特殊出生率は全国レベルで見れば今日よりも遙かに高かったにもかかわらずである。これらの研究や運動は一定水準の賃金の確保や更なる引き上げを目標とするものであったが、それと同時に、少なくとも規範レベルにおいて、稼ぎ手数と家族規模（特に子ども数）を限定する作業も伴っていた⁸⁾。すなわち多稼ぎによって生活を成り立たせる（また、たくさんの子どもの育てる）モデルは排除されたのである。

現実の制度では、そのような家族を形成する限りにおいて、充実した消費生活が営めるような配慮が講じられてきた。例えば、1960年代には、男性の長期の雇用と家族賃金の保障がますます一般的になるとともに、国民皆年金・皆保険体制が実現した。この時期の税制について見ると、課税最低限の設定に当たって、大蔵省が算出した基準生計費における標準世帯は、片稼ぎ世帯で、子は多くても3人程度とされている。加えて、1960年12月の税制調査会「当面実施すべき税制改正に関する答申（税制調査会第一次答申）」を受けた1961年度税制改正では、配偶者控除の創設、扶養控除の引き上げ、給与所得控除の引き上げなどが行われ、1960年に比べて課税最低限が相当引き上げられ、標準世帯に包摂する者に対する優遇策が相次いで講じられたのであった（税制調査会 1961）。片稼ぎ、夫婦と少数の子どもからなる核家族、アメリカ的な大量消費のライフスタイルに特徴付けられる世帯は、雇用、社会保障、税制と絡みつつ、人々の大量消費とあいまって、高度経済成長の好循環を形成したのである。

3 家族規範と生活保護との微妙な関係：保護の補足性と人員ベースの算定

生活保護は、必要とする人に給付を行って生活を保障する制度としての側面とともに、家族に関する社会規範を維持・強化するための装置としての側面がある。この後者の「規範の強さ」という社会学的な問いが本稿では重要となる。

既に述べた通り、生活保護は、家族のつながりを喪失した人々、いい換えれば標準世帯からの逸脱者を主たる対象とするという制度間の役割分担がある。このことは、生活保護の受給にあたっては本人の稼働能力や資産、他法他施策の活用はもとより、親族による私的扶養が優先されなければならない、と規定されている通りである（保護の補足性の原理）。

ここで表6をみると、低所得世帯（生計簿）の場合、親しい別居の家族・親族がいる世帯は9割を超えるが（92.8%）、被保護世帯（家計簿）は7割程度（72.0%）にとどまるのである。家族の絆から外れることが、生活保護受給の一つの要件となっていることが改めて確認される。

このように、生活保護は、家族規範についてみれば、扶養の側面では極めて保守的であるが、一方で扶養されないことが明らかになれば、その後は世帯の人員・構成に応じた額が支給される。既に見た通り、標準世帯では、給与＝生活費的にも、社会規範的にも、子どもの数は2～3名程度が事実上の上限である。従って、一般の低所得者は通常、標準世帯が維持できるだけの所得が得られない場合は、結婚を断念したり（親との同居＝パラサイト・シングルを含む）、子ども数を抑制して「身の丈」に合わせることになるだろう。

しかし生活保護の生活扶助基準は、1類費（個人ベース）と2類費（世帯ベース）とに分かれており、世帯人員が増えるにつれて支給額も高くなっていく。従って、生活保護においては、「分相応」「身の丈」という社会的強制が働かないことへのサンクションは制度上存在しない⁹⁾。たし

表6 別居の家族・親族の存在

	生計簿	家計簿
	別居の家族・親族の存在	別居の家族・親族の存在
高齢者	95.8%	74.3%
母子	96.3%	76.5%
障害・傷病	82.4%	67.9%
その他	91.5%	63.8%
全体	92.8%	72.0%

かにそれは少数の事例であり、虚像にはかならないが、少数の多人数世帯を引き合いに出して、保護基準の高さ（というよりも、生活保護が家族規範を侵犯し、崩壊させていること）を叩く議論も散見されるところである¹⁰⁾。

IV 家族規範の前提のゆらぎと社会保障の今後

本稿は、生活保護基準の高低を直接論じるのではなく、基準を定めるバックボーンとなっている貧困論に共通の「考え方」に焦点を当てた。それは、標準世帯モデルである。特定の家族のあり方を、守るべき「規範」として定めたものである。それは男性片稼ぎ・長期雇用、少数の子ども数といった家族モデルである。男性片稼ぎ（少なくとも男性に一定の経済力を求める）で2人程度の子を持つような家族を築くということは、今日においても人間が一人前と見なされるために必要とされ、すなわち強い社会規範として人々を拘束している。そのような家族を築くには、安定した雇用が求められるが、脱工業化やグローバル化を背景とする就労形態の多様化によって、それを可能とする水準の賃金を得られる職は減っている。

社会学には文化遅滞という有名な概念がある〔Ogburn 1922=1944〕。物質文化の変動と、非物質的な文化の変動の速度にはズレがあり、科学技術や経済といった物質文化に比べて、社会規範を含む非物質文化の変動は遅れがちであるというものである。わが国における家族規範はまさにそれに該当しているように思われる。労働環境が悪化しているにもかかわらず、「標準世帯」に代表される家族規範や、それに基づく諸制度はいまだに強固であるため、家族形成に至らずにシングル化（パラサイト・シングルを含む）の増加や、子どもの産み控えという形での適応がなされているのである。生活保護のあり方に関する批判、特に基準が高すぎるとするものがあることについては、そのような「適応」を強いられる低所得者の数が増加しているという社会的文脈のもとで理解することができよう。

また、家族のあり方に注目して社会的排除現象について考えることもできる。標準世帯に属することによって生活が成り立つというモデルがあるとすれば、標準世帯というメンバーシップを獲得できないことは、排除の一形態であり、排除を受けることが、量的な意味での貧困（所得貧困）を招くのだと理解することもできよう。

だとすれば、このような社会変動に適した社会保障のあり方がいかなるものかを、生活保護世帯と低所得世帯の消費のあり方を比較してきた私たちは、うすすらと描き出すことができるのではないか。第一に、労働環境が悪化する中では、男性の片稼ぎではなく、多稼ぎ化、もしくは単身者を前提とする制度が必要となるだろう。第二に、少子化や人口の自然減が進む中では、子育て支援の費用が、賃金のような親の市場価値によって払われるのではなく、むしろ市場価値とある程度切り離れた形で支払われる形の方が望ましいであろう（その例が子ども手当であり、「分相応な」「身の丈にあった」子ども数に抑制する、という発想を理屈の上ではなくすることができる）。第三に、給付のあり方については、諸個人の基本的な生活にかかわるインフラストラクチャー、例えば住宅、交通手段、教育などを個人の責任に委ねるのではなく、公的な介入をより拡大することが必要となる。

以上で述べたことはラフ・スケッチにすぎない。更なる分析によってより精緻なものすることは、今後の課題となるであろう。

謝辞

本稿は厚生労働科学研究補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「低所得者の実態と社会保障のあり方に関する研究」の成果である。プロジェクトメンバーの皆様に厚く御礼申し上げる。

注

- 1) わが国の生活保護行政では、1980年代半ばまでの間、格差縮小方式のもと、生活保護基準は、一般世帯の消費水準の6割を目指して引き上げ

- が行われていた。この6割という数字は、1960年前後の西欧諸国（イギリス・西ドイツ・スウェーデン）の保護基準になったものであり、さほどの理論的根拠はない。しかし、その水準への引き上げがほぼ完了した時期に、中央社会福祉審議会が家計調査を用いて変曲点を特定したところ、現在の生活扶助基準は、一般国民の消費実態との均衡上ほぼ妥当と認められたとした。報道によれば、総理府家計調査の分析により導き出された変曲点は、標準4人世帯で15万余円であった（『朝日新聞』1983.12.24朝刊）。それに基づいて、当時の生活扶助基準額（標準4人世帯・1級地で148,649円）がほぼ妥当と受け止められたのである。この答申に基づき、1984年4月から新方式「水準均衡方式」が実施された。
- 2) わが国でも、より早い時期に、タウンゼントと類似の論理のもと、笹山京が社会調査をもとに、収入と支出との対応関係をもとに、最低生存費・最低生活費を導出している〔笹山 1982〕。
 - 3) このような認識のもと、マーケット・バスケット方式のもとで無理なく労働力の再生産が行えるような最低生活費の算定が試みられるのである。例えば、江口・松崎（1992）、金澤（2009）を参照のこと。
 - 4) このため、個々の剥奪指標が国民全体から支持されているか否かを問う「合意水準アプローチ」が提唱された〔柴田 1997〕。
 - 5) 厚生労働省社会局保護課によって実施された「社会生活に関する調査」（2001）の利用許可を得た。これは、生活保護受給世帯を対象とした「家計簿」と、所得の第Ⅰ・5分位（低所得世帯）を対象とした「生計簿」からなり、生活保護世帯と低所得世帯（ワーキング・プアを含む）の生活実態の違いについて比較検討することが可能になる。
 - 6) 笹山京は、実際にはそのような世帯が被保護者の中では少数派であったことを承知しつつ、「17次改訂は、エンゲル方式をとったということで、画期的な改訂であったが、それ以上に重要なのは、有業の夫婦と子2人の4人世帯を対象としたということであった。これまでの標準家族が老人1人と母子（3人）の5人世帯という無業の欠損家族であったことと比べて、質的な変革であった」〔笹山 1978：248〕と、この制度変更を高く評価している。なお、1986年以降は、「標準3人世帯（33歳男、29歳女、4歳女）」であり、このうち男性は傷病によって非稼働であり、女性が稼働者であるとの想定がなされている。このような変更がなされた理由について、公式の発表はなされていない。
 - 7) 1960年代初頭まで、生活保護の受給者に一定程度含まれていた稼働層は、主に明治生まれの、農業を含む自営的多就労世帯・直系家族であった〔中鉢 1975〕。なお、稼働世帯がはじめて50%を割り込むのは1964年のことである。
 - 8) 戦争直後の生活保護基準は、第1回設定～第7回改訂までの間、「標準生計費」（物価庁・経済安定化本部・人事院によって算定されたものであり、現在では人事院勧告の資料に用いられている）によって設定された。経済安定本部が物価をもとに求めた標準生計費は、夫婦と子ども3人からなる片稼ぎ世帯を標準世帯としていた〔笹山 1982：96〕。厚生省保護課委託の労働科学研究所『最低生活費の研究』（1954）も同様に、東京における労働者の最低生活費を、夫婦と子ども1～3人からなる片稼ぎ世帯として算出していた〔厚生省大臣官房総務課 1954：233〕。
 - 9) 中川清によれば、1990年代初めにおいて、被保護世帯の一般勤労世帯との消費支出の格差は、2人世帯で5割前後、3人世帯で6割、6人以上世帯では7割を上回っていた（中川 1993：89）。このように、少人数世帯の保護基準は相対的に低くなりがちである。このようなことが起きたのは、生活保護の生活扶助基準が1類費（個人ベース）と2類費（世帯ベース）とに分かれていること、現実の消費支出の動きが、2類費の伸びに近いこと（＝1類費が消費の実態に比べて少人数世帯には不利で、多人数世帯には有利な構造になっていること）、生活扶助基準全体に占める1類費のウェイトが高いこと、がある（表7・8）。その背景には、社会保障制度間の役割分担（保護の補足性）によって、標準世帯の位置づけが分かりにくくなった結果、標準世帯以外の世帯の費用算定のあり方が十分に問われることが少なかったことも関連しているのかもしれない。
 - 10) 1970年代後半以降の悪名高き『週刊新潮』の反生活保護キャンペーンも、当初は少数の多人数世帯（多子世帯）をあえて引き合いに出して、生活保護が家族規範を崩壊させる、という論調のものが多かった。

参考文献

- 阿部 彩（2006）「相対的剥奪の実態と分析：日本のマイクロデータを用いた実証研究」、社会政策学会編『社会政策における福祉と就労（社会政策学会誌第16号）』、法律文化社、pp.251-275。
- 相沢与一（1986）「現代の生活と『社会化』」江口英一・相沢与一編『現代の生活と「社会化」』、労働旬報社、pp.13-75。
- 安藤政吉（1940）『最低賃金の基礎的研究』、ダイヤモンド社。

表7 生活扶助基準の内訳

	1類費相当支出額	2類費相当支出額
1993	66.6%	33.4%
1994	66.5%	33.5%
1995	66.5%	33.5%
1996	66.4%	33.6%
1997	66.2%	33.8%
1998	66.1%	33.9%
1999	66.0%	34.0%
2000	65.9%	34.1%
2001	65.9%	34.1%
2002	65.9%	34.1%
2003	65.9%	34.1%
2004	65.9%	34.1%
2005	65.9%	34.1%
目標	63.0	37.0

- 中鉢正美（1975）『現代日本の生活体系』，ミネルヴァ書房。
- 江口英一・相沢与一編（1986）『現代の生活と「社会化」』，労働旬報社。
- ・松崎糸太郎（1992）「80年代勤労者世帯生活の動向と『最低標準＝最低基準生活費』」『国民生活研究』，31(4)。
- 平岡公一（2001）「相対的剥奪指標の開発と適用」平岡公一編著『高齢期と社会的な不平等』，東京大学出版会，pp.153-173。
- 籠山 京（1970）『低所得層と被保護層』，ミネルヴァ書房。
- （1978）『公的扶助論』，光生館。
- （1982）『最低生活費研究』，ドメス出版。
- 金澤誠一（1998）「勤労者世帯生活の実態」「低所得層の生活実態」，江口英一編『改訂新版 生活分析から福祉へ』，光生館。
- 木本喜美子（1995）『家族・ジェンダー・企業社会——ジェンダー・アプローチの模索』，ミネルヴァ書房。
- 厚生省大臣官房総務課（1954）『最低生活費に関する一研究』（社会保障資料No.23）。
- 永野順造（1949）『戦後の賃銀』，伊藤書店。
- Ogburn, William Fielding (1922) “Social change: with respect to culture and original nature”.

表8 現行の生活扶助基準における世帯人員別換算率（マルチプル）

	単身世帯	2人世帯	3人世帯	4人世帯	5人世帯
第1類費	31.3	64.0	100.0	133.3	164.7
第2類費	81.5	90.2	100.0	108.8	109.6

注) 第1類費については、年齢別に基準額を設定しており、人員別マルチプルを用いてはいないが、ここでは比較のために、被保護者全国一斉調査（個別）結果による世帯人員ウエイトから試算を行ったものである。

出典) 社会保障審議会福祉部会「生活保護制度の在り方に関する専門委員会」第5回資料（2003年11月25日）。

- (=1944 雨宮庸蔵・伊藤安二訳『社会変化論』，育英書院)
- 生活扶助基準に関する検討会（2007）「生活扶助基準に関する検討会報告書」。
- 柴田謙治（1997）「イギリスにおける貧困問題の動向—『貧困概念の拡大』と貧困の『基準』をめぐって—」『海外社会保障情報』No.118，pp.4-17。
- 暉峻義等編（1943）『最低生活費の研究』，大阪屋号書店。
- Townsend, Peter, (1974) “Poverty as relative deprivation” Wedderburn, Dorothy, Poverty, inequality and class structure.
- (=1977 高山武志訳「相対的収奪としての貧困」ウェッダーバーン，D. 編著『イギリスにおける貧困の論理』，光生館)。
- Townsend, Peter, (1979) Poverty in the United Kingdom: a survey of household resources and standards of living, Penguin Books.
- 埋橋孝文（1999）「公的扶助制度の国際比較—OECD24カ国のなかの日本の位置」『海外社会保障研究』127号，pp.72-82。
- 山田和代（2001）「戦後日本の労働組合における家族賃金の形成と展開」，竹中恵美子編『労働とジェンダー』，明石書店，pp.77-101。
- 税制調査会（1961）「税制調査会答申及びその審議の内容と経過の説明 昭和36年12月」。

（きくち・ひであき 武蔵大学准教授）

高齢期の新たな相対的貧困リスク

山 田 篤 裕

I はじめに

近年、日本における高齢者の相対的貧困率は漸減している。日本における65歳以上の相対的貧困率は1990年代半ばから2000年代半ばまでに1%ポイント低下し、22%となった（OECD, 2008）¹⁾。この漸減は2つの相反する要因が相殺した結果である。第一の要因は、社会移転（主に公的年金）の変化であり、その変化は日本の相対的貧困率を実際大きく減少させる方向に効いている。一方、高齢者における世帯構造の変化（無業世帯の増加など）や市場所得の変化（勤労所得の減少など）が相対的貧困率を上昇させる要因として第一の要因を相殺してしまい、高齢者の相対的貧困率全体の動きとしてみれば、それほど低くならなかった（Förster and Mira d'Ercole, 2005）。

このように公的年金の成熟化に抗するような相対的貧困リスクは未だ存在しており、将来的に高齢期の相対的貧困が解決されると楽観し難い状況にある。さらに雇用の非正規化など、長期的に高齢期における新たな相対的貧困リスクとなる動きも懸念される。本稿では、内閣府が2008年に実施した個人調査データに基づき、高齢期において新たに懸念される相対的貧困リスク要因を定量的に把握した。

本稿の構成は以下の通りである。次節では高齢期における相対的貧困リスクの規定要因について整理する。第三節では個票データにより、

前節で把握された規定要因の何が支配的であるかについて定量分析を行う。より具体的には高齢者（55－64歳と65－74歳）の経済的地位に関する3種類の変数、①等価所得、②相対的貧困、③公的年金の有無に対する、配偶状況、本人および配偶者の現在の就業状況、過去の職歴、同居子の就業状況などの影響を定量的に評価する。第四節で分析結果の政策的含意について述べ、本稿の結びに代える。

結論から先に述べれば本稿の知見は5点に集約される。①高学歴（とくに大卒）であることは高齢期においても等価所得を引き上げ、相対的貧困リスクを下げることで、②高齢期の就業は等価所得を引き上げるが、女性の場合、高齢期にも比較的就労しやすいと考えられる非正規雇用では相対的貧困リスクの低減効果を確認できないこと、③離別経験は女性のみ有意な影響があり、等価所得を下げ、相対的貧困リスクおよび公的年金給付がないリスクを大幅に引き上げること、④本人の職歴が非正規雇用・自営業中心であることも公的年金給付がないリスクを引き上げること、⑤同居の子どもが無職、非正規雇用であることは高齢期の相対的貧困リスクを引き上げること、以上である。

II 高齢期における相対的貧困リスク要因

1 非正規化による影響

高齢期における日本の相対的貧困率はOECD加盟国平均の13%より9%ポイント高く、依然と

して他の年齢階級と比較しても高い。図1は主要先進国の年齢階級別の相対的貧困率を示している。OECD加盟国平均に注目すると年齢階級別の相対的貧困率のプロファイルは41-50歳を底とするU字型を描く。比較対象国の中では、イタリア、日本、アメリカが全般的にOECD加盟国平均のプロファイルより上方に位置しており、さらに日本とアメリカは51歳以上の中高年齢層でOECD加盟国平均と比べ相対的貧困はより大きく上方に乖離している。

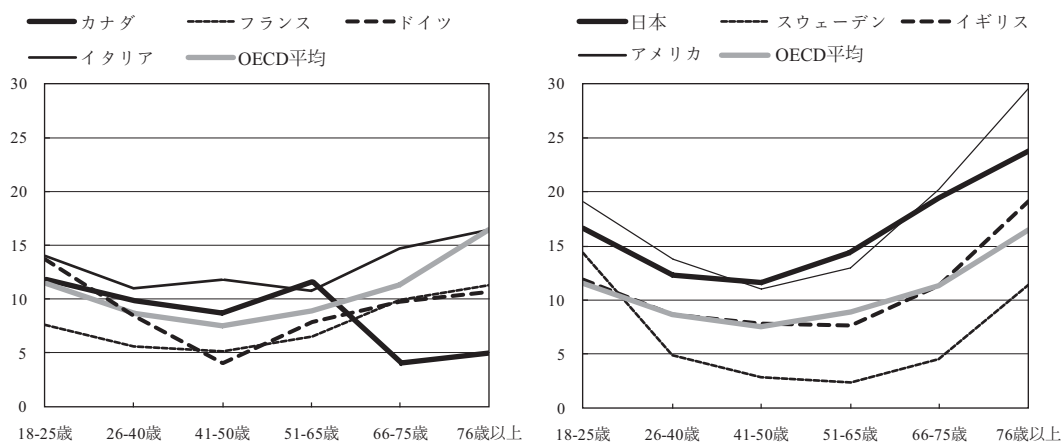
このように漸減しているとはいえ、高齢期になるほど相対的貧困リスクが高まるという年齢階級別の基本的な相対的貧困リスク構造には変化はなく、高齢期における相対的貧困の存在は日本における未だ重要な所得保障政策上のターゲットであるといえる²⁾。

とりわけ、こうした相対的貧困となる典型的な世帯類型は一人暮らし³⁾の女性であり、日本では高齢期（年金受給開始年齢以降）においても勤労所得が、経済状況に決定的な影響をおよぼしており（府川，2000；山田，2000；OECD，2001），そのため、夫との死別により勤労所得を失った女性は、もともと就業率も低い相対的貧困に陥りやすい（清家・山田，2004）。2030年頃には、こうした一人暮らしの女性は高齢期

における相対的貧困層を形成する人々の多くを占めると予測される（稲垣，2009）。

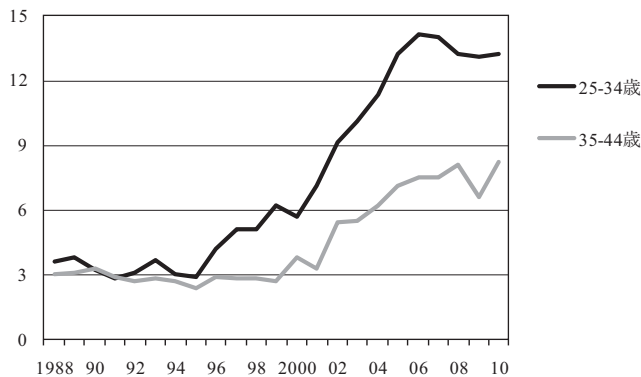
一方、従来想定されていた高齢期における相対的貧困リスクと異なる、新たなリスクの出現も懸念される。それは、近年、男性においても進んだ雇用の非正規化である。図2は役員を除く雇用者に占める非正規の職員・従業員割合を男性25-34歳と35-44歳の2つの年齢階級について示している。いずれも、ここ20年間に男性25-34歳では4%から13%に、男性35-44歳では3%から8%へと上昇している。また男女合わせた若年層（35歳未満）でも、非正規雇用割合は過去20年間に16%ポイント増え4割に達した。

こうした雇用の非正規化は2つのパスにより高齢者の相対的貧困リスクに悪影響をおよぼすと考えられる。第一のパスは親世代（＝高齢者）との同居を通じたマイナスの影響である。非正規雇用の場合、親世帯から独立する契機である結婚は、正規雇用より顕著に低い。図3では、男性の年齢階級別有配偶率が雇用形態別に示されている。男性30-34歳で正規従業員の場合、6割が有配偶であるが、非正規従業員の場合には3割に過ぎない。図1でみたように相対的貧困率の年齢プロファイルはU字型をしており、こうした経済的に脆弱な非正規若年層と高齢層が同居と



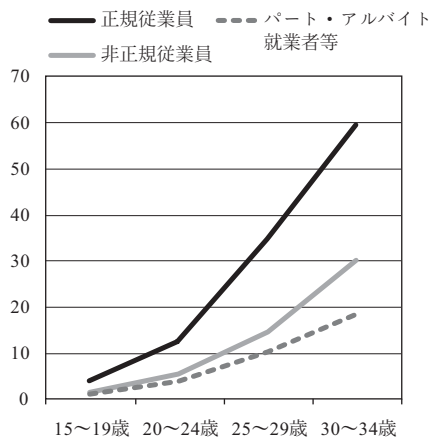
出所) Förster and Mira d'Ercole (2005) Annex Table A7から筆者作成。

図1 年齢階級別相対的貧困率



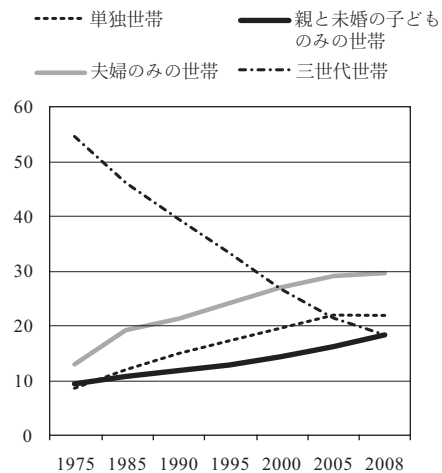
出所) 厚生労働省「労働力調査特別調査(1988～2001年)」各年2月時点および「労働力調査詳細集計(2002年以降)」1～3月平均に基づき筆者作成。

図2 雇用者(役員を除く)に占める非正規の職員・従業員割合(男性)



出所) 厚生労働省(2006)『労働経済白書』, p.292。元データは、総務省『就業構造基本調査』に基づく特別集計。

図3 年齢階級別有配偶者の占める割合(男性)



出所) 国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集』に基づき筆者作成。元データは厚生労働省統計情報部『厚生行政基礎調査報告』および『国民生活基礎調査』である。

図4 65歳以上の者のいる世帯の世帯構造別比率：1975～2008年

いう形で結びつき、一層、相対的貧困リスクを高める可能性がある。

高齢者の脆弱な経済状況を改善していた三世代同居(Yamada & Casey, 2002)は減少の一途をたどる一方、親と未婚の子どものみの二世代同居比率が高まっている。図4は、世帯構造別65歳以上の者のいる世帯(=100%)の構成比率を示している。三世代世帯(=世帯主を中心とした直系三世代以上の世帯)は1975年には54%であったが、直近では18%まで減少している。

代わって、近年、単独世帯や夫婦のみの世帯比率が頭打ちになる一方、親と未婚の子どものみの世帯比率が上昇してきている。この65歳以上の者のいる、親と未婚の子どものみの二世代同居世帯は、1975年で10%に過ぎなかったが、直近では18%まで上昇し、三世代世帯とほぼ同じ比率まで並んでいる。

実際、世帯主年齢50歳以上かつ40歳以上の未婚の子どもとの同居世帯では、20～30歳代の未婚の子どもとの同居世帯と比較し、相対的貧困率が顕著に高い（白波瀬，2009，第4章）。さらに、現在35歳時点において非正規・無業であり、かつ親と同居している未婚者が高齢になったとき（2060年）、その相対的貧困率は66%に達すると予測される（稲垣，2009）。

高齢者の経済状況に悪影響をおよぼす、雇用の非正規化の第二のパスは本人自身の公的年金を通じた影響である。雇用の非正規化は有意に国民年金未納確率を上げる（小椋・角田，2000；阿部，2003；丸山・駒村，2005）。こうした非正規化による未納確率上昇は、将来的に低年金・無年金者として顕在化し、高齢期における新たな相対的貧困へのパスとなる可能性が高い。

2 公的年金制度による影響

公的年金は高齢者の所得を支える重要な経済的基盤のひとつであるが、適用される制度によりその給付水準は大きく異なる。そのため、どの制度に適用されているかが、特に高齢期に単独世帯となった場合の相対的貧困リスクを大きく左右する。

周知のように、公的年金制度は、被用者グループを対象とした年金と主に自営業者グループを対象とした年金制度に大別される。前者は、厚生年金と共済年金制度であり、各々民間企業の被用者および公務員・私学教職員等が対象（第2号被保険者）となっている。保険料拠出は報酬（賃金）比例であり、また賃金が高い者は年金給付水準も高くなる。また、第2号被保険者の配偶者をもつ専業主婦あるいはパートタイム労働者（一定労働時間、一定賃金水準以下）は、第3号被保険者として保険料拠出を免除される一方⁴⁾、その期間に対する満額の老齢基礎年金の支給が保障されている。さらに、厚生年金や共済年金受給者の配偶者と死別した場合、報酬比例部分の4分の3に相当する遺族厚生（共済）年金の給付を受けることができる⁵⁾。

対照的に、自営業者グループ（より正確には

被用者とその被扶養配偶者以外のグループ）、すなわち第1号被保険者は、その収入額と関係なく定額保険料を拠出する⁶⁾。第1号被保険者の配偶者は、自らもまた第1号被保険者として国民年金保険料を負担⁷⁾する。配偶者死亡時の遺族基礎年金は、その者に生計を維持されていた子どものいる女性あるいは子どもにのみ支給され、その給付水準は満額の老齢基礎年金と子どもの数に応じた加算額との和に等しい。また、すでに老齢基礎年金の支給要件を満たしている夫が、年金を受給することなく死亡した場合には、10年以上の婚姻関係がある65歳未満の妻に対して、60歳から65歳に達するまで、夫の老齢基礎年金額の4分の3の額に相当する寡婦年金が支給される。ただし、65歳に達すると自らの老齢基礎年金を受給することになる。

こうした制度設計からも明らかのように、第3号被保険者と比較し、第1号被保険者である有配偶女性は、老齢年金受給開始年齢に達した後には夫と死別した場合、より大きな割合での年金給付額の落ち込みを経験し、潜在的により高い相対的貧困リスクに直面している（清家・山田，2004；Yamada，2008）。また、被用者あるいは自営業者であったかどうか、そして被用者であった場合、その生涯賃金の高さによって、高齢期における年金給付水準は決まってくる。つまり被用者では、生涯賃金を決定する学歴や職歴など（人的資本量の代理指標）によって、高齢期の経済水準が決定される（清家・山田，1998）。さらに女性の方の平均余命が長く、かつ現役時代における就業率も男性と比較すれば低いことを考慮すると、被用者の被扶養配偶者（専業主婦やパートタイム労働を中心とした職歴を持つ女性）の高齢期における相対的貧困リスクは、遺族年金などの制度設計を通じ、夫の人的資本量（学歴・職歴）からも、大きく左右される。

Ⅲ 高齢期における低所得リスクの 規定要因に関する実証分析

1 データ

本稿の分析には、内閣府男女共同参画局が2008年に実施した『高齢男女の自立した生活に関する実態調査（以下、生活調査）』の個票データを用いた⁸⁾。この調査は、全国55-74歳の男女を対象としており、調査員による面接聴取法により、1月中旬から2月上旬にかけて行われた。また調査実施は社団法人新情報センターが行った。調査項目は、就労状況・就労意向、就労経歴、経済状況・経済不安、社会や地域とのかかわり、高齢期の生活に関する意向や不安、家族の状況などの5分野にわたる。

この内閣府の『生活調査』を使用する利点は3つある。第一に70歳代前半層も調査対象としていること、第二に55歳以前の職業経歴に関する項目が本人のみならず配偶者に関しても得られること、第三に同居している子どもの就業状況についても情報を得られること、である。

調査対象となった4000サンプルの中、有効回収数は2505サンプルで、回収率は62%であった。また単身世帯、夫婦世帯、そのほかの3類型の中、単身世帯の回収率がやや低く、46%であった。ただし面接聴取法を用いているので所得などの項目を除けばいずれの調査項目についても欠損値は、郵送留置法と比較して少ない。分析に必要な調査項目に欠損値があるサンプルを除いたデータクリーニング後でも約2100サンプルを確保することができた。

なお分析にあたっては、一般的な高齢者の年齢区分である65歳を区切りとして55-64歳と65-74歳、さらに男女別の4つのサブグループに分けた。これは社会保障制度、雇用管理制度、ジェンダー等による各説明変数の影響の差を明らかにするためである。このような4つのサブグループに分けても十分といえるサンプル数を確保しており、55-64歳では男性487サンプル、女性537サンプルの計1024サンプル、65-74歳では、男

性527サンプル、女性560サンプルの計1087サンプルとなっている。

2 変数選択

被説明変数として3つの変数、「等価所得」、「相対的貧困に陥っているかどうか」、「公的年金受給の有無」を選択した（表1）。第一の被説明変数の等価所得（equivalized income）とは当該世帯に属する各世帯構成員の経済厚生を示す指標である。具体的には世帯所得を世帯人員数の0.5乗で割ること⁹⁾で算出している。これは、世帯の大きさによって、規模の経済がはたらくので、それを調整するために国際比較などでよく用いられる手法である。所得の定義は現金収入のみで、医療サービスなどの現物給付額は考慮されていない。

第二の被説明変数の「相対的貧困に陥っているかどうか」であるが、相対的貧困線は等価所得月額11万4千円に設定した。本稿に用いたデータは高齢者（55-74歳）のみを調査対象としているため、国際比較で用いられている相対的貧困線、すなわち全人口の中位等価所得の50%を計算できない。そのため、OECDに提出された厚生労働省『国民生活基礎調査』の相対的貧困線をCPIで2008年の実質額に修正した値（＝11万4千円）を用いた¹⁰⁾。

第三の被説明変数の「公的年金の受給の有無」は、夫婦世帯収入ベースで公的年金・恩給による収入がない世帯に属する高齢者を1とおく変数である¹¹⁾。加入期間が短いなどの理由により夫婦二人ともが受給資格要件を満たすことができなかった場合や公的年金の繰り下げ受給を選択している場合が該当する。本稿の『生活調査』データでは、65-74歳では男性で7%、女性では6%となっている¹²⁾。

説明変数としては、本人の年齢、本人の学歴、本人の現在の就業状況¹³⁾、本人の職歴（学校を卒業して以来、経験した最長の就業形態）などの変数以外に、等価所得に関係する変数として、同居の子どもの有無、同居の子どもの就業状況、配偶者の現在の就業状況、配偶者の職歴を選択

表1 変数一覧

変数名			詳細
被説明変数			
等価所得 (ln)			税込み所得月額、自然対数に変換
相対的貧困 (=1)			等価所得月額11万4千円を相対的貧困線とする
公的年金なし (=1)			夫婦世帯収入ベースで公的年金・恩給による収入なし
説明変数	(基準=※)		
本人	現在	年齢	
		年齢二乗	
		中卒	小学校・中学校、旧小・旧高小
		高卒	高校、旧制中学
		専修卒	各種学校・専修学校（専門学校）
		大卒	短大・高専・大学（4年以上）
		※ 既婚	事実婚を含む
		未婚	婚姻経験なし
		離別	
		死別	
	過去	※ 非就業	無職
		正規雇用	正社員・正職員など
		非正規雇用	パート、アルバイト、契約・嘱託・請負・派遣社員
		自営業	農林漁業含む
		※ 職歴：正規雇用	学校を卒業以来、経験した最長の就業形態
		職歴：非正規雇用	
		職歴：自営業	
		職歴：なし	
		職歴：長期無職	仕事をしたことはあるが仕事をしていない期間が最も長い
		健康問題による中断	健康上の理由による仕事中断（1年以上）・離職経験あり
同居の子ども	現在	※ 同居している子ども無し	子どもがいない場合を含む
		同居息子：非就業	無職
		同居息子：非正規雇用	
		同居娘：非就業	無職
		同居娘：非正規雇用	
		上記以外の同居子ども	学生を含む
		※ 配偶者：非就業	無職
		配偶者：正規雇用	
配偶者	現在	配偶者：非正規雇用	
		配偶者：自営業	
	過去	※ 配偶者：職歴：正規雇用	学校を卒業以来、配偶者の経験した最長の就業形態
		配偶者：職歴：非正規雇用	
		配偶者：職歴：自営業	
		配偶者：職歴：なし	

注）※印は基準となるカテゴリーを示す。

した。これらの変数の記述統計は、表2にある通りである。

ここでは、経済状況へのプラス効果をもたらす変数として、学歴の高さや就労ならびに安定した職歴、またマイナス効果をもたらす変数として、学歴の低さや非就労ならびに不安定な職歴を想定している。さらに、等価所得の定義に

より、無職や非正規雇用の同居子は経済状況へのマイナス効果をもたらす変数として想定されるが、親（ここでは調査対象者本人）の等価所得が高ければ、それだけ無職や非正規雇用の子どもの同居を許容する経済的余裕がある可能性もあり、必ずしもマイナス効果が確認できるとは限らないことに注意する必要がある。

