

等価尺度を用いた高齢世帯の生活水準の評価

高 木 真 吾*

(北海道大学大学院経済学研究科助教授)

時子山 由 紀**

(国際協力銀行開発金融研究所専門調査員)

金 子 能 宏***

(国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用分析研究部長)

1. はじめに

本稿では高齢世帯に関する等価尺度の推定を通じて、高齢世帯の生活水準に及ぼす年金制度への含意について考察を行う。高齢世帯の経済状況は非常に多様であることが多くの文献で指摘されているが、記述統計などを用いてその状況が描写されるにとどまることが多い。本稿では、一定程度の厚生水準を保つためにはどの程度の生計費が必要で、実際に十分な年金給付や資産を持つ世帯はどのような世帯なのかを厚生労働省『国民生活基礎調査』を資料として明らかにすることを試みる¹⁾。

従来から年金制度に関しては、世代ごとの受給額と負担額に注目した制度設計、政策評価に関する議論が数多く行われてきている。例えば、田近・金子・林(1996)では世代ごとに厚生年金の総受取額と総拠出額を分析し、それらを均等させる保険数理的に公正な年金についての提案を行っている。八田・小口(1999)は、さらに踏み込んで、厚生年金における給付と負担の関係を世代間で公平にするためには即座に保険料率を引き上げるべきであるとし、シミュレーションに基づき引き上げスケジュールを示している。以上の分析では同一世代の中にも世帯構造が異なる人々がいることは捨象されていたが、麻生(2000)

* 1971年生まれ、大阪大学大学院経済学研究科博士課程修了、北海道大学大学院経済学研究科助教授。主な論文は「ミクロデータによる計量分析の展開」(共著、『講座 ミクロ統計分析2』日本評論社 所収)など。

** 1971年生まれ。主な論文はAnalysis of the Food Consumption of Japanese Households 2003(共著)、FAO Economic and Social Development Paper 152, Food and Agricultural Organization of the United Nations。

*** 1958年生まれ、一橋大学大学院経済学研究科博士課程修了、経済学博士。主な著作・論文は『企業福祉の制度改革』(橋木俊詔氏と共編著、東洋経済新報社)、「女性パートタイム労働の現状を踏まえた雇用政策と年金制度」、国立社会保障・人口問題研究所編『選択の時代の社会保障』(東京大学出版会 所収)、「年金と財政 基礎年金給付の国庫負担水準の影響」(共著)『季刊家計経済研究』通巻第60号など。

1) 本論文では、国立社会保障・人口問題研究所における平成13年度厚生科学研究費補助金(政策科学推進研究事業)「社会保障の改革動向に關する国際共同研究」分担研究「家族の生活保障機能が社会保障の発展に及ぼす影響に関する研究」において行われた厚生労働省「国民生活基礎調査」の再集計結果を引用・活用した。この場を借りて、御協力いただいた関係者の方々に厚く御礼申し上げたい。なお、分析結果の一部は、平成15年度日本経済学会春季大会(大分大学)において報告を行った。本稿はこれを改訂したものであるが、報告に対して有益なコメントを下された東京理科大学の寺崎康博教授に感謝申し上げたい。本稿の作成過程においては、八代尚宏先生(日本経済研究センター)から詳細なコメントを頂いた。あわせてお礼申し上げたい。勿論、本稿における見解は筆者ら個人の責任に帰するものであることをお断りしておきたい。

は世帯構造の相違に配慮しつつ1999年度改正案が各世代にどのような影響をもたらすかを分析している。世代別に生涯にわたる受取と負担に関する分析を行う世代会計やそれを発展させた手法による分析（例えば、鈴木，1999；赤井・鈴木，2000；など）においても年金の影響は中心的なテーマのひとつとなっている。以上のような研究蓄積から、ほぼ1960年代生まれ前後の世代で超過給付と超過負担の転換点となるであろうということが指摘されている（岩本・大竹・小塩，2002）。

近年、高齢世代内では所得分布・消費水準などの経済状況が一様ではなく、むしろ現役世代に比べても多様であることが指摘されている（例えば、駒村・渋谷・浦田，2000；八代・小塩・井伊など，1997）。世代内の多様性を考慮すると、高齢世帯に対する一律的な給付水準の引き下げは、所得再分配の観点から考えたとき問題を引き起こす可能性のある政策である。したがって年金制度設計の観点からも、世代間の負担の問題に加え、世代内の多様性を定量的に把握することは非常に重要なことと考えられる。

