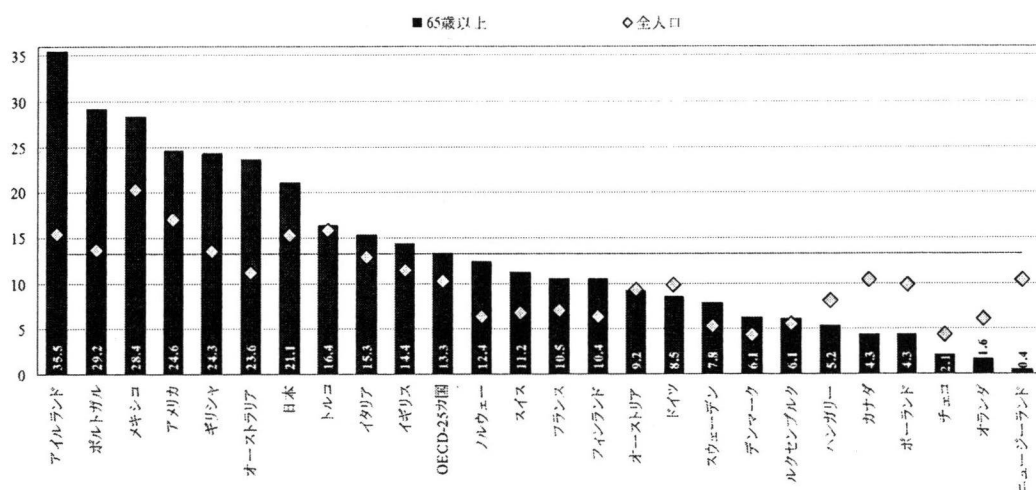


図表 2：高齢者（65歳以上）の相対的貧困率



注：ここでの貧困線は、全人口における中位の等価可処分所得の50%に設定されている。

出所：Förster and Mira d'Ercole (2005)

ここで疑問なのは、高齢者の相対的貧困に公的年金などの社会移転・直接税（社会保険料）がどのような影響を与えているかである。日本の相対的貧困率は、世帯主が65歳以上である世帯に属する高齢者に限定すると、1990年代半ばから2000年にかけて、漸減している。OECDによる所得分配状況にかんする分析（Förster and Mira d'Ercole、2005）によれば、社会移転（公的年金等）・直接税（社会保険料）の変化は確かに日本の相対的貧困率を大きく減少させる方向に効いている（図表3）。ただし高齢者における世帯構造の変化（無業世帯の増加）や市場所得の変化（勤労所得の減少）などの相対的貧困率を上昇させる要因がそれを相殺し、貧困率全体としてみれば、それほど低くはならなかったがわかる。すなわち「就労する年金受給者」の多いことと関連し、日本では就業の動向が相対的貧困率にも大きな影響を与えているのである。もちろん、各国の家計所得データの調査方法には無視できない相違⁵があり、単純に数字の大小を比較し議論することについては慎重になる必要があるだろう⁶。

以上のように国際比較からみて相対的に高い日本の高齢期の貧困減少には、公的年金などをはじめとする社会保障の充実が重要なことは言うまでもないが、就労所得などの市場所得が重要な鍵を握っているといえる。清家・山田（1998）でも過去の職歴が高齢期における年金受給額および高齢期の就労所得双方に大きな影響を与えていることを確認してい

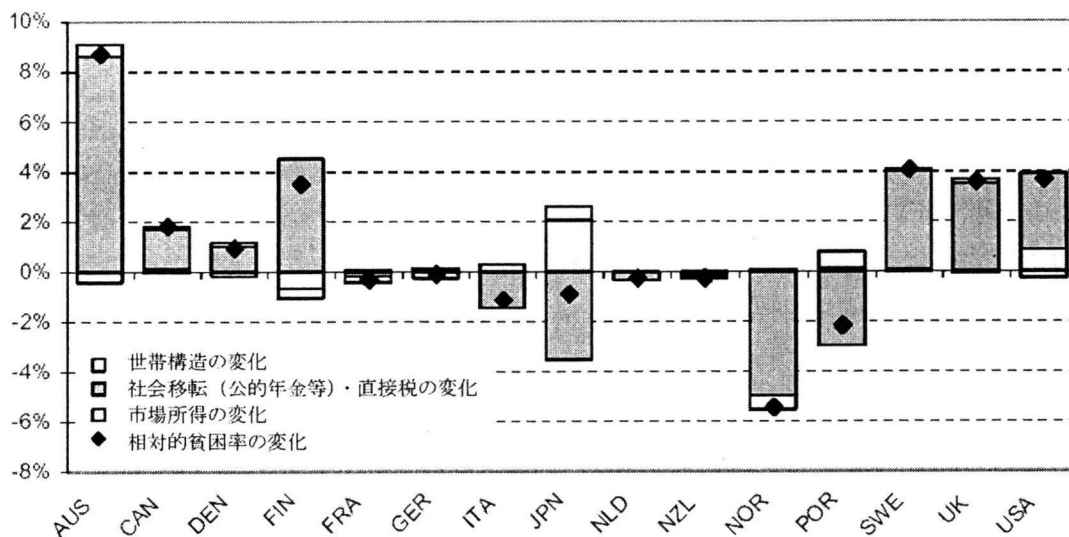
⁵ Förster and Mira d'Ercole (2005)の巻末にある各国の元データにかんする比較表を参照されたい。