表2 基礎集計表

被説明変数	55-64歳				65-74歳			
	男性		女性		男性		女性	
	Mean	[Std. dev.]	Mean	[Std. dev.]	Mean	[Std. dev.]	Mean	[Std. dev.]
等価所得 (ln月額)	12.333	[0.783]	12.241	[0.742]	12.042	[0.635]	11.955	[0.664]
相対的貧困 (=1)	0.166	[0.373]	0.196	[0.397]	0.228	[0.420]	0.239	[0.427]
公的年金なし (=1)					0.070	[0.256]	0.063	[0.242]
説明変数								
年齢	59.747	[2.745]	59.533	[2.665]	69.049	[2.949]	69.450	[2.836]
高卒	0.485	[0.500]	0.557	[0.497]	0.455	[0.498]	0.457	[0.499]
専修卒	0.043	[0.203]	0.095	[0.293]	0.046	[0.209]	0.080	[0.272]
大卒	0.271	[0.445]	0.164	[0.371]	0.207	[0.405]	0.113	[0.316]
未婚	0.154	[0.361]	0.056	[0.230]	0.028	[0.166]	0.046	[0.211]
離婚	0.097	[0.296]	0.099	[0.299]	0.051	[0.221]	0.068	[0.252]
死別	0.045	[0.208]	0.110	[0.313]	0.116	[0.320]	0.286	[0.452]
正規雇用	0.435	[0.496]	0.136	[0.343]	0.057	[0.232]	0.023	[0.151]
非正規雇用	0.181	[0.385]	0.326	[0.469]	0.159	[0.366]	0.104	[0.305]
自営業	0.181	[0.385]	0.147	[0.355]	0.207	[0.405]	0.114	[0.318]
職歴：非正規雇用	0.049	[0.217]	0.277	[0.448]	0.032	[0.177]	0.177	[0.382]
職歴：自営業	0.181	[0.385]	0.164	[0.371]	0.239	[0.427]	0.218	[0.413]
職歴：なし	(該当者無)		0.020	[0.142]	(該当者無)		0.086	[0.280]
職歴：長期無職	0.008	[0.090]	0.190	[0.393]	(該当者無)		0.173	[0.379]
健康問題による中断	0.049	[0.217]	0.112	[0.315]	0.080	[0.271]	0.113	[0.316]
会社都合退職経験	0.121	[0.327]	0.076	[0.266]	0.063	[0.243]	0.077	[0.266]
同居息子：非就業	0.008	[0.090]	0.020	[0.142]	0.021	[0.143]	0.009	[0.094]
同居息子：非正規雇用	0.045	[0.208]	0.034	[0.180]	0.025	[0.155]	0.020	[0.139]
同居娘：非就業	0.025	[0.155]	0.028	[0.165]	0.013	[0.115]	0.011	[0.103]
同居娘：非正規雇用	0.049	[0.217]	0.050	[0.219]	0.036	[0.187]	0.034	[0.181]
上記以外の同居子ども	0.234	[0.424]	0.108	[0.311]	0.082	[0.274]	0.116	[0.321]
配偶者：正規雇用	0.088	[0.284]	0.238	[0.426]	0.019	[0.137]	0.036	[0.186]
配偶者：非正規雇用	0.211	[0.409]	0.138	[0.345]	0.104	[0.306]	0.068	[0.252]
配偶者：自営業	0.076	[0.265]	0.179	[0.384]	0.101	[0.301]	0.121	[0.327]
配偶者：職歴：非正規雇用	0.146	[0.353]	0.015	[0.121]	0.165	[0.372]	0.013	[0.111]
配偶者：職歴：自営業	0.101	[0.301]	0.182	[0.387]	0.167	[0.373]	0.177	[0.382]
配偶者：職歴：なし	0.170	[0.376]	0.004	[0.061]	0.222	[0.416]	(該当者無)	
N	487		537		527		560	

出所) 内閣府『生活調査(2008年)』個票データにより筆者推計。

3 等価所得の規定要因

表3は等価所得を被説明変数とし、男女別、55-64歳・65-74歳毎の4サブグループに分けた推計結果を示している。

大卒であることは等価所得に有意な正の効果がある。これは4サブグループに共通している。男女別にみると、女性の場合、55-64歳でも65-74歳でも高卒や専修卒といった変数も等価所得に有意に正の効果があり、その効果は、大卒、高卒、専修卒といった学歴順に大きくなってい

る。

興味深いのは、配偶関係を示す変数、すなわち配偶者との離別・死別を示す変数である。この変数は女性、それも65-74歳のみ有意に等価所得を引き下げる効果がある。そして、死別より離別の引き下げ効果の方が2倍以上大きい。いかに離別が高齢女性の所得を大きく引き下げるか示す結果といえる。なお男性55-64歳では未婚であることが等価所得を引き下げる有意な効果がある。

現在の就業状況を示す変数に注目すると、4サブグループすべてで現在の就業状況が正規雇用

あるいは自営業であることは等価所得を引き上げる効果がある。しかし、非正規雇用については男性では等価所得の引き上げ効果がある一方、女性では引き上げ効果は確認できない。記述統計表（表2）にあるように、女性55-64歳で33%、女性65-74歳の10%が非正規雇用であるが、これらの人々の就業は平均的には高齢期の等価所

得を有意に引き上げていない。

これと関連し、女性の等価所得は、配偶者の就業状況にも大きく左右される¹⁰⁾。夫の現在の就業状況が正規雇用あるいは自営業であることは、有意に女性の等価所得を引き上げる効果を持つ。またその引き上げ効果は夫が正規雇用である場合、より大きい。さらに女性の等価所得

表3 等価可処分所得に関するOLS推計

被説明変数 等価所得 (ln)	55-64歳				65-74歳			
	男性		女性		男性		女性	
	Coef.	[Std. Err.]	Coef.	[Std. Err.]	Coef.	[Std. Err.]	Coef.	[Std. Err.]
説明変数								
年齢	-0.263	[0.487]	-0.014	[0.481]	-0.579	[0.470]	-0.155	[0.500]
年齢二乗	0.002	[0.004]	0.000	[0.004]	0.004	[0.003]	0.001	[0.004]
高卒	0.101	[0.079]	0.248	[0.076] **	0.277	[0.059] ***	0.226	[0.057] ***
専修卒	0.063	[0.156]	0.358	[0.113] **	0.089	[0.123]	0.460	[0.101] ***
大卒	0.313	[0.091] **	0.636	[0.100] ***	0.551	[0.074] ***	0.474	[0.089] ***
未婚	-0.378	[0.151] *	0.257	[0.183]	-0.044	[0.192]	-0.148	[0.150]
離婚	0.037	[0.127]	-0.160	[0.116]	-0.153	[0.122]	-0.452	[0.109] ***
死別	-0.153	[0.156]	-0.042	[0.110]	0.103	[0.090]	-0.188	[0.066] **
正規雇用	0.916	[0.094] ***	0.417	[0.102] ***	0.529	[0.115] ***	1.065	[0.174] ***
非正規雇用	0.276	[0.099] **	0.013	[0.075]	0.230	[0.073] **	0.073	[0.085]
自営業	0.613	[0.143] ***	0.298	[0.124] *	0.377	[0.093] ***	0.369	[0.114] **
職歴：非正規雇用	-0.232	[0.140] †	0.020	[0.080]	-0.297	[0.150] *	-0.099	[0.075]
職歴：自営業	0.019	[0.126]	-0.089	[0.116]	-0.175	[0.093] †	-0.213	[0.090] *
職歴：なし			0.104	[0.207]			-0.150	[0.099]
職歴：長期無職	0.722	[0.332] *	-0.072	[0.086]			-0.115	[0.075]
健康問題による中断	-0.455	[0.149] **	-0.044	[0.092]	-0.157	[0.094] †	-0.072	[0.082]
会社都合退職経験	-0.139	[0.094]	-0.074	[0.106]	-0.323	[0.106] **	0.053	[0.096]
同居息子：非就業	-0.442	[0.323]	-0.240	[0.198]	-0.420	[0.171] *	0.019	[0.270]
同居息子：非正規雇用	-0.124	[0.141]	-0.177	[0.156]	-0.254	[0.160]	-0.001	[0.181]
同居娘：非就業	-0.235	[0.189]	-0.313	[0.169] †	-0.191	[0.214]	-0.251	[0.244]
同居娘：非正規雇用	0.057	[0.138]	-0.180	[0.128]	-0.143	[0.133]	-0.045	[0.141]
上記以外の同居子ども	0.007	[0.115]	-0.265	[0.129] *	-0.047	[0.109]	-0.197	[0.096] *
配偶者：正規雇用	0.177	[0.119]	0.596	[0.092] ***	0.322	[0.186] †	0.384	[0.142] **
配偶者：非正規雇用	-0.076	[0.089]	0.132	[0.100]	-0.027	[0.088]	0.133	[0.106]
配偶者：自営業	-0.277	[0.174]	0.292	[0.131] *	0.120	[0.113]	0.313	[0.115] **
配偶者：職歴：非正規雇用	-0.017	[0.099]	-0.359	[0.234]	-0.033	[0.081]	-0.010	[0.232]
配偶者：職歴：自営業	0.060	[0.161]	0.024	[0.120]	-0.042	[0.106]	-0.190	[0.095] *
配偶者：職歴：なし	0.072	[0.098]	0.142	[0.460]	-0.005	[0.073]		
定数項	19.524	[14.51]	12.184	[14.31]	31.559	[16.28] †	17.377	[17.35]
F value	10.830	***	8.290	***	7.530	***	7.080	***
Adj. R ²	0.353		0.276		0.244		0.227	
N	487		537		527		560	

注) ***, **, *, †はそれぞれ0.1%, 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。基準となるカテゴリーは、配偶関係では「既婚」、本人の現在の就業状況では「非就業」、本人の職歴では「学校を卒業して以来、経験した最長の就業形態が正規雇用」、同居の子どもでは「同居している子どもなし（子どもがいない場合を含む）」、配偶者の現在の就業状況では「非就業」、配偶者の職歴では本人の職歴と同様に「学校を卒業して以来、経験した最長の就業形態が正規雇用」、である。

出所) 内閣府『生活調査（2008年）』個票データにより筆者推計。

は、配偶者の過去の職歴にも大きく左右される。女性65-74歳では、夫の職歴（学校を卒業して以来、経験した最長の就業形態）が自営業だと、正規雇用より有意に等価所得は低くなる¹⁵⁾。

つぎに同居している子どもの就業形態の影響について確認しよう。有意に等価所得に負の影響を与えている変数は、女性（55-64歳および65-74歳）におけるそのほかの同居子ども（学生や正規雇用の息子・娘との同居）と、女性55-64歳における非就業の娘（ただし10%水準で有意）および男性65-74歳における非就業の息子との同居である。非正規雇用の息子・娘との同居が等価所得を引き下げる効果はここでは有意でない。

以上をまとめると、①男女ともに大卒の等価所得引き上げ効果は大きく、女性の場合には高卒以上の学歴についても等価所得引き上げ効果がある、②女性65-74歳のみ離死別の等価所得引き下げ効果が有意で、死別に比べ離別による引き下げ効果は2倍以上大きい、③男女とも正規雇用あるいは自営業として就業することの等価所得引き上げ効果は大きい、男性では有意な非正規雇用の等価所得引き上げ効果は、女性では有意でない、④女性の場合、配偶者（夫）の現在の就業状況も重要で、夫が正規雇用や自営業に従事していることは等価所得引き上げ効果があり、その効果は正規雇用の方が大きい、⑤非正規雇用の息子・娘との同居について等価所得への負の効果は有意でない。

4 相対的貧困の規定要因

等価所得を被説明変数とする推計は、所得分布そのものを説明するという意味で適切ではあるが、図1で示された高齢期における相対的貧困率の高さと各要因との関係を直接探るには解釈が難しい部分もある。より明示的な推計方法としては、同じ説明変数を用い、被説明変数に相対的貧困かどうかを示す質的変数（ここでは2値変数）を用いることが考えられる。ただしRavallion（1996）が指摘するように、貧困は所得に基づく二次的指標であるため、それを用いるの

は計量経済学的には非効率である。

表4は、Probitモデルによる推計結果を示している。ここでは、Probitモデルにより推計された係数ではなく、各変数の限界効果を示している。例えば、男性55-64歳の推計式で、本人の現在の就業状況で「正規雇用」の限界効果は「-0.294」となっているが、これは本人が正規雇用就業していれば相対的貧困率に陥るリスクを29%引き下げられることを意味する。

まず大卒であることは相対的貧困リスクを有意に低下させる効果があり、65-74歳でその効果は大きい。ただし、男性55-64歳で有意でない。

配偶者との離別・死別を示す変数も65-74歳の女性で有意に相対的貧困リスクを増大させる効果がある。特に死別では10%ほど相対的貧困リスクを増大させるのにたいし、離別では26%も相対的貧困リスクの増大効果がある。これは、女性65-74歳における大卒効果の20%の相対的貧困リスク低減効果より大きい。

現在の就業は、男性ではいずれの就業形態でも相対的貧困リスクを低下させる効果がある¹⁶⁾。しかし、女性では非正規雇用の場合には相対的貧困リスクを低下させる効果は有意ではなく、女性にとって就業による相対的貧困リスクの回避は困難であることを示唆している。

等価所得に関する効果と比較すれば、配偶者の就業状況を示す変数については、全般的に有意な効果を確認できる変数は少ないが、女性55-64歳で配偶者（夫）の正規雇用は18%ほど相対的貧困リスクを引き下げる効果がある。

配偶者の過去の職歴は女性55-64歳では、配偶者（夫）の主な職歴が非正規雇用だと相対的貧困リスクは38%高くなる。また、女性65-74歳では、夫の職歴が自営業だと相対的貧困リスクは17%高くなる。

同居している子どもの就業状況の影響について、5%水準未満で有意な変数に注目すると、55-64歳では、非就業の娘と同居することのみ、男性で有意に相対的貧困リスクを上昇させるが、65-74歳では男女ともに非就業の息子もしくは

表4 相対的貧困に関するProbitモデル推計結果（限界効果）

被説明変数 相対的貧困 (=1)	55-64歳				65-74歳			
	男性		女性		男性		女性	
	dF/dx	[Std. Err.]	dF/dx	[Std. Err.]	dF/dx	[Std. Err.]	dF/dx	[Std. Err.]
説明変数								
年齢	0.076	[0.250]	-0.285	[0.273]	0.166	[0.339]	0.058	[0.374]
年齢二乗	-0.001	[0.002]	0.002	[0.002]	-0.001	[0.002]	0.000	[0.003]
高卒	-0.041	[0.038]	-0.052	[0.041]	-0.125	[0.038] **	-0.132	[0.038] ***
専修卒	0.027	[0.083]	-0.075	[0.044]	-0.125	[0.040] *	-0.199	[0.034] ***
大卒	-0.051	[0.039]	-0.109	[0.036] *	-0.166	[0.033] ***	-0.200	[0.033] ***
未婚	-0.001	[0.077]	-0.104	[0.047]	0.141	[0.183]	0.127	[0.135]
離婚	-0.085	[0.035] †	-0.014	[0.057]	-0.022	[0.080]	0.261	[0.101] ***
死別	0.064	[0.099]	-0.063	[0.042]	-0.090	[0.052]	0.102	[0.053] **
正規雇用	-0.294	[0.042] ***	-0.178	[0.025] **	-0.195	[0.021] **	(omitted)	
非正規雇用	-0.083	[0.027] *	-0.008	[0.039]	-0.080	[0.042] †	-0.026	[0.058]
自営業	-0.143	[0.030] **	-0.016	[0.065]	-0.159	[0.040] **	-0.142	[0.055] **
職歴：非正規雇用	0.089	[0.086]	-0.031	[0.041]	0.161	[0.135]	0.057	[0.060]
職歴：自営業	0.090	[0.080]	0.003	[0.063]	0.268	[0.087] **	0.177	[0.077] **
職歴：なし			0.294	[0.180] *			0.147	[0.088] *
職歴：長期無職	-0.076	[0.052]	0.054	[0.053]			0.061	[0.061]
健康問題による中断	0.116	[0.095]	0.048	[0.055]	0.176	[0.082] *	0.052	[0.062]
会社都合退職経験	0.046	[0.052]	0.115	[0.073] †	0.255	[0.102] **	-0.104	[0.055]
同居息子：非就業	0.395	[0.280] †	0.193	[0.149]	0.562	[0.159] **	0.402	[0.241] *
同居息子：非正規雇用	0.068	[0.087]	0.054	[0.102]	0.523	[0.161] **	0.064	[0.151]
同居娘：非就業	0.357	[0.163] **	0.183	[0.127] †	0.391	[0.209] *	0.455	[0.211] **
同居娘：非正規雇用	0.077	[0.088]	0.136	[0.094] †	0.251	[0.125] *	0.153	[0.129]
上記以外の同居子ども	-0.025	[0.054]	0.113	[0.090]	-0.062	[0.067]	0.024	[0.075]
配偶者：正規雇用	0.011	[0.063]	-0.181	[0.031] ***	0.062	[0.159]	-0.048	[0.110]
配偶者：非正規雇用	0.058	[0.055]	-0.049	[0.042]	-0.100	[0.044] †	-0.053	[0.072]
配偶者：自営業	0.222	[0.161] †	-0.089	[0.050]	-0.073	[0.056]	-0.112	[0.065]
配偶者：職歴：非正規雇用	0.007	[0.048]	0.377	[0.202] *	0.085	[0.069]	-0.118	[0.113]
配偶者：職歴：自営業	-0.092	[0.038]	-0.004	[0.064]	0.101	[0.090]	0.167	[0.085] **
配偶者：職歴：なし	-0.047	[0.042]	0.316	[0.494]	0.064	[0.062]		
Log likelihood	-170.349		-218.237		-214.505		-270.567	
Pseudo R ²	0.223		0.178		0.241		0.112	
obs. P.	0.166		0.196		0.228		0.245	
pred. P.	0.107		0.142		0.166		0.218	
N	487		537		527		560	

注) ***, **, *, † はそれぞれ0.1%, 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。基準となるカテゴリーは、配偶関係では「既婚」、本人の現在の就業状況では「非就業」、本人の職歴では「学校を卒業して以来、経験した最長の就業形態が正規雇用」、同居の子どもでは「同居している子どもなし（子どもがいない場合を含む）」、配偶者の現在の就業状況では「非就業」、配偶者の職歴では本人の職歴と同様に「学校を卒業して以来、経験した最長の就業形態が正規雇用」、である。なお、女性65-74歳で正規雇用の場合、相対的貧困層に該当するサンプルは皆無であるため推計から除外されている。

出所) 内閣府『生活調査（2008年）』個票データにより筆者推計。

娘との同居、さらに男性65-74歳では非正規雇用の息子あるいは娘と同居することも相対的貧困リスクをそれぞれ52%と25%高める¹⁷⁾。

以上をまとめると、①男女ともに大卒の相対的貧困リスク低減効果は大きい、②女性65-74歳のみ離別・死別の相対的貧困リスク増大効果

は有意で、死別よりも離別のリスク増大効果の方が2倍以上大きい、③高齢期において男女とも就業することの相対的貧困リスク低減効果は大きい、女性の場合、非正規雇用の相対的貧困リスク低減効果は有意でない、④女性55-64歳の場合、配偶者の就業状況も重要で、正規雇用

に配偶者（夫）が従事していることは相対的貧困リスク低減効果がある、⑤無職や非正規雇用の息子・娘との同居による相対的貧困リスク増大効果は65－74歳でより顕著である。

5 公的年金受給の有無の規定要因

これまでの分析で、高齢者の等価所得および相対的貧困リスクに高齢期における就業が大きな影響を与えることを確認してきた。いうまでもなく、勤労所得に頼ることができない場合、最も重要な所得要素が公的年金・恩給である。そこで本節最後に公的年金・恩給がないことの規定要因について、本人や配偶者の職歴を中心に検討する。

表5は、被説明変数に公的年金・恩給の有無（夫婦世帯収入ベースで、ある場合を0、ない場合を1とする2値変数）を用いたProbitモデルによる推計結果を示している。就業と年金受給の同時決定性を考慮し、現在の本人の就業状況および現在の配偶者の就業状況に関する変数は加えていない。

配偶状況の効果については男女差があり、女性の離別者は、公的年金のないリスクが10%ほど高い。一方、男性の離別は公的年金のないリスクに統計的に有意な影響とはなっていない。

本人の職歴（学校を卒業して以来、経験した最長の就業形態）の影響にも男女差が存在している。男女とも非正規雇用や自営業だと、公的

表5 公的年金・恩給受給有無に関するProbitモデル推計結果
(限界効果)

被説明変数 公的年金なし (=1)	65－74歳			
	男性		女性	
	dF/dx	[Std. Err.]	dF/dx	[Std. Err.]
説明変数				
年齢	-0.140	[0.076] *	-0.087	[0.151]
年齢二乗	0.001	[0.001] *	0.001	[0.001]
高卒	0.000	[0.007]	0.008	[0.017]
専修卒	0.021	[0.032]	0.001	[0.030]
大卒	0.013	[0.017]	-0.024	[0.018]
未婚	-0.004	[0.011]	0.069	[0.078]
離婚	-0.010	[0.006]	0.100	[0.067] *
死別	0.006	[0.016]	0.030	[0.026]
職歴：非正規雇用	0.198	[0.150] **	0.103	[0.049] **
職歴：自営業	0.358	[0.069] ***	0.100	[0.046] **
職歴：なし			0.063	[0.065]
職歴：長期無職			0.000	[0.032]
健康問題による中断	-0.012	[0.007] †	0.047	[0.034] †
会社都合退職経験	-0.009	[0.006]	0.029	[0.039]
配偶者：職歴：非正規雇用	-0.002	[0.011]	0.105	[0.141]
配偶者：職歴：自営業	-0.012	[0.007] †	0.036	[0.033]
配偶者：職歴：なし	-0.009	[0.008]		
Log likelihood	-79.364		-110.759	
Pseudo R ²	0.408		0.154	
obs. P.	0.070		0.063	
pred. P.	0.010		0.036	
N	527		560	

注) ***, **, *, †はそれぞれ0.1%, 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。
基準となるカテゴリーは、配偶関係では「既婚」、本人の職歴では「学校を卒業して以来、経験した最長の就業形態が正規雇用」、配偶者の職歴では本人の職歴と同様に「学校を卒業して以来、経験した最長の就業形態が正規雇用」、である。
出所) 内閣府『生活調査（2008年）』個票データにより筆者推計。

年金のないリスクを増大させ、定性的には同じ向きの影響があるが、この影響の大きさについては女性より男性の方がはるかに大きい。公的年金給付がないリスクは、男性で職歴が非正規雇用だと20%、自営業だと36%高まるが、女性では各々10%で男性よりその効果は小さい。女性の場合、この年齢層ではまだ就業率のM字型カーブがきつかった（すなわちM字型の谷が深い）時代のコーホートで、全般的に職歴は男性と比較して短く、職歴によるリスクの相違がそれほど大きく表れないためだと考えられる。

以上をまとめると、①離別を経験している女性の場合、公的年金のないリスクを増大させるが、男性にはそうした効果は認められない、また、②男女ともに過去の本人の職歴が非正規雇用もしくは自営業であることは公的年金のないリスクを増大させる。ただし、そのリスクには男女差があり、男性の方で大きい。

なお男性の年齢の係数が有意にマイナスとなっているので、公的年金がないサンプルの中に年金受給を繰り下げている者が男性には一定割合含まれているものと考えられる。その為、男性の公的年金給付のない者は、今後保険料を納付しても年金を受給できない者という意味での無年金者と、完全に一致しない点が、本項の分析の留保である。

6 相対的貧困層における住宅の状況

これまで所得フローに注目してきたが、生活基盤である住居の状況についても最後に確認しておく。表6は65-74歳のサンプルについて、持ち家率および世帯収入に占める家賃比率を非貧困層と貧困層に分けて示している。さらに貧困層については、本人もしくはその配偶者が自営業職歴である者に分けて、同比率を示している。

持ち家率は、非貧困層では9割近くであるが、貧困層では7割強程度であり、3割弱が借家である。また貧困層の中、世帯収入に占める家賃比率が30%以上であるのは1割おり、その比率が50%以上という貧困層も6%存在している。

さらに貧困層の中、本人もしくはその配偶者

表6 持ち家率および世帯収入に占める家賃比率（65歳以上）

	非貧困層	貧困層	
		貧困層計	自営業職歴
持ち家率	88.5	73.6	79.8
家賃／収入比率			
10%未満	2.8	6.0	1.9
～20%未満	3.3	2.4	3.2
～30%未満	2.3	8.0	4.3
～40%未満	1.3	2.4	3.2
～50%未満	1.2	1.2	1.1
50%以上	0.6	6.4	6.5
合計	100.0	100.0	100.0
N	824	250	93

出所) 内閣府『生活調査（2008年）』個票データにより筆者推計。

が自営業職歴である者に注目すると、持ち家率は8割と、貧困層平均より高いが、非貧困層平均と比較すると低い。しかし、世帯収入に占める家賃比率が30%以上である人々の割合は、貧困層平均と同じで家賃負担の重い者も一定割合存在している。

つまり公的年金給付を含め所得フローの側面で自営業職歴は不利であるが、持ち家比率や世帯収入に占める家賃比率について注目してみても、非貧困層に比べて、貧困層の自営業職歴の人々が生活基盤たる住宅ストック面で特に恵まれているという証拠は見出せなかった。

IV むすびにかえて

本稿冒頭で紹介したように、日本の相対的貧困率は未だにOECD加盟国平均より高く、年齢階級別にみると、若年と高齢層で高いU字型のプロファイルを描く。近年の男性における非正規化の進展は若年層の経済的基盤を一層脆弱化なものとし、親との同居を通じ、若年期における相対的貧困と高齢期における相対的貧困が結びつくことで、高齢期の新たな相対的貧困へのパスとなる可能性がある。また非正規化の進展が被用者年金制度による適用対象者の縮小を意味するのであれば、将来的にそこから外れた人々は低年金・無年金者として顕在化し、高齢期に

おけるもう一つの新たな相対的貧困へのパスとなる可能性がある。

こうした新しい相対的貧困リスクを定量的に把握するため、本稿では2008年の内閣府『高齢男女の自立した生活に関する実態調査（生活調査）』の個票データを用い、高齢者の経済的地位がどのように決まっているかについて、探索的な分析を試みた。より具体的には高齢者の等価所得、相対的貧困、公的年金の有無に対する、配偶状況、本人および配偶者の現在の就業状況、過去の職歴、同居子の就業状況などの影響を定量的に評価した。

とりわけ注目すべき結果は5点ある。①高学歴（とくに大卒）であることは高齢期においても等価所得を引き上げ、相対的貧困リスクを下げることで、②高齢期の就業は等価所得を引き上げるが、女性の場合、高齢期にも比較的就労しやすいと考えられる非正規雇用では相対的貧困リスクの低減効果を確認できないこと、③離別経験は女性のみ有意な影響があり、等価所得を下げ、相対的貧困リスクおよび公的年金給付がないリスクを大幅に引き上げること、④本人の職歴が非正規雇用・自営業中心であることも公的年金給付がないリスクを引き上げること、⑤同居の子どもが無職、非正規雇用であることは高齢期の相対的貧困リスクを引き上げること、以上である。

本稿のこれらの分析結果が示す政策的含意は3点ある。第一に離婚が女性の相対的貧困リスクを顕著に高めることである。これは配偶者（夫）の勤労所得を失うことによるパスおよび公的年金給付を失うことによるパスの二つが考えられる。後者のパスに関しては、2004年の年金改革で離婚時の第3号被保険者期間の厚生年金分割制度が導入されたが、対象となるのは2008年4月以降の期間であるため、合意分割制度を利用しない限り、離婚は女性にとって依然、高齢期に相対的貧困に陥るリスクの高いイベントとなる。こうしたリスクが顕在化するかは、長期的には3つの要素、すなわち女性の就業率の上昇（とくに正規雇用率の上昇）、離婚率の上昇、合意分割

制度の利用率の動向により決まってくるようになるだろう。

第二に高齢者本人の勤労所得の重要性である。2006年に施行された改正高年齢者雇用安定法は年金受給開始年齢までの雇用確保措置を企業に義務付けたが、2013年以降、厚生年金の定額部分のみならず報酬比例部分の受給開始年齢が引き上げられる中、60歳代前半についてさらに勤労所得の重要性は高まることになる。勤労所得と公的年金との接続がうまくいかなければ、高齢期における相対的貧困リスクは高まることになるだろう¹⁸⁾。特に景気後退により継続雇用がうまく進まない可能性などにも注意する必要がある。また、比較的、高齢期での就業が多く見込まれる非正規雇用で、女性が相対的貧困リスクを低減できていない現状は、就業促進も万能薬でないことを示している。

第三は若年期における非正規雇用と無業が高齢者の経済状況におよぼすマイナスの影響である。もしこのままのトレンドが続き、若年世代における不可逆な非正規化、あるいは若年失業者への積極的労働市場政策の効果が期待できないなら、こうした若年世代の所得保障は同居などの形で家族（＝高齢の親世帯）を通じて行われるケースも多くなり、高齢期の経済状況を悪化させる新たな相対的貧困リスクへのパスとなる可能性が高い。

ただし第三の点に関し、同居している子どもの就労状況の影響が部分的になぜ男女で異なるのかについては今後さらに検討すべき課題である。

謝辞

本稿の作成にあたり、内閣府男女共同参画局実施の「高齢男女の自立した生活に関する実態調査」の個票データ再集計の許可をいただいた。このデータなしに本研究は成り立たなかった。また本研究は厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）「低所得者の実態と社会保障のあり方に関する研究プロジェクト」の一環として実施され、また2009年5月24日に日本大学

(東京)で開催された社会政策学会第118回大会の第7テーマ別分科会『最低生活保障のあり方：データから見えてくるもの』での報告論文を大幅に加筆・修正したものである。プロジェクト、学会参加者、そして同僚である慶應義塾大学の駒村康平氏および四方理人氏には本稿改訂にあたり、さまざまなご示唆をいただいた。上記研究資金面での援助とともに記して心から感謝する次第である。言うまでもなく残りうる誤りなどはすべて著者の責に帰すものである。

注

- 1) OECDで用いられた相対的貧困線は等価可処分所得中央値の50%である。この相対的貧困線(年収)の実質値(1985年基準物価指数に基づく修正値)は、1997年では130万円であったが、その後10年間低下し続け、2006年には114万円となった(厚生労働省, 2009)。こうした相対的貧困線自体の低下も高齢者の相対的貧困率が漸減している理由の一つと考えられる。
- 2) 生活保護制度に注目しても、65歳以上の経済的地位は1990年代半ば以降、悪化傾向にある。例えば65-69歳の被保護率は1995年の1.3%を底として、2007年には2.3%まで上昇している。70歳以上の被保護率についても1997年の1.6%を底として、2007年には2.2%まで上昇している。さらに65歳以上の被保護者の年金受給率に注目すると、1998年の54.1%から2008年には47.3%まで低下している(厚生労働省『福祉行政報告例』、『被保護者全国一斉調査』各年版)。
- 3) 可処分所得が生活保護基準未満である場合を「貧困」と定義してProbit分析を行った橋本・浦川(2006)でも高齢者1人世帯は母子世帯の次に貧困リスクを上昇させる世帯類型となっている。しかも1995年と2001年の間に、その上昇効果は拡大している(橋本・浦川, 2006, pp.129-132)。
- 4) 概念上は、被扶養配偶者(専業主婦あるいはパートタイム労働者)の年金保険料は、被用者制度全体で負担されている。
- 5) さらに共済年金には、職域部分への保険料拠出もあるため、それに応じ厚生年金グループと同一賃金・同一拠出期間であっても、(公的)年金給付額は高くなる。
- 6) 法定・申請免除を除く。
- 7) 被保険者(自営業者等)の属する世帯の世帯主および配偶者は、被保険者と連帯して、国民年金の保険料を納付する義務を負うことになる。
- 8) 調査報告書は、内閣府男女共同参画局(2008)としてすでに公表されている。
- 9) Atkinson et al. (1995) pp.18-21に、従来の研究で使用されてきたさまざまな種類の等価尺度が簡潔にまとめられている。また、国民生活基礎調査を用いてさまざまな等価尺度による平均所得や所得格差指標の差を比較検討した分析として、寺崎(1999)がある。この分析によれば、等価尺度に世帯員数の平方根分の1を用いる場合、世帯規模が小さいところの調整が不十分になることが指摘されている。
- 10) なお2000年の段階で『国民生活基礎調査』に基づく推計では、65歳以上の相対的貧困率は21%である。内閣府『生活調査』に基づく本稿の推計では65-74歳の相対的貧困率は男性で20%、女性では21%と、ほぼ近い値が得られた。
- 11) より具体的には『生活調査』の設問12「あなたの世帯の収入は、どのような形で得ていますか。家計を一緒にしている世帯の単位でお考えいただき、この中からあてはまるものをいくつかあげてください。(M.A.)」で、「公的年金・恩給による収入」を選んでいない人々である。なお『生活調査』は面接聴取法で実施されたため、郵送留置法と比較すれば、回答エラーは少ないものと期待される。
- 12) 無年金者(あるいは低年金者)の推計はさまざまな。社会保障審議会年金部会(2008)では、「一般的な年金受給年齢である65歳以上の者のうち、今後保険料を納付しても年金を受給できない者は、現時点において最大で、42万人と推計(p.15)」されており、老齢基礎年金などの受給権者2200万人との割合を求めると、推計された無年金者は2007年で2%となっており、本稿やほかの推計と比較すると低い。社会保険庁(2008b)によれば2006年度末の国民年金受給者は2497万人(その中、障害・遺族を除く、老齢・通算老齢の合計は2325万人)である。この国民年金受給者とは、旧法国民年金の受給者と新法基礎年金の受給者の合計であり、基礎年金受給者には被用者年金を上乗せ受給している人々を含んでいる。2006年10月1日の65歳以上人口は2660万人(総務省)であり、あえて比率を求めれば、国民年金受給者比率は94%である。福祉年金受給者2万4千人を加えてもこの比率はほとんど変わらない。また、阿部(2010)は、2004年時点で公的年金受給がない人々の割合は、65-69歳男性で6%、女性で7%、70-74歳男性で3%、女性で4%と推計している。さらに、65歳以上に占める年金受給額50万円未満の低年金者および無年金者比率を推計した稲垣(2010)

- によれば、2006年時点で、男性9%、女性24%となっている。
- 13) 一般的に就労していれば所得は高いものと考えられるが、高齢者の場合には必ずしもそうとばかり言えない。等価可処分所得に占める勤労所得比率が高い高齢者は、低所得層と高所得層でみられ、中間所得階層で勤労所得比率は最も低くなっている(山田, 2010)。
 - 14) Yamada and Casey (2002) では、男性配偶者との死別により、最も大きく減少する所得要素が勤労所得であることをクロスセクション・データから確認している。ただし、近年ではこの減少幅は小さくなっている(Yamada, 2008)。
 - 15) なお、男性55-64歳で職歴が長期無職である場合、有意(5%水準)に等価所得を引き上げる効果がある。このカテゴリーに属するのは1%に過ぎず解釈は難しいが、何らかの異常値である可能性が高い。あるいは、不動産・資産運用等を生業としている期間が長いのかもかもしれない。
 - 16) なお、女性65-74歳の正規雇用の限界効果が示されていないが、これは正規雇用である女性サンプルはすべて相対的貧困にないため、推計の際、落とされたことによる。
 - 17) 同居している子どもの就労状況の影響について、男性で有意な一方、女性で有意とならない変数が生じることの要因についての説明は今後の課題である。配偶状況、就労状況、職歴などの変数と異なり、同居している子どもの就労状況は同じとなるはずである。男女の結婚年齢差からくる子どもの年齢差(同じ年齢だと男性より女性の方が相対的に年齢の高い子どもと同居)がこのような差異を生み出していると考えられるが、一種のコホート効果といえるかどうかについてはさらに検討が必要である。
 - 18) こうした勤労所得と公的年金の接続をめぐる問題および政策課題については山田(2009)で企業データを用い議論しているので参照されたい。
- 参考文献**
- Atkinson, A. B., L. Rainwater and T. Smeeding (1996) *Income Distribution in OECD Countries: Evidence from the Luxembourg Income Study*, Social Policy Studies no. 18, OECD, Paris.
- Disney, R. And E. R. Whitehouse (2001) "Cross-Country Comparisons of Pensioners' Incomes", *UK Department of Social Security Research Report*, no.142.
- Förster, Michael. F. and Marco Mira d'Ercole (2005) "Income Distribution and Poverty in OECD Countries in the Second Half of the 1990s", *Social, Employment and Migration Working Papers*, No.22, OECD, Paris.
- OECD (2001). *Ageing and Income*, OECD, Paris.
- Ravallion, M. (1996) "Issues in Measuring and Modelling Poverty," *Economic Journal*, no.106, pp.1328-1343.
- Yamada, A., (2002) "The Evolving Retirement Income Package: Trends in Adequacy and Equality in Nine OECD Countries," *OECD Labour Market and Social Policy Occasional Paper*, no 63.
- (2008) "Income Distribution of People of Retirement Age in Japan", *Journal of Income Distribution*, vol.16, No.3-4, pp.31-54.
- Yamada, A., and B. H Casey (2002) "Getting Older, Getting Poorer? A Study of the Earnings, Pensions, Assets and Living Arrangements of Older People in Nine Countries," *Luxembourg Income Study Working Paper*, no. 314.
- 阿部 彩 (2003) 「公的年金における未加入期間の分析」『季刊社会保障研究』vol.39 : 3, pp.268-285。
- (2010) 「女性と年金—高齢女性の最低生活保障」『年金と経済』第28巻3号, pp.29-38。
- 稲垣誠一 (2009) 「拡大する所得格差と貧困率の将来見通し」『社会政策研究』第9号, pp.199-219。
- (2010) 「年金額分布にみられる公的年金制度の発展の足跡」『年金と経済』第28巻3号, pp.39-46。
- 小椋正立・角田 保 (2000) 「世帯データによる社会保険料負担の納付と徴収に関する分析」『経済研究』vol.51 : 2, pp.97-110。
- 厚生労働省 (2009) 『子どもがいる現役世帯の世帯員の相対的貧困率の公表について (平成21年11月13日)』(2009年12月1日下記URL参照 : <http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r98520000002icn.html>)。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2009) 『人口統計資料集』(2009年5月10日下記URL参照 : <http://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/Popular/Popular2009.asp?chap=0>)。
- 社会保険庁 (2008) 『平成18年度社会保険事業の概況』(<http://www.sia.go.jp/infom/tokei/gaikyo2006/gaikyo.pdf>) 2009年3月10日閲覧。
- 社会保障審議会年金部会 (2008) 『第10回社会保障審議会年金部会 (平成20年7月2日) 資料1 無年金・低年金等に関する関連資料』(<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2008/07/dl/s0702-4c.pdf>) 2009年3月10日閲覧。

