

## 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)<sup>1)</sup>。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に、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。

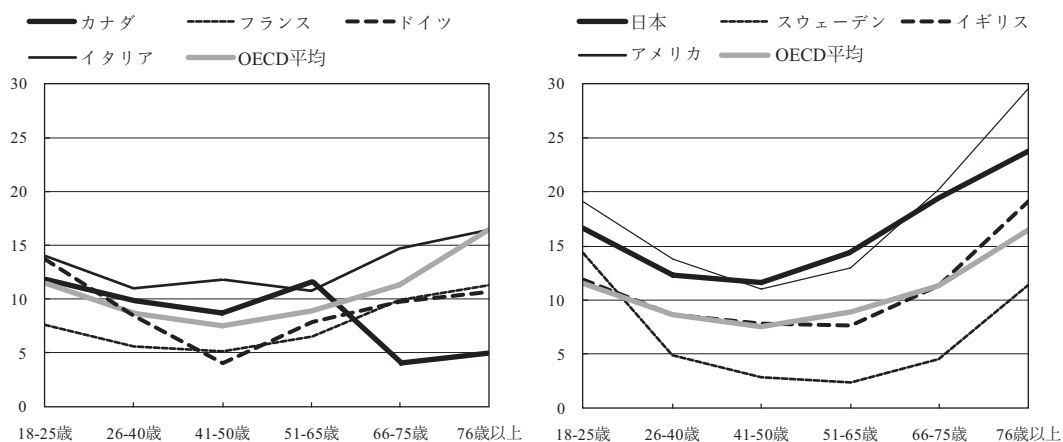
このように漸減しているとはいえ、高齢期になるほど相対的貧困リスクが高まるという年齢階級別の基本的な相対的貧困リスク構造には変化はなく、高齢期における相対的貧困の存在は日本における未だ重要な所得保障政策上のターゲットであるといえる<sup>2)</sup>。

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<sup>3)</sup>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ため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）。

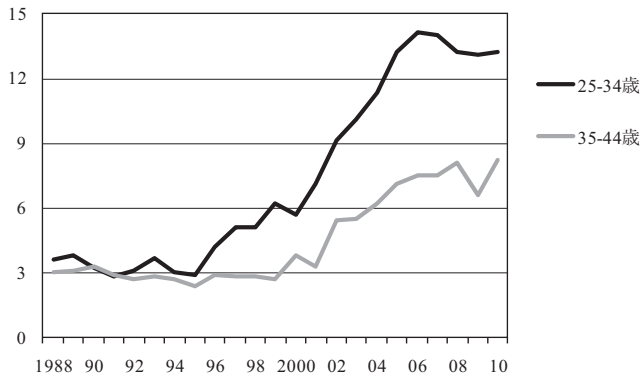
一方、従来想定されていた高齢期における相対的貧困リスクと異なる、新たなリスクの出現も懸念される。それは、近年、男性においても進んだ雇用の非正規化である。図2は役員を除く雇用者に占める非正規の職員・従業員割合を男性25-34歳と35-44歳の2つの年齢階級について示している。いずれも、ここ20年間に男性25-34歳では4%から13%に、男性35-44歳では3%から8%へと上昇している。また男女合わせた若年層（35歳未満）でも、非正規雇用割合は過去20年間に16%ポイント増え4割に達した。

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



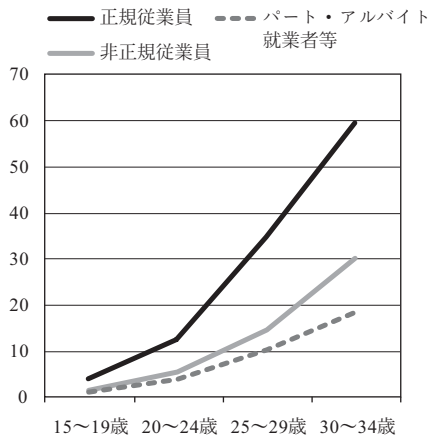
出所) Förster and Mira d'Ercole (2005) Annex Table A7から筆者作成。