本稿は等価尺度を用いた必要生計費の推定を通じて、高齢世帯の経済状態が現役若年世代の享受している厚生水準に比べどの程度の水準にあるのかを評価しようとするひとつの試みである。（相対的）等価尺度とは、基準となるようなある属性を持つ経済主体を定め、それとは異なる属性を持つもうひとつの経済主体が、前者がある厚生水準を達成するのに必要とした消費支出額と、後者が前者と同一の厚生水準を達成するために必要とする消費支出額の比率として与えられる。この概念を利用して、現役世代に比べて高齢夫婦世帯（高齢単身世帯）で同程度の生活満足水準を達成するために必要とされる生計費を推定する。その推定結果を用いて、世帯類型・受け取っている年金種別によって高齢世帯をいくつかのグループに分け、各グループが一定程度の厚生水準を得るためには、どの程度の消費支出を必要とし、その消費支出を賄うために実際にはどの程度不足・超過しているのかを明らかにする。

2．等価尺度の計測

等価尺度の推定は、用いるデータの種類によって大別すれば、消費支出（財需要）データに基づいて行われる分析と経済主体の持つ主観的情報に基づいて行われる分析になる。前者は、完全な需要体系を推定する方法（例えばPollak and Wales, 1986）、特定の世帯構成員のみが必要とする財の特性を利用する方法など多岐にわたるが、消費支出データのみでは等価尺度そのものを識別することはできないことはよく知られている（例えばBlundell and Lewbel, 1991）。識別のためには、経済主体の選好に関する特定化など補助的な仮定を必要とするが、その種の仮定が実証研究において棄却されていることが多い²⁾。

また、高齢者の経済状態に関しては、遺産に対する考え方・態度によって貯蓄行動や資産保有、それゆえに支出行動も大きな影響を受ける可能性があるため、通常の分析で用いられる静学的な効用最大化に基づく需要体系は妥当でない可能性もある。また通時的な問題として捉え直すとしても非常に分析の難しい遺産をどのように取り込むかという問題を抱えている。

それに対して、経済主体の主観情報に基づいたデータは、意識調査である点には注意する必要があるものの、経済主体の現状を示す変数としてはひとつの重要な情報源となり（例えばBellemare, Malenberg and van Soest, 2002; Stewart, 2002; Kapteyn and van Praag, 1976など）、高齢者の経済状況に対して重要

2) ①世帯の需要体系あるいは効用関数そのものの関数形、②その世帯の属性をどのように取り込むか（等価尺度が基準世帯の効用水準から独立になるか）、といった複合的な特定化の問題があり、どちらの特定化に誤りがあっても等価尺度の推定値は偏りを持ってしまう。Pendakur (1998) は、①の問題に対しては需要体系に非常に一般的な特定化を許し、②の問題を統計的に検証する方法を提唱した。この方法は、部分的には問題がないことが示されたが、重要な世帯構成の変化（夫婦世帯から夫婦と子供世帯への変化）が生じる際、等価尺度は基準世帯の効用水準から独立にならず、②の問題によって等価尺度の推定が偏りを持ちうることを明らかにしている。

な示唆を与えてくれる。本節では経済主体の主観情報に基づいたデータをその他の経済データとあわせて利用することで等価尺度を推定する方法についてBellemare, Malenberg and van Soest (2002) Stewart (2002) などに沿って説明する。

各世帯の厚生水準を W とし、以下のような線形関数で近似できると考える。

$$W_i = \beta_0 \ln Y_i + \beta_1 D_i + Z_i' \gamma + U_i = X_i' \beta + U_i, i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

ただし、厚生水準に影響を与える要因として $\ln Y$ は対数支出(所得)額を表し、 D は家族構成を示すダミー変数、そして Z はその他の厚生(効用)水準に影響を与える観測される要因を示すベクトルで、 U は観測されない変数群の総計(誤差項)である。

いまここで $D = 0$ の家計が支出 Y で達成できる平均的な厚生水準を W^* とおく。家族構成だけが異なり、他の要因は全て同一であるようなもう一つの家計($D = 1$ かつ Z は同一)を考える。この家計が、 W^* という平均的な厚生水準を達成するために必要な支出額を Y^* とすると、

$$(W^* =) \beta_0 \ln Y + \beta_1 \cdot 0 + Z' \gamma = \beta_0 \ln Y^* + \beta_1 \cdot 1 + Z' \gamma$$