- 白波瀬佐和子（2009）『日本の不平等を考える－少子高齢社会の国際比較』東京大学出版会。
- 清家 篤・山田篤裕（1998）「Pension Richの条件」八田達夫・八代尚宏編『社会保険改革』日本経済新聞社，pp.99-127。
- ・———（2004）『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社。
- 橋木俊詔・浦川邦夫（2006）『日本の貧困研究』東京大学出版会。
- 寺崎康博（1999）「ルクセンブルグ所得研究における等価所得比率に関するノート」国立社会保障・人口問題研究所『国民生活基礎調査を用いた社会保障の機能評価に関する研究報告書』，pp.221-230。
- 内閣府男女共同参画局（2008）『高齢男女の自立した生活に関する実態調査』内閣府男女共同参画局調査課。
- 府川哲夫（2000）「世帯の収支と所得分配」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。
- 丸山 桂・駒村康平（2005）「国民年金の空洞化問題と年金制度のありかた」城戸喜子・駒村康平編『社会保障制度の新たな制度設計』慶應義塾大学出版会，pp.223-250。
- 山田篤裕（2000）「社会保障制度の安全網と高齢者の経済的地位」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。
- （2009）「高年齢者雇用と年金の接続のための政策課題」駒村康平編『年金を選択する』慶應義塾大学出版会。
- （2010）「日本における高年齢者の就業率の高止まりおよび変動の要因」樋口美雄編『労働市場と所得分配』慶應義塾大学出版会，pp.534-581。
- （やまだ・あつひろ 慶應義塾大学准教授）

世帯収入による貧困測定を試み ——1999-2005年の貧困率と世帯主の特徴との関連について——

西 村 幸 満

I 研究の目的

1990年代以降、多くの実証研究を生んだ社会経済「格差論」は、社会に内在するさまざまな格差を発見したが¹⁾、政策的な合意を得るに至っていない。そもそも格差を是正するのが望ましいのか、また何によって生じる格差を是正するのが望ましいのかについて、衆目の一致する見解に至りにくいためである。しかし、この問題について時間をかけて丁寧に議論することの重要性は否定されない一方で、格差の帰結としても要因としても、政策による対応が急務だと認識される問題もある。そのひとつが、貧困である²⁾。

貧困は、たとえば岩田(2007, p.9)が端的に指摘するように、「人々のある生活状態を『あってはならない』と社会が価値判断することで『発見』されるものであり、その解決を社会に迫っていくもの」である。貧困といえば真っ先に低収入の状況が想起されるかもしれないが、貧困研究も多様であり、どのような方法を用いて貧困にアプローチするかによって発見される問題の性質はさまざまである。むしろ、人々の収入を測定することは社会調査のなかでも最も難しい課題のひとつであり、収入を指標とした貧困研究の蓄積は、日本にはまだ少ない。

収入による貧困の測定は、データの利用制限により強い制約を受けてきた。貧困研究には、個人の収入だけではなく、生活をともにする家

族(世帯メンバー)の収入を合わせて知るための世帯調査のデータが必要となる。これまで主に使用されてきた厚生労働省の『国民生活基礎調査』と『所得再分配調査』、総務省統計局の『家計調査』と『全国消費実態調査』は世帯を標本単位とする調査であるが、その二次利用はきわめて限定的であった³⁾。貧困研究は、質的方法による問題発見に努めるか、または量的な把握に関心がある場合には、自ら大規模標本調査を企画する必要があった。しかし、政策にとって重要な研究課題が、データの利用制限が原因で停滞してしまうのを見過ごすわけにはいかない。

そこで本研究は、既に公開されている個人ベースの標本調査である日本版総合的社会調査(Japanese General Social Surveys以下、JGSS調査)を用いて、世帯収入から貧困を測定する変数を作成し、その変数を利用して、どのような世帯に貧困が分布しているのかを記述的に明らかにする。世帯収入を世帯構成メンバーの違いによって調整する際に、多くのOECD諸国で採用されている方式と、日本の先行研究で採用されている方式の二種類⁴⁾を用いて、それぞれの導く結果を比べる。

本研究の目的は、貧困について新しい知見を導くことよりは、第一に、貧困測定の方法が貧困の分布にどのような影響を及ぼすのかを確認し、今後の貧困測定および政策インプリケーションにおいて念頭に入れるべき点について指摘することである。そのため現在からそう遠くない、1999年から2005年までの推移を分析する。第二

に、世帯収入に基づいた貧困変数の作成手続きを明示することで、貧困研究へのアクセスを容易にすることにある。第三に、特にJGSSのデータを利用した貧困研究の今後の可能性を提案することである。

II 先行研究

貧困研究には質的方法による研究の蓄積も多いが、本研究の位置づけを明確にするために、主に計量的に確認された貧困に関する知見のみを整理しておく。阿部（2006）と岩田（2004）は、政府統計の時点間比較、女性パネル調査というように、それぞれ基づく調査の性質は異なるものの、ともに2000年初頭まで貧困率が高まり続けていることを確認している。大竹（2005）が複数の政府統計に基づいて2002年まで確認した格差の拡大と、貧困率の上昇が、1980年代の後半以降、同時に進行していたと考えられる。ここで阿部（2006）は、厚生労働省の『所得再分配調査』を利用して、1984年から2002年度の貧困率の上昇トレンドと、その上昇に寄与したと考えられる高齢化要因について確認をおこなった。その分析からは、大竹（2005）が高齢化が格差拡大の牽引となったと指摘するのとは異なり、1990年以降、高齢化の影響はほぼ横ばいで、貧困率の上昇にも寄与するという知見は得られなかった。他方で、小塩（2010）は、厚生労働省の『国民生活基礎調査』の大規模年を利用して、1997年から2006年までに貧困率が高まったというよりは、高い水準のまま安定していたことを確認している。この時期の貧困率の安定は、全体的な貧困化により貧困線が下方シフトしたことによるもので、1997年基準の貧困線に基づいて2006年まで測定すると、貧困率が高くなることを示した。

政府統計に基づいた知見は質問項目による制限が強いのに対して、岩田（2004）と石井・山田（2007）は、政府統計に基づく貧困研究がこれまでもちつづけた大きな欠点を提示している。それは、貧困が「あってはならない」と考える

あまり、またその存在を政策的・制度的に解消しようとするあまりに、各世帯—とくに世帯主の特徴について、ほとんど考慮してこなかったことである。岩田（2004）は、貧困経験と個人の身の上にかきたイベントとの関連を示した。貧困経験に関連する変数は、結婚、離死別などの世帯構成、就業変動に加えて、低学歴などの個人の資源にまで及んでいる。また阿部（2006）は世帯構成が、石井・山田（2007）も世帯構成や世帯主の低学歴などが貧困経験と関連することを確認している。阿部（2006）は、1990年代の貧困率の上昇は、高齢者のみ世帯の増加、母子世帯の増加、壮年期の無業世帯の増加、とくに母子世帯以外の有子世帯の市場所得の悪化によるものと結論づけた。石井・山田（2007）は、核家族および三世帯同居を基準として、高齢以外の単身者、ひとり親世帯、女性が有意に貧困（一時的貧困と常時貧困）に陥りやすく、高卒および高専・短大と比較して中卒が有意に貧困に陥りやすいことを示した。

さらに、近年、就業しながらも貧困に陥るワーキング・プアが注目されるようになった。ワーキング・プアといえば非正規雇用の低賃金が第一の問題として認識されやすいが、ワーキング・プアの範囲はどこまであり、それはほとんど非正規雇用に限られるのだろうか。あるいは、その範囲は非正規雇用以外にも広がっているのだろうか。このことは、職業の特性の影響も含めて、データから確認する必要がある。

本研究では、これまでも指摘された世帯構成、世帯主の年齢、世帯主の学歴と貧困との関連に加えて、持ち家状況、就業状態、階層と貧困との関連を確認する。以下の記述では、1999年から2005年各年の推移を中心に確認をするが、できるだけ大きな標本数に基づいて確認するため、1999年-2002年の世帯年収に基づくJGSS 2000-2003累積データの分析結果も参照する（西村，2010）。

Ⅲ データと変数

本研究では、JGSSの累積データ2000-2003、JGSS2005、JGSS2006を使用する（2004年のデータはない）。JGSSは、大阪商業大学地域経済研究所と東京大学社会科学研究所が共同で実施し、調査実施1年半前後には二次利用できるように公開された全国標本調査である。累積データ2000-2003は、2000年、2001年、2002年、そして2003年の10-11月に実施された4ヵ年分を統合したデータである。また、JGSS2005は2005年8-11月、JGSS2006は2006年10-12月に実施されている。調査方法についてはウェブサイト⁵⁾でコードブックを確認してほしい。

本研究で使用する変数は、貧困率を計算するための世帯収入変数である。世帯収入はもともと19の収入幅を用いたカテゴリー変数として調査されている⁶⁾が、ここではその収入幅のちょうど真ん中に来る値を用いて、収入ゼロは分析から除外している。収入は前年の年収について確認しているので、表記を修正し、最も新しい2005年の消費者物価指数を基準に調整した。さらに世帯のニーズによる支出の多寡を調整するために多くのOECD諸国で用いられている方式⁷⁾と、日本の先行研究で用いられてきた等価方式の2種類を用いた。調整尺度として、OECD方式は、大人1人目を0.67、2人目以降を1人あたり0.33、14歳以上19歳未満の子どもを1人あたり0.33、14歳未満の子どもを1人あたり0.2として合計した数値を用いる。等価方式は、世帯構成員数の平方根の値を用いる。世帯収入を調整尺度で除したものが、調整済み世帯収入となる。これら世帯収入にウェイトをつけて中央値を求め、中央値の50%を基準に「貧困層」と定義した。貧困層から中央値までを「貧困～中央値」、それ以上の世帯収入層を「中央値以上」と定義したのである。

OECD方式では大人2人の世帯の調整尺度が1となり、等価方式では大人1人の世帯の調整尺度が1となる。そのため、等価方式のほうが、調整

済みの世帯収入は小さめに算出されることになるが、それぞれの方式から導かれる貧困率の違いを比べることが目的なので、世帯収入の絶対値の違いは問題とならない。この2種類の尺度の違いは、世帯の人数が増えることによるニーズがどれだけ反映されるかという点にある。大人1人の世帯の尺度を1とした場合の、それぞれの調整尺度を「OECD方式：等価方式」で表すと、大人2人の世帯では「1.49：1.41」、大人2人+14歳以上の子ども1人の世帯では、「1.98：1.73」、大人2人+14歳以上の子ども2人の世帯では「2.47：2」となる。つまり、OECD方式のほうが、大人と14歳以上の子どもの人数が増えることによるニーズ、言い換えれば家計負担を多めに見積もっているのである。ただし、大人2人+14歳未満の子ども2人の世帯では、「2.09：2」となり、14歳未満の子どもが増えることの影響は、どちらの方式を用いても大きな違いはない⁸⁾。

JGSS調査で用意された項目は、多くの場合、個人単位に設計されている。世帯収入に基づいて世帯ごとに分析するためには、世帯についての項目を使用するか、本分析で行うように、世帯主を特定化して分析するほうが望ましい⁹⁾。たとえば、性別、年齢、学歴は、もともとは調査対象者個人について把握されているものであるが、調査設計上、本人、配偶者、父、母についての情報も把握されている。そこで世帯主が調査対象者本人の場合には、本人の性別、年齢、学歴を用いることにし、さらに配偶者、父、母が世帯主の場合には、それぞれの性別、年齢、学歴を特定化して採用することにした。

各年の世帯構成と調整済みの世帯収入の結果は表1の通りである¹⁰⁾。貧困率を算出する前に、世帯収入の概要について確認をしておこう。平均世帯収入は、1999年から低下傾向にあり、2002年から2004年が期間中の最低水準になり、2005年では477.4万円とやや上昇している。表2に示すように、それぞれの調整済み世帯収入の中央値はOECD方式で401～435万円、等価方式で289～360万円となる。本研究では、世帯収入がこの中央値の50%（貧困線）以下の場合を貧

表1 標本調査の概要

	1999	2000	2001	2002	2004	2005
有効回答数	2893	2790	2953	3663	2023	4254
世帯構成(%)						
1人	7.7	7.7	7.8	7.8	8.5	8.0
2人	24.6	26.8	22.7	25.1	26.1	26.9
3人	22.4	21.6	20.0	20.3	23.4	22.7
4人	21.4	21.7	21.5	21.4	21.5	22.0
5人	12.5	11.4	14.0	11.9	9.1	11.0
6人以上	11.5	10.8	14.1	13.5	11.4	9.5
世帯収入(2005年基準)回答数	1971	1834	1945	2424	1202	2878
平均	501.3	483.0	462.5	437.6	463.2	477.4
S.D	313.0	298.8	304.0	285.8	333.6	301.2

表2 貧困世帯分布の概要

	I. OECD方式による貧困層(%)					II. 等価方式による貧困層(%)				
	中央値 (金額)	貧困層 (貧困率)	貧困～ 中央値	中央値 以上	計 (標本数)	中央値 (金額)	貧困層 (貧困率)	貧困～ 中央値	中央値 以上	計 (標本数)
1999年	435.0	14.4	37.9	47.8	1,971	360.1	15.7	35.9	48.4	1,971
2000年	431.7	17.0	34.9	48.1	1,834	354.0	18.7	32.8	48.5	1,834
2001年	406.0	16.5	37.1	46.4	1,945	293.0	15.7	35.2	49.1	1,945
2002年	402.4	20.1	35.9	44.1	2,424	301.8	20.7	36.6	42.7	2,424
2004年	401.2	19.6	34.8	45.6	1,202	288.7	19.6	33.8	46.7	1,202
2005年	402.0	13.9	37.5	48.6	2,878	300.0	14.9	37.8	47.3	2,878

困と定義している。貧困層に加えて、世帯収入が中央値と貧困線の間に含まれる層、中央値以上に含まれる層の3つに世帯を類型化する。調整済みの世帯収入を用いた算出によれば、貧困層が占める比率は、OECD方式で1999年の14.4%から2002年の20.1%まで上昇し、2005年に13.9%と1999年の水準まで戻っている。等価方式でも同様の傾向で1999年から2002年まで上昇しているが、2005年には1999年よりも低い水準に回復している(表2)。

2003年の調査データは存在しないものの、2003-2004年間に世帯収入の底があり、また貧困率のピークも同時期であったことがわかる。ジニ係数も2004年で最も高くなっており¹¹⁾、この不平等度の高まりに、低収入層の増大が含まれていることを示している。

世帯構成は、Baily (2006) と西村・卯月

(2007) に準じて次のように分類した。まず、単身、夫婦のみの類型を特定し、夫婦を除いた2人以上の大人で構成されている世帯を2つ類型化した。それは親子を含む2人以上で構成される世帯、そしてこれら2つに入らない2人以上の大人で構成された世帯である。さらに、子どもの年齢の影響を考えて、世帯内の末子に5歳未満、5-11歳未満、11-20歳未満の子どもがいる世帯で類型化した。年齢は、15歳刻みのものと、10歳刻みのものを用意したが、分析には10歳刻みの年齢コウホートを使用した¹²⁾。教育は、新旧学歴を中卒レベルの義務教育、高校レベル、短大・高専レベル、そして大学院を含む大学以上のレベルという4つに類型化した。住居については、その情報が得られる2000-2003年累積データのみを利用して、以下のように作成した。1. 持ち家、2. 賃貸住宅(民間賃貸住宅)、3. 社宅・官舎(社

宅・公務員住宅等の給与住宅), 4. 公社・公団(公社・公団等の賃貸公営住宅), 5. その他, である。なお, 就業状態は, 自営, 経営者, 正規雇用者, 非正規雇用者に分け, 自営と経営者は, 従業先の従業員規模によって分類しなおした。調査対象者の主観では, 自営と経営者の概念が錯綜しているためである。その結果, 1. 自営(一人), 2. 自営(4人以下), 4. 29人以下の経営者, 5. 30人以上の経営者, 6. 正規雇用者, 7. 非正規雇用者, 8. 非就労, 9. 不明・非該当に再分類された。

社会階層は, 社会学の大規模標本調査で利用される, SSM職業分類と呼ばれる分類方法を用いて測定する。1. W雇上は, 「ホワイトカラー雇用上層」の略であり, 専門職と管理職の被雇用(法人企業の役員を含む。とくに管理職には, 従業先規模によらない部長職, 従業先規模300人以上の課長が含まれる)である。2. W雇下は, 「ホワイトカラー雇用下層」の略で, 販売職と事務職の被雇用, 管理職に含まれない課長職も含まれる。3. B雇上は, 「ブルーカラー雇用上層」の略で, 熟練職の被雇用である。4. B雇下は, 「ブルーカラー雇用下層」の略で, 半熟練と非熟練の被雇用が含まれる。5. 全自営には, 専門職, 管理職, 事務職, 熟練職, 半熟練職, 非熟練職の自営と家族従業者が含まれる。6. 農業には, 農林水産業職のすべてが含まれる。

IV 記述的分析

表2はOECD方式よりも等価方式のほうが, 貧困率をやや高めに推定することを示している。しかし, これは統計的に有意と言えるほどの差ではないので, 方式にかかわらず, 全体的な貧困率は安定していると言えるだろう。方式による差は, 世帯構成別の貧困率を示した表3により明確に表れている。単身世帯の貧困率はOECD方式で24.6~37.9%, 等価方式で29.5~41.1%と, どの世帯類型に比べても突出して貧困率が高い¹³⁾。また等価方式を用いた場合のほうが比較的貧困率は高くなっている。つづいて夫婦のみ

の世帯でも貧困率が高い。有子世帯の貧困率も, 2000年を除けば, 等価方式で高く推定される一方で, 末子が11-19歳の世帯の貧困率は, OECD方式を用いたほうが, 若干ではあるが高く推定される。

表3は, 世帯主の年齢別の貧困率も示している。既に知られてきたように, 60代以上の高齢者の世帯で貧困率が高い。等価方式によって, 高齢者の世帯の貧困が高めに推定されるが, これは先ほど世帯構成別に見たように, この世帯に単身あるいは夫婦のみで暮らす人々が多いことを反映しているだろう。ただし, 単身世帯の貧困が, すべて高齢者の貧困によってのみ説明できるわけではないことも示している。2000-2003累積データに基づいてみた貧困率の高さは, 単身女性世帯主に限ってみれば, 観察できない30-40代の貧困層を除くと, どの年代でも40%以上になっており, これも単身世帯の貧困層と重なっている(表3-1)。単身世帯に絞って年齢別に貧困率を見ると, 20代の単身世帯貧困率も25.2~26.8%と高いことがわかる。このことは, 20代のなかでも特に若い時期の収入が全般的に低いことによって起きているというよりも, 若年層の非正規雇用が増加している現在の日本では, 特定の若者が年齢を重ねても貧困から抜け出せずいるために起きている可能性のほうが高い。結果の提示は省略するが, 20代の単身者の収入は二極化しており, 20代のある時点で, 貧困から中央値以上へと収入が上昇する道が誰にでも開かれていることが, データでは確認できない。

表4は, 世帯主の貧困率を学歴別に示している。先行研究で確認されている通り, 学歴と貧困との関連は強く, それは分析した期間においても一貫して見られる。世帯主が義務教育しか出ていない場合の貧困率は1999-2005年間で29~39%, 大卒の場合は最大の2005年でも6%弱である。ただし, 世代によって同じ水準の学歴がもたらすライフチャンスは異なるだろう。そこで, それぞれの学歴の世帯貧困率を2つの年齢に分けて見ていく。義務教育卒の貧困率の高さは, まだその学歴が珍しくなかった高齢者においては低く

表3 貧困世帯分布の概要

	I. OECD方式による貧困層 (%)						II. 等価方式による貧困層 (%)					
	1999	2000	2001	2002	2004	2005	1999	2000	2001	2002	2004	2005
世帯構成												
単身	34.2	37.9	24.6	32.0	—	25.4	34.2	37.9	29.5	41.1	—	33.9
夫婦のみ	19.1	23.1	24.3	25.6	—	17.4	19.1	22.8	24.3	25.6	—	17.4
2人以上の大人(親子を含む)	11.1	14.6	14.2	16.4	—	8.2	13.3	16.3	11.4	16.0	—	7.5
上記以外の2人以上の大人	18.4	22.1	43.1	31.7	—	20.6	26.4	23.4	36.2	31.7	—	20.0
5歳未満の子がいる世帯	6.9	11.7	3.6	9.8	—	6.9	11.5	23.3	3.6	11.7	—	12.6
5-11歳未満の子がいる世帯	7.1	8.6	9.5	14.9	—	11.3	11.8	13.2	8.4	16.2	—	16.3
11-20歳未満の子がいる世帯	10.8	9.7	11.9	15.5	—	7.6	9.0	9.1	10.7	13.3	—	6.5
年齢コーホート												
20-29	14.1	15.8	12.4	12.6	16.7	15.7	18.5	23.7	8.6	13.1	16.7	25.5
30-39	5.9	6.5	8.0	14.4	5.2	6.8	9.9	10.3	6.6	15.4	3.9	9.1
40-49	7.3	7.6	10.1	8.0	6.4	4.9	7.0	9.5	9.5	8.5	6.4	5.3
50-59	7.9	8.1	10.0	9.0	10.2	7.4	7.7	8.5	8.4	9.4	10.6	6.6
60-69	18.9	24.1	23.4	24.3	20.8	16.6	20.2	25.2	21.7	23.8	21.2	17.1
70-99	34.8	35.4	27.1	32.3	39.7	28.9	35.2	35.7	25.7	30.9	39.7	31.3

表3-1 世帯主単身者の貧困分布

	I. OECD方式による貧困層 (%)			II. 等価方式による貧困層 (%)		
	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性
20-29	25.2	15.6	43.5	26.8	15.6	47.8
30-39	2.4	7.4	0.0	3.6	7.4	0.0
40-49	14.6	0.0	0.0	18.2	0.0	0.0
50-59	30.3	9.5	40.0	33.3	14.9	40.0
60-69	37.3	44.4	45.2	47.5	44.4	54.8
70-99	47.8	36.4	55.6	57.0	54.6	63.0

なることも想像できるが、むしろ顕著である。

累積データの結果に基づいて、一般的な就労年齢とみなせる60歳未満だけを10歳刻みで見ると(表4-1)、義務教育卒の世帯の貧困率には年齢層による大きな違いはない。その貧困率は若いほうから18.0%, 22.4%, 16.9%, 17.1%である。しかし、高卒、大卒の世帯の貧困率を見ると、20代では、他の年齢層に比べて貧困率が高くなっている。ここからも若年層に広がる貧困リスクの高さが懸念される。

本研究では世帯収入により貧困を測定しているため、就業からは引退している高齢者の収入が就業している現役世代より低くなくても不思議ではない。また、収入が高くなくても、貯蓄や持ち家などの資産を築いてきた高齢者であれ

ば、生活水準はむしろ低くない可能性もある。

そこで、どのような資産状況の世帯が低収入貧困に陥っているのかを把握することは、低収入貧困の生活水準へのインパクトを類推するうえで重要である。ただし、JGSSには金融資産に関する質問項目が含まれていないため、持ち家状況のみから資産の状況を確認する。

表5に持ち家状況別の貧困率を示している。持ち家に住む世帯の貧困率が14~18%であるのに対して、民間賃貸または公社・公団住宅に住む世帯の貧困率は18~31%である。住宅と収入の間には、一方では安定した就業・収入が住宅購入を促進し、もう一方では資産を形成している安心感や社会的信頼が就業・収入にプラス効果をもつなど、双方向の因果関係が考えられ、ど

表4 教育達成別・年齢別にみた貧困分布（2000-2006）

	I. OECD方式による貧困層（％）						II. 等価方式による貧困層（％）					
	2000	2001	2002	2003	2005	2006	2000	2001	2002	2003	2005	2006
教育レベル												
義務教育	29.7	35.0	32.0	38.6	38.9	32.3	31.1	36.3	29.1	37.5	38.9	34.2
高校	12.7	13.6	13.4	15.2	15.9	13.4	13.3	15.8	12.3	15.4	16.1	14.5
短大・高専	6.8	12.5	10.8	8.3	10.6	8.9	9.4	11.6	10.8	7.6	11.8	9.9
大学以上	2.7	3.4	3.1	4.9	5.4	2.5	3.5	4.7	2.2	5.1	4.7	3.4
(参考)年齢コーホート												
義務教育卒												
20-49	17.6	18.8	18.0	20.5	17.5	14.2	18.9	22.1	13.7	20.5	17.5	16.5
50-99	35.9	42.4	40.3	46.4	45.5	37.9	37.2	42.7	37.7	44.9	45.5	39.6
高校卒												
20-49	8.7	9.0	11.3	12.0	11.0	10.4	9.1	11.5	9.6	12.9	10.7	10.8
50-99	19.9	22.5	20.5	19.8	22.5	17.6	21.0	24.2	19.5	19.2	23.5	19.7
大学以上												
20-49	1.8	1.9	3.2	4.1	2.0	1.5	2.8	3.5	2.3	4.5	2.0	2.7
50-99	6.0	8.3	2.9	7.8	14.9	5.4	6.0	8.3	1.9	7.0	12.2	5.4

表4-1 教育達成別・年齢にみた貧困分布（2000-2003累計データ）

	I. OECD方式による貧困層（％）			II. 等価方式による貧困層（％）		
	義務教育	高校	大学以上	義務教育	高校	大学以上
20-29	18.0	17.7	8.9	16.4	18.4	9.6
30-39	22.4	10.1	1.2	25.0	10.4	1.2
40-49	16.9	10.2	3.5	14.5	9.3	3.5
50-59	17.1	6.9	1.7	15.8	6.9	1.4

ちらか一方によって説明することはできない。ここで言えるのは、賃貸住宅に住んでいる場合のほうが、低収入貧困の負の影響も大きいだろうということである。そのことは、とくに景気の悪くなる2002年時の貧困率にも顕著に表れている。

高齢者のなかにも、全体から見れば割合は少ないが、民間および公共の賃貸住宅に住む世帯はあり、その貧困率は高い（表5-1）。また、高齢者においては特にOECD方式よりも等価方式でこの世帯の貧困率が高くなっていることを見ると、表3の知見から類推するに、単身で暮らす高齢者が賃貸住宅で貧困に陥っている傾向がある。

これまで就業状況は、貧困から脱出するキー

となる要因と考えられ、ワークフェアは、就業による失業や貧困からの脱出方法であると考えられてきた。ところが、ワーキング・プアという実態は、就業が必ずしも貧困からの脱出の方法として機能するとは限らないことを示している。ここでは非就業、就業の区別だけでなく、職業の種類と就業先規模についても貧困との関係を確認する。

表6には、就業形態別の貧困率を示している。すでに知られているように、非正規雇用の貧困率が高いことが本データの世帯主層でも確認された。そして景気悪化に敏感に反応していることがわかる。この非正規雇用の貧困層は、いわゆるワーキング・プアと呼ばれる層に当たり、この貧困率は2002年で最も高く、36%以上になり、

表5 居住住宅別にみた貧困分布 (2000-2006)

	I. OECD方式による貧困層 (%)						II. 等価方式による貧困層 (%)					
	1999	2000	2001	2002	2004	2005	1999	2000	2001	2002	2004	2005
住居状況												
持ち家	14.0	16.2	16.2	18.4	—	—	14.8	17.0	14.7	18.3	—	—
民間賃貸	16.7	22.9	17.5	27.4	—	—	17.9	27.7	19.8	31.3	—	—
社宅・官舎	—	—	—	—	—	—					—	—
公社・公団	18.4	23.5	23.9	28.9	—	—	27.5	28.6	23.9	30.5	—	—

注) JGSS-2005とJGSS-2006では調査をしていない。社宅・官舎は貧困層が極めて小さいため表から除いてある。

表5-1 居住住宅別にみた貧困分布 (2000-2003累計データ)

	I. OECD方式による貧困層（％）		II. 等価方式による貧困層（％）	
	民間賃貸	公社・公団	民間賃貸	公社・公団
20-29	21.6	8.1	22.2	13.5
30-39	6.8	12.7	9.1	14.6
40-49	13.2	14.0	12.4	14.0
50-59	26.8	16.1	25.0	17.7
60-69	30.3	39.7	36.4	43.1
70-99	52.6	40.0	63.2	49.2

表6 就業形態別にみた貧困分布

	I. OECD方式による貧困層 (%)						II. 等価方式による貧困層 (%)					
	1999	2000	2001	2002	2004	2005	1999	2000	2001	2002	2004	2005
就業形態												
自営1人	18.5	17.5	18.5	24.4	15.0	11.7	20.0	19.3	16.9	22.0	16.7	13.5
4人以下	13.7	18.1	9.8	10.4	17.4	10.8	13.7	19.7	9.0	10.4	15.2	10.3
29人以下	4.6	6.0	3.0	1.2	2.2	3.8	3.0	7.5	1.5	1.2	2.2	4.8
30人以上	0.0	0.0	2.4	0.1	9.7	3.4	0.0	0.0	2.4	0.0	6.5	1.7
正規雇用	5.1	5.4	4.4	5.5	4.7	4.4	6.1	7.2	4.0	5.6	4.5	5.6
非正規雇用	31.5	35.2	32.1	36.1	30.3	25.9	33.7	37.4	29.5	36.1	33.3	26.5
不明・非該当・非就労	33.8	36.7	31.7	37.4	41.2	30.7	35.2	37.8	29.6	37.1	41.5	32.9
(参考)												
正規雇用												
20-49	4.5	4.7	4.3	4.3	3.8	3.8	5.4	7.0	3.8	4.9	3.6	5.2
50-99	12.3	12.9	10.8	8.8	10.1	8.8	13.9	9.7	9.5	5.5	10.1	8.8
非正規雇用												
20-49	40.0	47.2	40.0	43.1	48.3	35.5	45.0	50.0	33.3	45.1	55.2	35.5
50-99	25.0	27.3	23.9	28.1	16.2	18.4	25.0	29.1	23.9	26.6	16.2	19.4

2005年には回復の傾向がみられる。雇用の調整弁といわれるのは間違いではない。

OECD方式と等価方式のどちらかで貧困率が高くなるという、一貫した傾向のないことから、世帯構成のあり方に限らず、非正規雇用と貧困

が強く結びついていることが示唆される。20-49歳の若年・中年世代と、50歳以上の中高齢世代とを比較すると、表3でも中高齢世代で貧困率が高く、また等価方式でこの世代が高くなっている。単身高齢の非正規雇用は、家計補助的な役

表7 職業階層別にみた貧困分布

	I. OECD調整済み世帯収入に基づく貧困層 (%)						II. 等価世帯収入に基づく貧困層 (%)					
	1999	2000	2001	2002	2004	2005	1999	2000	2001	2002	2004	2005
就業形態												
W雇上	1.4	2.5	0.5	1.9	3.3	2.7	3.2	2.0	0.5	2.4	3.3	3.3
W雇下	5.9	7.3	3.8	6.8	5.7	4.5	5.6	8.1	4.1	7.5	6.4	5.3
B雇上	10.8	10.9	9.9	7.0	9.0	9.5	13.1	15.4	9.2	5.6	7.5	10.8
B雇下	13.3	14.2	14.6	17.5	11.9	10.4	14.3	17.3	12.4	17.1	11.9	12.2
全自営	15.2	17.9	12.6	14.7	16.5	11.1	15.6	19.6	11.6	14.0	15.8	11.4
農業	25.0	0.0	21.4	14.3	22.2	14.3	25.0	25.0	14.3	23.8	22.2	9.5
不明・非該当 ・非就労	33.8	36.7	33.7	37.4	41.0	30.7	35.2	37.8	29.6	37.1	41.3	32.9
(参考)												
W雇用												
20-49	3.2	4.9	3.3	6.2	3.7	3.7	4.0	5.6	3.9	7.0	4.3	4.5
50-99	11.1	9.2	3.5	5.3	10.9	4.4	9.7	8.1	3.5	4.3	10.9	4.4
B雇用												
20-49	10.6	10.0	10.1	8.5	10.6	7.7	11.9	14.8	8.5	8.5	9.5	9.6
50-99	18.2	25.4	22.2	20.0	10.0	16.3	20.8	23.8	19.4	16.8	10.0	16.9
全自営												
20-49	6.0	10.0	8.8	9.6	15.8	9.9	6.8	12.7	7.8	8.7	15.8	9.9
50-99	26.6	30.1	19.7	19.4	17.3	12.5	26.6	30.1	18.2	19.4	16.0	13.2

割をはたしている可能性が高い。この結果は、1999-2005年を通じて、正規雇用の貧困率が一貫して10%未満であることと対照的である。

表7には、職業分類に基づいた社会階層別に貧困率を示している。当然のように、貧困率の低さは、ホワイトカラーの上層（W雇上）、ホワイトカラー下層（W雇下）、ブルーカラーの上層（B雇上）、ブルーカラー下層（B雇下）という序列に対応している¹⁴⁾。B雇下、全自営と貧困の関係はかなり強い。B雇全体では、年齢の上昇とともに貧困率が高まる。OECD方式と等価方式の測定上の違いは小さく、すなわち、世帯構成の影響は小さい。

以上より、世帯構成、世帯主の年齢、学歴、持ち家状況、就業状況、社会階層と、貧困との関連がクロス表から確認された。世帯の個々の特徴が、貧困と独立に関連しているかどうかを見たわけではないので、例えば、単身世帯と夫婦世帯に高い貧困率が見られたことは、高齢者

の貧困率の高さの反映にすぎないかもしれない。そのことをふまえて、どこに貧困が多く分布しているのかを要約すると、単身世帯、夫婦世帯、高齢者世帯、世帯主が20代の世帯、世帯主が義務教育卒または高卒の世帯、賃貸住宅に住む世帯、世帯主が非正規雇用・B雇下・自営業である世帯、である。これらの知見は、先行研究から類推されることを支持することとなった。

本研究が新しく明らかにしたことは、表3で確認した通り、世帯人数が増えることによるニーズの増加を多めに見積もるOECD方式を用いる場合、少なめに見積もる等価方式を用いる場合よりも、11-20歳未満の末子のいる有子世帯の貧困率は高めに推定されることである。他方、等価方式を用いる場合、若年と高齢者の世帯と、それに重なるであろう単身世帯の貧困率が高めに推定される。これまで等価方式を用いてきた日本の貧困研究は（大竹、2004）、高齢者の貧困の相対的な高さをより際立たせることになって

いた可能性もある。そのことを差し引いても高齢者の貧困率が高いことは明らかだが、子どもの教育における家計負担の大きい日本で、14歳以上の子どもの人数の影響力の相対的に小さい等価方式だけを用いて貧困を測定することが適切かどうかは再考する必要がある。場合によっては、日本の家計の高い教育費負担（他のOECD諸国に比べても子どもへの公共支出が低いこと）をよりの確に反映できる、独自の調整尺度も検討していく必要もあるだろう。

また、非正規雇用の貧困率が、1999年から2005年の間に、50歳以降で減少している事実は興味深い。この事実は、50歳以降に社会保障制度が不十分であることを補うために就業しているとも、また非正規での就業による収入が生活基盤として機能しているとも解釈できるからである。結果が不安定であるものの、20-49歳の非正規とは異なったメカニズムを予想させる。女性世帯主の貧困率がすべての年齢層で30%を超えていることは事実として深刻に受け止める必要がある。

さらに、貧困率は非正規雇用においてとくに高いものの、各時点で安定していないことも明らかとなった。このことは、非正規雇用者が、貧困線以下だけでなく、さらに中央値以下にも多く分布していることと無関係ではないだろう。