⁶ イギリスの例ではあるが、高齢者の貧困率の国際比較における順位が計測方法によってどのように変わるかについては、Disney and Whitehouse (2001)を参照されたい。

る。

図表 3：高齢者の相対的貧困率の変化の分解

1990年代半ばから2000年までの変化の要因分解



注：ここでの分析は、世帯主が65歳以上である高齢世帯に限定されている。分解は、Shift-share分析に基づく。また世帯構造類型は、世帯員の就労状況（就労者がいない、就労者が1人、就労者が2人以上）と世帯人員数の組み合わせに基づくものである。分解された3要素の合計は、相対的貧困率の変化（黒い菱形で示されている）に等しい。

出所：Förster and Mira d'Ercole (2005)

ただし、図表3で示されている市場所得は、世帯内でプールされた就労所得であることに注意が必要である。すなわち同居している高齢者以外（たとえば同居している成人子ども世帯）の影響も考えられる。とくに日本の場合、世帯に占める三世帯同居は減少傾向にある⁷が、ほかの多くのOECD加盟国と比較すれば高く、高齢に占める単身世帯の割合は低い（Förster and Mira d'Ercole, 2005）。このことは同居する成人子ども世帯の就労所得など、高齢者本人以外の市場所得の影響を受ける可能性を意味している。とくに、この20年間に若年層（35歳未満）で非正規雇用率が急速に高まり、16%ポイント増え4割に達している。こうした同居成人子ども世帯における非正規化にともなう市場所得（ここでは就労所得）の減少が、同居を通じ高齢者の経済的地位にも影響を及ぼしている可能性もある。

⁷ 世帯構造別65歳以上の者のいる世帯(=100%)に占める三世帯世帯(=世帯主を中心とした直系三世帯以上の世帯)は1975年には54%であったが、1985年に46%、1995年に33%、2005年に21%となり、直近(2007年)の数字では18%となっている(国立社会保障・人口問題研究所 2009)。

次節では、2008年に内閣府で実施された最新の個票データを用い、どのような人々が高齢期に低所得層に陥るのか、本人や配偶者の職歴、そして同居している子ども就業状況などの影響の大きさについて探索的分析を行う。

3. 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、(a) 就労状況・就労意向、就労経歴、(b) 経済状況・経済不安、(c) 社会や地域とのかかわり、(d) 高齢期の生活に関する意向や不安、(e) 家族の状況などの5分野にわたる。

高齢期の経済状況に関する調査としては厚生労働省が3年毎に実施している『高年齢者就業実態調査』がよく知られている。しかし内閣府の『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する情報も得られること、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。なお、厚生労働省『高年齢者就業実態調査』は2004年調査を最後に今後実施される予定は無いため、『生活調査』を用いた方がより直近の情報が得られるという利点もある。

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、その他の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等の項目を除けばいずれの調査項目についても欠損値は、郵送留置法と比較すれば相対的に少ない。分析のため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2124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、一般的な高年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538サンプル、565サンプルの計1103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

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。

年金受給の有無」を選択した(図表4)。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の手法である。たとえば4人世帯に必要な生活費は、単身世帯で必要な生活費の4倍よりは少ない、という想定に基づく操作である。こうした世帯規模の経済性にかんする仮定のほか、各世帯構成員の収入が世帯内でいったんプールされ、各世帯構成員に平等に分配されているとの仮定をこの操作では置いている。所得の定義は税込みの現金収入であり、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中高齢者(55-74歳)を対象としているため、簡易な方法として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、公的年金・恩給による収入がない世帯に属する中高齢者を1とおく変数である。加入期間が短いなどの理由により受給資格要件を満たすことができなかつ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。『生活調査』で65-74歳の公的年金がない比率を計算すると、男性で10%、女性では8%となる¹¹。

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 社会保障審議会年金部会(2008)によれば「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)」となっており、老齢基礎年金等の受給権者2200万人と比較すると、推計された無年金者は2007年で2%に過ぎない。ただし、社会保険庁(2008)によれば2006年度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(p.9)。2006年10月1日の65歳以上人口は2660万人(総務省)であり、単純に割り算をするのは正確ではないが、あえて比率を求めると、国民年金受給率は93.9%(老齢・通算老齢受給率は87.4%)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。