が成立しなければならない。後ろ二つが等しいという条件から、それぞれの生計費の比率 (Y^*/Y)、つまり等価尺度を次のように求めることができる。

$$Y^*/Y = \exp\{-\beta_1 / \beta_0\} \quad (2)$$

したがって式(1)に含まれる未知母数を推定することで等価尺度 Y^*/Y を推定することができる。

ところで厚生水準 W そのものは観測されないので、式(1)を通常の線型回帰モデルとして推定することはできない。このため、従属変数である厚生水準を何らかの形で代理する変数が必要である。『国民生活基礎調査』では、各家計がどの程度の厚生水準にあるのか、という点に関して次のような質問を行っている。

「生活意識の状況」(現在の暮らしの状況を総合的にみてどう感じていますか?)

1 大変苦しい, 2 やや苦しい, 3 普通, 4 ややゆとりがある, 5 大変ゆとりがある

この順序尺度の値自体は、何ら厚生水準とは関係ないが、その順序は厚生水準と何らかの関係を保っていると考えられる。そこで上記の順序尺度と厚生水準が以下のような関係を保っていると仮定する。

$$Y_i = \begin{cases} 1, & 0 < W_i \leq \theta_1 \\ 2, & \theta_1 < W_i \leq \theta_2 \\ 3, & \theta_2 < W_i \leq \theta_3 \\ 4, & \theta_3 < W_i \leq \theta_4 \\ 5, & \theta_4 < W_i \leq \theta_5 \end{cases} \quad (3)$$

つまり厚生水準(を何らかの形で変換したもの)がある一定範囲にあるとき、それに順序尺度を対応させるのである³⁾。

実際に式(1)を推定するには、誤差項 U_i が独立・同一の正規分布に従うことを仮定することによって上記の厚生水準に関する観測ルールの下で通常の順序プロビット分析（順序プロビット分析については、例えば、Wooldridge, 2000）を行うことができる。つまり次のような対数尤度関数を最大にするような未知パラメータを求める。

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^5 1\{Y_i = j\} \ln \{ \Phi(\beta_j - X_i' \gamma) - \Phi(\beta_{j-1} - X_i' \gamma) \} \quad (4)$$

ただし、 $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布に従う確率変数の累積分布関数を表し、 $1\{\cdot\}$ は括弧内の条件式が真であるとき 1 を与え、そうでないときには 0 を与える指示関数を表している。

他にも誤差項 U_i にどのような確率分布を仮定するかによって異なるパラメトリックアプローチを適用できるが、極端に裾の長い分布を仮定することの妥当性も潜在変数モデルを用いている今の文脈ではあまりないように見える。実際いくつかの特定化に関する検証を行ってみたところ等価尺度の推定には大きな影響を与えないので本稿では順序プロビットの結果のみ利用する⁴⁾。

3. データ

本論文では、厚生科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）「社会保障の改革動向に関する国際比較研究」分担研究「家族の生活保障機能が社会保障の発展に及ぼす影響に関する研究」において実施した厚生労働省『国民生活基礎調査』（大規模調査年1989年、1992年、1995年、1998年）の再集計結果を引用・活用し、実証分析を行った⁵⁾。『国民生活基礎調査』では、各世帯に関して、家族構成や年齢、健康状態などの世帯員の状況、家計支出及び所得、税額、貯蓄額等の経済状況に関する質問に加え、各家計の生活状態の満足度をたずねており、これらの情報を用いて前節の方法で等価尺度の推定を行う。

最初に『国民生活基礎調査』年齢別・諸属性別のクロス集計表から、本稿における関心対象である高齢者世帯とその比較対象となるような現役世帯の年齢とその他の諸属性をクロスさせた集計表を抽出した。高齢世帯としては、高齢夫婦世帯・高齢単身女性世帯を考え、比較対象の現役世帯としては、世帯主年齢が40歳から59歳までの夫婦世帯を抽出した⁶⁾。推定を行う高齢世帯としては基本的に世帯主年齢65歳以上の子世帯と非同居の世帯と考えている。世帯主年齢60～64歳という世帯では年金を受け取っている世帯の他に、まだフルタイム就業している世帯も多く、退職直前世帯として別のカテゴリーとした。分析を非同居世帯に限定したのは、消費水準が世帯単位で観察され、同居世帯では子世帯の消費と高齢世帯の消費が分離できないというデータ上の制約を鑑みてのことである。同居世帯を対象としないという標本選別によ