V 結論

貧困測定において同じ世帯収入を用いる場合でも、世帯構成・人数によって発生するニーズをどの程度調整するかによって、貧困の分布について多少異なる知見が得られることがわかった。逆に、調整方式にかかわらず得られる知見は、より確固たるものだと言うこともできる。貧困研究の成果を政策へと応用する際には、それぞれの研究が用いている方法とその前提に注意を払うことが求められる。本研究は、OECD方式と等価方式の2種類を比べることにより、等価方式が、末子年齢が11-20歳の有子世帯の貧困を過小推定する可能性について指摘した。世帯

収入の調整方式を改善することも一案だが、それに加えて、似たようなニーズをもつ同種の世帯のなかで相対的貧困を推定する貧困線を算出するという方法も考えられる。

また貧困層の属性分析では、低学歴・非正規・ブルーカラー雇用との密接な関係が明らか一方で、正規雇用に貧困が少ないことから、雇用の正規化が貧困脱出のひとつの契機となる可能性をもつことも示された。若年者にとって、技能において比較的参入障壁が低い販売・サービス職を含むW雇下は、その受け皿になっている可能性がある。もちろん、製造業などの半熟練・非熟練を含むB雇下が貧困と関わりが深い事実は社会問題として顕在化している。それ以外にも、このように複数の負の属性をもつこと一たとえば低学歴の若年非正規層の貧困リスクが非常に高まることが予想される。

非正規雇用の貧困化については、たとえば、改正「パートタイム労働法」による労働条件明示の文書交付の義務付けなど具体化されているが、その認知はまだ十分ではない。根強い議論として、欧州型の同一労働同一賃金による賃金水準の上昇は、さまざまな背景により労働時間が限られているもの一たとえば、シングル・マザーや高齢者など一や、複数の仕事に従事するもの、近年問題になっている賃金格差の大きい製造業の非正規雇用には直接的な効果をもたらすだろう。

JGSSは世帯メンバー全員の情報を十分に集めていない点、クロスセクショナルデータである点で、貧困の要因やその動態的側面を明らかにすることはできないという限界をもつ。また、本稿で使用した収入情報についても、内訳やより詳細な金額の確認など検討の余地はあるだろう。一方で、本研究ではまだ使用していない世代間に関する変数、意識・行動・健康などに関する変数を豊富に含んでいること、既に利用経験のある研究者が多いことにより、貧困世帯に住む個人の状況を様々な側面から明らかにする研究を促進することは期待されるだろう。

付記

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)。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データアーカイブがデータの作成と配布を行っている。

謝辞

また本研究は厚生労働科学研究費補助金(政策科学推進研究事業)「低所得者の実態と社会保障のあり方に関する研究プロジェクト」の一環として実施されたものである。プロジェクト関係者、そして早稲田大学の篠崎武久氏、ロンドン・スクール・オブ・エコノミクスの卯月由佳氏、国立社会保障・人口問題研究所の野口晴子氏には本稿改訂にあたり、さまざまなご示唆をいただいた。今後の課題とした重要な指摘、残りの誤りなどはすべて著者の責に帰すものである。

注

- 1) たとえば、ジニ係数による国際比較、トレンドを分析して経済格差の拡大を指摘した橋本(1998)、その後の経済格差論争を社会の高齢化要因で説明し収束させた大竹(2005)、クロスセクショナルデータの時点間比較を行い専門技術職・管理職層の世代間継承性の強さを確認した佐藤(2000)、階層に対する母学歴の効果、あるいは学力に対する階層の効果を提示した荏谷(2001, 2008)など。
- 2) 政府の対応の遅れは相対的貧困率の測定にも顕著である。2009年10月20日まで政府は公式に公表してこなかった(<http://www.mhlw.go.jp/houdou/2009/10/h1020-3.html>)。
- 3) 2009年4月に新統計法施行が施行された。利用者については32条, 33条, 36条による規定があるが、特に匿名データの二次利用については36条により規定され、学術目的利用の可能性が拡大している。
- 4) この二種類の呼称として、前者を「旧OECD

方式」、後者を「新OECD方式」と呼び区別することもある。より厳密にいうと前者には2つの方式があり、本研究で用いているのは、一般に「修正OECD方式」と呼ばれているものを指す。注7)も参照のこと。

- 5) <http://jgss.daishodai.ac.jp/japanese/frame/japanesetop.html>
- 6) 世帯収入は、「あなたの世帯全体の昨年一年間の収入についてお答えください。税金を差し引き前の収入でお答えください。株式配当、年金、不動産収入などすべての収入を合わせてください。」と確認している。
- 7) OECDはこの方式の採用を公的には推奨していないという指摘もあるが、本研究ではイギリスのDepartment for Work and Pensions (DWP) に準拠した。詳細はDWP(2009)のp. 183以降のAppendix 2を参照のこと。
- 8) Bradshaw, et al (2008, p.40) のTable 11によれば、ひとり親世帯に関しては等価方式のほうが子どもふたりの場合まで、ニーズを多めに見積もっている。
- 9) 世帯主の構成は、1999-2005年を通して、男性本人あるいは夫の場合が71~76%, 女性本人あるいは妻の場合が3~9%程度、父親が10%前後で安定している。
- 10) なお、篠崎(2007, p.148)は、「平均所得で見た場合、JGSSと政府統計の間には著しい乖離は観察されない。時系列的な推移についても類似のトレンドを有している」と指摘する一方で、「所得のばらつきについてはJGSSと政府統計の間に乖離があり、時系列的な推移についても異なるトレンドが観察される」という。篠崎は、この乖離の原因として「JGSS内の低所得世帯割合が高いこと」を指摘する。
- 11) OECD方式でみたジニ係数は、2000年の0.319から2005年の0.363へ高まり、2006年には0.319へと低下している。
- 12) 表中に(参考)と示した場合には、標本規模が小さいために20-49歳と50-99歳の二類型で示している。
- 13) 「上記以外の2人以上の大人」は多様な世帯類型が含まれているのでここでは扱わない。
- 14) 職業階層の分類は、職業威信スコアという地位、職業、収入、財産、資産、生活様式の6つの複合評価指標とも対応している。6つの次元をそれぞれ「最も高い」「やや高い」「ふつう」「やや低い」「最も低い」で測定し、100, 75, 50, 25, 0を配分した標準得点である。

参考文献

阿部 彩(2006)「貧困の現状とその要因-1980-

- 2000年代の貧困率上昇の要因分析」小塩隆士・田近栄治・府川哲夫『日本の所得分配-格差拡大と政策の役割』東京大学出版会, p.111-137。
- Bailey, N. (2006). Does Work Pay?: Employment, Poverty and Exclusion from Relations.
- C. Pantazis, D. Gordon and R. Levitas (eds) *Poverty and Social Exclusion in Britain*. The Policy Press, pp.163-183.
- Bradshaw, J., Middleton, S., Davis, A., Oldfield, N., Smith, N., Cusworth, L. and Williams, J. (2008) *A Minimum Income Standard for Britain? What People Think*. York: Joseph Rowntree Foundation.
- DWP (Department for Work and Pensions). (2009). *Household Below Average Income: An analysis of the income distribution 1994/95-2007/08*. HBAI series.
- 藤澤三宝子 (2008) 「日本の低所得と生活保護制度－JGSSデータによる社会扶助受給決定要因分析を通して－」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『研究論文集 [7] JGSSで見た日本人の意識と行動』pp.271-283。
- 石井加代子・山田篤裕 (2007) 「貧困の動態分析－KHPに基づく3年間の動態およびその国際比較」樋口美雄・瀬古美喜『日本の家計行動のダイナミズム [Ⅲ] 経済格差変動の実態・要因・影響』慶應義塾大学出版会, pp.101-129。
- 岩田正美 (2004) 「デフレ不況下の『貧困の経験』」樋口美雄・大田清・家計経済研究所『女性たちの平成不況』日本経済新聞社, pp.203-233。
- (2005) 「政策と貧困」岩田正美・西澤晃彦編『貧困と社会的排除』ミネルヴァ書房, pp.15-41。
- (2006) 「パスに鍵はかかってしまったか?－現代日本の貧困と福祉政策の矛盾」『思想』岩波書店, pp.135-152。
- 苅谷剛彦 (2001) 『階層化日本と教育危機－不平等再生産から意欲格差社会』有信堂高文社。
- (2008) 『学力と階層 教育の綻びをどう修正するか』朝日新聞出版。
- 駒村康平 (2009) 『大貧困社会』角川SSC新書。
- 宮本太郎 (2009) 『生活保障－排除しない社会へ』岩波新書。
- 中川 清 (2004) 「貧困の性格変化と社会生活の困難さ－『社会生活に関する調査』の意義」『季刊社会保障研究』vol.39, No.4, pp.354-370。
- 西村幸満・卯月由佳 (2007) 「就業における社会的排除－就業二極化への示唆－」『季刊社会保障研究』Vol.41, No.1, pp.41-53。
- (2010) 「世帯収入による貧困の測定とその分布の特性分析」厚生労働科学研究報告書『低所得者の実態と社会保障のあり方に関する研究』pp.51-65。
- 大竹文雄 (2004) 『日本の不平等－格差社会の幻想と未来』日本経済新聞社。
- 小塩隆士 (2010) 『再分配の厚生分析』日本評論社。
- 佐藤俊樹 (2000) 『不平等社会日本－さよなら総中流』中央公論新社。
- 篠崎武久 (2008) 「所得の水準とばらつきの時系列的推移について－JGSSと政府統計の比較」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『研究論文集 [7] JGSSで見た日本人の意識と行動』pp.147-157。
- 橋本俊詔 (1998) 『日本の経済格差』岩波新書。
- ・浦川邦夫 (2006) 『日本の貧困研究』東京大学出版会。
- 和田有美子・木村光彦 (1998) 「戦後日本の貧困－低消費世帯の推計」『季刊社会保障研究』vol.34, No.1, pp.90-102。
- (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)

低所得者に対する社会保障のあり方 ——住宅と生活満足度——

上 枝 朱 美

I はじめに

人が生活するには、衣食住が必要であり、そのうちの住宅は、健康や家族のあり方などにも影響を与えている。人々は、年金や医療、介護などの社会保障には大きな関心を寄せているが、住宅の重要性についてはどの程度考えているのだろうか。

不況によって失業と同時に住居も失い、住居に困窮している人々が存在している。岡本(2009)は、就労を失った者が安定した住居を維持することが困難な理由として、低家賃住宅の減少、低収入、保証人の問題、就労の場と居所が適切な時間距離の関係にある低家賃住宅を見つけ出すことの困難さを挙げている¹⁾。

戦後日本では、多くの世帯が賃貸住宅から持家へ、小さな住宅から大きな住宅へ、マンションから一戸建てへと住まいの梯子を登ってきた[平山, 2009, p.7]。住まいの梯子を登ることが標準のライフコースとされてきたが、時代が変わり「持家社会」²⁾は動揺し始めたとしている。さらに平山(2009)では、未婚や離婚の増加、単身者世帯の増加など家族のあり方が変化し、労働市場の変容によって不安定かつ低賃金の雇用が増え、適切な住宅を確保できない世帯が増大したとしている。たとえ持家を取得できたとしても、住宅所有がセキュリティの完璧さを意味せず、住まいの所有それ自体がリスク(住宅ローン返済の困難、住宅資産の価値下落、住宅

建築の老朽など)に転化することがあるとして

いる。
それでは、なぜ住宅が政治の争点にならないのだろうか。早川・横田(1996)では、その理由として以下の3点を挙げている。まず、住宅は私的財産で、使用方法や処分について個人の自由という観念が強いこと、つぎに住宅投資は消費需要を喚起し、波及効果が大きい、道路ほどには利益があがらないこと、そして公共住宅建設により公共住宅居住者が増えても税収が少なく、社会保障費支出が増えるため自治体が積極的に取り組もうとしないこととしている。

これまで日本では持家重視の住宅政策が行われてきており、低所得者向けの住宅政策は、公営住宅や生活保護の住宅扶助などに限定されていた。近年住宅の数から質へと住宅政策は変化している。しかし、住宅の質とは広さ(居住水準)を中心に考えられている。

日本国憲法第25条では「すべて国民は、健康で文化的な最低限度の生活を営む権利を有する。2. 国は、すべての生活部面について、社会福祉、社会保障及び公衆衛生の向上及び増進に努めなければならない。」としている。政府が国民に保障する最低生活保障とは、収入だけではなく、様々なニーズが保障されることが必要であり、そこには住宅も含まれるだろう。しかし平成19年度の社会保障給付費のうち「住宅」は、金額は増加しているものの全体に占める割合は前年度と同じ0.4%であった。日本の社会保障給付費の「住宅」とは、生活保護費の住宅扶助のみで

ある³⁾。

これまで行われた社会保障と住宅に関する研究としては、社会保障研究所編（1990）や『海外社会保障研究』の特集などがある。武川（2005）は、『海外社会保障研究』での特集「住宅政策と社会保障」の趣旨の中で、「住宅はそれ自体として社会保障の一分野となるべきである。…しかし、それだけでなく住宅は社会保障の個別分野とも密接な関わりをもっている。…このように住宅が社会保障とかかわる領域は非常に多岐に及んでいる。」としている。

それでは住まいの最低生活保障とは何だろうか。ただ住む所があるだけでは、不十分であろう。どのような住宅の設備が必要で、どのような住宅の不具合を解消すべきだろうか。

本稿では、生活満足度に影響を与える要因として、住宅の設備や住宅の不具合など住宅の質を含めて分析を行う。ここで考えるのは住宅満足度ではなく、生活満足度に住宅のさまざまな要因が与える影響についてである。

人々は、働き方や家庭の状況に加えて、収入や流動性制約の下で居住する住宅の選択を行っている。持家が賃貸住宅か、住居の違いによってニーズに違いが見られるだろうか。もし違いが見られるのであれば、それに対応した住宅政策を考えることが必要であろう。生活満足度に対して住宅が与える影響の考察を通して、今後の社会保障のあり方について考えてみたい。

本稿の構成は、以下のとおりである。まず、低所得者向けの住宅政策と関連した先行研究やこれまで行われてきた幸福度研究について説明を行う。その後、『2008年社会生活調査』のデータを用いて生活満足度に関する分析を行い、推計結果から得られる政策インプリケーションについてまとめる。

II 低所得者向けの住宅政策

戦後、住宅の不足は420万戸とも言われ、多くの住宅が建設された。そこで大きな割合を占めたのは、持家であった。戦後の日本の公的住宅

政策は、住宅金融公庫、日本住宅公団、公営住宅の3つを柱としてきた（地方住宅供給公社を含めて4つとする場合もある）。この3つはそれぞれ対象とする世帯が異なる。まず住宅に困窮する低所得者層を対象として公営住宅法が制定された（1951年）。しかし直接供給には限界があり、住宅金融公庫（1950年）による固定・低利・長期の融資を通じて持家取得が促進された。また大都市圏における勤労者向け住宅の大量供給のために1955年に日本住宅公団（のちに住宅・都市整備公団を経て、都市基盤整備公団）が設立された。

その後1996年の公営住宅法改正によって公営住宅に応能応益家賃制度が導入された。また2004年に都市基盤整備公団は都市再生機構となり、賃貸住宅の新規建設は行わずに既存の住宅の管理・建替えを行うようになった。また住宅金融公庫は廃止されて住宅金融支援機構となり、民間住宅ローンの証券化支援を主な業務としている。

現在も持家取得を促進するために、税制面での優遇措置（住宅ローン減税など）が行われている。しかし賃貸住宅に居住する場合は、住宅ローン減税の恩恵は受けず、家賃を払い続けるが、住宅を所有することはできない。このことは、高齢期の貧困につながっている。泉原（2005）では、ハウジング・ヒストリーの手法を用いて高齢女性の住宅と貧困について分析を行っている。そして高齢期の住宅の貧困は、労働市場や社会保障における不利、したがって低所得と強く結びついているとしている。

菊地・金子（2005）では、住宅保有形態（tenure）に着目した福祉国家論の展開と福祉の理念の変化が住宅政策に及ぼす影響について検討し、社会保障における住宅政策の位置づけを行っている。イギリスでは住宅供給が社会政策の研究対象に含まれるが、日本では社会保障としての低所得者への住宅保障は、生活保護における住宅扶助と公営住宅（特に第二種）などの施策が行われるにとどまるとしている。

低所得者に対する住宅保障の一つである公営

住宅は希望者が多く、入居できない人々が存在する。森田・中村（2004）では、公営住宅の入居によって世帯の消費が変化し、大きな便益を得ていること、低所得世帯への所得再分配を住宅の直接供給で行うことは効率性を損なうとしている。また永井（2007）は、現在の公営住宅制度の問題点として、抽選倍率という方法による入居者の選別と入居後の家賃格差の2点を挙げている。そして、既存の公営住宅は原則高齢者や障害者世帯に限定し、低所得者には民営住宅への家賃補助に移行すべきとしている。

一方生活保護の住宅扶助は、家賃等の実費を原則として現金給付している⁴⁾。2003年度で被保護世帯の76.8%が住宅扶助を受給していた。また住宅の種類別（2002年度）では、持家が9.1%、公営住宅が21.6%、借家50%、借間5.5%、その他13.7%であった。

阿部（2010）は、2006年の住宅扶助人員の割合は総被保護者数の81.5%であり、1950年代以降保護費に占める住宅扶助費の割合は、2.2%から12.4%（2005年）に増えており、生活保護制度が「最低生活」のうちの一部を補う制度というよりもむしろ生活困窮者の生活の全てを「丸抱え」している制度であると述べている。

また西村（2010）は、居住住宅別の貧困について測定した結果、持家に住む世帯の貧困率が14%から18%であるのに対して、民間賃貸または公社・公団住宅に住む世帯の貧困率は18%から31%と高くなっているとしている。

日本の住宅政策は、これまで持家重視であった。低所得者に対して十分な住宅政策が行われてきたとは言えないだろう。持家に居住する者との公平性の観点からは、低所得者向けの住宅政策をさらに検討・導入が必要ではないだろうか。

Ⅲ 幸福度と生活満足度

新厚生経済学では、効用（utility）は序数的な概念であって、個人間比較可能性は考えない。しかし、幸福という観点から効用を測定すると

いう考えが出てきている〔フライ/スタッツァー、2005, pp.28-31〕。

フライ/スタッツァー（2005）では、幸福を「主観的な幸福」と「客観的な幸福」の二つの対極として表している。主観的幸福が、包括的な自己評価において、質問への回答によって満足度や幸福を測定しようとするのに対して、客観的幸福とは、脳波の測定を中心とする生理学的なアプローチにより幸福をとらえようとする。主観的幸福とは、「認知（cognition）」と「情動（affect）」という2つの基本的な側面からなるとし、情動とは、気分や感情を示す言葉で、生活の中で起きる出来事に対して人々が即座に下す評価を示し、認知は、主観的幸福のうち合理的・知的な側面であるとしている。そして、考慮すべき心理的な要素として適応（adaptation）、願望（aspiration）、社会的比較（social comparison）、能動的適応（coping）の4つを挙げており、幸福の決定要因を性格、社会・人口統計上の特性、経済、文脈・状況、制度の5つに区別している。

白石・白石（2006）では、先行研究から個人の幸福度は所得の増加と共に上昇するが、一定以上を超えると飽和点が観察され、その理由は、人々が相対所得を参照しているためであるとしている。また加齢と共に幸福度はU字状を描き、失業は幸福度を低下させるとしている。

日本でも幸福度に関する調査が行われている。1971年（予備調査）から始まった『国民生活選好度調査』の調査項目の中には、住宅が含まれていた。その後も調査は行われており、平成10年度の国民生活選好度調査では、住宅のゆとりと安心について尋ねている。住宅満足度と、住宅の広さ（床面積）、住宅の種類（持家・一戸建てか集合住宅）との関係では、床面積が50㎡未満の住宅に居住する場合、満足している割合が35.9%であるが、75㎡以上～100㎡未満の住宅に居住していると54.0%であった。また住宅の種類別では、満足している割合が、持家・一戸建てでは64.0%、持家・集合住宅では51.1%、持家以外の住宅に住んでいる人は35.8%であった。

同じ広さであっても持家・一戸建ての方が、満足度が高かった。住まいについて困っていること・悩んでいることは、3大都市圏では、「収納スペースが狭い」(35.9%)、「家が狭い」(29.1%)の割合が高く、その他の地域では「収納スペースが狭いこと」(31.1%)、「建物が老朽化していること」(29.0%)、「間取りや設備が悪いこと」(24.9%)などの割合が高くなっていた。

2010年4月に発表された「平成21年度国民生活選好度調査」⁹⁾によれば、現在の幸福度の平均値は6.5であった(10段階で評価)。男性よりも女性の方が幸福度が高く、年代別でみると30歳代の幸福感が最も高く、年齢が高まるにつれ幸福度は低下していた。幸福感に影響している要素としては、健康状況が69.7%と最も高く、次に家族関係(66.4%)、所得や消費といった家計状況(65.4%)であった。さらに国民全体、社会全体の幸福度を高めるために政府が目指すべき主な目標(5つまで回答)として「雇用や居住の安定の確保」を48.1%の人があげている。

幸福度や生活満足度に関して所得格差や自分の属性と類似した集団と比較した相対的所得格差との関連で研究が行われている。

Ferrer-i-Carbonell (2005) では、主観的幸福SWB (Subjective Well-Being) を

$$W = SWB(y, y_r, X)$$

と表している。ここで y は世帯所得、 y_r は自分と類似したグループの所得であり、 X は年齢や教育水準、こども数などの変数である。自分と類似した属性とは、出生年、居住地域や教育年数のことである。

住宅満足度についてもこれまで調査が行われている。「平成20年住生活総合調査」(国土交通省)⁶⁾によれば、現在居住している住宅について満足しているのは18.9%であり、「非常に不満」「多少不満」を合わせた割合は32.0%であった。住宅・住環境の中で最も重要と思うものは、「火災・地震・水害などに対する安全」が14.7%で、「日常の買い物、医療・福祉施設・文化施設などの利便」は8.3%、「住宅の広さや間取り」は7.1%である。人々は安全性を重要視していること

がわかる。住宅ローンを支払っている世帯は約1/3 (32.9%) で、返済額の平均は月額9.9万円であった。ローン返済額に対して「生活必需品を切りつめるほど苦しい」が11.4%、「ぜいたくはできないが、何とかやっていける」が60.8%、「ぜいたくを多少がまんしている」が19.6%、「影響ない」が8.1%となっている。一方借家に居住する世帯の家賃及び共益費の平均は、月額5.8万円であった。家賃に対する評価は、「生活必需品を切りつめるほど苦しい」が10.0%、「ぜいたくはできないが、何とかやっていける」が52.2%となっている。住宅ローンや家賃の支払いにより、生活必需品の購入にまで影響している世帯が存在していることがわかる。

生活満足度の研究で、住宅を含めた分析が行われたものとしては、臼井(1990)、橋木・浦川(2006)、浦川・松浦(2007a)、浦川・松浦(2007b)がある。

臼井(1990)では、社会保障研究所が昭和48年と昭和59年に実施した掛川調査を用いて住宅の所有関係と生活満足度の関連を見ている。満足世帯は、持家率が高く、また新增築率が高いとしている。逆に持家から民営借家に移動した場合は、満足度が低下しているとしている。また満足度が高いほど、住居の室数・畳数が多いとしている。そして満足度の高い生活とは、基礎的な欲求である生活基盤が確保されていることや健康と病弱になったときの介護が確保されていることなどとしている。収入が少なければ、持家に移りたくても狭い民営借家で我慢しなければいけないが、安定した収入があれば、広い持家や快適な設備が整備されることになるとしている。

橋木・浦川(2006)では、『2003年社会生活調査』のデータを用いて、質的な貧困が生活満足度に与える影響について順序プロビット分析を行っている。生活満足度を被説明変数とした場合に、住環境の貧困を表す「住宅設備の剥奪スコア」「住宅の不具合に関する剥奪のスコア」「住宅環境による不健康ダミー」の3つの変数がいずれも負に有意であるとしている。そして

「住宅ローンダミー」や「持家ダミー」は生活満足度に有意な影響を与えていなかったとしている。生活満足度にとって重要なのは「住宅ローンがあるか否か」や「持家であるか否か」ではなく、住宅の質や住環境であるとしている。

浦川・松浦（2007a）では、所得水準や階層意識の変化が生活満足度を決定するメカニズムを検証した結果、「親との比較仮説」や「将来期待仮説」が男女ともに支持が高かったとしている。生活満足度に対する順序プロビット分析において、持家ダミーは女性の場合のみ有意に正の影響を与えていたとしている。

浦川・松浦（2007b）では、パネル順序プロビットによる分析を行っている。その結果、有配偶者は、持家に居住することにより生活満足度が高くなるが、住宅ローンを支払うことによって生活満足度は低くなっていた。無配偶者の場合も持家に住むことにより生活満足度は高くなるが、住宅ローンを支払うことは生活満足度に影響していないことが明らかとなった。

IV 分析

1 仮説

生活満足度に現在居住している住宅がどのような影響を与えているのかについて次の4つの仮説について検証を行う。

仮説1 「持家に居住していると生活満足度が高い」

先行研究においては持家に居住することが生活満足度を高めるかどうかについて結果が異なっている。橋木・浦川（2006）では、持家に居住するかどうかは生活満足度に影響していなかったが、浦川・松浦（2007b）では影響しており、浦川・松浦（2007a）では、女性の場合のみ生活満足度に有意に正の影響を与えていた。

仮説2 「広い住宅に居住すると生活満足度が高まる」

平成10年度の国民生活選好度調査によれば、

持家か賃貸住宅かに関係なく、広い住宅に住むと生活満足度が高くなっていた。生活満足度の推計に住宅を含めている先行研究においても住宅の広さは変数に含めていない。分析で用いるデータには、住宅の広さ（㎡）はないが、部屋数や複数の寝室の有無については尋ねている。

仮説3 「良質な住環境は、生活満足度を高める」

橋木・浦川（2006）では、悪質な住環境は、生活満足度に大きなマイナスの影響をもたらしているとしている。本稿では、住環境のうち、どの部分が影響を与えているのかについて分析を行う。

仮説4 「家賃を滞納していると生活満足度が低くなる」

『2007年社会保障・人口問題基本調査（社会保障実態調査）』（国立社会保障・人口問題研究所）によれば、賃貸住宅費、住宅ローンを滞納した世帯がこれら支出のある該当世帯に対する割合は、賃貸住宅費6.1%、住宅ローン2.9%であった。賃貸住宅費の未払いについては、世帯別では単身世帯（男性）で高齢が9.7%、非高齢が9.1%、ひとり親世帯（三世代）12.5%、ひとり親世帯（二世代）が18.4%と高く、また10段階に分類した等価所得階級別では、階級1が14.1%、階級2が14.6%、階級3が12.9%となっており、収入が低いと滞納率が高いことがわかる。

そこで賃貸住宅に居住する場合、家賃を滞納していることが生活満足度に影響を与えているかどうかについて考える。

2 推計式

家計の生活満足度 W は、収入や金融資産などの経済状況 y 、個人属性 z 、住宅サービス h に依存すると仮定する。

$$W = W(y, z, h)$$

さらに住宅サービス h は、住宅の広さ h_w 、住宅の設備 h_s 、住宅の不具合 h_i からなるとする。そこで、

$$W = W(y, z, h(h_w, h_s, h_i))$$

推計は、順序プロビットにより以下の式で行う。Wは順序づけられた7通りの値をとる。

$$W_i^* = x_i' \beta + u_i \quad i=1,2,\dots,n$$

ここで x_i' は W_i に影響を与える説明変数、 u_i は誤差項である。

3 分析で用いるデータ

分析に用いるのは、『2008年社会生活調査』のデータである。調査は、2009年2月6日から15日の期間に無作為抽出された全国の1,320人に対して留置法により行われた。有効回答数は1,021人で、回答率は77.3%である。

まず持家世帯と賃貸住宅世帯の両方を含めた全世帯について推計を行う。そこで仮説1から仮説3までの検証を行う。

生活満足度に関しては、「大変満足」「満足」「どちらかといえば満足」「どちらでもない」「どちらかといえば不満」「不満」「大変不満」の7段階で尋ねている。設問とは逆に生活満足度を数字が高くなるほど高い満足度を表すようにした。

性別や年齢、経済的状況は生活満足度に影響を与えていると考えられる。そこでコントロール変数として、性別、年齢、年齢の二乗、18歳以下の子どもの有無、婚姻状態（有配偶）、収入、金融資産、親や親族からの財産相続・住宅購入時の資金援助などを含めた。

経済的状況については、月収（配偶者がいる場合はその金額も含む）⁷⁾を12倍し、収入とした。金融資産については、階級値で答えているため階級の中央値とし、2000万円以上の場合は、2000万円とした。

住宅に関する変数としては、持家か賃貸か、持家に居住する場合は住宅ローンの支払い中かどうか、公営住宅・公団住宅ダミー⁸⁾を含めた。調査では、住宅の広さについては聞いていないので、複数の寝室を代理変数とした。複数の寝室と部屋数との間には正の相関関係が考えられるため、部屋数は含めなかった（持家世帯の平均は4.7室、賃貸住宅の平均は2.6室である）。

住宅の質としては、住宅設備や住宅の不具合を変数に含めた。住宅に関する設問のうち「家

族専用のトイレ」「家族専用の炊事場（台所）」「家族専用の浴室」「寝室と食事室が別」の4項目は、2002年の『福祉に関する国民意識調査』⁹⁾で有効回答者の50%以上が「必要である」と答えた社会的必需項目である。さらに「家族専用で、炊事場とは別の洗面所がある」と「複数の寝室がある」の2つについても尋ねている。ここでの「ない」には、「欲しくない」と「経済的に持てない」の両方を含んでいる。

また住宅の不具合については、「となりの物音が聞こえる」「日当たりが悪い」「風通しが悪く、湿気が多い」「雨漏りしたり、すきま風が入ったりする」「収納スペースが少ない」の5項目について質問している。そこで、この住宅の不具合を変数に含めた。

調査では、住宅の立地については尋ねていない。そこで、公共の交通サービス（公営バス・電車など）を利用していない人のうち、場所や設備が使いにくいことを理由に挙げた場合を変数に含めた。このことは、住宅と最寄りの電車の駅やバス停との距離を表していると考えられる。

仮説2と関連する住宅の広さについては、「複数の寝室がある」「寝室と食事室が別」と「収納スペースが少ない」の3つが変数である。

記述統計量は、表1のとおりである。

橘木・浦川（2006）では推計に等価世帯資産、浦川・松浦（2007a）は、金融資産（対数値）を含めており、浦川・松浦（2007b）では金融資産は含めていない。そこで生活満足度の推計を行う前に、持家かどうかにかかわらず経済的状況が与える影響についてプロビット分析を行った。結果は、表2のとおりである。

年齢や収入とともに持家の確率は高まっている。また金融資産額は、持家に住むことに有意に正の影響を与えていた。そこで金融資産を変数に含めた場合と含めない場合の両方の推計を行う。

なお推計は、すべての変数が得られた人を対象とした。

さらに仮説4の検証を行うために賃貸住宅居住

表1 記述統計量

	持家世帯		賃貸住宅世帯	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
[被説明変数] 生活満足度	4.158824	1.244347	3.717949	1.416313
[説明変数] 性別（女性＝1）	0.5568627	0.497244	0.57265	0.495754
年齢	53.39608	13.81252	41.05128	13.61509
有配偶ダミー	0.8901961	0.312952	0.67094	0.470879
18歳以下の子どもがいる	0.3823529	0.486439	0.542735	0.499238
収入（万円）	480.8706	561.0189	365.5897	702.1127
金融資産（万円）	717.3039	662.2956	297.9701	453.6791
財産相続・資金援助ダミー	0.2901961	0.454298	0.123932	0.33021
住宅ローンダミー	0.4823529	0.500179	—	—
公団・公営住宅ダミー	—	—	0.106838	0.309569
家賃滞納ダミー	—	—	0.128205	0.335035
住宅設備				
家族専用のトイレ	0.9882353	0.107931	0.978633	0.144916
家族専用の炊事場	0.9882353	0.107931	0.974359	0.158401
家族専用の浴室	0.9843137	0.124381	0.957265	0.202693
炊事場とは別の洗面所	0.9666667	0.179682	0.816239	0.388119
寝室と食事室が別	0.9784314	0.145413	0.850427	0.357417
複数の寝室	0.8686275	0.338139	0.457265	0.499238
住宅の不具合				
物音がする	0.2509804	0.434003	0.474359	0.500413
日当たりが悪い	0.1333333	0.340268	0.239316	0.427581
風通しが悪い	0.0862745	0.281045	0.286325	0.453012
雨漏り・すきま風	0.1	0.300295	0.136752	0.344322
収納スペースが少ない	0.3352941	0.472557	0.564103	0.496937
公共交通機関の利用	0.027451	0.163554	0.025641	0.158401
都市規模ダミー				
18大都市	0.2529412	0.435124	0.333333	0.472415
その他の市	0.6313725	0.482906	0.598291	0.491295
町村	0.1156863	0.320162	0.068376	0.252931
標本数	510		234	

表2 持家かどうかによって経済状況が与える影響
(プロビット分析)

[被説明変数] 持家＝1 賃貸住宅＝0	dy/dx	標準誤差
年齢	0.0102103 ***	0.0102103
収入（万円）	0.0000556 *	0.0001647
金融資産（万円）	0.0001647 ***	0.0000556
財産相続・資金援助ダミー	0.1339798 ***	0.1339798
Log likelihood	-381.35359	
Pseudo R2	0.1768	
標本数	744	

者のみを対象とした生活満足度について推計を行う。推計は、過去1年間の支払いの滞納のうち、「家賃」の滞納を変数に含めた。

V 推計結果

生活満足度（全世帯）についての推計結果は、表3のとおりである。

金融資産を変数に含めるかどうかは、持家ダミーと住宅ローンダミーに影響していることが明らかとなった。仮説1については、金融資産を

表3 生活満足度に対する順序プロビット分析（全世帯）

[被説明変数] 生活満足度（7段階）	全世帯 金融資産を含む場合		全世帯 金融資産を含まない場合	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
[説明変数]				
性別（女性＝1）	0.0177462	0.0795522	-0.0069935	0.0791998
年齢	-0.0600674 ***	0.0184694	-0.0412024 **	0.0182485
年齢（二乗）	0.0004514 **	0.000175	0.0003215 *	0.0001736
有配偶ダミー	0.0864817	0.1154921	0.0778411	0.1151176
18歳以下の子ども	-0.0744827	0.104905	-0.0910689	0.104492
収入（万円）	0.0001333 **	0.000064	0.0001673 ***	0.000064
金融資産（万円）	0.0006141 ***	0.000074	—	—
持家ダミー	0.0736195	0.1283738	0.3014986 **	0.1250049
住宅ローンダミー	0.0172701	0.1066038	-0.2137702 **	0.1025728
財産相続・資金援助ダミー	0.0300189	0.0935223	0.1036788	0.0927536
公団・公営住宅ダミー	0.1292015	0.2247001	0.1052997	0.2239522
住宅設備				
家族専用のトイレ	0.1683624	0.6626386	0.1986582	0.6609148
家族専用の炊事場	0.1164096	0.6842573	-0.0128742	0.6823224
家族専用の浴室	-0.2469781	0.4665424	-0.100372	0.4648082
炊事場とは別の洗面所	-0.2477918	0.1774455	-0.1500623	0.1763883
寝室と食事室が別	0.0946918	0.1919663	0.1531206	0.1911456
複数の寝室	0.2375053 **	0.1094997	0.2043637 *	0.1090201
住宅の不具合				
物音がする	-0.1679327 *	0.0884784	-0.1911255 **	0.0881142
日当たりが悪い	-0.4513028 ***	0.1170273	-0.4235312 ***	0.1165265
風通しが悪い	0.0046293	0.1246564	-0.0506463	0.1240115
雨漏り・すきま風	-0.2530206 *	0.1319428	-0.2575428 *	0.1315325
収納スペースが少ない	-0.2988317 ***	0.086335	-0.3131048 ***	0.085989
公共交通機関の利用	-0.0612909	0.2390898	-0.0825892	0.2381819
都市規模ダミー				
18大都市	0.0839045	0.1423656	0.1337669	0.1417201
その他の市	-0.1699009	0.1308666	-0.1905133	0.1303902
町村	(基準)	(基準)	(基準)	(基準)
/cut1	-3.48283	0.5845628	-2.935612	0.5777629
/cut2	-2.883055	0.5793981	-2.359011	0.5731374
/cut3	-1.937798	0.5752512	-1.450301	0.5696746
/cut4	-1.283841	0.5743159	-0.8306928	0.5691788
/cut5	-0.0679063	0.5742101	0.3173717	0.5696799
/cut6	0.9194602	0.5817967	1.244307	0.5769625
対数尤度	-1132.6636		-1167.7753	
Prob > chi2	0		0	
Pseudo R2	0.0757		0.0471	
標本数	744		744	

注) ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意

含めた場合、持家に居住するかどうかは、生活満足度に影響していなかった。一方金融資産を変数に含めなかった場合、持家に居住することは、有意に生活満足度を高めていた。また住宅ローンの支払いによって生活満足度は低くなっ

ていた。持家で住宅ローンを支払い中であれば、金融資産額は少なくなるだろう。

仮説2は、住宅の広さについてであるが、変数に持家ダミーが入っていることから、住宅の所有をコントロールした上で、複数の寝室がある

ことは、有意に生活満足度を高めていた。逆に収納スペースの少なさは有意に生活満足度が低い結果となった。持家か賃貸住宅かに関わらず住宅が広いことは、生活満足度を高めるということがわかった。

仮説3の住宅の質については、住宅の不具合のうち、日当たりが悪いと生活満足度が低くなっていた。また「物音がする」ことや「雨漏り・すきま風」も生活満足度を低めていた。一方「複数の寝室」以外の住宅の設備は、生活満足度に影響を与えていなかった。また、風通しの悪さも影響を与えていなかった。

公共交通（電車、バス）の利用や居住する都市の規模も影響していなかった。公団や公営住宅に居住することも影響していなかった。

次に賃貸住宅の居住者の生活満足度についての推計結果は表4のとおりである。

ここで注目すべき点は、家賃滞納が生活満足度を有意にしかも大きく低くしていることである。低所得の賃貸住宅居住者にとって家賃支払いは大きな負担となっているのである。住宅の不具合については、日当たりが悪いと生活満足度を低くしていた。金融資産は賃貸住宅世帯にとっても生活満足度を高めていた。また公団・公営住宅に居住することは全世帯での推計と同様に生活満足度に影響していなかった。

Ⅵ まとめと今後の課題

分析の結果、明らかになったことは、まず複数の寝室や収納スペースの少なさといった住宅の広さが、生活満足度に影響を与えていることである。さらに住宅設備や住宅不具合については、日当たりが悪いことや物音がすることが生活満足度を低くしていた。

日本では、持家と賃貸住宅の間に居住面積や住宅の質の面で格差が存在している。賃貸住宅に居住する場合、居住者自らが住宅面積を広げることが困難である。低所得者に対する住宅政策として、今後公営住宅の直接供給を増やすことは困難であろう。優良な民間賃貸住宅の建設

表4 生活満足度に対する順序プロビット分析
(賃貸住宅世帯)

[被説明変数] 生活満足度（7段階）	賃貸住宅世帯	
	係数	標準誤差
[説明変数]		
性別（女性＝1）	-0.006123	0.148569
年齢	-0.082144 ***	0.031063
年齢（二乗）	0.0006431 **	0.000327
有配偶ダミー	0.2925683	0.189555
18歳以下の子ども	-0.197379	0.194781
収入（万円）	-0.000014	0.0001
金融資産（万円）	0.0009613 ***	0.000169
公団・公営住宅ダミー	0.2132634	0.230758
住宅設備		
家族専用のトイレ	-0.20859	1.18827
家族専用の炊事場	1.238309	1.209061
家族専用の浴室	-0.892289	0.571584
炊事場とは別の洗面所	-0.41973 *	0.217513
寝室と食事室が別	0.2080916	0.232116
複数の寝室	0.2440883	0.163018
住宅の不具合		
物音がする	-0.146972	0.150473
日当たりが悪い	-0.435404 **	0.18189
風通しが悪い	0.0330511	0.171912
雨漏り・すきま風	-0.155222	0.218156
収納スペースが少ない	-0.207627	0.150324
公共交通機関の利用	0.3369288	0.43956
家賃滞納ダミー	-1.109619 ***	0.227929
/cut1	-3.950134	0.8531
/cut2	-3.222108	0.843379
/cut3	-2.332377	0.834993
/cut4	-1.470376	0.83031
/cut5	-0.41097	0.830842
/cut6	0.3309001	0.840648
対数尤度	-354.7631	
Prob > chi2	0	
Pseudo R2	0.126	
標本数	234	

注) ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意

を促進することが望まれる。

本間（2004）では、持家と比較して賃貸住宅は最低居住水準未満足世帯が多く、自力では居住水準の改善を行うのが不可能な低所得者が多いことから、持家よりも賃貸住宅に関する政策をより重点的に進めることとしている。そして、基本的には公的賃貸住宅の建設・供給が望ましいが、その供給量に限度があるとすれば、家賃

補助、住宅手当などの補助制度を活用するしかないとしている。

また分析の結果、賃貸住宅に居住する場合、家賃の滞納が生活満足度を低くしていた。このことは、経済的に大変厳しい状況の世帯の存在を示している。

住田（2007）は、社会住宅供給と並行して民間賃貸住宅居住層に対する家賃補助の実施が重要であるとしている。家賃補助を実施する理由として、低所得が理由で、適当な広さで適当な家賃の共同住宅に居住することが困難である民間賃貸住宅居住層に対して、社会住宅居住者層との公平性を図ることを挙げている。

岡田（2006）によれば、アメリカでは、住宅政策として、セクション・エイト（Section 8）や低所得者用住宅税額控除（LIHTC：Low-Income Housing Tax Credit）が行われている。現在のセクション・エイトは家賃補助が中心であり、LIHTCは、内国歳入庁が所管する税制優遇措置である。LIHTCは、税額控除の権利を投資家に移転することができるため、一般の投資家からも広く資金を集めて低所得者向け住宅供給のインセンティブを高めるプログラムとして働くことが期待されているとしている。

良質な民間賃貸住宅の供給が増加しない理由の一つとして借地借家法の存在が挙げられる。鈴木（2009）では、借地借家法により家主が実質的に家賃補助を負担しており、そのことが良質な賃貸住宅の供給を阻害しているとしている。そして低所得者向けの居住支援の方法として、家賃補助政策、住宅扶助を生活保護制度から切り離して家賃補助政策に組み入れる、バウチャー制度の導入に加えて借地借家法の規制緩和をあげている。

独自の住宅政策を行っている自治体もあるが、今回の分析ではデータの制約により、住居がある自治体について特定できなかった。また年齢と世帯類型による詳細な分析も今後行いたい。

現在国や地方の財政状況は大変厳しい。その中で、住宅政策を促進するには、より効率的な方法を考えなければならない。国・都道府県・

市区町村や個人の費用負担のあり方について考えることも今後の課題としたい。

謝辞

本稿は、厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究「低所得者の実態と社会保障のあり方に関する研究」（主任研究者：阿部 彩）の助成を受けている。6月に行われた執筆者会議の討論者である鈴木 亘教授（学習院大学）および会議の参加者の皆様から非常に有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。なお残された誤りは筆者の責任である。

注

- 1) これに対して政府は、就労能力や就労意欲がある離職者で住宅を喪失あるいは喪失するおそれのある者を対象に「住宅手当」の給付を行っている。住宅手当の支給額は、賃貸住宅の家賃額であり、地域ごとの上限額（生活保護の住宅扶助特別基準に準拠した額）や収入に応じた調整がある。また、支給期間は原則6ヶ月で、一定の条件の下、最大9ヶ月受給が可能である。厚生労働省ホームページ参照（http://www.mhlw.go.jp/bunya/koyou/safety_net/63.html）。アクセス日：2010年6月1日。
- 2) 持家社会とは、人びとのマジョリティが住宅所有に価値があると判断して持家取得を目指す社会である〔平山，2009，p.7〕。
- 3) 社会保障制度審議会の社会保障制度研究試案要綱（昭和25年6月13日）には、第5編第4部に住宅があった。その第一は、「国民生活の安定を図るには社会保障制度によって経済保障の途を講ずるとともに居住の安定を図ることが不可欠の要件である」としていた。〔社会保障研究所編，1968，p.182〕。
- 4) 『第4回生活保護費及び児童扶養手当に関する関係者協議会』（2005年9月15日）「最低生活の保障に関する課題、生活保護制度を取り巻く他制度との関係、生活保護施行事務の指導監査について」（厚生労働省提出資料）参照（<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2005/09/s0915-7.html>）。アクセス日：2010年5月25日。
- 5) 内閣府ホームページ参照（<http://www5.cao.go.jp/seikatsu/senkoudo/senkoudo.html>）。アクセス日：2010年5月8日。
- 6) 平成15年までは住宅需要実態調査であった。「平成20年住生活総合調査」については、http://www.mlit.go.jp/report/press/house02_hh

_000033.html参照。アクセス日：2010年2月24日。

- 7) 調査では所得は、本人と配偶者のみにについて尋ねており、世帯全体の所得はわからない。また、ボーナスは含んでいない。
- 8) 公団・公社の賃貸住宅（一戸建て）は、ゼロであった。なお一戸建てか集合住宅かは、影響が見られなかったため変数に含めなかった。
- 9) 2003年2月に「公的扶助システムのあり方に関する理論的・実証的研究」（主任研究者：後藤玲子）の一環として行われた。調査対象は全国の20歳以上の男女2000人で、有効回答率は67.5%であった。

参考文献

- Easterlin, Richard A. (2001) "Income and Happiness: Towards a unified theory," *The Economic Journal*, Vol.111, pp.465-484.
- Ferrer-i-Carbonell, Ada (2005) "Income and well-being: an empirical analysis of the comparison income effect," *Journal of Public Economics*, 89, pp.997-1019.
- Frey, Bruno S. and Alois Stutzer (2002) "What Can Economists Learn from Happiness Research?," *Journal of Economic Literature*, Vol.XL, pp.402-435.
- 阿部 彩 (2010)「公的扶助と最低生活保障」宮島洋・西村周三・京極高宣編『社会保障と経済2 財政と所得保障』東京大学出版会, pp.195-219.
- 泉原美佐 (2005)「住宅からみた高齢女性の貧困—「持ち家」中心の福祉社会と女性のハウジング・ヒストリー—」岩田正美・西澤晃彦編著『貧困と社会的排除—福祉社会を蝕むもの—』ミネルヴァ書房, pp.95-117.
- 臼井和恵 (1990)「高齢者世帯の生活満足度—満足度の高い生活とは—」社会保障研究所編『高齢社会への生活変容』出光書店, pp.200-218.
- 浦川邦夫・松浦 司 (2007a)「格差と階層変動が生活満足度に与える影響」『生活経済学研究』Vol.26, pp.13-30.
- ・——— (2007b)「相対的格差が生活満足度に与える影響—「消費生活に関するパネル調査」による分析」『季刊家計経済研究』No. 73, pp.61-70.
- 岡田徹太郎 (2006)「アメリカ住宅政策と低所得層への住宅保障」渋谷博史・C. ウェザーズ編『アメリカの貧困と福祉』日本経済評論社, pp. 193-227.
- 岡本祥浩 (2009)「不安定雇用と居住問題の構造」日本住宅会議編『格差社会の居住貧困—住宅白書2009-2010』ドメス出版, pp.53-56.
- 菊地英明・金子能宏 (2005)「社会保障における住宅政策の位置づけ—福祉国家論からのアプローチ—」『海外社会保障研究』No.152, pp.3-17.
- 北村行伸 (2009)『ミクロ計量経済学入門』日本評論社。
- 経済企画庁国民生活局編 (1999)『平成10年度 国民生活選好度調査』大蔵省印刷局。
- 国民選好度調査委員会編 (1972)『日本人の満足度—国民選好度予備調査』至誠堂。
- 社会保障研究所編 (1968)『戦後の社会保障 資料』至誠堂。
- 社会保障研究所編 (1990)『住宅政策と社会保障』東京大学出版会。
- 白石 賢・白石小百合 (2006)「幸福度研究の現状と課題—少子化との関連において」『ESRI Discussion Paper Series No.165』。
- 住田昌二 (2007)『21世紀のハウジング—居住政策—の構図』ドメス出版。
- 鈴木 亘 (2009)「民間借家への居住支援」日本住宅会議編『格差社会の居住貧困—住宅白書2009-2010』ドメス出版, pp.231-234.
- 武川正吾 (2005)「特集の趣旨 社会保障と住宅」『海外社会保障研究』No.152, p.2。
- 橋木俊詔・浦川邦夫 (2006)『日本の貧困研究』東京大学出版会。
- 永井攻治 (2007)「公営住宅の家賃政策—都営住宅を中心として—」『生活経済学研究』第25巻, pp.117-126。
- 西村幸満 (2010)「世帯収入による貧困測定の試み—1999-2005年の貧困率と世帯主の特徴との関連について—」『季刊社会保障研究』Vol.46, No.2, pp.127-138。
- 早川和男・横田 清 (1996)「序論」早川和男・横田 清編『講座現代居住4 居住と法・政治・経済』東京大学出版会, pp.1-14。
- 平山洋介 (2009)『住宅政策のどこが問題か—持家社会—の次を展望する』光文社。
- ブルーノ・S・フライ/アロイス・スタッツァー著 佐和隆光監訳 沢崎冬日訳 (2005)『幸福の政治経済学—人々の幸せを促進するものは何か』ダイヤモンド社。
- 本間義人 (2004)『戦後住宅政策の検証』信山社。
- (2006)『どこへ行く住宅政策：進む市場化、なくなる居住のセーフティネット』東信堂。
- 蓑谷千鳳彦 (2007)『計量経済学大全』東洋経済新報社。
- 森田 学・中村良平 (2004)「公営住宅における居住者便益と消費の非効率性」『日本経済研究』No.50, pp.19-37。

(うえだ あけみ 東京国際大学准教授)

介護保険事業所（施設系）における介護職員の ストレス軽減と雇用管理

堀 田 聰 子

I 問題

2000年の介護保険制度導入以降、介護保険サービスの受給者数は年々増加している¹⁾。これに伴い、担い手となる介護職の数は2000年に約55万人、2007年には約124万人にのぼり²⁾、2025年にはその2倍以上となる約250～255万人が必要ともいわれている（社会保障国民会議サービス保障分科会、2008）。

ここで、介護労働市場の現状をみると、介護関係職種における有効求人倍率は2004年度以降2008年度まで上昇を続けており、職業計の有効求人倍率を大きく上回っている³⁾。他方、介護職の1年間の離職率をみると、産業計（常用労働者）では16.4%であるのに対し⁴⁾、訪問介護員（正社員＋非正社員）では12.9%とこれを下回るが、訪問介護以外の介護職員（正社員＋非正社員）では19.3%と高い水準にある（介護労働安定センター、2010）。

こうした背景のもと、良質なサービスの安定的な提供に向けて、今後さらに拡大が見込まれる介護職に対する需要を着実に満たしていくことが喫緊の課題となり、「社会福祉事業に従事する者の確保を図るための措置に関する基本的な指針」の見直し（2007年8月）などを契機として、事業者の雇用管理改善、従事者の能力開発、福祉・介護人材の参入促進などの取組みの総合的な推進がはかられている⁵⁾。さらに、2009年度介護報酬改定においては、「介護従事者の人材確保・

処遇改善」を柱の1つとして、制度発足後初めてのプラス改定となり⁶⁾、介護報酬改定直後には、「経済危機対策」の一環として介護職員処遇改善交付金などをつうじた処遇改善が発表されるなど、とりわけ賃金を中心とした介護職の労働環境の改善に向けた政策的対応が重ねられている。

しかし、現在のところ、これらの政策的対応による人材確保に向けた効果は十分には明らかにされておらず、いま介護の仕事に就いている者の定着を促す職場づくりをいかに進めるかについて考察する意義は依然として高い。ヒューマンサービス従事者の離職は、実際の離職行動に至らずともその意向を抱くだけで利用者の生活の質にも影響を及ぼすとされており（Hockwater, et al., 1993; Bradley and Sutherland, 1995）、定着促進のための方策を分析することは、将来に向けたより実効性ある政策立案に資するだけでなく、サービスの質の維持向上のためにも重要なものとなろう。従業員の定着率は、組織の生産性や業績に影響を及ぼすことが明らかにされており（Brown and Medoff, 1978）、このことは、事業者の経営の安定をはかるうえでも重要性が高い。

そこで本研究は、離職率が高い水準にある「介護保険事業を実施する施設系事業所で働く介護職員」を分析対象としてとりあげ、介護職員が意欲を持って働き続けられる職場の実現に向けて有効な雇用管理上の対応を明らかにすることを目的とする。

雇用管理面から分析をおこなう理由は、介護

職の離職率の分布にある。分析対象となる介護職員の1年間の離職率が21.9%と比較的高い水準にあることは、既に述べたとおりである。介護職員の離職率について、離職率階級別に事業所の割合をみると、「10%未満」が31.2%、「10%以上20%未満」が18.6%、「20%以上30%未満」が17.1%、「30%以上」が30.2%となる。介護職員の離職率は二極化している。同じ介護保険制度のもとで事業を展開していても、すなわち大きな外的環境が同じであっても介護職員が定着している事業所と定着率が低い事業所が併存しているものであり、この違いは事業者のマネジメントや雇用管理に規定されるところが大きいと考えられる⁷⁾。

では、離職は何によって引き起こされるのか。これまで、介護職の実際の離職行動に関する研究は、ほとんど行われていない。そうしたなか、花岡（2009）は、他職種と比較した介護職の相対賃金が介護職の離職に与える影響を実証的に分析し、介護職の相対賃金が高いほど離職率にマイナスの影響を与えていること、その影響は地域的な違いや勤続年数による違いがあることなどを明らかにしている。ただし、看護師の離職行動に関する実証研究（Ahlburg and Mahoney, 1996; Shumacher, 1997; Shields, 2004）と同様、賃金に焦点が当てられており、介護の労働特性や職場特性、雇用管理などに対する言及は限定的である。

介護や看護といったヒューマンサービス従事者の離職にまつわる研究の多くは、データの制約などから、実際の離職行動ではなく、離職意向に着目してきた。離職意向の要因として想定されている変数は、個人要因（年齢、性別、教育歴、在職期間など）、心理的要因（抑うつ、バーンアウト、職務満足など）、仕事関連要因（役割ストレス、組織への忠誠など）、経済的要因（平均所得、地域の経済状態など）など多岐にわたる（Teresa, et al, 1998）。初期の研究は個人要因や心理的要因の検討にとどまっていたが、Kahnらが組織や集団の特質から生じる役割ストレスが個人の行動に及ぼす影響の解明を試みて

から（Kahn, et al, 1964）、仕事や職場にかかわる情緒的緊張やストレスと離職意向に関する実証研究が蓄積され、こうしたストレスと離職意向に正の関連性があることが確認されている（Kemery, et al, 1987; Peiro, et al, 1994）。

そもそも、高齢者介護はストレスフルな仕事であり（Heine, 1986）、施設で働く介護職員を対象とした研究においても、介護職員が過大なストレスを感じているとの指摘が多い（Hare and Pratt, 1988; Cohen, 1989; 東京都立労働研究所, 2000）。さまざまな生活上の障害を抱えた対象者の特性と、その対象者のペースに合わせた介護の要請（越河, 1995）が介護職員の精神的ストレスのもとになっていること（音山・矢富, 1997）は容易に想像できる。また、移乗や入浴時の抱きかかえなど重量負荷の大きい作業を含むだけでなく、深夜勤務を伴う仕事であることも、身体的ストレスを高めるものである（矢富ら, 1991）。

さらに、医療、福祉、教育などヒューマンサービス従事者のなかで、こうした過大なストレスによって、極度の身体疲労と感情の枯渇を示す症候群である「バーンアウト⁸⁾」が多く引き起こされ（田尾, 1989; 久保・田尾, 1991; 久保・田尾, 1994）、バーンアウトが離職を招くことが明らかにされている（Hastings, et al, 2004; Åström, et al, 1991）。

以上を踏まえ、ここでは介護職員の定着促進に向けた雇用管理上の対応について、ストレスの軽減、すなわち離職につながるとされる要因の軽減のために有効な施策という観点から検討するものとする。

介護職員のストレスの緩衝効果を持つ組織的特性に関する研究として、まず1990年代の矢富らによる一連の研究をあげることができる。ここで検討された組織的特性は、利用者本位の介護方針がとられているか（矢富ら, 1992; 音山・矢富, 1997）、相談や指導を受けられる体制になっているか（矢富ら, 1992）、教育や訓練の機会が十分か（矢富ら, 1992）、意見を言える機会は十分か（矢富ら, 1992; 矢富, 1996）、仕事の内容

やスケジュールにおける介護職の自由裁量の程度(矢富, 1996), 施設長または中心的管理職者のリーダーシップ(宇良ら, 1995)といった点である。とりわけ矢富ら(1992)は, 特別養護老人ホームにおける組織的特性について職場の処遇方針, 指導体制, 教育機会, 決定参加という4つの側面から検討し, そのすべてが有意なストレス緩衝効果を持っていることを明らかにした貴重な研究である。しかし, 介護保険導入に伴いサービス提供体制が大きく変わっており, 現在の状況を説明するには, 限界があるだろう。

そこで, 2000年以降の研究をみると, 介護老人福祉施設, 介護老人保健施設, 認知症対応型共同生活介護の介護職員のストレス関連要因について, サービス形態別に分析した畦地ら(2006)は, 組織的特性としては上司との話し合い, 同僚との話し合いの頻度, 介護方針の認知状況を取りあげ, 介護理念や方針の明確化と浸透がストレス軽減につながることを指摘している。また, 堀田(2009)は, 15項目の雇用管理の取組みを取りあげ, 介護老人福祉施設および認知症対応型共同生活介護で働く介護職員のストレス度は, 職員が十分に行っていると評価している雇用管理の取組みの数が多いと低いことなどを確認した。ただし, 前者は, 雇用管理の取組みを中心にストレス軽減施策を検討するには, 組織的特性に関しては扱っている変数が狭く, 後者は, 雇用管理の取組みについて広く網羅しているものの, 取り組んでいる項目数を積み上げて傾向をみているため, 具体的にどのような施策が有効かわからないといった限界がある。

そのため, 本研究では, 雇用管理上の工夫によって, 介護職員の離職を引き起こしうるストレスを軽減する職場づくりが実現できるとの立場から, まず施設系事業所において介護職員が実際に職場におけるどのような事柄にストレスを感じているのかを明らかにする。次にストレスと勤続意向の関係を確認する。そのうえで, 雇用管理施策がストレス度に与える影響を分析する。最後に, これらをもとにストレスを和ら

げうる雇用管理施策について考察を加える。

II 方法

1 使用データ

使用するデータは, 財団法人介護労働安定センターの2007年度介護施設雇用管理実態調査のうち「介護施設における介護労働者の就業意識調査—介護労働者調査票—(以下, 「施設労働者調査」)」の個票データである⁹⁾。下記のように, 介護保険事業を行う事業者すべてが掲載された名簿から全国規模で無作為抽出された代表性の高い大規模調査データであり, 職場や仕事について感じていることやストレスの強さに加え, 回答者の働き方とキャリア, 勤務先事業所の概要, 雇用管理の状況, 管理職の確保および研修・育成の状況などについて豊富な情報を有するという特徴がある。

介護施設雇用管理実態調査は, 施設事業所調査と施設労働者調査からなる。施設労働者調査は, 独立行政法人福祉医療機構のWAMNET「介護保険事業者名簿(2007年10月1日現在)」に掲載された介護保険指定介護サービス事業を行う施設系事業所¹⁰⁾から無作為抽出された4,818事業所(施設事業所調査の対象)のうち, さらに無作為に抽出された1/2の事業所に対し, 介護職員4人を上限として配布を依頼したものである。4人の選定については, 主任・リーダーを含めた現場のまとめ役(管理職)を1人, 残り3人については, 派遣労働者を活用している場合は正規職員2人, 派遣労働者1人, 活用していない場合は正規職員2人, 非正規職員1人とするよう依頼した。配布対象となった介護職員は9,636人であり, 2,729人(回収率28.4%)から回答を得た。調査実施時期は2007年11月~12月である。

回答者の性別は女性が75.1%, 年齢は平均38.7歳, 保有資格(複数回答)は介護福祉士55.2%, ホームヘルパー2級43.7%など, 雇用形態は正規職員78.1%であり, 勤務先事業所の介護保険事業の種類は, 介護老人福祉施設33.6%, 介護老人保健施設18.7%, 認知症対応型共同生活介護

10.8%などである。

2 分析に用いる主な変数

本研究の分析に用いる主な変数の記述統計量は表1のとおりである。

(1) ストレッサーとストレス度

特別養護老人ホームで働く介護職員のストレッサーを評価する尺度を作成し、その妥当性と信頼性を検討した矢富ら（1991）は、45項目からなるストレッサー評価尺度を作成し、主要なストレッサーの因子として、上司とのコンフリクト、同僚とのコンフリクト、利用者とのコンフリクト、介護の仕事の負荷、事務的仕事の負荷という5つの因子を得た。この尺度は1990年代の矢富らの一連の研究において使用されたのち、小野寺ら（2007）によって尺度構造の再検討が行われ、対人関係上のコンフリクトという側面においては介護保険導入前後で大きな変化がないこと、仕事の負荷については、介護の仕事の

負荷と事務的仕事の負荷を含んで1因子を形成する結果になったことが報告されている。

このほかの高齢者介護施設における介護職員のストレッサーとストレス反応にかかわる研究では、ストレス反応との相関が高いストレッサー因子として、従事業務の質と量、利用者などとの関係、家庭と仕事の両立の難しさ（雇用開発センター、2002）が、またバーンアウトと相関があるマイナスの労働・職場特性として、ケア提供の困難さ、仕事の量、労働条件、職場の組織・人間関係といった点が指摘された（東京都立労働研究所、2000）。

堀田（2009）は、以上の先行研究を踏まえ、ストレッサーを労働条件、従事業務の量と質、利用者との関係、勤務先や上司との関係、同僚との関係、仕事以外の生活の観点から30項目に整理している。すべての項目で少なくとも4割強の介護職員から「あてはまる」という回答が得られ、「あてはまる」と回答した者のうち、少なくとも3割強がストレスと「強く感じる」もしくは

表1 記述統計量

	回答者数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ストレス度	2617	23.33	13.53	0	68
勤続意向	2660	4.52	1.57	1	6
男性	2705	0.24	0.43	0	1
年齢	2604	38.72	11.43	18	70
配偶者同居	2674	0.53	0.50	0	1
現勤務先での勤続月数	2524	65.46	55.61	1	404
ヘルパー2級のみ	2689	0.22	0.42	0	1
非正規職員	2636	0.19	0.39	0	1
主任・（サブ）リーダーなど 管理職	2598	0.31	0.46	0	1
	2598	0.15	0.35	0	1
通常1ヵ月の実労働時間	2194	167.40	45.36	3	400
通常1ヵ月の夜勤日数	2513	2.80	2.53	0	12
短期入所型	2659	0.08	0.27	0	1
通所型	2659	0.11	0.32	0	1
居住等型	2659	0.23	0.42	0	1
組織整備・コンプライアンス 能力評価反映型処遇 個人相談・指導	2729	-0.00	0.90	-1.14	2.41
	2729	0.00	0.90	-0.67	2.98
	2729	-0.00	0.89	-0.83	2.41

出所）施設労働者調査を用いて筆者作成。以下すべての図表同様。

は「少し感じる」としており、ここで設定された項目は、ある程度の割合で介護職員にあてはまり、ストレスと認知されるという意味において妥当性があると判断できる。

では、本研究ではストレスをどのように評価するか。ストレスという言葉はさまざまな立場から多様に定義されているが、ここではストレスを不快な情動体験とする定義(Lazarus, et al, 1952)を採用する。Lazarus (1966) は、ストレスは環境刺激に対する認知的評価によって引き起こされるとする。すなわち、ある環境刺激が個人の資源に照らして負担である、結果として個人にとって有害であると認知されたときにストレスが生じるとされる。

こうした概念的定義にしたがった矢富ら(1991)のストレッサー評価尺度は、各項目について最近1ヵ月間に体験された頻度(4段階)とそれに対してどの程度心身の負担やつらさを感じたかという苦痛程度(3段階)について2種類の評価を求めるよう構成されているが、その後の一連の研究においても、ストレッサー尺度の因子分析においては頻度のデータのみが用いられていること、小野寺ら(2007)は、感じた度合い(3段階)についてのみ評価を求めていること、最近では2件法(あてはまる、あてはまらない)によりストレッサー項目への回答を求めている研究もあること(久保, 2008)から、本研究では、ストレッサー項目が「職場や仕事についてあなたが感じていることとしてあてはまるかどうか」を2件法(あてはまる、あてはまらない)で尋ね、「あてはまる」との回答が得られた項目を介護職員の職場・仕事のストレッサーとみなす¹¹⁾。

また、ストレス反応については情動的ストレス反応尺度および蓄積的疲労徴候調査(音山・矢富, 1997)、バーンアウトなど多様な尺度により把握されてきているが、ここでは職員が主観的に感じているストレスをストレス反応ととらえた畦地ら(2006)を参照し、「あてはまる」と回答した者に対して、各項目にかかわるストレスの程度を、3段階(強く感じる、少し感じる、

感じない)で確認することにより、ストレス反応を把握するものとした。

ストレッサー項目については、堀田(2009)における項目を踏襲し、一部追加して、「労働条件」として8項目、「従事業務の量と質」として7項目、「利用者との関係」として9項目、「勤務先や上司との関係」として4項目、「同僚との関係」として4項目、「仕事以外の生活」として2項目の合計34項目を設定した。

34項目のすべてに回答した者について、各項目がストレッサーとなっており、ストレスを「強く感じる」に2点、「少し感じる」に1点、「感じない」すなわち職場や仕事の特性としてあてはまるもののストレス反応は引き起こされていない場合、および当該項目がストレッサーとして「あてはまらない」(よってストレス反応は引き起こされない)場合に0点を与え、すべての項目についての得点を合計することによって、「ストレス度」を指標化した。34項目で構成されたストレス度のクロンバックの α 信頼性係数は0.92と、高い値を示した。

(2) 勤続意向

勤続意向については、「今の勤務先でこの先どれくらい働きたいと思いますか」という質問に対する回答(半年程度, 1~2年程度, 3~5年程度, 6~10年程度, 続けられる限り, わからない)を用いた。

(3) 雇用管理施策

前述の介護職員のストレスの緩衝効果を持つ組織的特性および雇用管理に関する先行研究を踏まえ、16項目をあげ、十分に行われていると思う取組みを複数回答で選んでもらった(表2)。十分に行われているという介護職員が過半数にのぼった雇用管理の取組みは、「定期的な健康診断の実施(80.8%)」と「勤務時間帯(シフト)を決める際、職員の要望を聞く機会の設定(57.4%)」の2つのみであった。このほか「事故やトラブルへの対応体制(43.8%)」、「介護能力の向上に向けた研修(43.5%)」、「採用時におけ

る賃金・勤務時間についての説明（38.9%）」については40%程度となったが、残りの項目は20%台未満にとどまった。

雇用管理の取組みにかかわる16項目に対して潜在的に共有される部分を抽出し、縮約することを目的として、探索的因子分析をおこなった¹²⁾。因子の抽出には主因子法を用い、因子間の相関を想定してプロマックス回転を採用した。固有値1以上を基準としたところ、3つの因子が抽出された（表2）。

因子負荷量が0.40以上のものに着目して、各因子の構成要素をみると、第1因子は、経営理念やケア方針についての説明、モラル向上や能力向上に向けた研修といった組織としてのケアの提供に向けて必要な情報共有、事故やトラブルへの対応体制、制度や法令の改正情報の周知、健康診断の実施といったコンプライアンスに関することがらを表わしていると考えられ、「組織整備・コンプライアンス」とする。第2因子は、介護の能力を適切に評価し、教育・指導や給与

などに反映するといった、仕事ぶりの評価に基づく処遇を表わしていると考えられ、「能力評価反映型処遇」とする。第3因子は、上司や先輩に仕事上の相談ができる機会、実務のなかで上司や先輩から指導を受ける機会の設定といった、上司や先輩との個別の係わりにおける相談や指導を表わしており「個別相談・指導」とする。尺度の信頼性を示すクロンバックの α 係数はそれぞれ0.77, 0.68, 0.69であった。

（4）コントロール変数

介護労働安定センター（2008）は、施設労働者調査で設定された34のストレス項目のあてはまりやストレス反応について、性、年齢階級、勤続年数階級、雇用形態、職位、事業所の事業類型別にクロス集計を行い、項目ごとにこうした属性別に特徴がみられることを明らかにしている。また、ヒューマンサービス従事者のストレスとストレス反応との関連を検討した先行研究は、従事者の基本属性、就業特性、

表2 雇用管理施策に関する因子分析

	「十分に行われている」 %	第1因子 組織整備 コンプライアンス	第2因子 能力評価 反映型処遇	第3因子 個別相談 指導	共通性
能力向上に向けた研修	43.5	0.612	0.046	-0.028	0.391
事故やトラブルへの対応体制	43.8	0.576	-0.028	0.073	0.372
モラル向上に向けた研修	25.7	0.532	0.099	-0.037	0.335
経営理念やケア方針についての説明機会の設定	20.3	0.437	0.175	0.038	0.360
介護保険制度や関係法令の改正情報の周知	18.4	0.431	0.128	0.025	0.298
定期的な健康診断の実施	80.8	0.413	-0.117	-0.040	0.102
採用時の賃金・勤務時間についての説明	38.9	0.368	0.000	0.172	0.254
職場全体の課題を共有できる機会の設定	28.1	0.303	0.056	0.289	0.345
勤務時間帯の要望を聞く機会の設定	57.4	0.299	-0.121	0.276	0.202
能力を評価し、教育・指導に反映する仕組み	14.6	-0.148	0.897	-0.010	0.633
能力を評価し、給与などに反映する仕組み	14.9	0.036	0.555	-0.028	0.316
能力向上を意図した仕事の割り当て	13.9	-0.024	0.398	0.250	0.327
介護事故や腰痛の予防教育・福祉機器の整備	12.8	0.289	0.327	-0.082	0.260
上司や先輩に仕事上の相談ができる機会の設定	23.8	-0.100	-0.056	0.850	0.564
実務の中で、上司や先輩から指導を受ける機会の設定	22.7	0.046	0.054	0.579	0.420
働き方等について上司と相談する機会の設定	20.4	0.069	0.189	0.399	0.354
固有値		3.947	3.539	3.570	

注) 1) 主因子法、プロマックス回転による。因子負荷0.40以上を太字とした。

2) 「十分に行われている」%として、それぞれの取組みについて勤務先の施設において十分に行われていると回答した者の割合を示した。

勤務先事業所属性といった多様な要因が、ストレスを感じる度合いやストレス反応に影響を及ぼすことを指摘している。

そこで、基本属性としては、介護労働安定センター（2008）によって個々の項目についての関連が示されている性（椎谷ら，1990；畦地ら，2006；小野寺ら，2007；堀田，2009），年齢（椎谷ら，1990；矢富ら，1992；久保・田尾，1994；畦地ら，2006；小野寺ら，2007；堀田，2009）に加え、配偶者の存在やその理解がストレスに対してマイナスの影響を持つとの分析があることから（椎谷ら，1991；久保・田尾，1994），配偶関係をとりあげる。配偶関係については、直接婚姻状況を尋ねる質問がないため、同居家族（複数回答）のなかで、配偶者を選択した者を1、それ以外を0とするダミー変数を作成した。

就業特性については、介護労働安定センター（2008）が取り扱った勤続年数（Bartz and Joseph, 1986；東京都立労働研究所，2000；椎谷ら，1990；久保・田尾，1994；小野寺ら，2007），雇用形態（松山ら，1999；小野寺ら，2007；久保，2008），職位（椎谷ら，1990；矢富ら，1992；久保・田尾，1994；松山ら，1999；堀田，2009）に加え、介護福祉士であること（久保，2008；堀田，2009），労働時間が長いことや夜勤の回数が多いこと（椎谷ら，1991；東京都立労働研究所，2000；堀田，2009）がストレスに対してプラスの影響を持つとの報告があることから、保有資格、通常1ヵ月の実労働時間、夜勤日数をとりあげる。雇用形態¹³⁾については非正規職員（常勤・非常勤を問わず）を1とするダミー変数を、職位については管理職¹⁴⁾、主任・（サブ）リーダーなど職場のまとめ役のそれぞれについて、それ以外の者をリファレンス・グループとするダミー変数を、保有資格については複数回答で尋ねた質問をもとに、ヘルパー2級のための保有者を1、それ以外（すなわちヘルパー2級以外にヘルパー1級、介護福祉士、介護支援専門員などほかの資格を保有している者）を0とするダミー変数を作成した。

事業所属性については、事業類型（松井，

2004；畦地ら，2006；堀田，2009）をとりあげる。回答者の勤務先の介護保険事業を尋ねた質問をもとに、入所型，短期入所型，通所型，居住等型の4つの事業類型¹⁵⁾を設定し，短期入所型，通所型，居住等型のそれぞれについて，入所型をリファレンス・グループとするダミー変数を作成した。