図表 4 : 変数一覧

変数名		詳細	
被説明変数		税込み所得月額、自然対数に変換 等価所得月額11万4千円を相対的貧困線とする 世帯収入に公的年金・恩給による収入なし	
等価所得(ln)			
相対的貧困(=1) 公的年金なし(=1)			
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
会社都合退職経験	リストラ・勤務先都合退職、廃業・倒産を経験		
永年勤続者	正規雇用かつ仕事中断(1年以上)・離職経験なし		
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	
配偶者	現在	※ 上記以外の同居子ども	学生を含む
		配偶者:非就業	
		配偶者:正規雇用	
		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。

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、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した。これらの変数の記述統計は、図表5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。

図表 5：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]	12.048	[0.647]	11.957	[0.665]
相対的貧困(=1)	0.149	[0.357]	0.168	[0.374]	0.204	[0.403]	0.208	[0.406]
公的年金なし(=1)	0.632	[0.483]	0.480	[0.500]	0.096	[0.295]	0.080	[0.272]
説明変数								
年齢	59.814	[2.773]	59.581	[2.669]	69.096	[2.960]	69.492	[2.805]
高卒	0.483	[0.500]	0.541	[0.499]	0.442	[0.497]	0.457	[0.499]
専修卒	0.048	[0.214]	0.094	[0.293]	0.042	[0.201]	0.078	[0.269]
大卒	0.267	[0.443]	0.173	[0.378]	0.202	[0.402]	0.106	[0.308]
未婚	0.147	[0.355]	0.053	[0.224]	0.030	[0.172]	0.042	[0.200]
離婚	0.090	[0.287]	0.091	[0.288]	0.052	[0.223]	0.069	[0.254]
死別	0.044	[0.206]	0.107	[0.310]	0.113	[0.317]	0.272	[0.445]
正規雇用	0.414	[0.493]	0.128	[0.334]	0.059	[0.236]	0.028	[0.164]
非正規雇用	0.182	[0.386]	0.314	[0.464]	0.162	[0.369]	0.098	[0.298]
自営業	0.193	[0.395]	0.163	[0.370]	0.216	[0.412]	0.123	[0.329]
職歴:非正規雇用	0.048	[0.214]	0.274	[0.446]	0.037	[0.189]	0.172	[0.378]
職歴:自営業	0.203	[0.402]	0.178	[0.382]	0.243	[0.429]	0.229	[0.421]
職歴:なし	0.000	[0.000]	0.026	[0.158]	0.000	[0.000]	0.086	[0.281]
職歴:長期無職	0.011	[0.105]	0.187	[0.390]	0.000	[0.000]	0.178	[0.383]
健康問題による中断	0.061	[0.239]	0.109	[0.312]	0.091	[0.288]	0.112	[0.316]
会社都合退職経験	0.123	[0.329]	0.074	[0.261]	0.067	[0.251]	0.080	[0.272]
永年勤続者	0.459	[0.499]	0.139	[0.346]	0.167	[0.373]	0.048	[0.213]
同居息子:非就業	0.007	[0.086]	0.019	[0.137]	0.019	[0.135]	0.011	[0.103]
同居息子:非正規雇用	0.044	[0.206]	0.032	[0.176]	0.025	[0.157]	0.017	[0.129]
同居娘:非就業	0.022	[0.147]	0.032	[0.176]	0.022	[0.147]	0.014	[0.117]
同居娘:非正規雇用	0.050	[0.218]	0.051	[0.221]	0.037	[0.189]	0.031	[0.173]
上記以外の同居子ども	0.223	[0.417]	0.102	[0.303]	0.084	[0.278]	0.111	[0.314]
配偶者:正規雇用	0.090	[0.287]	0.229	[0.420]	0.020	[0.141]	0.035	[0.185]
配偶者:非正規雇用	0.210	[0.408]	0.128	[0.334]	0.111	[0.315]	0.065	[0.246]
配偶者:自営業	0.092	[0.289]	0.205	[0.404]	0.110	[0.313]	0.134	[0.341]
配偶者:職歴:非正規雇用	0.151	[0.358]	0.013	[0.113]	0.174	[0.379]	0.011	[0.103]
配偶者:職歴:自営業	0.116	[0.321]	0.200	[0.400]	0.172	[0.378]	0.198	[0.399]
配偶者:職歴:なし	0.166	[0.372]	0.005	[0.069]	0.207	[0.406]	0.000	[0.000]
N	487		537		538		565	

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

図表 6 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。

大学卒であることは等価所得に有意に正の効果がある。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65-74歳の女性のみで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。いかに離別が女性の経済的厚生を引き下げるかを示す結果といえる。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は、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が等価所得を引き上げる効果がある。これは基準となっているのが非就業（無職）であるから、順当な結果といえ、2 つのことを示唆している。第一に、男性 55-64 歳を除き非正規雇用についての効果は有意ではなく、高齢期に非正規雇用に就くことで等価所得を引き上げることは困難なことを意味する。記述統計表（図表 5）にあるように、男性 65-74 歳で 31%、女性 55-64 歳で 16%、女性 65 歳以上で 10%が非正規雇用であるが、これらの人々の就業は（平均的にいえば）等価所得を有意に引き上げていない。第二に、正規雇用による等価所得の引き上げ効果は、自営業の効果と比較して大きく、65 歳以上になっても正規雇用に従事することが等価所得を引上げる重要な要因となっているということである。