3) ただし、一般性を失うことなく、 $\beta_0 = -$ 、 $\beta_5 =$ とする。さらに、式(1)に定数項が含まれているとき、 β_1 から β_4 のいずれかは識別不可能になる。そこで識別条件として、 $\beta_1 = 0$ と置くことにする。この識別条件は定数項以外の分析を行う際には全く影響を与えない。

4) Horowitz and Härdle (1994), Härdle, Mammen, and Proenca (2001) は、現在の文脈に適用可能な特定化の検定方法、つまり順序プロビットモデルを誤差項の分布を特定化しないシングル・インデックスモデルに対して統計的に検証する方法を提唱した。ここではHärdle, Mammen, and Proenca (2001) に従って有限標本でも比較的良好的なサイズと検出力を与えるパラメトリックブートストラップ法を利用して検証を行った。1,000回のリサンプリングに基づくパラメトリックブートストラップ法による検定を行うと、ブートストラップ p 値は0.010となり、棄却されるかどうかは微妙な結果となる。推定値についても、分布の形に依存しないHorowitz (1997) のsmoothed maximum score法を用いて推定を行ってもほぼ同一の結果となる。分散の不均一性に関してもBreusch Paganと同様の方法で検定を行うと、不均一性自体は場合によっては観測されるが、等価尺度の推定値にほとんど変化はなかった。

5) この再集計結果には、男女別、年齢別、所得構成別、地域別、世帯構造別、有業か無職かの別、稼働所得の有無別、年金受給の有無別、仕立りの有無別、高齢者の年齢別、高齢者の人数別、子供の年齢別、子供の人数別、生活意識の状況別など本稿の推計に必要な諸項目からなるクロス集計が含まれている。

6) 以下では状況に応じて、この比較対象世帯を若年夫婦世帯、現役夫婦世帯、若年勤労世帯と呼ぶ。

表 3 1 推定に使用した変数

被説明変数	生活意識	大変苦しい1, やや苦しい2, 普通3, ややゆとりがある4, 大変ゆとりがある5
説明変数		
世帯の経済状態	5月の世帯消費額(円)	
	年間所得額(万円)	
	金融資産額(万円)	
	固定資産額(万円)	
	総資産額(万円)	
	年金受給世帯ダミー	受給あり1, なし0
	稼働所得なし世帯ダミー	所得なし1, あり0
	仕送りダミー	仕送りあり1, なし0
妻の就業ダミー	妻就業1, それ以外0	
世帯の属性	世帯人員数(人)	
	世帯主の年齢	
	世帯主の性別ダミー	男性1, 女性0
	夫婦世帯ダミー	夫婦二人世帯1, それ以外0
	退職直前夫婦世帯ダミー	60歳以上で稼働所得がゼロでない夫婦世帯1, それ以外0
	若年夫婦世帯ダミー	25歳以上, 稼働所得が正の夫婦世帯1, それ以外0
	同居世帯ダミー	同居あり1, 非同居0
	準同居世帯ダミー	準同居あり1, それ以外0
介護者の同居有無ダミー**	介護者同居1, 非同居0	
高齢者の健康状態	入院者あり世帯ダミー	入院者あり1, なし0
	要介護者あり世帯ダミー	要介護者あり1, なし0
	寝たきり者あり世帯ダミー*	寝たきり者あり1, なし0
	健康意識1	世帯で一番健康状態の悪いものの健康意識 良好1, それ以外0
	健康意識2	世帯で一番健康状態の悪いものの健康意識 普通1, それ以外0
健康意識3	世帯で一番健康状態の悪いものの健康意識 悪い1, それ以外0	
住居の保有状況	持ち家世帯ダミー	持ち家あり1, なし0
	一戸建てダミー	
	部屋数	
	住居の広さ	畳数

資料：平成13年度厚生科学研究（政策科学推進研究事業）「社会保障の改革動向に関する国際比較研究」における「国民生活基礎調査」の再集計結果より作成

(注) * 1992, 1998年のみ入手可

** 1989, 1992, 1998年のみ入手可

り、特定層の世帯を抽出してしまい、分析結果にバイアスが生じてしまう可能性がある。例えば、所得水準の低い高齢者ほど子世帯との同居する傾向が強くなり（岩本・福井，2001等）、高齢世帯の資産水準についてもその多寡によって同居選択に影響を与えることが定量的に確かめられている（安藤・山下・村上，1986，駒村，1994等）。こうした指摘を考慮すると、非同居高齢世帯の集計結果が同居も含めた全高齢者の集計結果としての代表性をどの程度備えているかについては注意する必要がある。