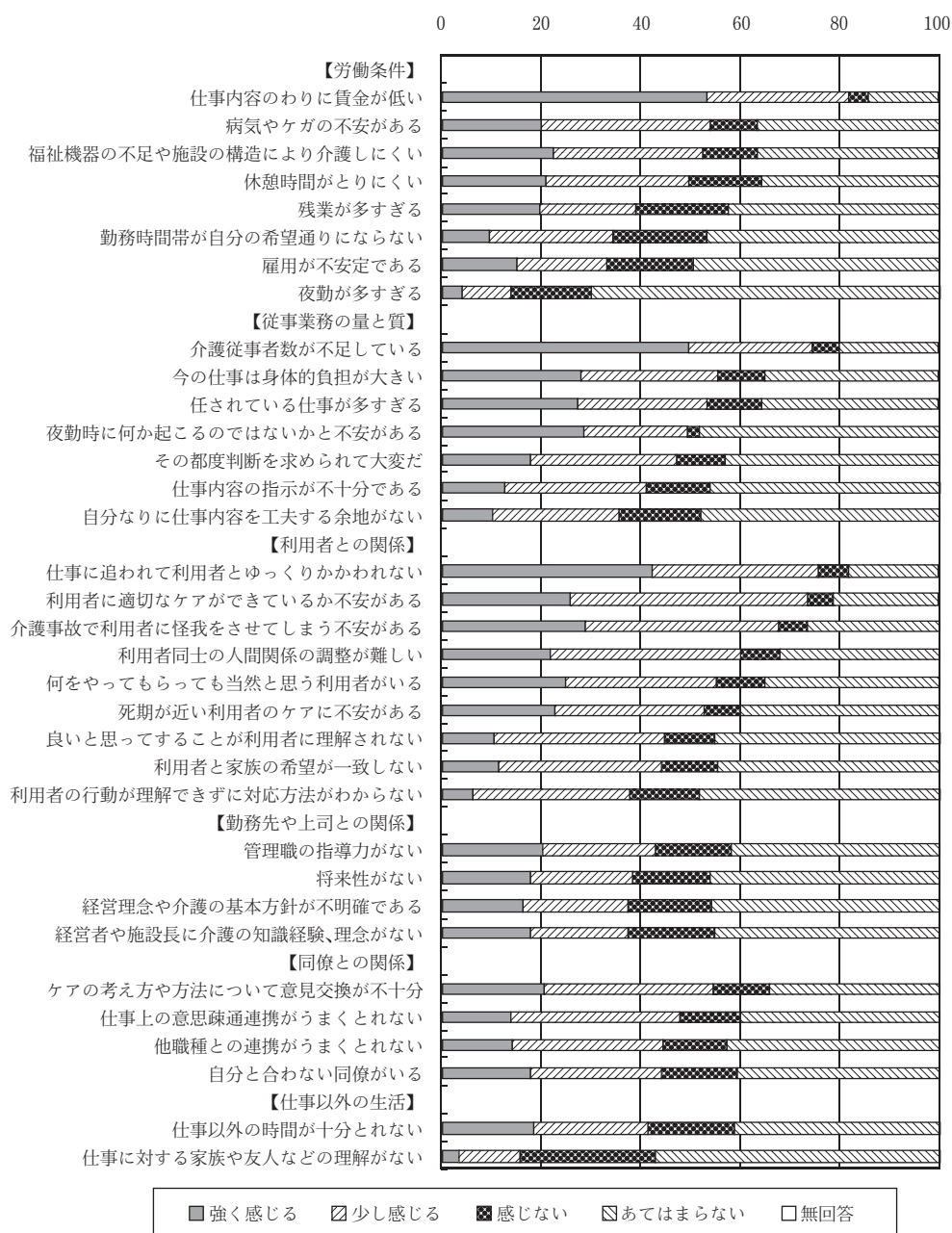
Ⅲ 結果

1 介護職員の職場・仕事のストレスとストレス反応

ストレスとストレス反応にかかわる結果を図1に示す。

介護職員のストレス項目として設定した全項目について、少なくとも3割の介護職から「あてはまる」という回答があった。特に多くの介護職員が職場・仕事のストレスとして指摘したのは、「仕事内容のわりに賃金が低い（86.0%）」、「仕事に追われて利用者とはゆっくりかかわれない（81.8%）」、「介護従事者数が不足している（80.3%）」、「利用者に適切なケアができていないか不安がある（79.0%）」、「介護事故で利用者に怪我をさせてしまう不安がある（73.3%）」といった点であった。

ストレスとしてあてはまり、ストレスを「強く感じる」「少し感じる」という回答者の合計が6割を超え高かった項目は、「仕事内容のわりに賃金が低い（81.4%：強く感じる＋少し感じる。以下同様）」、「仕事に追われて利用者とはゆっくりかかわれない（75.5%）」、「介護従事者数が不足している（74.1%）」、「利用者に適切なケアができていないか不安がある（73.2%）」、「介護事故で利用者に怪我をさせてしまう不安がある（67.4%）」となった。人手不足感の広がりの中で、賃金に加え、利用者と思うようにかかわれないこと、自分のケアの適切さや安全性についての不安が介護職員のストレスになっていることがわかる。



注) 各項目について、職場や仕事について感じていることとしてあてはまるかどうか(「あてはまる」「あてはまらない」という質問と、「あてはまる」と回答した者に対してどの程度ストレスを感じるか(「強く感じる」「少し感じる」「感じない」)を尋ねた質問への回答を組み合わせた図表である。すなわち各項目について「あてはまる」と回答した割合は、図表中の「強く感じる」「少し感じる」「感じない」を合計した割合となる。

図1 介護職員の職場・仕事のストレスとストレス反応 (n=2,729) (単位: %)

2 ストレス度と勤続意向

本研究は、ストレスが離職を引き起こしうるとの前提にたっている。施設労働者調査において、ストレス度と勤続意向はどのような関係を持っているのか。

ストレッサーの34項目に平均して、ストレッサーとしてあてはまり、かつストレスを「少し感じる」と回答したレベルである34点を基準として、ストレスを2カテゴリに分け、ストレス度の高低別に勤続意向を比較した（表3）。これによると、ストレス度が高いと、この先働きたい期間が短い者が多く、ストレス度が低いと、「続けられるかぎり」働きたいとする者が4割を超えるなど、相対的に希望する勤続期間が長い傾向がみられた。

3 雇用管理施策がストレス度に与える影響

施設労働者調査では、実際に事業所で取り組まれているか否かにかかわらず、16項目の雇用管理施策が回答者のストレスを解消するうえでどの程度役立つと思うかを、「とても役立つ」「少し役立つ」「役立つ」「役立たない」の3件法により尋ねている。これによると、すべての取組みで「とても役立つ」と「少し役立つ」の合計が8割を超える。雇用管理施策の充実は、全体として介護職員にとってのストレス解消に役立つと考えられていることがわかる。

しかし、この結果だけでは、表2に示したように、実際には十分に取り組まれている施策が少

ないことを反映した回答であるかもしれないとの解釈の余地が残る。雇用管理施策のあり方は、さまざまな要因を統制したうえでも、ストレス度の規定要因になっているのだろうか。ストレス度を被説明変数とし、説明変数として雇用管理施策にかかわる3つの因子得点、コントロール変数を投入した重回帰分析をおこなった（表4）。

雇用管理施策にかかわる3つの変数をみると、いずれもストレス度に対して有意な影響を持っていた。組織整備・コンプライアンスについては、ストレス度を緩和する要因となっており、その影響力は、有意な影響が確認された変数のなかでも最も大きい。また、個人相談・指導についても、同様にストレス度を和らげる効果を持つことが確認された。他方、能力評価反映型処遇は、影響力は小さいものの、ストレス度に対してプラスの影響があることが明らかにされた。

IV 考察

本研究では、今後もさらなる需要拡大が確実視されている介護職の定着促進に向け、離職率が高い水準にある介護保険事業を実施する施設系事業所で働く介護職員をとりあげ、離職につながるとされる要因としてストレスに着目し、全国規模で無作為抽出された代表性の高い大規模調査（施設労働者調査）の個票データを用いて、その実態を明らかにするとともに、ストレ

表3 ストレス度と勤続意向

		今の勤務先でこの先働きたい期間						合計
		半年程度	1～2年	3～5年	6～10年	続けられる かぎり	わからない	
ス ト レ ス 度	高 (34点超)	55 10.1%	83 15.3%	42 7.7%	24 4.4%	136 25.1%	202 37.3%	542 100.0%
	低 (34点以下)	94 4.7%	207 10.3%	202 10.1%	68 3.4%	836 41.6%	602 30.0%	2009 100.0%
合 計		149 5.8%	290 11.4%	244 9.6%	92 3.6%	972 38.1%	804 31.5%	2551 100.0%

注) p=0.000

表4 ストレス度の規定要因（重回帰分析）

	標準化係数	t値
男性	0.031	1.220
年齢	0.072	2.532 **
配偶者同居	-0.047	-1.863 *
現勤務先での勤続月数	-0.001	-0.044
ヘルパー2級のみ	-0.004	-0.139
非正規職員	-0.011	-0.388
主任・（サブ）リーダーなど 管理職	0.054 -0.005	1.986 ** -0.185
通常1ヵ月の実労働時間	0.040	1.575
通常1ヵ月の夜勤日数	0.131	4.713 ***
短期入所型	0.024	1.008
通所型	-0.032	-1.240
居住等型	-0.088	-3.418 ***
組織整備・コンプライアンス	-0.176	-3.716 ***
能力評価反映型処遇	0.094	2.245 **
個人相談・指導	-0.131	-3.080 ***
定数項	—	8.641 ***
N	1,689	
F値	11.789***	
調整済みR2乗	0.093	

注) ***: $p < 0.01$ **: $p < 0.05$ *: $p < 0.1$

スを軽減する方策について、雇用管理の側面から検討を加えた。

介護職員の職場・仕事のストレッサーとストレス反応をみると、人手不足感が広がるなかで、賃金が低いことに加え、利用者とゆっくりかかわれないこと、自分のケアの適切さや安全性について不安があることがストレスになっていることがわかる。相対的に「利用者との関係」、「従業務の量と質」にかかわるストレス度が高い。

ストレス度の高低別に勤続意向を比較したところ、ストレス度が低いと、「続けられるかぎり」働きたいとする者の割合が、ストレス度が高い者における割合を16.5ポイント上回り41.6%にのぼるなど、相対的に希望する勤続期間が長い傾向がみられた。ストレス度を軽減する方策は、勤続意向を高める、すなわち定着促進にも資することが期待される。

介護保険導入前の研究では、職場の処遇方針、

指導体制、教育機会、決定参加といった組織特性が介護職員のストレスの緩衝効果を持つことが明らかにされており（矢富ら、1992）、最近の研究では、職員が十分に行っていると評価している雇用管理の取組みの数が多いと介護職員のストレス度が低いことが報告されている（堀田、2009）。施設労働者調査においても、介護職員は雇用管理の取組みがストレス解消に役立つと答えている。雇用管理の充実は、離職を引き起こしうるストレス度の緩和につながるのだろうか。雇用管理の取組みがストレス度にマイナスの影響を及ぼすとすれば、どのような施策の充実が有効なのだろうか。

そこで、ストレス度を被説明変数とする重回帰分析を行った。説明変数として、勤務先の雇用管理施策16項目の取り組み具合について探索的因子分析により抽出された「組織整備・コンプライアンス」、「能力評価反映型処遇」、「個別相談・指導」という3つの因子の因子得点と、回答者の基本属性、就業特性、勤務先事業所属性といったコントロール変数を投入したところ、雇用管理施策にかかわる3つの変数のすべてがストレス度に対して有意な影響を持っていた。

詳細にみると、能力向上に向けた研修、事故やトラブルへの対応体制、モラル向上に向けた研修、経営理念やケア方針についての説明機会の設定、介護保険制度や関係法令の改正情報の周知といった「組織整備・コンプライアンス」の徹底は、ストレス度の緩和につながる。既にみたように、利用者と思うようにかかわれないことや、ケアの適切さ・安全性についての不安が介護職員のストレスに結びついており、組織としてケアを提供する体制、安心して働ける基礎的な環境を整備することが、ストレス軽減に向けた第一歩といえよう。

また、上司や先輩に仕事上の相談ができる機会の設定、実務の中で、上司や先輩から指導を受ける機会の設定といった「個別相談・指導」も、ストレス度に対してマイナスの影響を持つ。これは、従業員の定着や仕事上の貢献度合いが、直属の上司のリーダーシップによって決まる

(Buckingham and Coffman, 1999), 介護分野においても職員の定着や能力開発に関して現場における管理職の役割が重要である(堀田, 2008; 佐藤・大木・堀田, 2006)とする先行研究とも整合的である。他方, 主任・(サブ)リーダーのストレス度は有意に高くなっており, 現場の中核層に対する負担の集中がうかがえる。法人全体としての適切な人の配置と職場全体での役割分担や仕事の進め方の見直しなどに加え, こうした層に対する支援・育成を充実させることは, 結果として介護現場全体のストレス軽減に向けても手掛かりとなりうる。

雇用管理施策にかかわる変数のうち, 影響力は相対的に小さいものの, ストレス度に対してプラスの影響を持ったのは能力を評価し, 教育・指導あるいは給与などに反映するといった「能力評価反映型処遇」である。能力を適切に評価する, 能力に見合った仕事への配置といった取組みが個人的達成感を高める(堀田, 2009)との分析もあり, 能力評価反映型処遇がストレス度を引き上げるという結果の背景は施設労働者調査だけでは定かでないが, 介護現場においては, 能力評価の取組みが十分に浸透しておらず, 介護職員にとって納得度の高い能力評価が行われていないことにより, それに基づく処遇がストレス度を引き上げることに繋がっているのかもしれない。

最後に, 今後の研究に向けた課題を整理する。第1に, 本研究では, 主観的に感じているストレスをストレス反応ととらえ, ストレッサー34項目のストレス度を合計して指標化した, ストレッサーの多様な側面を踏まえれば, ストレス反応を情動的ストレス症状と身体的自覚症状(矢富ら, 1992)に分け, それぞれの改善に向けて有効な施策を検討できるよう調査を設計することが求められる。第2に, ストレス度を被説明変数とする重回帰分析の決定係数が0.093にとどまること, ストレッサーのレベルが高ければよりよい組織的特性に向けた改善の努力だけではストレスマネジメントの効果はあまりあがらないとの考察(矢富ら, 1992)などを踏まえれば,

雇用管理施策以外のストレス緩和に向けた方策あるいはストレッサーそのものを減らす努力についても更なる分析が不可欠であろう。第3に, 本研究は, 介護保険導入後の実態を踏まえ, 施設系事業所におけるストレス度の軽減につながる雇用管理施策を明らかにしたが, 本研究で利用した施設労働者調査は介護職のみを対象としていることから, 分析で明らかになった点が, 介護職特有の要因かどうかは定かでない。今後, 介護職とそれ以外の職種を比較して介護職特有のストレスおよびその緩衝効果についても検討できる調査・分析計画を考える必要がある。

(平成21年9月投稿受理)

(平成22年3月採用決定)

謝辞

本稿での使用調査の作成機会を与えてくださった介護労働安定センター「平成19年度介護施設雇用管理実態調査検討委員会」にお礼申し上げます。分析にあたり, 東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「2007年度介護施設雇用管理実態調査」(介護労働安定センター)の個票データの提供を受けました。執筆にあたり, 本誌3名の匿名レフェリーから有益なコメントを, 村上あかね氏(桃山学院大学)から貴重な助言を頂きました。また, 労働政策研究・研修機構「介護分野における労働者の確保などに関する研究会(2008年度)」参加者との活発な議論も参考にしています。深く感謝致します。なお, 本稿にありうべき誤りはすべて筆者に帰するものです。

注

- 1) 厚生労働省「介護給付費実態調査月報」による。
- 2) 厚生労働省「介護サービス施設・事業所調査」による。実数値。
- 3) 厚生労働省「職業安定業務統計」
- 4) 厚生労働省「平成21年雇用動向調査」。常用労働者。
- 5) 「社会福祉事業に従事する者の確保を図るた

- めの措置に関する基本的な指針」に関連する2007年度～2008年度にかけての厚生労働省の取組みは<http://www.mhlw.go.jp/bunya/seika/tsuhogo/dl/fukusijinzai02.pdf>を参照のこと。
- 6) 社会保障審議会介護給付費分科会「平成21年度介護報酬改定に関する審議報告」
 - 7) 定着と雇用管理に関する研究として、ファミリー・フレンドリー施策を中心とした人事施策と女性の離職率、従業員の働きがい・働きやすさとの関連を計量的に分析した坂爪（2002）、中小企業に対する聞き取り調査から定着促進の取組みを整理した玄田・佐藤（2003）、定着率が会社全体ではなく事業ユニットのマネジャーの行動により左右されることを明らかにしたBuckingham and Coffman（1999）があげられる。
 - 8) 「燃え尽き症候群」と訳されることもある。バーンアウトについては、Maslach（1976）およびFreudenberger（1974）などに詳しい。我が国においては、田尾（1989）、久保・田尾（1992）、同（1994）をはじめとして、医療・福祉職のバーンアウトにかかわる研究が蓄積されている。
 - 9) 調査票、調査実施概要の詳細ならびに調査結果は、介護労働安定センター（2008）を参照されたい。
 - 10) 介護老人福祉施設、介護老人保健施設、介護療養型医療施設のいわゆる「介護保険施設」に加え、短期入所生活介護、短期入所療養介護、特定施設入居者生活介護、認知症対応型共同生活介護、地域密着型介護老人福祉施設入所者生活介護、通所介護、通所リハビリテーション、認知症対応型通所介護、小規模多機能型居宅介護といった居宅サービスや地域密着型サービス事業所を含む。
 - 11) この質問は、勤務先の問題を尋ねられたと解釈した者と、回答者自身の問題を尋ねられたと解釈した者が混在している懸念がある。ストレスサーに関する質問方法およびストレス度の指標化の方法については、今後改善の余地がある。
 - 12) ストレス度の規定要因についての重回帰分析にあたり、16項目をそのまま説明変数として投入すると、多重共線性の問題が生じる。
 - 13) 回答者には正規職員のほか、派遣労働者（1.5%）、そのほかの雇用形態の者（0.5%）がわずかに含まれていたが、重回帰分析においてはこれらの者は除外した。
 - 14) 施設労働者調査において管理職は、「介護の現場で統括している者をいう。複数チームやフロア全体のリーダーを含む」と定義づけられていた。
 - 15) ①入所型：介護老人福祉施設、介護老人保健施設、介護療養型医療施設、②短期入所型：短期入所、短期入所生活介護、短期入所療養介護、③通所型：通所介護、通所リハビリテーション、認知症対応型通所介護、小規模多機能型居宅介護、④居住等型：特定施設入居者生活介護、認知症対応型共同生活介護、地域密着型特定施設入居者生活介護、地域密着型介護老人福祉施設、訪問系、福祉用具貸与・特定福祉用具販売（該当なし）、そのほかの指定介護保険サービス事業である。

参考文献

- 畦地良平・小野寺敦志・遠藤忠（2006）「介護職員の主観的ストレスに影響を与える要因」『老年社会科学』27（4）。
- 宇良千秋・矢富直美・中谷陽明・巻田ふき（1995）「特別養護老人ホームの介護職員のストレスに対する管理者のリーダーシップと施設規模の影響」『老年社会科学』16（2）。
- 小野寺敦志・畦地良平・志村ゆず（2007）「高齢者介護職員のストレスとバーンアウトの関連」『老年社会科学』28（4）。
- 音山若穂・矢富直美（1997）「特別養護老人ホームの利用者中心の介護が介護スタッフのストレスに及ぼす影響」『季刊・社会保障研究』33（1）。
- 介護労働安定センター（2005）『介護職のストレスに関する調査報告書』。
- （2008）『平成19年度介護施設雇用管理実態調査結果報告書』。
- （2010）『平成21年度介護労働実態調査 事業所における介護労働実態調査結果報告書』。
- 久保真人・田尾雅夫（1991）「バーンアウト；概念と症状、因果関係について」『心理学評論』34（3）。
- ・———（1992）「バーンアウトの測定」『心理学評論』35（3）。
- ・———（1994）「看護婦におけるバーンアウト・ストレスとバーンアウトとの関係」『実験社会心理学研究』34（1）。
- （2008）「介護福祉士資格所有者の職務ストレスとその職場環境」『産業・組織心理学研究』22（1）。
- 玄田有史・佐藤博樹（2003）「人材育成がカギを握る中小企業の成長」佐藤博樹・玄田有史編『成長と人材』勁草書房。
- 越河六郎（1995）「ヒューマンケアワークの特徴」『保健の科学』37（4）。
- 雇用開発センター（2002）『介護職の精神的緊張とその影響に関する研究 平成13年度報告書』。

- 坂爪洋美 (2002) 「ファミリー・フレンドリー施策と組織のパフォーマンス」『日本労働研究雑誌』503。
- 佐藤博樹・大木栄一・堀田聰子 (2006) 『ヘルパーの能力開発と雇用管理』勁草書房。
- 椎谷淳二・栗田広・宗像恒次 (1990) 「精神薄弱関係施設職員の精神健康とその社会的背景 (第一報)」『精神保健研究』36。
- (1991) 「精神薄弱関係施設職員の精神健康とその社会的背景 (第2報)」『精神保健研究』37。
- 社会保障国民会議サービス保障分科会 (2008) 第8回資料「社会保障国民会議における検討に資するために行う医療・介護費用のシミュレーション (本体資料)」。
- 田尾雅夫 (1989) 「バーンアウト・ヒューマン・サービス従事者における組織ストレス」『社会心理学研究』4 (2)。
- 東京都立労働研究所 (2000) 『高齢者福祉施設における専門職の労働と健康』。
- 西川真規子 (2009) 「介護労働者の確保・定着に向けて—平成19年度介護労働実態調査データが示す課題と方向性—」労働政策研究・研修機構『介護分野における労働者の確保などに関する研究』。
- 花岡智恵 (2009) 「介護労働者の離職：他職種との賃金格差が離職に与える影響」労働政策研究・研修機構『介護分野における労働者の確保などに関する研究』。
- 堀田聰子 (2008) 『訪問介護員の定着・能力開発と雇用管理』東京大学社会科学研究所人材ビジネス研究寄付研究部門研究シリーズ11。
- (2009) 「介護職のストレス・バーンアウトと雇用管理」『季刊家計経済研究』82。
- 松井美帆 (2004) 「痴呆症高齢者グループホームの職員におけるストレス」『日本痴呆ケア学会誌』3 (1)。
- 松山洋子・若佐柳子・青木きよ子 (1999) 「訪問看護婦のストレス因子の検討」『看護研究』32 (6)。
- 矢富直美・中谷陽明・巻田ふき (1991) 「老人介護スタッフのストレス評価尺度の開発」『社会老年学』34。
- (1992) 「老人介護スタッフにおける職場の組織的特性のストレス緩衝効果」『老年社会科学』14。
- (1996) 「介護ストレスと仕事のコントロール」『労働の科学』51 (6)。
- Ahlburg, D.A. and Mahoney, C.B. (1996) 'The Effect of Wages on the Retention of Nurses', *The Canadian Journal of Economics*, 29 (1)
- Åström, H.M., Waxman, M., Nilsson, A., Norberg and B. Winblad, (1991) 'Wish to transfer to other jobs among long-term care workers', *Aging* 3.
- Bartz, C. and Joseph, P. (1986) 'Burnout among intensive care Nurses', *Research in Nursing & Health*, 9.
- Bradley, J. and Sutherland, V. (1995) 'Occupational stress in social service: a comparison of social workers and home help staff', *British Journal of Social Work*, 25.
- Brown, C. and Medoff, J. (1978) 'Trade Unions in the Production Process', *Journal of Political Economy*, 86.
- Buckingham, M. and Coffman, C. (1999) *First, Break All the Rules: What the World's Greatest Managers Do Differently*, Simon & Schuster. (宮本喜一訳 (2000) 『まず、ルールを破れ』日本経済新聞社。)
- Cohen, M. J., (1989) 'Sources of satisfaction and stress in nursing home caregiver; Preliminary results', *Journal of Advanced Nursing*, 14 (5)
- Freudenberger, H. J., (1974) 'Staff Burn-Out', *Journal of Social Issues* 30 (1)
- Kahn, R. L., Wolfe, D. M., Quinn, R. P., Snoek, J. D., and Rosenthal, R. A. (1964) *Organizational Stress: Studies in Role Conflict and Ambiguity*. New York: Wiley.
- Kemery, Edward R., Mossholder, K.W. and Bedeian, A. G. (1987) 'Role stress, physical symptomatology, and turnover intention: A causal analysis of three alternative specifications', *Journal of occupational behavior*, 8.
- Lazarus, R. S., Deese, J. and Osler, J. F. (1952) 'The effects of psychological stress upon performance', *Psychological Bulletin*, 19.
- (1966), *Psychological Stress and Coping Process*, McGraw-Hill.
- Hare, J. and Pratt, C. C., (1988) 'Burnout; Differences between professional and para-professional nursing staff in acute care and long-term care health facilities', *Journal of Applied Gerontology*, 7 (1)
- Hastings R. P., Horne S, and Mitchell, G., 'Burnout in Direct Care Staff in Intellectual Disability Services: A Factor Analytic Study of the Maslach Burnout Inventory', (2004) *Journal of Intellectual Disability Research*, 48 (3)
- Heine, C. A., (1986) 'Job stress among nursing home personnel', *Journal of Gerontological Nursing*, 12 (2)
- Hockwater, W. A., Perrewe, P. L., and Kent, R.

- I. (1993) 'The impact of persistence on the stressor-strain and strain-intention to leave relationships: A field examination', *Journal of Social Behavior and Personality*, 8 (3)
- Maslach, C. (1976) 'Burned-out', *Human Behavior*, 5 (9)
- Peiro, K. M., Roma, V.G. and Lloret, S. (1994) 'Role Stress antecedents and consequences in nurses and physicians working in primary health care teams: A causal model', *European Review of Applied Psychology*, 44 (2)
- Shields, M. A. (2004) 'Addressing Nurse Shortages: What can policy makers learn from the econometric evidence on nurse labor supply?', *The Economic Journal*, 114 (499)
- Shumacher, E. J. (1997) 'Relative Wages and Exit Behavior Among Registered Nurses', *Journal of Labor Research*, 18 (4)
- Teresa, W. C. T, Bame, S. I. and Robinson, C. D. (1998) 'Review of nursing turnover research, 1977-1996', *Social Science and Medicine*, 47 (12).
(ほった・さとこ ユトレヒト大学訪問教授)

日本における病院勤務医の過剰労働と医療サービス

加藤 竜太[†]
柿中 真[‡]

I はじめに

近年、病院勤務医の労働条件の悪化が指摘されている。特に地方病院における勤務医は病院医数の急激な不足から、過酷な過剰労働など労働環境の急激な悪化が指摘されている。さらに、これらの地方病院における病院医数の減少は2004年に実施された新たな研修医制度の影響とも指摘されている。本稿では、このような勤務医を取り巻く急激な環境の変化を理論的に分析するために、病院医の最適化行動を記述する理論的枠組みを提示する。理論的なモデルを構築した上で、近年指摘されている新たな研修医制度の影響を病院医数の減少という視点から分析する。

周知の通り、日本の医療制度の特徴は国民皆保険とフリーアクセスを前提とした地域に依存しないナショナル・ミニマムとしての医療供給体制であろう。前者は所謂demand-side cost sharingと呼ばれる医療サービスに対する需要者(患者)に関するリスク・シェアリングにかかわるものである一方、後者はsupply-side cost sharingにかかわるもので、医療サービス供給者側(病院・医師)の問題である。我が国における医療サービス供給の大きな特徴として、供給者側のリスク・シェアリングとしての出来高払い制度(fee-for-service)および開業医と勤務医に二分される医師構造があげられる。本稿で

は、近年問題となっている地方病院を取り巻く環境を議論するため、医療サービス供給者側のみに議論を集中した上で、病院勤務医の行動を理論的に分析する。

本稿の特徴は病院勤務医の行動を理論的に分析している点であるが、特に過剰労働の存在を説明する理論的枠組みを提供している点が大きな特徴である。'unpaid work', あるいは"過剰労働"の存在とその理由については幾つかの実証研究はあるものの、我々の知る限りでは医療経済学に限らず、理論的枠組みを提供している研究は存在しない。本稿はこれらの'unpaid work', あるいは"過剰労働"の存在を理論的に説明するために、勤務医の分析に余暇＝労働の選択の問題を明示的に導入する。医療経済学の理論分析において供給主体の行動分析に余暇＝労働の選択は今まで取り入れられておらず、これは新しい試みである。

本稿は供給側の行動のみを分析していると言う意味で主体的均衡分析である。従って、Principal-Agentモデルで議論されるような医療供給者と需要者間での情報の非対称性にかかわる問題は議論しない。さらに、その議論も勤務医のみに限定している。我が国の場合、勤務医に加えて開業医も医療供給主体として大きな役割を担っている。また、病院医の労働条件の悪化が近年急激に進んでいるとするならば、当然のことながらその一方の勤務形態である開業医の行動も同時に分析することが重要であろう¹⁾。なぜ

なら、病院勤務医の労働条件の変化は長期的には必ず雇用形態の移行、すなわち勤務医・開業医間の転職が起きる可能性があるからである。しかしながら、本稿では、このような医師の雇用形態に関する選択の問題を一切考慮しない。これは本稿がある意味では短期的な分析であり、近年の勤務医にかかわる問題の社会的帰結を議論できる理論的な枠組みを提示することがその大きな目的であるからである。従って本稿は勤務医の最適化行動を記述するモデル分析から出発して、病院勤務医数の減少が病院勤務医への影響はもちろんのことながら、社会的にもどのような影響を持つかという点も比較静学的に考察する。また、既存研究で議論されてきたような保険者と医療供給者との関係や公立病院と私立病院といった枠組みでも議論を展開しない。これは我が国の医療供給主体を考えた場合、開業医と病院勤務医といった枠組みで議論する方法が一番適切であると考えからである。近年の病院勤務医の問題は病院の公・私立にかかわる枠組みではなく、開業医と勤務医の違いといった枠組みで議論することが極めて重要である。

単純化されたモデル分析ではあるものの、本稿では次のことが示される。第一に、病院内の勤務医数がある程度十分である場合、勤務医の過剰労働が存在せず、患者にとって最善の医療サービスが提供される。第二に、そのように提供される最善の医療サービス水準は病院ごとに異なった患者に対する慈善水準に依存しない。すなわち、病院勤務医において過剰労働が生じていない場合には、それぞれの医療機関、あるいは病院は地域特性などを考慮した上での最適医療水準を提供し、それぞれの医療機関、病院が持ち合わせているであろう異なった慈善水準は全く影響しない。第三に、病院内の勤務医数が著しく減少した場合、勤務医には過剰労働が生じ、病院内で提供される医療水準は患者にとって望ましい水準以下のサービスとなる。第四に、病院勤務医数の低下によって引き起こされたこのような過小医療サービス水準は、病院ごとの慈善水準に依存して決定される。すなわち、患

者に対する慈善水準が低い病院ほど、提供される医療サービス水準も低くなる。また、勤務医数の減少が強い地域ほど十分な医療サービスが提供されなくなり、地域ごとの医療サービスの提供水準に格差が生じることになる。従って、2004年に実施された新たな医療研修医制度が特に地方の勤務医数の減少を招いたとするならば、単に地方の勤務医の労働環境を悪化させただけではなく、我が国の医療制度の大きな特徴、すなわち地域に依存しないナショナルミニマムの医療供給体制を根底から崩すような社会的な影響も与えていることを示唆する。

次節以降の構成を示そう。次の第二節では理論研究を中心に既存研究を概説し、続く第三節ではモデルを提示する。第三節ではいくつかの比較静学も示される。第四節は結語に当てられ、本稿の限界もいくつか述べられる。

II 既存研究

Cost sharingと言う観点から理論分析をみれば、70年代はDemand-side cost sharingの分析、80年代はSupply-side cost sharingに関する分析が中心であったと考えられよう²⁾。特にわが国の分析に焦点を当てた場合、わが国の医療制度あるいはその医療制度における病院・医師の行動の分析として倉澤（1987）あるいは西村（1987）があげられる。倉澤（1987）は西村（1987）における議論を理論的に整理し、わが国の出来高払い制度のもとで薬価差益がある場合には過剰投薬が起こることを理論的に示した³⁾。理論分析という視点ではほかに鴫田（1995）がある。鴫田（1995）はわが国の医療制度を念頭に理論分析を試みた数少ない優れた著書である。また、知野（2006）は資源配分上の観点から理論的にわが国の医療制度を説明している。ところでわが国の医療制度の経済学的分析はその多くは実証研究である。すでに多くの実証研究の蓄積があるが、例えば鴫田（2004）はレセプト・データに基づいて近年のわが国の医療制度の問題点を吟味している。また、田近・佐藤（2005）

もわが国の医療制度に関する重要な問題を数多く扱っている。さらに田近（2006）はわが国の医療制度に関する特集号であり、近年の医療・介護保険に関する問題点を理解する上で重要であろう。特に田近（2006）に収録されている井伊・別所（2006）はわが国の実証研究を知る上で極めて有益である。

ところで佐野・岸田（2004）にあるように、実証研究では勤務医特有の行動について分析されているものの、勤務医そのものの行動を理論的に定式化した研究は存在しない。我が国の供給サイドの理論分析は、Wright（2007）によって分析されたような枠組み、すなわち、公立・私立病院の違いに着目した枠組みでは適切に分析できない。なぜなら、Wright（2007）が想定したような行動を我が国の公立・市立病院が単純に取っているとは思えないからである。Wright（2007）は利潤動機に基づいて公立・市立病院を分類し、それぞれのタイプの病院の行動とその相互補完関係を理論的に明らかにした。一方、我が国の病院は公立・私立の違いはあるものの、利潤動機という視点で分類するにはあまりにも非現実的である。なぜなら、我が国の私立病院が主に利潤動機に基づいてのみ行動していると仮定することは、あまりにも非現実的である。一方、我が国の供給主体の分析は医師の構造：開業医と病院勤務医に着目することが極めて重要と考える。本稿では我が国の二つの異なったタイプ、すなわち、開業医と病院勤務医の違いに着目して、その中でも特に病院勤務医の行動に着目し、近年問題視されている“過剰労働”と医療サービス水準との関係を理論的に分析する。

さて、佐野・岸田（2004）、および井伊・別所（2006）は、その実証研究の成果の中で勤務医の場合は病院勤務の理由として賃金所得のほかにさまざまな可能性が考えられる点を指摘している。例えば、純粋な医学的刺激や学問的探求、さらに将来所得の上昇やより望ましい労働条件の確保を予想して、限界負効用に見合わない限界的な収入でも勤務医を続けていることが

示唆されている。また、Pennenberg（2004）は西ドイツのケースについて無賃金労働供給（unpaid work）の理由について実証的に検証している⁴⁾。そこでは将来の昇進の可能性など労働者の将来の期待が有意に影響していることが示されている。このように、実証研究では賃金以外の要素が労働供給に与える影響、すなわち、所謂‘unpaid work’、または“過剰労働”の可能性が示唆される中、我々の知るところではこのような‘unpaid work’を明示的に取り入れた理論的な枠組みは医療経済学の分野に限らず存在しない。

一方、我が国では病院勤務医の“過剰労働”が近年問題視され、病院勤務医の行動を理論的に分析するためには“過剰労働”を明示的に分析の枠組みに取り入れる必要があろう。各病院において所定の時間外手当が定められているものの、一般的に“サービス残業”と呼ばれているように、多くの病院勤務医は超過勤務に相当する時間外手当を十分に受け取っていないのが現状である⁵⁾。単純化すると、病院勤務医の所得は基本的には勤務病院ごとに存在する給与算定基準に基づいた固定給と考えることができる。この事実を考えれば、病院勤務医の“過剰労働”とは、あらかじめ決定されている単位期間あたりの所定の労働時間を超えて、無給で労働供給することがあるために、結果的に勤務医が低賃金労働を余儀なくされている状況と判断できよう。本稿では、このような状況下がありうるとして議論を展開し、医師による勤務形態の選択といった問題には言及しない。ところで、自分が勤務する病院とあらかじめ承諾の元で決定された固定給に対して、その見返りである労働時間を超えて労働している状況を“過剰労働”と定義するなら、“過剰労働”供給を行っている状態は平均賃金率が低下する状況下で労働供給を行っている状態と定義できる。すなわち、‘unpaid work’、あるいは“過剰労働”に対しては固定給の範囲内では賃金は支払われていないわけであるから、その部分を含めた平均的な賃金率は‘unpaid work’、あるいは“過剰労働”の度合いが高くなればなるほど、