これと関連し、女性の場合には配偶者（夫）の就業状況も等価所得に大きな影響をもっていることは注目に値する¹²。配偶者（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配偶者（夫）が正規雇用の方で大きい。男性の場合、55-64 歳でも 65-74 歳でも配偶者の就業状況は等価所得に有意な影響を与えていないのと対照的である。

さらに女性の場合には配偶者（夫）の過去の職歴も等価所得に影響を与えている。女性 65-74 歳では、配偶者の職歴（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い。

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。影響を与えている変数は、女性 55-64 歳におけるその他の同居子ども（学生や正規雇用の息子・娘との同居）と、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有意でない。

以上をまとめると、①高齢期においても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 歳のみ死別・離別の等価所得引き下げ効果が有意で、死別より離別による引き下げ効果の方が 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、非正規雇用では等価所得引き上げ効果は有意でない、④女性の場合、配偶者（夫）の現在の就業状況も重要で、配偶者（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、正規雇用の効果の方が大きい、⑤非正規雇用の息子・娘との同居について等価所得の引き下げ効果は有意でないが、非就業の息子

¹² Yamada and Casey (2002)でも明らかにされているように、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は就労所得である。ただし、近年ではこの減少幅は小さくなっている。詳細は、Yamada (2008)を参照されたい。

との同居については男性 65-74 歳で引き下げ効果は統計的に有意となっている。

図表 6：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	-0.331	[0.488]	-0.028	[0.482]	-0.594	[0.470]	-0.197	[0.499]	
年齢二乗	0.003	[0.004]	0.000	[0.004]	0.004	[0.003]	0.001	[0.004]	
高卒	0.105	[0.079]	0.248	[0.076]	***	0.272	[0.059]	***	
専修卒	0.095	[0.157]	0.360	[0.113]	***	0.082	[0.124]	***	
大卒	0.309	[0.091]	***	0.638	[0.100]	***	0.564	[0.073]	***
未婚	-0.371	[0.151]	**	0.270	[0.184]		-0.100	[0.181]	
離婚	0.026	[0.127]		-0.157	[0.116]		-0.145	[0.122]	
死別	-0.150	[0.156]		-0.035	[0.110]		0.101	[0.090]	
正規雇用	0.822	[0.109]	***	0.448	[0.108]	***	0.423	[0.127]	***
非正規雇用	0.224	[0.103]	**	0.024	[0.076]		0.141	[0.086]	
自営業	0.556	[0.147]	***	0.310	[0.125]	**	0.326	[0.097]	***
職歴:非正規雇用	-0.219	[0.140]		0.022	[0.080]		-0.238	[0.151]	
職歴:自営業	0.041	[0.126]		-0.091	[0.116]		-0.154	[0.094]	
職歴:なし	(dropped)		0.099	[0.207]		(dropped)		-0.152	[0.099]
職歴:長期無職	0.715	[0.332]	**	-0.076	[0.086]		(dropped)		
健康問題による中断	-0.442	[0.149]	***	-0.052	[0.092]		-0.177	[0.093]	*
会社都合退職経験	-0.090	[0.099]		-0.082	[0.106]		-0.320	[0.107]	***
永年勤続者	0.134	[0.081]	*	-0.077	[0.088]		0.156	[0.086]	*
同居息子:非就業	-0.423	[0.322]		-0.247	[0.198]		-0.437	[0.174]	**
同居息子:非正規雇用	-0.128	[0.141]		-0.169	[0.156]		-0.279	[0.162]	*
同居娘:非就業	-0.245	[0.188]		-0.314	[0.169]	*	-0.213	[0.217]	
同居娘:非正規雇用	0.043	[0.138]		-0.185	[0.128]		-0.151	[0.134]	
上記以外の同居子ども	0.006	[0.115]		-0.267	[0.129]	**	-0.070	[0.107]	*
配偶者:正規雇用	0.173	[0.119]		0.600	[0.092]	***	0.304	[0.188]	
配偶者:非正規就業	-0.068	[0.089]		0.140	[0.101]		-0.038	[0.088]	
配偶者:自営業	-0.257	[0.174]		0.295	[0.131]	**	0.124	[0.114]	
配偶者:職歴:非正規雇用	-0.014	[0.099]		-0.370	[0.234]		-0.013	[0.081]	
配偶者:職歴:自営業	0.076	[0.161]		0.027	[0.120]		-0.047	[0.107]	
配偶者:職歴:なし	0.068	[0.098]		0.173	[0.461]		0.004	[0.074]	(dropped)
定数項	21.553	[14.53]		12.564	[14.32]		31.972	[16.31]	**
F value	10.580		***	8.020		***	7.790		***
Adj. R ²	0.356			0.275			0.254		
N	487			537			538		565