図1 年齢階級別相対的貧困率



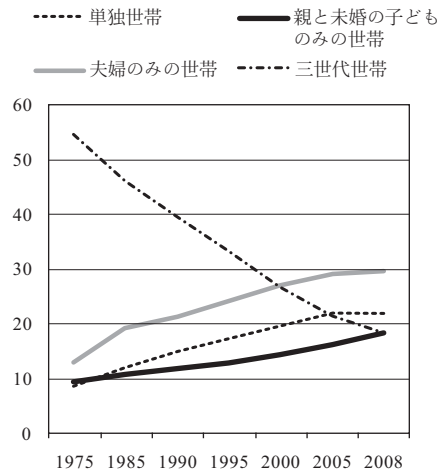
出所) 厚生労働省「労働力調査特別調査（1988～2001年）」各年2月時点および「労働力調査詳細集計（2002年以降）」1～3月平均に基づき筆者作成。

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帯同居（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帯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、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帯同居世帯は、1975年で10%に過ぎなかったが、直近では18%まで上昇し、三世帯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<sup>4)</sup>、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<sup>5)</sup>。

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<sup>6)</sup>。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<sup>7)</sup>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が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<sup>8)</sup>。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<sup>9)</sup>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<sup>10)</sup>。

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<sup>11)</sup>。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<sup>12)</sup>。

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<sup>13)</sup>、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<br>等価所得 (ln)<br>相対的貧困 (=1)<br>公的年金なし (=1) | 税込み所得月額, 自然対数に変換<br>等価所得月額11万4千円を相対的貧困線とする<br>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<br>年齢二乗<br>中卒<br>高卒<br>専修卒<br>大卒<br>※ 既婚<br>未婚<br>離別<br>死別<br>※ 非就業<br>正規雇用<br>非正規雇用<br>自営業  |
| 過去  | ※ 職歴：正規雇用<br>職歴：非正規雇用<br>職歴：自営業<br>職歴：なし<br>職歴：長期無職<br>健康問題による中断<br>会社都合退職経験  |
| 同居の子ども 現在                                       | ※ 同居している子ども無し<br>同居息子：非就業<br>同居息子：非正規雇用<br>同居娘：非就業<br>同居娘：非正規雇用<br>上記以外の同居子ども   |
| 配偶者 現在  | ※ 配偶者：非就業<br>配偶者：正規雇用<br>配偶者：非正規雇用<br>配偶者：自営業   |
| 過去  | ※ 配偶者：職歴：正規雇用<br>配偶者：職歴：非正規雇用<br>配偶者：職歴：自営業<br>配偶者：職歴：なし  |
|   | 小学校・中学校, 旧小・旧高小<br>高校, 旧制中学<br>各種学校・専修学校(専門学校)<br>短大・高専・大学(4年以上)<br>事実婚を含む<br>婚姻経験なし<br>無職<br>正社員・正職員など<br>パート, アルバイト, 契約・嘱託・請負・派遣社員<br>農林漁業含む<br>学校を卒業以来, 経験した最長の就業形態<br>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<br>健康上の理由による仕事中断(1年以上)・離職経験あり<br>リストラ・勤務先都合退職, 廃業・倒産を経験<br>子どもがいない場合を含む<br>無職<br>無職<br>学生を含む<br>無職<br>学校を卒業以来, 配偶者の経験した最長の就業形態 |

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 (1n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。

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と示す結果といえる。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<sup>14)</sup>。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<br>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 <sup>2</sup> | 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<sup>15)</sup>。

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<sup>16)</sup>。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<br>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 <sup>2</sup> | 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<sup>17)</sup>。

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                 | 65-74歳  |             |          |             |
|-----------------------|---------|-------------|----------|-------------|
|                       | 男性      |             | 女性       |             |
| 公的年金なし (=1)           | 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                    | -0.100  | [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 <sup>2</sup> | 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、男性の方が大きい。

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<sup>18)</sup>。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分析を行った橋木・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(橋木・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っている。
- 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)の推計はさまざまある。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。
- 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。

#### 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

- 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）