低くなるはずである。

そこで本稿では、過剰労働を明示的にモデルに組み入れることを試みるために、理論分析の枠組みとして勤務医の分析に余暇＝労働の選択の問題を明示的に導入する。我々の知る限り、医療経済学の理論分析において供給主体の行動分析に余暇＝労働の選択は今まで取り入れられていない。それでは次節で勤務医の行動を定式化していこう。

Ⅲ モデル

近年問題視されている病院勤務医の過剰労働あるいは労働条件の悪化を明示的に議論するために、以下のような単純化されたモデルを想定する。病院勤務医は余暇と労働に利用可能な時間を振り分けるとし、さらに、自分が治療する患者の健康状態からも効用を得るとしよう。労働から得られる所得、余暇の時間をそれぞれ y , l とし、患者の健康水準を h とすれば、勤務医の効用は以下で定式化されるものと仮定する⁶⁾：

$$U(y, l, h) = u(y, l) + \gamma h. \quad (1)$$

パラメータ γ は患者の健康状態から得られる勤務医自身の効用水準にかかわるもので、勤務医の患者に対する慈善水準、あるいは利他的水準 (benevolence) を表す。あるいは γ は純粋に医学的見地からのみ施される治療から得られる勤務医の効用とも解釈できる。ところでこの慈善水準は勤務医ごとに異なっているであろうから、この γ は分布関数 F にしたがって勤務医が分布していると仮定しよう。ただし、 $\gamma \in (\underline{\gamma}, \bar{\gamma})$ および $\underline{\gamma} > 0$ を仮定する⁷⁾。患者の健康水準の上昇は勤務医にとっても望ましく、また、より慈善水準が高い勤務医の方が患者の同じ健康水準から得られる効用水準が相対的に高いことを意味している。また、所得と余暇から直接的に得られる効用 $u(y, l)$ については、 $u_y > 0$, $u_l > 0$, $u_{yy} < 0$ および $u_{ll} < 0$ を仮定する。

一方、患者の健康水準は勤務医が施すすべて

の治療内容・水準に依存するであろう⁸⁾。処置、投薬など勤務医が患者に施すすべての治療水準を m で表し、治療水準と患者の健康水準との関係を

$$h = g(m) \quad (2)$$

で表せると仮定しよう⁹⁾。さらに、Ellis and McGuire (1986) や倉澤 (1987) で定義された治療効果曲線と同様に、 $g(0) = 0$, $g''(m) < 0$, $\lim_{m \rightarrow 0} g'(m) = \infty$ および

$$g'(m) \begin{cases} > 0 & 0 \leq m < m^{FB} \\ = 0 & m = m^{FB} \\ < 0 & m > m^{FB} \end{cases}$$

を仮定する。関数 g は $m = m^{FB}$ を頂点として山型になっている。すなわち、 m^{FB} を超えて処置や投薬などを行えば、逆に患者の健康水準の低下を招く。そこで本稿では過剰処置あるいは過剰投薬が行われている状態を以下で定義する。

定義1 勤務医が施す治療水準 m が m^{FB} を上回る場合、過剰処置あるいは過剰投薬が行われていると定義する。

ところで m^{FB} の水準は患者の健康水準が最も高いという意味で明らかに患者にとって最も望ましい水準である。しかしながらこの m^{FB} はその健康水準を達成するための諸費用を考慮していない。Ellis and McGuire (1986) によって指摘されたように、もしすべてが貨幣タームで測られていたならば、費用をも考慮した社会的に一番望ましい水準は $g'(m) = 1$ をみたす m で達成される。この m を m^{SO} とすれば ($g'(m^{SO}) = 1$)、明らかに $m^{SO} < m^{FB}$ である。従って、過剰投薬や過剰処置が行われている場合、社会的にも最善解とはならない。

次に勤務医の予算制約を定式化しよう。勤務医の場合、開業医と異なり労働賃金は通常は固定給である。もちろん、時間外勤務などの諸手

当はあるにしてもその多くは基本的には各病院ごとにある給与体系に基づいたものである。そのため、勤務医は外生的に与えられた給与体系を所与として労働と余暇の選択を行っているとして解釈できよう。そのような中、勤務医の急激な労働条件の悪化と過剰労働が近年問題視されている。過剰労働とは、あらかじめ決められた給与とその見返りとして決められている労働時間を超えてなかつ強制的に勤務している状態であると一般的に解釈されているようである。通常の経済学の枠組みで最適化行動の結果として労働供給を解釈すれば、強制的な労働供給もしくは過剰労働は一般に説明できない。なぜなら、労働を供給することによる限界的な負効用にちょうど見合うだけの限界的な収入がなければ、その水準まで労働を供給しえない。

一方、我が国では病院勤務医の“過剰労働”が近年問題視され、病院勤務医の行動を理論的に分析するためには“過剰労働”を明示的に分析の枠組みに取り入れる必要があろう。前述したように、病院勤務医があらかじめ定められた固定給に対して、その見返りである労働時間を超えて労働している状況を“過剰労働”とするなら、“過剰労働”供給を行っている状態は平均賃金率が低下する状況下で労働供給を行っている状態と定義できる。“過剰労働”に対しては固定給の範囲内では賃金は支払われていないため、その部分を含めた平均的な賃金率は“過剰労働”の度合いが高くなればなるほど、低くなる。

そこで本稿では、過剰労働を明示的にモデルに組み入れることを試みる。まず、病院勤務医が直面する所得制約を

$$y = W(m, L)$$

とする。ここで、 $L \equiv T - l$ および T はそれぞれ勤務医の労働時間および総利用可能時間である。病院が設定する所得体系関数 W は L に関する増加関数とする。ところで、“過剰労働”が存在する場合、平均賃金率はその“過剰労働”供給量が増加すればするほど低下する。また、勤務医

の労働供給の増加に伴ってその勤務医が施す治療内容・水準、 m 、も同時に増加するであろうから、“過剰労働”が存在する場合には m の増加に伴って平均賃金率は低下するであろう。そこで本稿では、分析の単純化のために所得体系関数に対する以下の仮定を想定する。

$$W(m, L) = \begin{cases} w^0 L & 0 \leq m \leq \bar{m} \\ w(m) L & m > \bar{m}. \end{cases} \quad (3)$$

また、 $w(\bar{m}) = w^0$ および $\lim_{m \rightarrow \bar{m}^+} w'(m) = 0$ を、さらに、任意の $m > \bar{m}$ に対して $w'(m) < 0$ および $w''(m) < 0$ を仮定する。これらの仮定は、“過剰労働”が存在する場合に限り、各勤務医の平均賃金率 W/L が治療水準 m に依存することを意味している。具体的には、治療水準が相対的に低い場合には、平均賃金率は治療水準に依存せずに w^0 で一定であり、所得は労働時間に比例して増加する。しかしながら、治療水準が後で議論する臨界値 $\bar{m}$ を超えて上昇した場合には平均賃金率は低下する。すなわち、本稿では“過剰労働”を平均賃金が低下するという意味で“低賃金労働”と定義して議論を展開することにし、以下“過剰労働”状態を“低賃金労働”状態と呼ぶことにしよう。ところで、平均賃金率は m だけでなく、 L にも依存すると仮定する方が妥当かもしれない。しかしながら、本稿では低賃金労働が行われている場合には平均賃金率は m のみに依存すると仮定して議論を展開する。この仮定によって以下の展開を大きく単純化できる¹⁰⁾。

本稿では、このように労働が一定の平均賃金率 w^0 に基づいて支払われていない状況、もしくは労働の一部に対して w^0 という対価が単位時間あたりに支払われていない状況を、勤務医が過剰労働もしくは低賃金労働に従事していることととらえることとする¹¹⁾。以上の議論から、低賃金労働（過剰労働）を以下のように定義する。

定義2 一定の賃金率 w^0 以下の平均賃金率で労働供給を行っている状況を低賃金労働供給が存在する状況と定義する。

本稿の目的は、近年指摘されている病院勤務医の労働条件の悪化と過剰労働、さらにそれが病院勤務医が提供する医療サービスにどのように影響を与えているかという点を理論的に分析することである。従って、過剰労働が存在しているという状況から議論を展開し、過剰労働が病院勤務医においてそもそも存在するか否かという問題は議論しない。また、過剰労働が存在するとしても、その状況は上記定義とは異なったさまざまな条件や帰結で定義できよう。一方、過剰労働の存在で重要な点は病院勤務医の効用水準への影響はもちろんのことながら、その結果として病院勤務医が提供する医療サービス水準への影響であろう。過剰労働の結果、医師の体力や精神面での限界から提供される医療サービスの質の低下や医療ミスの確率は高まるであろう。ここで重要な点は、どのように過剰労働を定義するにせよ、過剰労働の存在と提供される医療サービスの低下はコインの表裏の関係が予想されることである。さらに、我が国の病院勤務医の過剰労働を考える場合、その過剰労働はかなりの程度までその取り巻く環境から強制的に行われている点である。先に指摘したように、医学的見地、あるいは単に使命感に基づいて過剰労働と呼ばれる労働環境を受け入れているのかも知れない。病院勤務医の過剰労働は数多くの問題や視点を含んでいるものの、本稿では上記の定義によって過剰労働状態を記述し、低賃金労働に従事している状態を過剰労働状態として議論を展開する。

さて、低賃金労働が病院勤務医に存在するか否かはその病院を取り巻く環境に大きく依存している。本稿ではこの環境について特に同じ病院内に勤務する勤務医総数に着目する。同じ病院内に勤務する勤務医総数が減少すれば、その病院内に勤務する一人あたりの勤務医の労働条件は悪化するように、低賃金労働を行うか否かの選択は同じ病院内の総勤務医数に依存して決定されるであろう。勤務医総数が勤務医の労働条件を悪化させることを明示的にとらえるために、低賃金労働が始まる臨界値 $\bar{m}$ 、すなわち平

均賃金率が低下し始める m の水準が病院内の総勤務医数 n に依存すると仮定する。

$$\bar{m} \equiv \bar{m}(n)$$

ここで、低賃金労働が始まる臨界値 $\bar{m}(n)$ は病院内の総勤務医数 n の増加関数と仮定する。

$$\bar{m}'(n) > 0.$$

この条件は、勤務医総数が少なければ、各勤務医はある程度の治療水準 $m > \bar{m}(n)$ を保つためには賃金面で不利な条件 $w(m) < w^0$ を受けざるをえないことを意味している。

ところで、同じ病院内では患者に対する慈善水準 γ が違う異なった勤務医が勤務しているのが通常である。しかし一方で、通常のわが国の労働環境のように、周囲の状況を観察して自分自身の労働供給を決定すると考える方法も一定の説得力がある¹²⁾。本稿では、単純化のため、勤務医が勤務する病院の平均的な慈善水準 γ_e

$$\gamma_e = \int_{\underline{\gamma}}^{\bar{\gamma}} \gamma dF(\gamma).$$

をあたかも自分自身の慈善水準 γ として最適化行動を決定すると仮定しよう。従って、各病院において、分布関数 F やサポート $(\underline{\gamma}, \bar{\gamma})$ が異なれば、院内の平均的な慈善水準 γ_e も病院ごとに異なることになる¹³⁾。

上記の諸仮定の下、病院勤務医は所得制約 (3) の下で効用 (1) を最大化するように、 y 、 l および m を選択する。 y^* 、 l^* および m^* をそれぞれ最適解とすると、一階の条件は以下で与えられる¹⁴⁾。

$$\gamma_e g'(m^*) = -u_y(y^*, l^*) W_m(m^*, T - l^*); \quad (4)$$

$$u_l(y^*, l^*) = u_y(y^*, l^*) W_L(m^*, T - l^*). \quad (5)$$

条件(4)は、 m に関して勤務医自身の効用に伴う限界効用と患者に対する慈善水準に伴う限界効用が最適解において等しくなることを示しており、条件(5)は、 l に関して勤務医自身の効用に伴う限界効用と限界費用が最適解において等しくなることを示している。

まず、同一病院内の総勤務医数 n がどのように勤務医の行動に影響を与えるのかを考察しよう。条件(4)と(5)により、最適状況は以下の2つの場合に分けられる。

ケース1：同一病院内の総勤務医数が十分である場合（低賃金労働が存在しない場合）

同一病院内の総勤務医数 n が十分に大きい場合、臨界値である $\bar{m}(n)$ も十分に大きい。したがって、病院内で低賃金労働が存在する可能性は十分に小さいであろう。病院内で低賃金労働が存在しない場合、(3)式より、所得は m に依存しない ($W_m=0$)。一階の条件(4)より、

$$g'(m^*) = 0$$

が成立する。従って、同一病院内の総勤務医数が十分である場合、すなわち、低賃金労働が生じていない場合には患者にとって最適な水準 $m^*=m^{FB}$ が達成される。

ケース2：同一病院内の総勤務医数が不十分である場合（低賃金労働が存在する場合）

同一病院内の総勤務医数 n が十分に小さい場合、臨界値である $\bar{m}(n)$ も十分に小さい。この場合、病院内で低賃金労働が存在する可能性は十分に大きくなるであろう。病院内で低賃金労働が存在する場合、(3)式より、所得は m に依存する ($W_m=w'(m)L<0$)。このとき、一階の条件(4)より、

$$g'(m^*) > 0$$

が成立する。従って、同一病院内の総勤務医数が不十分である場合は低賃金労働が生じ、かつ、

患者の観点から見れば必ず過小医療供給 $m^*<m^{FB}$ が起きている¹⁵⁾。

以上の議論を以下の命題に整理しよう。

命題1 病院内で十分に勤務医が確保されている場合、勤務医に低賃金労働が起きず、その病院で提供される医療水準は患者の観点から見れば最適水準である。一方、病院内の総勤務医数が十分少ない場合、病院に勤務する勤務医に低賃金労働が生じる可能性が高まり、もし低賃金労働が存在する場合には提供される医療水準は必ず患者の観点から見て過小水準にとどまる。

次に、同一病院内の平均的な慈善水準 γ_e がどのように勤務医の行動に影響を与えるのかを考察しよう。病院内の総勤務医の平均的な慈善水準は、一種のその病院そのものの慈善水準と考えることができよう。命題1と同様に、条件(4)と(5)により、最適状況は以下の2つの場合に分けられる。

ケース1：同一病院内の総勤務医数が十分である場合（低賃金労働が存在しない場合）

同一病院内の総勤務医数 n が十分に大きい場合、あるいは病院内で低賃金労働が存在していない場合には所得は m に依存しない ($W_m=0$)。この場合、一階の条件(4)より、患者にとって最適な健康水準 $m^*=m^{FB}$ が達成され、かつ、病院内の平均的な慈善水準 γ_e には依存しない。したがって、院内の平均的な慈善水準 γ_e は最適解に全く影響しない。

ケース2：同一病院内の総勤務医数が不十分である場合（低賃金労働が存在する場合）

同一病院内の総勤務医数 n が十分に小さい場合、病院内で低賃金労働が存在し、所得は m に依存する ($W_m<0$)。一階の条件(4)より、 $g'(m^*)>0$ が成立し、患者の観点から見れば必ず過小医療供給 $m^*<m^{FB}$ が起きている。この場合、 γ_e の変化は条件(4)を通じて最適解に影響を与えることになる。ここで議論を単純化するため

に、(1)を以下のように加法に分離可能でかつ準線形関数で単純化しよう。

$$U(y, l, h) = u(y, l) + \gamma h = y + c(l) + \gamma_e g(m). \quad (6)$$

ここで、 $c' > 0, c'' < 0$ を満たすものとする。なお、 $u(y, l) = y + c(l)$ なる仮定は労働供給に関して所得効果がない場合と解釈できる¹⁶⁾。

さて、効用関数が(6)で特定化された場合、(4)、(5)を γ_e に関して偏微分した値は以下のように単純化される。

$$\frac{\partial m^*}{\partial \gamma_e} = \frac{-g'}{(T-l)w'' + \gamma_e g'' - (w')^2/c'} > 0.$$

従って、所得効果がない場合においては、 γ_e の上昇は医療水準 m^* を増加させる。

以上の議論を以下の命題に整理する。

命題2 病院内の総勤務医数が十分であり、病院勤務医において低賃金労働が生じていない場合、病院の慈善水準は医療供給量に影響を与えず、患者の観点から見れば最適水準が供給される。一方、病院内の総勤務医数が不十分であり、病院勤務医において低賃金労働が生じている場合には、病院の慈善水準の違いはその病院で供給される医療水準に影響を与える。特に所得効果が存在しない場合には、病院の慈善水準の低下(増加)はその病院で供給される医療水準の低下(上昇)をもたらす。

上記の命題は重要な意味を持つ。まず、病院内の勤務医数が十分で勤務医に低賃金労働が生じていない場合には、病院ごとの慈善水準 γ_e は病院が提供する医療水準に全く影響しない点である。すなわち、 γ_e が病院ごとに異なっていたとしても、それとは無関係に最適水準の医療、 $m^* = m^{FB}$ 、が提供されることになる。ところで、実際に提供される医療サービス内容、あるいは水準はそれぞれの地域特性や、人口分布、さらに、地域ごとに異なった食生活などに起因する疾病の違いなどに大きく依存するだろう。本稿

のモデルではこのような違いを一切考慮しておらず、上記命題を全国一律の医療水準が提供されると解釈するには無理があるかもしれない¹⁷⁾。

一方、上記命題の後半部分は以下のように解釈できる。すなわち、何かの理由により病院内の総勤務医数が減少し、限界点 $\bar{m}$ が十分に減少したとしよう。いったんこの限界点を下回る程に総勤務医数が病院内で減少すると、その病院では勤務医の低賃金労働が存在し、その結果その病院で供給される医療水準は患者の観点から見て過小になってしまうという点である。低賃金労働が存在する場合、医療ミスが起こる確率も上昇するであろう。ところで、提供される医療水準の過小の度合いは病院ごとで異なっている慈善水準に依存する点も重要である。すなわち、慈善水準が低い病院ほど、提供される医療水準の過小の度合いは強くなり、医療サービス水準は低くなる。また、勤務医数の減少が強い地域であればあるほど、十分な医療サービスがさらに提供されなくなり、地域ごとの医療サービスの提供水準に格差が生じることが命題の後半部分から示唆される。仮に2004年に実施された新たな医療研修医制度が特に地方の勤務医の減少を招いたとするならば、単に地方の勤務医の労働環境を悪化させただけではなく、我が国の医療制度の大きな特徴、すなわち地域に依存しないナショナルミニマムの医療供給体制を根底から崩すような社会的な影響も与えていることを示唆する。

IV 結語

本稿は、勤務医の過剰労働を、あらかじめ決定されている単位時間あたりの所定の労働時間を超えて、無給で労働供給することがあるために、結果的に勤務医が低賃金労働を余儀なくされている状況と定義した上で、主体的均衡の枠組みの中で勤務医の最適化行動を記述する理論的枠組みを提示し、病院勤務医数の減少や病院間で異なるであろう慈善水準の違いが勤務医の行動に与える影響を分析した。単純なモデルで

はあるが本稿では次のことが示された。第一に、病院内の勤務医数がある程度十分である場合、勤務医の過剰労働が存在せず、患者にとって最善の医療サービスが提供される。第二に、そのように提供される最善の医療サービス水準は病院ごとに異なった患者に対する慈善水準に依存しない。すなわち、病院勤務医において過剰労働が生じていない場合には、それぞれの医療機関、あるいは病院は地域特性などを考慮した上での最適医療水準を提供し、それぞれの医療機関、病院が持ち合わせているであろう異なった慈善水準は全く影響しない。第三に、病院内の勤務医数が著しく減少した場合、勤務医には過剰労働が生じ、病院内で提供される医療水準は患者にとって望ましい水準以下のサービスとなる。第四に、病院勤務医数の低下によって引き起こされたこのような過小医療サービス水準は、病院ごとの慈善水準に依存して決定される。すなわち、患者に対する慈善水準が低い病院ほど、提供される医療サービス水準も低くなる。

ところで、社会的には医師数の絶対数が過小か、あるいは偏在しているかについて大きな議論が起こっている。本稿では病院勤務医数を外生的に扱っており、均衡として達成される医師数を議論することはできない。開業医の行動も捨象されている上、病院行動を考える場合でも勤務医師のみが議論され、看護師や医療技術者、病院事務員などの行動は一切考慮されていない。しかし実際の病院では医師のほかこれらほかの担当者の行動が極めて重要である。なぜなら、病院勤務医の労働条件の悪化は本来の医師としての業務に加えて本来なら従事しないであろう労働も同時に行っている、あるいはそのような業務の増加が大きく関連していることが指摘されているからである。従って、病院勤務医の過剰労働や低賃金労働を議論するのであれば、同じ病院内で勤務しているほかの当事者の行動も同時に考慮するべきであろう。もし病院内でそれぞれの職種に対応した労働のみが行われるようにできるならば、今述べたような病院勤務の労働条件の悪化は大きく改善できるかもしれ

ない。さらに、わが国の医師の絶対数、あるいは登録医師数をもとに医師数の最適規模を議論することは間違った議論を展開するおそれがある。なぜなら、実際に勤務している医師数と登録医師数の間には大きな開きが存在するからである。これにはさまざまな理由が考えられるが、特に女性医師の場合、わが国では育児の問題が大きく関連している。従って、女性医師や女性看護師の実際に勤務している数やその労働条件は育児環境に大きく依存するであろう。従って、育児環境の整備を通して、実際に勤務できる医師数を大きく増加させることができるかもしれない。医療政策を考える場合、このような育児環境も同時に考えることは極めて重要である。また、単純化されたモデル分析であるため、地域ごとで異なった特性や人口分布、さらに、地域ごとに異なった食生活などに起因する疾病の違いなどは一切考慮されていない。一方、実際には地域ごとによって大きく異なる事象が数多くみられ、地域特性を考慮することは重要であろう。

以上のような問題は今後の課題として残しておきたい。一方、当該論文は病院勤務医の行動のみを取り上げた極めて単純なモデルではあるが、病院勤務医数の減少が単に病院勤務医だけの問題ではなく、社会的にも大きな影響を与えることを理論的に示した。戦後のわが国の医療制度の特徴の一つとしてあげられる地域に依存しないナショナルミニマムは病院勤務医数の減少によって大きく揺らぐ可能性があり、病院勤務医数を望ましい水準に維持することが社会的にも重要であることを示したと言えよう。

(平成20年6月投稿受理)

(平成22年3月採用決定)

謝辞

長野県佐久総合病院において定期的に開催されている医療経済学研究会参加者からのさまざまなコメント・意見に対して感謝の意を表した。また、3人のレフェリーから数々の貴重なコメントをいただいた。ここに記して深く感謝の

意を表したい。なお、当該研究に対して助成を受けた私学事業財団ならびに国際大学研究資金援助に感謝の意を表する。また、当該論文における意見は我々個人のものであるとともに、間違いは当然のことながら我々に帰するものである。

付記

- † 国際大学大学院国際関係学研究科国際開発学プログラム：949-7277 新潟県南魚沼市国際町777 (email:kato@iuj.ac.jp)。
‡ 国際大学大学院国際関係学研究科国際開発学プログラム：949-7277 新潟県南魚沼市国際町777 (email:kakinaka@iuj.ac.jp)。

注

- 1) Kato and Kakinaka (2008) では我が国の出来高払い制度における開業医と勤務医の行動を同時に扱っている。なお、本稿の基本モデルはKato and Kakinaka (2008) に依存している。
- 2) 詳細な議論については優れたサーベイ論文であるEllis and McGuire (1993) を参照されたい。
- 3) Kato and Kakinaka (2008) は薬価差益が存在しない場合でも、出来高払い制度である限り開業医による過剰投与の可能性を理論的に示している。
- 4) Bell and Hart (1999) もunpaid workの存在を指摘している。
- 5) 我々筆者が定期的に行ってきている共同研究会（於：佐久総合病院）では、現場の医師からの指摘からこのような時間外手当が十分に支払われていない状況が日常的に観察される事実が何度も報告されている。また、医療従事者が多く参加しているオンライン・サービスなどの報告でも、多くの事例が報告されている。例えば、日経メディカル・オンライン (<http://medical.nikkeibp.co.jp/>) などを参照されたい。
- 6) 本稿における患者の健康水準 h は各勤務医が受け持つ患者の平均的な健康水準と仮定する。
- 7) 病院勤務医が全く患者の健康状態を考慮しないケースは $\gamma=0$ に対応する。しかしながら、このようなケースは明らかに非現実的である。従って、本稿では $\gamma>0$ を仮定して議論を進める。
- 8) 患者の健康状態は勤務医のインプットのほか、看護師や放射線技師など同じ病院内の専門スタッフによるインプットも大きく影響するであろう。本稿ではこれらのすべてのインプットをすべて所与として扱う。これは本稿の目的が病院勤務医の過剰労働とその帰結を議論することだからである。なお、これら専門スタッフの重要性については後述する。
- 9) ここではさまざまな異なった投薬や処置を一つの指標で表せるかという困難な問題には立ち入らず、単純にそれが m で表せると仮定して議論を進める。さらに m は勤務が施す治療内容や水準のほか、勤務医のエフォートなど、勤務医が患者の健康水準に影響を与えるすべてのインプットと解釈できる。さて、より一般的には $h=g(m, l)$ と仮定する方が妥当かもしれないが、このような設定は議論を複雑にするだけでここでの本質的な結論を著しく変えることはない。なお、患者の健康水準が医師の労働時間にも依存するような一般的なケースについてはKato and Kakinaka (2008) を参照されたい。
- 10) Kato and Kakinaka (2008) は平均賃金率が L に依存するような仮定で議論を展開しているが、過剰労働（低賃金労働）が存在する場合には平均賃金率が低下するという意味においては、本質的な違いはない。なお、Kato and Kakinaka (2008) では (2) に換わって $h=g(m, L)$ を仮定している。本稿の仮定によって大きく議論を単純化できる一方、ここでの結論が本質的に異なるわけではない。なお、本稿の問題意識は、Kato and Kakinaka (2008) と基本的に異なっている。
- 11) この議論は労働者による‘unpaid work’と密接に関連している。詳しくは、Bell and Hart (1999) やPannenberg (2005) を参照されたい。また、日本におけるケースを取り扱っている文献としてはOgura (2007) を参照されたい。いずれにせよ、実証研究では指摘されているものの、unpaid workを理論的に分析した研究は我々が知る限り、存在しない。
- 12) Kakinaka and Kato (2008) ではこのような医師間の相互依存関係の結果、病院ごとに全く異なった複数均衡が存在することを議論している。
- 13) 病院ごとに提供される医療サービスの内容や質が異なっていることは多く指摘されており、その大きな理由の一つとして、設備や病院内のマネジメント、さらに勤務医の能力の違いなどが指摘されるであろう。一方、病院の経営にかかわるマネジメントと純粋に医学的見地

(慈善水準: benevolence) に基づいた医師の行動との間には現在の診療報酬制度の下では必ずしも一致しないケースが指摘されている。このような状況が実際に観察される中、観察不可能ではあるものの、病院ごとの慈善水準の違いを明示的に考察することは重要であろう。また、病院経営に関するマネジメントが病院ごとに異なるとしたなら、なぜ異なっているかという理由について病院ごとの慈善水準の違いが一つの大きな理由としても考えられるであろう。

- 14) 以下すべて内点解の存在を仮定する。
なおここで、 $u_i = \frac{\partial u}{\partial y_i}$; $i = y, l$ ならびに $W_j = \frac{\partial W}{\partial y_j}$; $j = m, L$ を意味する。
- 15) 医師の最適行動に於いて、病院内勤務医数の変化が労働時間、および治療水準に与える影響は一概には確定できない。本論文では議論を単純化するため、低賃金労働が存在するか否かという二つのケースのみで議論を展開する。
- 16) 加法に分離可能であれば、 y に関して線形関数でない場合でも、所得 y の限界効用の弾力性が1より小さい場合には所得効果が代替効果より小さい状況に対応し、以下と同様な結論が得られる。詳細は例えば、Atkinson and Stiglitz (1980)、あるいは井堀 (2003) を参照されたい。
- 17) この点に関してはレフェリーからの貴重なコメントに感謝したい。

参考文献

- Atkinson, A B, and J E Stiglitz (1980), *Lectures on Public Economics*, McGraw-Hill.
- Bell, D N F, and R A Hart (1999), 'Unpaid Work,' *Economica* 66, 271-290.
- Chalkley, M, and J M Malcomson (1998), 'Contracting for Health Services when Patient Demand Does not Reflect Quality,' *Journal of Health Economics* 17, 1-19.
- Duggan, M G (2000), 'Hospital Ownership and Public Medical Spending,' *Quarterly Journal of Economics* 115, 1343-1373.
- Ellis, R P (1998), 'Creaming, Skimping and Dumping: Provider Competition on the Intensive and Extensive Margins,' *Journal of Health Economics* 17, 537-555.
- Ellis, R P, and T G McGuire (1986), 'Provider Behavior Under Prospective Reimbursement,' *Journal of Health Economics*, 5, 129-151.
- Ellis, R P, and T G McGuire (1990), 'Optimal Payment Systems for Health Services,' *Journal of Health Economics*, 9, 375-396.
- Ellis, R P, and T G McGuire (1993), 'Supply-Side and Demand-Side Cost Sharing in Health Care,' *Journal of Economic Perspectives*, 7 (4), 135-151.
- Glazer, J, and T. G. McGuire (1994), 'Payer Competition and Cost Shifting in Health Care,' *Journal of Economics and Management Strategy* 3 (1), 71-92.
- Kakinaka, M, and R R Kato (2008), 'Intrinsic Motivation of Physicians,' GSIR Working Paper Series EAP08-1, International University of Japan.
- Kato, R R, and M Kakinaka (2008), 'Behavioral Difference between Self-Employed and Hospital-Employed Physicians in Japan,' GSIR Working Paper Series EAP08-3, International University of Japan.
- Ma, Ching-To A (1994), 'Health Care Payment Systems: Cost and Quality Incentives,' *Journal of Economics and Management Strategy* 3, 93-112.
- Ma, Ching-To A, and T. G. McGuire (1997), 'Optimal Health Insurance and Provider Payment,' *American Economic Review* 87 (4), 685-704.
- Ogura, K (2007), 'Working Hours and Japanese Employment Practices,' *Japan Labor Review* 4, 139-160.
- Pennenberg, Markus (2005), 'Long-Term Effects of Unpaid Overtime,' *Scottish Journal of Political Economy* 52 (2), 177-193.
- Pope, G C (1989), 'Hospital Nonprice Competition and Medicare Reimbursement Policy,' *Journal of Health Economics*, 8, 147-172.
- Selden, T M (1990), 'A Model of Capitation,' *Journal of Health Economics*, 9, 397-409.
- Simoens, S, and A. Giuffridia (2004), 'The Impact of Physician Payment Methods on Raising the Efficiency of the Healthcare System,' *Applied Health Economics and Health Policy* 3, 39-46.
- Tokita, Tadahiko, (2002), 'The prospects for reform of the Japanese Healthcare system,' *Pharmacoeconomics* 20 (S3), 55-66.
- Wright, DJ (2007), 'Specialist Payment Schemes and Patient Selection in Private and Public Hospitals,' *Journal of Health Economics*, 26, 1014-1026.
- 井伊雅子・別所俊一郎 (2006), 「医療の基礎的実証分析と政策: サーベイ」, 『フィナンシャル・レビュー』, 80 (1), 117-156.
- 井堀利宏 (2003), 『課税の経済理論』, 岩波書店。

大日康史・菅原民枝（2005），「医療・公衆衛生政策における費用対効果分析とその応用」，『フィナンシャル・レビュー』，77（3），164-196。
倉澤資成（1987），「病院行動の理論」，『エコノミア』，93，横浜国立大学，1-13。
佐野洋史・岸田研作（2004），「医師の非金銭的インセンティブに関する実証研究」，『季刊社会保障研究』，40（2），193-203。
田近栄治・佐藤主光（2005），『医療と介護の世代間格差』，東洋経済新報社。
田近栄治（2006），「特集医療保険と介護保険－改革の視点－」，『フィナンシャル・レビュー』，80

（1）。

知野哲朗（2006），「資源配分機能としての制度・規制」，『会計検査研究』，34，55-66。
錫田忠彦（1995），『日本の医療経済』，東洋経済新報社。
錫田忠彦（2004），『日本の医療改革』，東洋経済新報社。
西村周三（1987），「わが国の医療制度と公立病院」，『季刊現代経済』，22，100-113。

（かとう・りゅうた 国際大学大学院教授）
（かきなか・まこと 国際大学大学院准教授）

社会保険法判例

島村 暁代

自動車損害賠償保障法上の政府保障事業による損害のてん補と
労災保険の年金給付との調整

最高裁平成21年12月17日第一小法廷判決（平成20（受）1192号，損害
填補金請求事件）判例時報2066号49頁，判例タイムズ1315号90頁

I 事案の概要

1 X（原告，被控訴人，被上告人）は，平成15年11月1日，普通乗用自動車を運転中の通勤途上，信号無視の自動車に衝突されたが，同自動車は，そのまま走り去り行方不明となった。上記の衝突事故により，Xは頸椎骨折等の傷害を負い，平成16年12月1日，重度の後遺障害（以下「本件後遺障害」という。）を残して症状が固定した（当時66歳）。本件後遺障害は，自動車損害賠償保障法（以下「自賠法」という。）施行令別表第1第1級1号に該当する。

2 Xは，症状の固定により，労働者災害補償保険法（以下「労災保険法」という。）に基づく障害年金の受給権を取得し，平成17年1月17日，その支給決定（年額130万2080円）を受けた。Xが平均余命期間に上記支給決定に係る額の年金を受給すると仮定した場合の支給総額の現在額は，1622万6520円である。

3 Xは，加害者が行方不明であるため，平成17年2月25日，Y（国：被告，控訴人，上告人）に対し，自賠法72条1項前段に基づく損害のてん補を請求した（政府保障事業に対する請求）。Y

は，Xの本件後遺障害による損害額を3935万円と算定し，同金額から上記1622万6520円を控除した残額2312万3480円を支払うこととし，同年7月19日，Xに対しこれを支払った。

Xは，てん補額に不服があるとして，Yを相手取り，てん補限度額と既てん補額との差額等の支払いを請求する訴訟を提起した。主たる争点は，政府保障事業において，将来受給する年金分を控除すべきかである。1審（東京地裁平成19年7月26日判決・判例タイムズ1251号103頁）は将来分のうち，支給を受けることが確定した年金額のみを控除して損害額を計算し，Xの請求を認容した。原審（東京高裁平成20年4月16日判決・判例タイムズ1269号241頁）も，1審を維持し，Yの控訴を棄却したので，Yが上告受理申立てをした。

なお，Xには，原審の口頭弁論終結時までに2度，傷病再発のため，障害年金の受給権が消滅し，傷病年金の支給決定（その年額は当時の障害年金と同額）を受けて同年金を受給し，その後，傷病が治った後に上記1と同一の後遺障害が残ったため，その都度，障害年金の受給権を取得し支給決定を受けていたという事情がある。

II 判旨

一部破棄自判、一部上告棄却

1 「自賠法73条1項は、被害者が健康保険法、労災保険法その他政令で定める法令に基づいて自賠法72条1項による損害のてん補に相当する給付（以下「他法令給付」という。）を受けるべき場合には、政府は、その給付に相当する金額の限度において、同項による損害のてん補をしない旨を規定している。上記文言から明らかなとおり、これは、政府が自動車損害賠償保障事業（以下「保障事業」という。）として自賠法72条1項に基づき行う損害のてん補が、自動車損害賠償責任保険及び自動車損害賠償責任共済の制度によっても救済することができない交通事故の被害者に対し、社会保障政策上の見地から救済を与えることを目的として行うものであるため〔評者注・①〕、被害者が他法令給付を受けられる場合にはその限度において保障事業による損害のてん補を行わないこととし、保障事業による損害のてん補を、他法令給付による損害のてん補に対して補完的、補充的なものと位置付けたものである〔評者注・②〕。そして、自賠法73条1項の定める他法令給付には、保障事業の創設当時から、将来にわたる支給が予定される年金給付が含まれていたにもかかわらず、自賠法その他関係法令には、年金の将来の給付分を控除することなく保障事業による損害のてん補が先に行われた場合における他法令給付の免責等、年金の将来の給付分が二重に支給されることを防止するための調整規定が設けられていない〔評者注・③〕。

保障事業による損害のてん補の目的〔評者注・①〕とその位置付け〔評者注・②〕に加え、他法令給付に当たる年金の将来の給付分に係る上記の調整規定が設けられていないこと〔評者注・③〕を考慮すれば、自賠法73条1項は、被害者が他法令給付に当たる年金の受給権を有する場合