注：***、**、* はそれぞれ 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。

(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当な推計ではあるが、図表 2 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。図表 7 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。たとえば、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「-0.243」となっているが、これは本人が正規雇用に就業していれば相対的貧困率に陥るリスクを 24%引き下げられることを意味する。このように被説明変数に相対的貧困かどうかという質的変数を用いた推計により各変数の相対的貧困に陥る効果を定量的に直接評価することが可能となる。

各変数についてみていくと、各変数の効果は図表 6 で示された傾向とほぼ一致する。まず大学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。

配偶関係を示す変数、配偶者との離別・死別を示す変数も 65—74 歳の女性のみ有意に相対的貧困リスクを増大させる効果がある。とくに死別では 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 21%も相対的貧困リスクを増大させる効果がある。これは、女性 65—74 歳における大卒効果の 17%の引き下げ効果よりも大きい。ここでも、(死別より) 離別が女性の相対的貧困リスクを高めることが示唆された。

4 サブグループすべてで、現在の就業状況を示す変数、正規雇用あるいは自営業であることは相対的貧困リスクを低下させる効果がある¹³。とくに正規雇用の効果は大きい。また男性では非正規雇用であることも 55—64 歳で 7%、65—74 歳で 10%、相対的貧困リスクを低下させる効果がある。つまり非正規雇用は等価所得を引き上げる統計的に有意な効果はないが、少なくとも相対的貧困リスクを低下させる有意な効果はあるといえる。

配偶者の就業状況を示す変数については、等価所得に関する効果と比較すれば、全般的に有意な効果を確認できる変数が少ない。ただし、女性 55—64 歳で配偶者(夫)の正規雇用は 14%ほど相対的貧困リスクを引き下げる効果がある。また男性についても 65—74 歳で配偶者(妻)の非正規雇用が 10%ほど相対的貧困リスクを低下させる効果があり、等価所得の引き上げ効果については有意ではないことと対照的である。

配偶者の過去の職歴は等価所得について女性には有意な影響を与える変数がいくつかあったが、相対的貧困リスクについては女性 55—64 歳にしか有意な影響を与えていない。女性 55—64 歳では、配偶者(夫)の職歴(学校を卒業して以来、経験した最長の就業形態)が非正規就業だと、相対的貧困リスクは 1.6 倍高くなる。

同居している子どもの就業形態の影響については、男性 55—64 歳、65—74 歳で有意であり、非就業の息子もしくは娘と同居することは相対的貧困リスクを 1.4 倍から 1.5 倍ほど高める効果がある。さらに非正規雇用の息子あるいは娘と同居することも、男性 65—74 歳

¹³ 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。

の相対的貧困リスクをそれぞれ 41%と 21%高める効果がある¹⁴。

図表 7 : 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	0.152	[0.229]	-0.158	[0.230]	0.053	[0.299]	-0.134	[0.323]
年齢二乗	-0.001	[0.002]	0.001	[0.002]	0.000	[0.002]	0.001	[0.002]
高卒	-0.041	[0.034]	-0.028	[0.033]	-0.098	[0.033] ***	-0.108	[0.034] ***
専修卒	-0.007	[0.060]	-0.059	[0.038]	-0.096	[0.043]	-0.169	[0.030] ***
大卒	-0.050	[0.034]	-0.083	[0.032] **	-0.145	[0.029] ***	-0.166	[0.030] ***
未婚	0.009	[0.074]	-0.080	[0.042]	0.196	[0.180]	0.162	[0.130]
離婚	-0.061	[0.038]	0.017	[0.055]	-0.013	[0.073]	0.209	[0.091] ***
死別	0.063	[0.092]	-0.043	[0.038]	-0.092	[0.042]	0.097	[0.048] **
正規雇用	-0.243	[0.044] ***	-0.159	[0.020] ***	-0.176	[0.019] ***	(dropped)	
非正規雇用	-0.067	[0.027] **	-0.008	[0.034]	-0.095	[0.037] **	-0.006	[0.057]
自営業	-0.112	[0.031] ***	-0.023	[0.054]	-0.147	[0.035] ***	-0.110	[0.051]
職歴:非正規雇用	0.060	[0.072]	-0.035	[0.034]	0.096	[0.105]	0.039	[0.052]
職歴:自営業	0.021	[0.054]	-0.003	[0.053]	0.221	[0.076] ***	0.124	[0.066] **
職歴:なし	(dropped)		0.142	[0.127]	(dropped)		0.118	[0.077] *
職歴:長期無職	-0.084	[0.030]	0.058	[0.047]	(dropped)		0.035	[0.052]
健康問題による中断	0.036	[0.063]	0.067	[0.052]	0.113	[0.066]	0.030	[0.052]
会社都合退職経験	0.038	[0.046]	0.122	[0.068] **	0.219	[0.089] ***	-0.111	[0.042] **
永年勤続者	-0.019	[0.038]	0.106	[0.064]	0.053	[0.066]	-0.052	[0.081]
同居息子:非就業	0.450	[0.266] **	0.193	[0.137]	0.564	[0.160] ***	0.228	[0.216]
同居息子:非正規雇用	0.082	[0.085]	0.016	[0.077]	0.407	[0.154] ***	0.109	[0.151]
同居娘:非就業	0.386	[0.163] ***	0.075	[0.088]	0.161	[0.140]	0.228	[0.172]
同居娘:非正規雇用	0.098	[0.087]	0.121	[0.083]	0.208	[0.109] **	0.136	[0.118]
上記以外の同居子ども	-0.011	[0.051]	0.107	[0.079]	-0.058	[0.059]	0.026	[0.066]
配偶者:正規雇用	0.008	[0.057]	-0.143	[0.026] ***	0.023	[0.127]	-0.025	[0.104]
配偶者:非正規就業	0.049	[0.049]	-0.025	[0.038]	-0.097	[0.037] **	-0.039	[0.064]
配偶者:自営業	0.193	[0.149]	-0.086	[0.042]	-0.084	[0.044]	-0.087	[0.057]
配偶者:職歴:非正規雇	-0.003	[0.041]	0.459	[0.196] ***	0.050	[0.057]	-0.084	[0.115]
配偶者:職歴:自営業	-0.089	[0.036]	0.007	[0.057]	0.108	[0.083]	0.108	[0.069]
配偶者:職歴:なし	-0.038	[0.040]	0.014	[0.198]	0.070	[0.057]	(dropped)	
Log likelihood	-184.929		-235.855		-236.041		-298.114	
Pseudo R2	0.192		0.166		0.213		0.091	
obs. P.	0.149		0.168		0.204		0.214	
pred. P.	0.099		0.119		0.148		0.190	
N	487		565		538		565	

注: ***, **, * はそれぞれ 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。

¹⁴ 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解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(本人年齢を所与とすると女性の方が相対的に年齢の高い子どもと同居していることになる)がこのような差異を生み出していると考えられるが、この差異がコーホート効果なのかどうかについてはさらに検討が必要である。

以上をまとめると、①高齢期においても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 歳のみ死別・離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く（とくに正規雇用）、非正規雇用でも男性の場合は相対的貧困リスク低減効果がある、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男性で有意かつその効果は大きい。

(5) 公的年金受給有無の規定要因

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、就労所得に頼ることができない場合、もっとも重要な所得要素となるのが公的年金・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。

図表 8 は、被説明変数に公的年金・恩給の有無（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。

配偶状況については、男女ともに未婚であることは公的年金給付がないリスクを高める要因となっている。ただし、これは因果関係としては逆で、公的年金給付がないリスクをもつ人々はそもそも未婚になりやすいことを意味している可能性がある。離婚・死別の効果については男女差があり、女性のみ、公的年金給付のないリスクを高める要因となっている。とくに女性の離別の場合、死別よりも公的年金給付のないリスクは 3 倍高くなっており、いかに離別が女性の公的年金受給にとって不利に働くかを示唆する結果となっている。男性の場合には離別・死別経験は公的年金給付がないリスクに統計的に有意な要因となっていない。

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、公的年金給付が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 29% 高まるが、女性では各々 7%、6% で男性よりかな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。一方、女性の場合には、配偶者（夫）の職歴が自営業だと 9% 公的年金給付がないリスクは上昇し、男性の場合には配偶者（妻）の職歴の影

響が統計的に有意でないのと対照的である。このように女性の場合には、自分の職歴の影響が相対的に小さい一方で、配偶者（夫）の職歴の影響を強く受ける¹⁵。

以上をまとめると、①離死別を経験している女性の場合、公的年金給付が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配偶者（夫）の職歴が自営業かつ女性の場合、公的年金給付がないリスクを増大させるが、男性についてはそうした配偶者（妻）の職歴効果は認められない、ただし③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給付がないリスクを増大させる。

図表 8 : 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	65-74歳					
	男性		女性			
	dF/dx	[Std. Err.]	dF/dx	[Std. Err.]		
公的年金なし(=1)						
説明変数						
年齢	-0.228	[0.161]	-0.037	[0.180]		
年齢二乗	0.002	[0.001]	0.000	[0.001]		
高卒	-0.020	[0.019]	0.012	[0.020]		
専修卒	0.013	[0.048]	-0.011	[0.032]		
大卒	0.036	[0.032]	-0.036	[0.023]		
未婚	0.145	[0.109]	**	0.144	[0.100]	**
離婚	0.008	[0.048]		0.179	[0.079]	***
死別	0.023	[0.042]		0.056	[0.033]	*
職歴:非正規雇用	0.203	[0.116]	***	0.070	[0.041]	**
職歴:自営業	0.293	[0.057]	***	0.062	[0.037]	**
職歴:なし	(dropped)		0.030	[0.051]		
職歴:長期無職	(dropped)		0.001	[0.033]		
健康問題による中断	-0.017	[0.025]		0.037	[0.035]	
会社都合退職経験	-0.033	[0.019]		0.013	[0.038]	
永年勤続者	0.097	[0.039]	***	-0.003	[0.038]	
配偶者:職歴:非正規雇用	0.018	[0.037]		0.138	[0.170]	
配偶者:職歴:自営業	-0.017	[0.026]		0.088	[0.043]	**
配偶者:職歴:なし	-0.019	[0.026]		(dropped)		
Log likelihood	-141.427		-161.045			
Pseudo R2	0.246		0.111			
obs. P.	0.096		0.080			
pred. P.	0.049		0.058			
N	538		565			