給を受けることになる将来の給付分も含めて、その給付に相当する金額の限度で保障事業による損害のてん補をしない旨を定めたものと解するのが相当である。

したがって、被害者が他法令給付に当たる年金の受給権を有する場合において、政府が自賠法72条1項によりてん補すべき損害額は、支給を受けることが確定した年金の額を控除するのではなく、当該受給権に基づき被害者が支給を受けることになる将来の給付分も含めた年金の額を控除して、これを算定すべきである。」

2 (1)「このように解しても、他法令給付に当たる年金の支給は、受給権者に支給すべき事由がある限りほぼ確実に行われるものであって（労災保険法9条等）、その支給が行われなくなるのは、上記事由が消滅し、補償の必要がなくなる場合や、本件のように傷病が再発し、傷病の治療期間中、障害年金額と同額の傷病年金が支給されることになる場合などに限られるのであるから、被害者に不当な不利益を与えるものとはいえない〔評者注・④〕。」

(2)「なお、被害者が加害者に対して有する損害賠償請求権の額を確定するに当たっては、被害者が不法行為と同一の原因によって債権を取得した場合、当該債権が現実に履行されたとき又はこれと同視し得る程度にその存続及び履行が確実であるときに限り、被害者の被った損害が現実に補てんされたものとしてこれとの損益相殺が認められるが（最高裁昭和63年（オ）第1749号平成5年3月24日大法廷判決・民集47巻4号207頁参照）、自賠法73条1項は、被害者が加害者に対して有する損害賠償請求権を前提として、保障事業による損害のてん補と他法令給付による損害のてん補との調整を定めるものであるから、損益相殺の問題ではなく、上記と同列に論ずることはできない〔評者注・⑤〕。」

「以上と異なる原審の判断には、自賠法73条1項の解釈適用を誤った違法があり、この違法が判決に影響を及ぼすことは明かである。論旨は理由がある」。本件後遺障害に関しててん補すべき損害額を算出するに当たっては、自賠法73

条1項に基づき、将来の給付分を含めた障害年金の額たる1622万6520円を控除すべきである。

Ⅲ 評釈

1 本判決の意義

本件は、自動車同士の衝突事故により後遺障害を負ったXが、加害車両の所有者が不明であるため、Yに対し、自動車損害賠償保障法72条1項前段に基づいて、上記後遺障害による損害のてん補を求めた事案である（政府保障事業に対する請求）。本件事故が通勤災害であったことからXには労災保険法上の障害年金も支給される。ところ、自賠法上の政府保障事業のてん補については、同法73条1項が労災等の給付が優先する旨規定しているのみで、将来の年金分の取扱いを明示的には定めていないため、将来分をも含めた年金相当額の控除が認められるかが争点となった。

自賠法上の政府保障事業に関する裁判例はあまり多くないところ、政府保障事業と社会保障年金給付との調整については、控除説に立つ東京地裁昭和50年3月25日判決・判例タイムズ327号290頁（以下「昭和50年東京地判」という。）と非控除説に立つ本件第1審および原審がある。このように、少ないながらも裁判例の結論が分かれていた状況下で、法廷意見がいわゆる控除説を採用したところに本判決の意義がある¹⁾。実務を追認する結果であり、影響力は大きいと思われる。なお、紙幅の関係上、割愛したが、本判決には非控除説を採る宮川裁判官の反対意見がある。

本判決は、①政府保障事業の目的、②政府保障事業の補完的、補充的な位置付け、③自賠法の条文構造（調整規定の欠如）の3点を理由として自賠法73条1項を解釈し、同条は、将来の給付分を含めて保障事業による損害のてん補をしない旨定めたものとした（判旨1）。その上で、付加的に、④被害者への不利益について触れ（判旨2(1)）、最後に、なお書きで、⑤自賠法73条1項の性質を他の最高裁判例と比較し説明すると

の枠組みを採っている（判旨2(2)）。

そこで、上記5つの視点を軸に、本件第1審・原審、昭和50年東京地判のそれぞれの理由付けを適宜参照しながら、本判決の分析を行いたい。

2 政府保障事業の目的（上記①）

本判決は、政府保障事業の目的を「自動車損害賠償責任保険及び自動車損害賠償責任共済の制度によっても救済することができない交通事故の被害者に対し、社会保障政策上の見地から救済を与えること」と解し、このことを控除説に到達する理由のひとつとする（判旨1：①）。しかし、非控除説を採った第1審・原審も、同事業の目的については同様の理解をしている。

ただ、第1審・原審と本判決の判示とでは、異なるところがある。それは、前二者が、保障事業について「加害者が行う損害賠償に代わるもの」と評価するのに対し、後者はそれに明示的に触れていない点である。しかし、政府による保障事業の法的性質が問題となった最高裁昭和54年12月4日第三小法廷判決・民集33巻7号723頁（以下「昭和54年最判」という。）は、「政府をして自動車損害賠償保障事業を行わせることにしたのは、……（中略）……社会保障政策上の見地から特に、とりあえず政府において被害者に対し損害賠償義務者に代わり損害の填補をすることによって、上記のような〔評者注・自賠責保険による救済が得られないような〕特殊の場合の被害者を救済することにするため」と判示する。これに鑑みると、本判決も、保障事業は「加害者が行う損害賠償に代わるもの」であることを暗黙の前提としていていると思われる。そうだとすれば、保障事業の目的の捉え方は、本判決と第1審・原審とで、実質的な差がないといえよう。したがって、保障事業の目的からは、将来の年金給付控除の可否を直ちには導き出せない。

3 自賠法の条文構造（上記③）

（1）調整規定の不存在

判旨は、さらに控除説採用の理由として、将来の年金給付との調整規定の欠如という自賠法

の条文構造を挙げる（判旨1：③，なお②に関しては評釈の都合上，後述）。民事の損害賠償が先行した場合における将来の年金給付との調整を定める規定としては，労災保険法64条2項があり，おそらく判旨はこの規定との対比を想定していると思われる²⁾。確かに，労災保険法64条のような調整規定は，自賠法その他関係法令に存在しない。ただ，判旨が「保障事業の創設当時から，将来にわたる支給が予定される年金給付が含まれていたにもかかわらず」と述べる点には，若干の疑問がある。

政府保障事業の創設は，自賠法成立時の昭和30年であるところ³⁾，労災保険への年金給付の導入は，昭和35年改正時であり，本格的な年金給付化は昭和40年である⁴⁾。また，労災保険法以外で73条が列举する健康保険法には年金給付はない。とすると，自賠法制定当時の立法者は，73条に例示列举した範囲では年金給付分の問題を，必ずしも想定してはいなかったといえそうである⁵⁾。

もっとも，自賠法73条は，上記2法以外でも調整対象となるものの指定を政令に委任しており，昭和30年の自賠法制定時の施行令は，国民健康保険法，国家公務員共済組合法，国家公務員災害補償法，消防法等を列举していた。これら法令のうち，国家公務員共済組合法，私立学校教職員共済組合法，市町村職員共済組合法，船員保険法の4法律は，昭和30年当時に既に退職年金（ないし養老年金），廃疾年金（後の障害年金），遺族年金という長期給付（年金）を規定していた。このような事情を捉えれば，判旨が「保障事業の創設当時から，将来にわたる支給が予定される年金給付が含まれていた」というのもあながち不思議ではない⁶⁾。

しかし，これらの法律が長期給付（年金）を含んでいたのは，共済組合制度や船員保険制度が長期給付（年金）と短期給付（医療）とを提供する総合的な保険制度であるためと考えられる。したがって，当時の立法者は，短期給付（医療）のみを念頭に置いていたが，総合的な保険制度であるがために，期せずして長期給付

（年金）を含むことになったとの見方もありうる。実際，制定当時の自賠法及び施行令に列举された法令は，原則として医療給付か，労働等における災害給付かを支給するものと位置付けることができる⁷⁾。しかも，主要な年金制度の根拠法令である厚生年金保険法や国民年金法が，自賠法制定当時に既に存在していたにもかかわらず，列举されていない。

このように考えると，自賠法に労災保険法64条1項のような将来の年金給付との調整規定が存在しないことは，控除説を採る上で必ずしも強い決め手にはならないということもできそうである。

（2）文理解釈

他方，昭和50年東京地判のように，自賠法73条1項の文理に注目して，控除説を導く見解もある。自賠法73条2項は損害の賠償を「受けたとき」と定めるのに対し，同条1項は損害のてん補を「受けるべき」場合と規定することに着目して，控除説を採るのである⁸⁾。しかし，先述のとおり，自賠法創設時には年金給付は必ずしも想定されていなかった可能性があるため，このような解釈も決め手とはなり難いと思われる。

もっとも，年金給付が本格的に導入された後も，「受けるべき」という文理をそのまま維持した立法判断を捉えて，控除説の根拠とすることはできるかもしれない。

4 政府保障事業の位置付け（上記②）

上述の通り，結論に至る3つの理由のうち，①③は十分に説得的とはいいい難いところがある。そこで，判旨が挙げる政府保障事業の位置付けという理由付け（判旨1：②）を検討する。

政府の保障事業の法的性質については，自賠責保険（共済）との関係で，学説上，同質説，異質説等⁹⁾の争いがある。同質説とは，政府保障事業は，危険責任思想に基づき一種の産業責任を担保するための集团的保障の制度であるとして，自賠責保険（共済）と同一の性格を有し，自賠責保険の延長線上にあると考える見解である¹⁰⁾。この説の根拠は，保障事業の財源である。

保障事業の財源の多くは、保険会社および組合が納付する賦課金であり（自賠法78条）、この賦課金は自動車保有者が支払う自賠責保険料ないし共済掛金の中に含まれている。そこで、財源の実質的な負担者は国ではなく、自動車保有者であると理解する。本判決の宮川反対意見は、自賠責保険（共済）との保護の同一性を論じており、この説を前提にするとと思われる。

しかし、実務は異質説を採る。異質説とは、政府保障事業は、損害賠償義務のない政府が本来の賠償責任者に代わって立替払をする形式によって被害者を救済しようと定めた社会保障的性格の強いものなので、自賠責保険（共済）とは性格を異にするという見解である¹¹⁾。この見解は、被害者の政府に対するてん補請求権と政府が取得する代位求償権（自賠法76条）との間に、強い牽連性を認める¹²⁾。政府の保障事業に関する前掲・昭和54年最判も異質説を前提とする。

本判決は、政府保障事業による損害のてん補よりも、他法令給付（将来分をも含む）を優先させ、保障事業を補完的・補充的なものとして位置付けている。それに照らすと、本判決は、自賠法73条1項の解釈にあたって、異質説を前提にしたといえよう。そして、政府保障事業を補完的・補充的なものとして位置付けた結果、本判決は他法令給付が行われるべき限度で、そもそも保障請求権が発生しないと考えたと思われる¹³⁾。その意味では、控除か非控除かという問題設定自体がミスリーディングなのかもしれない。控除・非控除というのは、請求権が発生したことを前提とするからである¹⁴⁾。

5 最高裁平成5年3月24日大法廷判決との関係

(1) 問題の所在

本判決はこれまで検討してきた3つ（上記①②③）を理由に自賠法73条1項の解釈と結論を導いた後、このような解釈は被害者に不当な不利益を与えるものとはいえないという実質的な裏付けをする（判旨2(1)：④）。そして、両当事者が、

第1審以来、本件に最高裁平成5年3月24日大法廷判決・民集47巻4号207号（以下「平成5年最大判」という。）の射程が及ぶかを争っていたので、その点に言及する（判旨2(2)：⑤）。平成5年最大判は、共済組合制度の退職年金相当額の損害賠償から、遺族年金の将来分の控除が認められるかが問題となった事案であり、その法廷意見は、支給を受けることが確定した年金額を除いて、その控除を認めなかった。本件第1審および原審は、明示的には平成5年最大判に触れないものの、結論では同判決に沿った判断をしていた。学説の中にも、年金給付の不確実性を理由に、その射程は政府保障事業にも及ぶと解するものも存在していた¹⁵⁾。このような展開の中、本判決は、平成5年最大判は本件の先例ではなく、射程外であることを明らかにした。本判決の思考を把握するためには、平成5年最大判との関係を整理することが重要である。そこで、以下では、④⑤の判示部分を分析する。

(2) 被害者への不当な不利益（上記④）

平成5年最大判は、退職年金と遺族年金が目的および機能において同質性を有することを前提に、遺族年金の履行の不確実性は問題とすべき余地がないが、存続については婚姻や死亡などによる遺族年金の受給権の喪失が予定されているのであるから、確実であるということとはできないとする。年金支給に関して、平成5年最大判は「確実であるということとはできない」とするのに対し、本判決の判旨2(1)は「ほぼ確実」としており、対照的である。

まず、判旨2(1)が述べる「ほぼ確実」とは、履行の確実性ではなく、存続の確実性を指していると思われる。平成5年最大判は、履行の確実性を根拠づける理由に共済組合が債務者であることを挙げており、履行の確実性を、債務者が誰かに関わる問題として捉えているところ、本判決は、政府が労災保険の保険者である旨定めた労災保険法2条を引用していないからである。

判旨は、こうした意味での存続の確実性につき、支給が行なわれなくなる例として、補償が必要なくなる場合と、再発のため同額の傷病年

金が代わりに支給される場合とを列举する。前者の場合は、補償の必要性の消滅以降は損害が生じておらず、後者の場合にはほぼ同額の傷病年金によって、損害がてん補されると言い得る。判旨は支給が行なわれなくなる例として、“政府保障事業による損害のてん補が不要な場面”を列举した訳である。

これに対して、平成5年最大判は、存続の確実性に関して、受給権の喪失事由である婚姻や死亡の場合を列举する。婚姻は遺族年金固有の受給権消滅事由である（厚生年金保険法63条1項2号、国民年金法40条1項2号等参照）ため、障害年金が問題である本件事案とは無関係である。しかし、死亡は障害年金の受給権消滅事由でもある（厚生年金保険法53条1号、国民年金法35条1号等参照）。それにもかかわらず、本判決は明示的には採り上げない。本判決は、平成5年最大判との関係を問題視はするものの（判旨2(2)参照）、同判決が債権の存続の確実性を判断する要素として列举した「死亡」について、明示的な検討をせずに、債権の存続の確実性を認めたのである¹⁶⁾。

(3) 自賠法73条1項の法的性質

平成5年最大判の射程を限定するにあたり、本判旨2(2)は、自賠法73条1項の法的性質を述べる。判旨は、平成5年最大判は損害賠償請求における損益相殺の問題であるのに対し、自賠法73条は損害賠償請求権を前提とした調整規定なので損益相殺の問題ではないとする。

① 平成5年最大判の理解

平成5年最大判は正確には「損益相殺」という言葉ではなく、「損益相殺的調整」という言葉を使用していた。したがって、本判旨が平成5年最大判を「損益相殺」と理解することに評者は若干の疑問がある¹⁷⁾。

平成5年最大判の調査官解説は「多数意見が『損益相殺的な調整』というのは、被害の主体と受益の主体とが異なることを考慮に入れたため、『損益相殺』と同旨をいうものと解される」と説明していた¹⁸⁾。本判決は、この調査官解説の考えに従い、本件で問題となる障害年金は、

被害の主体と受益の主体とが同一なので、「損益相殺的調整」ではなく「損益相殺」として問題設定したのかもしれない。

ただ、この調査官解説には、そもそも疑問がある。確かに、平成5年最大判では、退職年金と遺族年金の調整が問題であったため、被害の主体と受益の主体が異なるので、調査官解説の説明は一見、理に適う。しかし、平成5年最大判の一般論は、被害の主体と受益の主体とが同一な場合も「損益相殺的な調整」という用語を使用しており、被害と受益の主体の差では「損益相殺的調整」と「損益相殺」とを区別していないように思われる。上記調査官解説があるので、本判決はこのような平成5年最大判の用語の使い分けには十分な注意を払わなかったようである。

② 自賠法73条1項の法的性質

平成5年最大判を上述のように理解した上で、判旨は、自賠法73条1項は損益相殺を定めたものではないとする。損益相殺とは、不法行為の被害者が、損害を被ったのと同ーの原因によって利益を受けた場合に、公平の見地から、その利益の額を賠償額から控除する法理であり¹⁹⁾、明文の根拠なく認められている。平成5年最大判も退職年金の喪失という損害（逸失利益）と遺族年金という利益とに同質性を認めたからこそ、損益相殺的調整を行っていた。

これに対して、本件が問題とするのは政府保障事業請求権である。これは、ひき逃げや無保険車事故であるため、自賠法3条に基づく損害賠償請求ができない場合に、被害者が政府に対して有する請求権であり（自賠法72条1項）、判旨が述べるとおり、被害者の加害者に対する損害賠償請求権を前提とはするが、損害賠償請求権それ自体ではない。損害と利益の同質性を問題とできないため、判旨は、損益相殺の法理は働かないと考えたと理解するのが適切であろう。

6 最後に

(1) 議論の整理

評者の理解によれば、本判決の核心は②・④・⑤にある。平成5年最大判と本判決とは、いずれ

も交通事故にあった被害者（側）からの金員の請求に対して、将来の年金分を控除できるか否かという問題を扱っているため、似たような問題状況ではある。しかし、2つの事案では、被害者（側）が依拠する請求権の法的根拠が異なる。その点こそ、本判決の鍵であると思われる。被害者（側）が援用する請求権は、平成5年最大判では不法行為に基づく損害賠償請求権であり、本判決では自賠法に基づく政府保障事業請求権である。損害賠償請求権の場合は、損害と利益の同質性が認められれば損益相殺ないし損益相殺的調整の法理が働き得るが、政府保障事業請求権の場合は損害賠償請求権ではないので損害との同質性は問題とならず、同法理は働かない。判旨は、自賠法73条1項の解釈について異質説に立つことを前提とした上で、同条項は、同法理とは異なる次元で政府保障請求権と他法令給付との調整を図った規律であると解したのである。

政府保障事業と自賠責保険（共済）との間に較差が存することについては以前から指摘されていた²⁰⁾。そのため、最近では加害者を選べない被害者を保護しようと、政府保障事業が自賠責保険（共済）に歩み寄りを見せていたところであった²¹⁾。しかし、本判決は、両者の間には依然自賠法73条1項という法律上の較差が存すること²²⁾を明確にした。

従来から政府保障事業については、最終的に最小限度の救済を与えるとの視点から解決が図られていたが、本判決も政府保障事業は他法令による給付ではてん補されない損害をてん補すると判断したのであり、これまでの考え方に従った判断と分析できよう。そして、本判決にはいくつかの疑問点があるものの、政府保障事業請求権の位置付けや法的性質を基軸とする判断はおおむね筋が通っており、支持できる。

（2）本判決の射程

本件は、障害年金を対象とした事案であるが、本判決は年金の性格を問題とはせず²³⁾年金一般について論じている上、政府保障事業請求権の法的性質等に依拠して自賠法73条1項を解釈し

ている。したがって、本判決の射程は労災保険法上の障害年金に限られず、船員保険法や国家公務員災害補償法等に基づくものにも、そして遺族年金にも及ぶと考えられる²⁴⁾。

注

- 1) 昭和50年東京地判に賛同し、控除説を採る学説として、下森定「自賠法72条による保障金の支払と労災保険金の控除との関係」判例時報816号148頁（1976年）、西島梅治「政府保障金（自賠法72条）と労災保険金との調整」ジュリスト664号160頁（1978年）がある。
- 2) この調整規定は、労災保険による年金給付の将来支給分の損害賠償額からの控除を否定した最高裁昭和52年10月25日判決・民集31巻6号836頁を契機に導入された。同項が挿入される以前は、事業主による損害賠償の支払いが先行すると、いつまで年金を支給停止できるかが、条文上明確ではなかった。そのため、労災保険の実務では、3年を経過すると年金の支給が再開され、その結果、被害者は損害の二重てん補を受け、他方、事業主は損害賠償と労災保険料との二重負担となる事態が発生した。本条文はこのような被害者の損害の二重てん補と事業主の労災保険における保険利益が失われる不合理な事態とを解消するために、昭和55年の法改正時に導入された。
- 3) 運輸省自動車交通局保障課監修『新訂 自動車損害賠償保障法の解説』（ぎょうせい、1998年）6頁。
- 4) 厚生労働省労働基準局労災補償部労災管理課編『七訂新版 労働者災害補償保険法』（労務行政、2008年）38頁以下。
- 5) 本評釈は自賠法73条の解釈にあたって、同法立法時と年金制度の導入時を照らし合わせて分析したが、同様の問題意識に基づき、労災保険法20条1項（現行法12条の4）の解釈をする解説として、岩出誠「判批」ジュリスト584号154頁（1975年）、柿島美子「判批」法学協会雑誌96巻1号96頁（1979年）がある。岩出・柿島は、労災保険法20条1項（現行法12条の4）が、政府が損害賠償請求権を代位取得するのは「保険給付をしたとき」と規律するため、代位取得するのは既払分の年金額に限られるとの解釈も成り立つが、労災保険法制定当時年金制度は導入されていなかったため、将来の年金の問題は必ずしも想定されていなかったと指摘する。
- 6) 本判決について乙部は、本文でも触れた国家公務員共済組合法における退職年金等の存在を理由に、自賠法制定当初から年金も想定されて

いたと解している（乙部竜夫「自賠法の政府保障事業を巡る最高裁判決」法律のひろば63巻4号55頁（2010年））。また、乙部は、当時の国家公務員災害補償法20条等における補償の分割と、年金とを同視しているようであるが、評者は、その点につき議論の余地があると考ええる。

- 7) 昭和30年当時の例外としては、損失補償を目的とする消防法が考えられる。
- 8) 学説上、この点を控除説の理由とするものとして前掲注1)・下森（1976）151頁、前掲注1)・西島（1978）161頁、前掲注6)・乙部（2010）56頁ほかがある。
- 9) 最近では、異質説・同質説とも異なる見解がある。責任保険性が希薄化された自賠責保険が民事責任を超えるある種の保障給付を保有者集団から保険料として拠出したファンドにより行っているのと同様に、政府保障事業も求償権については民事責任額に限定されるとしても、その額を超える給付額については保有者集団が賦課金として拠出したファンドが民事責任から離脱した保障給付として行っており、このような運営実態については社会的承認あるいは規範的合意が成立していると見られるのではないかとの見解である（伊藤文夫「損害賠償と自動車保険の交錯—自動車保険の変遷を素材にして—」法律のひろば58巻7号12頁（2005年）ほか）。
- 10) 原口宏房「政府保障事業における問題点とその改善策」ジュリスト総合特集No.8交通事故78頁（1977年）。
- 11) 浅岡千香子「政府の自動車損害賠償保障事業（自賠法71条以下）に関する若干の問題」判例タイムズ1213号15頁（2006年）。
- 12) 肥塚肇雄「政府保障事業をめぐる現代的課題」法律時報78巻11号79頁（2006年）。
- 13) 前掲注1)・下森（1976）151頁、前掲注1)・西島（1978）162頁。
- 14) それゆえ、前述の本判決の意義において、「いわゆる控除説」という用語を使用した。
- 15) 伊藤文夫「政府の自動車損害賠償保障事業」塩崎勤＝園部秀穂編『新・裁判実務大系(5)交通損害訴訟法』（青林書院，2003年）352頁、浅岡千香子「政府の自動車損害賠償保障事業と他法令給付との調整」日弁連交通事故相談センター編『交通賠償論の新次元』（判例タイムズ社，2007年）293頁ほか。
- 16) 一般に社会保障給付においては、「死亡」が受給権の消滅事由であるところ、死亡による受給権の消滅があり得ることを理由に債権の存続

が不確実であるとする、社会保障給付はすべて存続が不確実であるとの帰結をもたらし得る。最高裁が、本判決を契機に、債権の存続の確実性を検討する上で「死亡」をメルクマールとして考慮しないという方向に舵を切ったといえるかは、今後の議論に委ねられたといえよう。

- 17) 平成5年最大判の評釈において、岩村は「『損益相殺』と『損益相殺的調整』との相違点ははっきりとは浮かび上がらない」として、「両者の差異については今後の判例の展開に待つ」と述べていた。岩村正彦「退職年金相当額の損害賠償からの遺族年金の控除」ジュリスト1027号69頁（1993年）。
- 18) 滝澤孝臣「判例解説」法曹時報48巻2号297頁（1996年）、同「時の判例」ジュリスト1056号127頁（1994年）。
- 19) 内田貴『民法Ⅱ（第2版）』（東京大学出版会，2007年）423頁。
- 20) 前掲注12)・肥塚（2006）78頁。
- 21) 『今後の自動車損害賠償保障制度のあり方に係る懇談会』の報告書は、政府保障事業の運用のうち自賠責保険（共済）と異なるものについて可能な限り自賠責保険に近い損害てん補が行われるよう速やかに運用を変更すること、また政府保障事業の損害てん補基準についても広く国民に周知することを適当としていた。この報告書を受けて、政府保障事業の損害てん補基準の告示がされ（平成19年3月30日国土交通省告示第415号）、平成19年4月からは政府保障事業における重過失減額の制度が導入された。なお、宮川反対意見はこの点に言及する。
- 22) 自賠責保険（共済）を請求する場合には、将来年金のうち支給が確実である部分のみが控除されて被害者に支払われることになるが、他方、政府保障事業に対して請求する場合には、支給が確実である部分に限らず将来年金の金額が控除された上で被害者に支払われることとなる。
- 23) 年金の性質が遺族年金か、障害年金かによって、存続の不確実性ないし不安定性が異なるため、規律が異なり得る可能性を示唆するものとして前掲注15)・浅岡（2007）288頁がある。
- 24) 本判決と同結論を採る昭和50年東京地判は遺族年金の事案である。

参考文献

注で引用したもの。

（しまむら・あきよ 東京大学助教）

西川真規子著

『ケアワーク 支える力をどう育むか スキル習得の仕組みとワークライフバランス』
(日本経済新聞出版社, 2008年)

西 村 幸 満

本書の特質は、家族などから無償で提供されるケアと、介護労働者などから有償で提供されるケアを一括してケアワークとして取り扱う試みにある。本書では「家庭や地域で日常的に実践されている乳幼児の保育や高齢者、障がい者や病人の介護」(p.13)というようにケアワークをとらえ、その供給構造に焦点をおく。

一般にケアの供給者には、「家族/世帯」「市場」「国家」「非営利(コミュニティとすることもある)」という4つのセクターを想定できるが、本書はより日本の家族役割に踏み込んだ分析軸を用いている。

ケアワークの概念を提示した上で、本書では、こうしたケアワークにまつわる社会通念について検討をおこなっている。というのも著者は、2つの社会通念がケアワーカーの就業にとって弊害を及ぼす根本原因だと考えているからである。それは、「女性なら誰でもできる」、「専門知識が不要な非熟練労働か」という社会通念である。これら2つの社会通念は、労働としてのケアが、家族内のジェンダー化された文化的メカニズムによって主に女性が担うという制約をうけていること、また家族の無償労働と概念的に接続されているため金銭的報酬が低いことから導き出されている。

本書は、このようなケアワークにまつわる社会的通念の解消に向けて、家族の変遷や調査データに基づいて議論を進めるものであり、以下の5つの章で構成される。第1章「ケアワークとは何か」では、ケアワークの概念について理念的な整理をおこなう。第2章「なぜ弱体化したのかー雇用社会との対立を解く」では、家族ー雇用関係の間で生じるケアワークの不安定さを通史的に解説する。第3章「働き方との相乗効果を図る一家庭におけるケアワーク」では、ケアワークのスキル習得において、近年のソーシャル・キャピタルの喪失を今後の夫婦(男女)協業化による代替で補

うことを主張する。第4章「有償ケアワークを専門職化するスキルの拡充と人材育成」は、有償ケアワークの問題点とその解決策を提示している。そして、無償ケアと有償ケアのおおのの代替関係の議論から、2つのケアの相互補完関係の模索を提唱する終章「ケアの再構築」となっている。

このように本書は、有償/無償という軸を用いて、国内ケアワークの質と社会的地位の向上に向け、その歴史的な形成過程にまで踏み込んで、家族ー雇用システムの変革を包括した提言をおこなう。理論研究とデータ分析のどちらかに偏よることのない、バランスの良さに配慮した構成になっている。

無償ケアと有償ケアを一括して議論する本書は、同時に、いくつかの論点を描き出しているように思う。まず、本書で採用されたケアワーク概念がどのような議論の射程をもちえるのかという評価である。本書のアプローチは、そもそも異なるケアワークを包括したことによる可能性もつことは著者は自認する。しかし、同時に評者には、その限界の方が重要と思われる。例えば、評者の理解によれば、日本のケアワークの有償・無償の線引きは、主に高齢者介護の家族負担を社会全体で担っていくことを目的として整備されている。介護保険によって家族間の負担格差を軽減しているため、日本では、介護保険制度のもと雇用される労働者が唯一のケアワーク労働者を意味するようになっている。周知の通り、それは、①訪問ケアサービスを提供するホームヘルパーと②介護施設、デイケアセンターなどの通所サービスを提供する施設における介護労働者に分類される。このことは、医療・介護労働と同様に、ケアワークが制度によって閉じた労働市場を形成していることを意味している。少なくとも、介護保険制度

の成立以降では、無償でおこなわれるケアワークや、既に開かれた市場で有償化が実現している保育などの起源を1つ一すなわち、家族に求める歴史アプローチで、ケアワークを一括して議論するのは難しいのではない。また本書は、高齢社会が実現し、介護保険制度が整備された日本において、ケアワークを包括して捉える理論構成が新たに求められていることを示しているようである。このことは、本書が提起した社会通念についてもいえる。2つの社会通念が、有償・無償ケア共通の通念というよりは、有償ケアと無償ケアそれぞれが起源となっているように思え、2つをケアワークとして一括して議論した積極的意味に欠けてしまう。

社会通念の問題は、ケアワークの賃金が低いことが議論の出発点となっている点も同様である。例えば、介護労働者の賃金を分析した山田・石井（2009）は、『就業構造基本調査』を用いて、ケアワークの賃金水準が看護婦よりは低いものの、他のサービス職よりは高い水準であることを明らかにしている。研究の出発点を、社会通念からではなく、日本の先行研究の知見を踏まえた、正確な事実確認から始めてもよかったのではないだろうか。併せて、本書で利用したデータ分析においても、関連から因果モデルへと考察する場合に求められる、考慮すべき要因をまったくコントロールしておらず、どの結果も著者の主張を支持できるまでには至っていない。

無償ケアと有償ケアは、スキル習得の機会が家族内に存在することがあらかじめ想定（以下、共通性とする）されている。本書では、このスキル習得機会について、無償ケアにおける家族からのスキル継承性を、公教育を通じたそれよりも優位なものと理解しているようである。著者は、近現代のスキル習得の経路について、「地域社会が有効に機能し、大家族のなかでケアワークが実践されていた時代には、女性を中心としたこのような学習の機会が生活の場において豊富に存在していた」（p.21）とし、このようなインフォーマルな学習環境のうえに、専門学校・高等教育などのフォーマルな学習の機会を付置して考えている。また、「実際に経験することと比較して、これら現場を離れたフォーマルな学習はどれほどケアワークの実践に有効なのだろうか」（p.22）と問いかけ、インフォーマルな学習環境の衰退がスキル習得の機能不全をもたらすと述べて

いる。

本書の焦点は、現在の公教育システムではなく、家族内と地域内の二重に張り巡らされたスキル継承性にあるという。この継承性の存続が前提条件となって、スキル習得のジェンダーバイアスへと議論が接続する。しかし、われわれは、家族内の無償ケアワークに限らず、有償介護や保育においても、習得するスキル内容の家族間・地域間の偏在性をもつ危険性を考慮しないでいいのだろうか。本書が既存の教育システムとは別に新たな学習論を展開するとしても、議論しているスキルの内容が抽象的になっているのは、無償ケアワークのスキル習得システムを過大に評価し、その共通性に囚われ、家族・地域の多様性を考慮していないからだろう。有償ケアワークがもつ特徴について、本書がいう「家族によるケアワークに比べると、対象者との絆を強め、協力を取りつけ、適切なケアワークを実践するために必要な情報を得るのが難しい」（p.206）という指摘は、非常に重要でありながら、他方、本書が議論しているケアの専門職化（第四章）との両立を打ち消してしまうのではない。こうした結果、本書のケアスキルの習得機会の議論は、公教育との接続について、家族の継承性を前提とするだけで、それ以外は抽象的で議論の浅い印象を受けてしまう。

上述したように、本書で触れられていないものの、求められているのは世帯構成やライフイベントの観点であろう。かりに、本書でほとんど触れられていない保育と、高齢者、障がい者や病人の介護との間にあるスキルがほぼ重なるとしても（この仮定については疑問である）、ケアワークの供給者の年齢・時期、立場などによって供給可能なスキルは異なるだろう。こうした多様性に対して、適正なスキルを供給できる機能が家族に備わっているのかは疑問である。ここにも家族が直面するニーズに対して、ケアワークの共通性を強調する本書の特徴が浮かび上がる。

ケアの供給類型に基づいてあらためて本書の主張をみると、本書が試みたケアワークの再構築は、供給主体を家族と非営利（コミュニティ）におき、その機能回復を目指すことに尽きる。供給主体がどのような特徴をもつのかは、それぞれの国・地域の経緯による。とはいえ、介護労働の供給主体を国家や市場へと移行させるような舵を取ってきた日本にとって、本書の主張は明らかに見過ごされてきたポイントでもある。こ

の点は今後幅広く検討されて良い課題であり、本書は重要な論点をわれわれに提示している。また本書がケアワークの需要側の観点からアプローチしていることも忘れてはならないポイントであるが、本書では論点としては明確に区分されておらず、少々難解であったことは残念である。総じて、ケアワークがもつ裾野の広さを十分に理解する必要性を気づかせてくれた点で、本書は大きな貢献をしている。今後の展開に期待したい。

参考文献

山田篤裕・石井加代子（2009）「介護労働者の賃金決定要因と離職意向—他産業・他職種からみた介護労働者の特徴—」『季刊社会保障研究』Vol.45, No.3, pp.229-248。

（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）

 海外社会保障研究 No.172 目 次

特集：社会保障制度における財源徴収と情報管理の国際比較

- 特集の趣旨駒 村 康 平
 諸外国における社会保障番号制度と税・社会保険料の徴収管理
高 山 憲 之
 デンマーク電子政府の試み
 ー社会保障制度における財源徴収と情報管理ー
安 岡 美 佳・鈴 木 優 美
 EHRが変える保健医療
 ー諸外国の取り組みと我が国への示唆ー山 本 隆 一
 我が国におけるEHRに向けた一考察
 ー社会保障カード構想を通じてー中 安 一 幸

研究ノート

- ドイツ連邦共和国・デンマーク王国における介護職員養成
筒 井 澄 栄・石 川 彪

書評

- 井伊雅子編『アジアの医療保障制度』米 山 正 敏
 小林甲一著『ドイツ社会政策の構造転換
 労働生活とその人間化をめぐる』森 周 子
-

編集後記

「健康で文化的な最低限度の生活」を維持するに足る基準は、それぞれの時代において一応客観的に決定できるものとされていますが、多様な価値観を内包し、刻一刻変容する現代社会においては、それを明らかにすることは容易ではありません。本号の特集は、主として低所得者（あるいは世帯）の様々なニーズについて各種データを用いて考察するものですが、最低限度の生活とは何かを考える上での参考となれば幸いです。

(A.K.)

編集委員長

高橋重郷（国立社会保障・人口問題研究所長
事務代理 副所長）

編集委員

岩本康志（東京大学教授）

遠藤久夫（学習院大学教授）

小塩隆士（一橋大学経済研究所教授）

菊池馨実（早稲田大学教授）

新川敏光（京都大学教授）

永瀬伸子（お茶の水女子大学教授）

岩田正美（日本女子大学教授）

松本勝明（国立社会保障・人口問題研究所
政策研究調整官）

東修司（同研究所・企画部長）

勝又幸子（同研究所・情報調査分析部長）

金子能宏（同研究所・社会保障基礎理論研究部長）

阿部彩（同研究所・社会保障応用分析研究部長）

編集幹事

川越雅弘（同研究所・企画部第1室長）

野口晴子（同研究所・社会保障基礎理論研究部第2室長）

西村幸満（同研究所・社会保障応用分析研究部第2室長）

佐藤格（同研究所・社会保障基礎理論研究部研究員）

菊池潤（同研究所・社会保障応用分析研究部研究員）

黒田有志弥（同研究所・社会保障応用分析研究部研究員）

季刊

社会保障研究 Vol. 46, No. 2, Autumn 2010（通巻189号）

平成22年9月25日発行

編集

国立社会保障・人口問題研究所

〒100-0011 東京都千代田区内幸町2丁目2番3号

日比谷国際ビル6階

電話 (03) 3595-2984

<http://www.ipss.go.jp>

印刷

大和綜合印刷株式会社

〒102-0072 東京都千代田区飯田橋1丁目12番11号

電話 (03) 3263-5156 FAX (03) 3263-0470