注: ***, **, * はそれぞれ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。

4. むすびにかえて

本稿では、OECD における国際比較分析を紹介し、近年における高齢者の相対的貧困率

¹⁵ 男性で永年勤続者(正規雇用で1年以上の仕事中断経験・離職経験がない)だと、公的年金給付がないリスクが統計的に有意に高まるという結果を得ているが、年金給付がないと正規雇用を継続しやすいこと、あるいは年金の繰り下げ給付を選択していることなどが理由として考えられる。

が漸減した背景として、公的年金給付などの社会移転の充実が大きく貢献した一方、就労所得などの市場所得が相対的貧困率を押し上げる方向でその貢献を大きく相殺していることを確認した。日本の場合、三世代同居率が高いため、相対的貧困率を押し上げる要因としての市場所得は、高齢者本人と同居成人子ども世帯の双方からもたらされている可能性がある。そこで、本稿では 2008 年に実施された内閣府『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、公的年金給付状況に対する、本人および配偶者の配偶状況、現在の就業状況、過去の職歴、同居子ども世帯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 6 点ある。①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、②高齢期の正規雇用は等価所得を引き上げ、特に男性の場合には正規雇用とともに非正規雇用が相対的貧困リスクを引き下げること、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本人の職歴が自営業中心であることは相対的貧困リスクおよび公的年金給付がないリスクを引き上げること、⑤本人の職歴が非正規雇用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、⑥同居の子どもが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含意は 3 点ある。第一に離婚が女性の低所得リスクを顕著に高めることである。これは配偶者（夫）の就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、前回（2004 年）の年金改革では離婚時の第 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。この制度が成熟するまでは（合意分割制度を利用しない場合）離婚は女性にとって依然、高齢期に低所得に陥るリスクの高いイベントとなる。こうした低所得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、および厚生年金分割制度の成熟化により決まってくることになるだろう。

第二に高齢者本人の就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就労所得の重要性は高まることになる。就労所得と公的年金との接続がうまくいかなければ、高齢期における低所得リスクは高まることになるだろう¹⁶。とくに今回の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。

¹⁶ こうした就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(2007)で企業データを用い分析しているので参照されたい。

第三は若年世代の非正規雇用と無業が高齢者の経済状況に及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可能性もある。

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調査課が実施した「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、厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）により、国立社会保障・人口問題研究所で行われた「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」においてプロジェクトメンバーには原稿の改訂にあたり、さまざまなご助言をいただいた。事業による研究資金面での援助とともに記して感謝する次第である。

参考文献

- Atkinson, A. B., I. 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.
- Yamada, Atsuhiko (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, Atsuhiko, and Bernard 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.
- 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。

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』所収 (pp.99-127)、日本経済新聞社。

——・—— (2004) 『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社。

男女共同参画会議 (2008) 『政府が実施する男女共同参画社会の形成の促進に関する施策の実施状況の監視・影響調査について「高齢者の自立した生活に対する支援について」』内閣府男女共同参画局調査課。

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。

山田篤裕 (2007) 「高齢者の継続雇用義務への企業の対応：賃金・年収水準調整を中心に」労働政策研究・研修機構『高齢者継続雇用に向けた人事労務管理の現状と課題 (労働政策研究報告書 No.83)』所収。

低収入就業世帯の規定要因の分析¹

西村幸満

国立社会保障・人口問題研究所

1. 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²、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。

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異なる。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』、『所得再分配調査』と、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を志向するか、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ことは見過ごしがたい。

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(Japan 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、OECDで標準

¹ 本タイトルは、「世帯収入による貧困の測定とその分布」として配布した資料の正式なタイトルである。

² 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木(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示した荻谷(2001, 2008)など。

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、とく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。

的に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、貧困変数の作成手続きについて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。第二に、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。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。

2. データと変数

本研究では、JGSS の累積データ 2000-2003 を使用する。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 ヶ年分を統合したデータである。調査方法についてはウェブサイト (<http://jgss.daishodai.ac.jp/japanese/frame/japanesetop.html>) 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、貧困率を計算する世帯収入 (szhincm) 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把握されている⁴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いる。その値を 2003 年を基準に各年の調査をデフレートし、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 OECD で標準的に用いられている方式と、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エ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 3 人の世帯では [1.98 : 1.73]、大人 4 人の世帯では [2.47 : 2] となる。4

⁴ 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うかがいします。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。

表1 標本調査の概要

		2000	2001	2002	2003
有効回答	12299	2893	2790	2953	3663
世帯構成(%)					
1人	7.7	7.7	7.7	7.8	7.8
2人	24.8	24.6	26.8	22.7	25.1
3人	21.0	22.4	21.6	20.0	20.3
4人	21.5	21.4	21.7	21.5	21.4
5人	12.4	12.5	11.4	14.0	11.9
6人以上	12.5	11.5	10.8	14.1	13.5
世帯収入	8241	1979	1843	1975	2444
平均	628.4	681.7	652.9	611.5	580.4
S.D	427.3	440.0	427.5	429.8	408.5
調整済み世帯収入	7804	1979	1843	1782	2200
OECD+def	464.8	494.0	475.9	454.0	438.0
S.D	296.8	310.7	297.0	300.0	278.0
調整済み世帯収入	8241	1979	1843	1975	2444
等価+def	356.6	390.9	376.1	341.5	326.1
S.D	232.1	244.2	239.0	228.1	214.3

人世帯が大人2人、14歳未満の子ども2人で構成されていた場合でも、[2.09:2]となる

つまり、OECD方式のほうが、世帯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。

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。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。累積データ2000-2003で、12,299サンプルのうち世帯主が特定化できたのは10,324(84%)である。このうち、世帯収入に回答を得たものが8,241(67%)となった。分析にはこのサンプル(最大でn=8,241)を使用する。各調査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⁵。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。表2、世帯収入を10分位と5分位でみたものである。標準偏差(S.D)が0のものは、カテゴリ変数を離散化したためである。全体の平均世帯収入は、682.4万円になる。表3に示すように、それぞれの調

⁵ 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。

表2 世帯収入の分布

	世帯収入10分位										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
計	8241	748	672	981	990	842	701	629	1345	595	738
平均	628.4	94.8	200.0	300.0	400.0	500.0	600.0	700.0	867.2	1100.0	1599.0
S.D	427.3	38.8	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	62.3	0.0	335.0
中央値	500.0	85.0	200.0	300.0	400.0	500.0	600.0	700.0	925.0	1100.0	1500.0
最小値	0.0	0.0	200.0	300.0	400.0	500.0	600.0	700.0	800.0	1100.0	1300.0
最大値	2300.0	140.0	200.0	300.0	400.0	500.0	600.0	700.0	925.0	1100.0	2300.0

	世帯収入5分位					
	1	2	3	4	5	
計	8241	1420	1971	1543	1974	1333
平均	628.4	144.6	350.2	545.4	813.9	1376.3
S.D	427.3	59.6	50.0	49.8	93.4	351.7
中央値	500.0	140.0	400.0	500.0	800.0	1300.0
最小値	0.0	0.0	300.0	500.0	700.0	1100.0
最大値	2300.0	200.0	400.0	600.0	925.0	2300.0

整済み世帯収入の中央値は OECD 方式で 404.6 万円、等価方式で 300.9 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 15.1%、等価方式で 17.3%である。

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慮して、世帯内に未子に 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。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。居住住居については、供給タイプによって分かれていた一戸建てと集合住宅を一括して、以下のように再構成した。まず、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。

ここで記述分析に入る前に、貧困に関する先行研究を整理しておこう。

3. 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（2005）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、基づく調査の性質は異なるものの、ともに2000年以降も貧困率が高まり続けていることを確認している。これは、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、貧困率の上昇トレンドが、1980年代の後半以降、同時進行していると考えられる。ここで阿部（2005）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。大竹（2005）の指摘する、格差拡大の牽引となった高齢化要因は、阿部（2006）の貧困率の上昇にも寄与するという仮説を支持する結果をもたらさなかった。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）は、貧困経験と個人のイベントとの関連の可能性を示した。それは結婚、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質にまで及んだ。また石井・山田（2007）においても世帯構成や世帯主の低学歴などが確認されている。

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—とくに世帯主がもつ資源について、ほとんど考慮してこなかったことである。それは学歴に代表される個人の資質に関する情報である。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、持ち家状況と、貧困との関連を確認する。

4. 記述的分析

表3でOECD方式のほうが等価方式よりも、貧困率をやや高めに推定することが確認できた。先述したそれぞれの調整方式の特徴から、単身世帯の貧困率が高いことが、等価方式で見たほうが貧困率は高めにすることに影響していると考えられる。このことは、世帯構成別の貧困率を示した表4にも表れている。単身世帯の貧困率はOECD方式で33.5%、等価方式で38%と、どの世帯類型に比べても突出して貧困率が高い。つづいて夫婦のみの世帯でも貧困率が高い。そして、これらの世帯類型では、等価方式を用いた場合のほうが貧困率は高くなっている。一方で、有子世帯の貧困率は、いずれの方式でも10%前後であり、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4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20-30%と高い。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、この世帯に単身および夫婦のみ