推定に使用した変数群（生活状態の満足度、各説明変数）の定義と一覧を表3-1に示した。厚生水準の代理変数である『生活意識変数』について、この変数は5段階のカテゴリー変数である。

家計の厚生水準に影響を及ぼすと考えられる説明変数には次の変数を用いた。まず、生計費としては『所得額』をベースに用いる方法と『消費額』をベースに用いる方法が考えられる。本来、現時点で有している資源や将来への期待を反映した消費水準の方が生計費として理論整合性を持つため望ましい。しかしながら、特に若い世帯の分析を行う場合には流動性制約の影響が無視できない可能性もあるため、所得と消費の両方を補完的に用いた。所得額は、前年度の世帯所得額であり、消費額は調査年度の5月時点で

の世帯消費額である。世帯消費額上位5%を除いた平均と標準偏差を計算し、平均から標準偏差の3倍以上に位置する世帯をサンプルから除外した。

家計の保有資産額については、中井(1990)と同様の方法によって固定資産税額から固定資産保有額を推定した。推定された固定資産保有額が5億以上の世帯については、収入・消費構造が他の家計と大きく異なっている可能性が高いと判断し除外した。一方、『金融資産保有額』については貯蓄額と負債額が階級値として回答されており、各貯蓄・負債階級の中央値(最上位階級3,000万円以上については1.25倍の3,750万円を代用)をそれぞれの額の推定値とし、貯蓄額から負債額を差し引くことでネットでの金融資産保有額とした。以上の手順で推定した固定資産額と金融資産額の総計として総資産保有額を定義している。資産額以外の家計の属性変数としては、高齢世帯においては、『健康意識の変数』を考えた。この変数は、「健康状態が非常によい」とするものから「悪い(非常に悪いを含む)」とするものまで計4段階で評価した。そのほかの変数として、『都市に居住する世帯ダミー』、『持ち家ダミー』、『世帯主の年齢ダミー』があげられる。

3.1 生活意識変数と経済変数

ここでは推定に先立って使用するデータの概観を説明する。特に生活意識変数と支出額、収入など経済変数との対応関係に注目する。本稿では高齢世帯に焦点を当てているが、その比較対照の意味も込めてここでは現役夫婦世帯の状況も描写している。

表3-2は、1989、1992、1995、1998年の全データを用いた集計表から、生活意識階級別頻度と経済状態を示す変数の記述統計を要約している。全体を通じた傾向としては、「普通」か「やや苦しい」あるいはそれ以下であるという回答に偏っており、「ややゆとりがある」・「ゆとりがある」という回答が非常に少数である。生活意識の時系列的な分布状況の変化を見ると、90年前後にわが国経済が好況期から不況期へ転換しその後総じて停滞期にあったことを反映して、生活意識が良好である(「余裕がある」・「かなり余裕がある」と回答した世帯の割合は1989年に最も高く、年度を追うごとに生活意識の悪化が観察される。

図3-1は高齢世帯の生活意識を若年現役世帯との比較という観点からまとめている。持ち家のある世帯について見ると、「ふつう」以上の比率のほうが高いものの、持ち家のない世帯は「苦しい」と回答する方向へより偏っている。これらは、Stewart(2002)で使用されたイギリスの高齢世帯の生活意識調査の回答が普通かそれ以上であるという回答に偏っているのと対照的である。特に高齢で持ち家のない世帯での生活への満足度が低くなることが観測される。女性の平均寿命が男性のそれに比べ長く、非同居世帯の増加傾向を考慮すると、ライフステージの最終段階を高齢単身女性世帯という形態で迎えることが生じやすいと考えられるが、この種の世帯では高齢夫婦世帯と比べても全般的に「やや苦しい」から「大変苦しい」の方へ回答がシフトしている。特に持ち家のない世帯では「大変苦しい」という層が増加し、三号被保険者で夫の死後、年金が減額給付された結果、生活状況が悪化している可能性が示唆される。

ここまで見てきた生活意識変数と、所得・消費水準および資産保有額との関係について考察を行う。表3-2からは、生活意識水準が1(「大変苦しい」)から5(「かなり余裕がある」)へ上昇していくにつれ、各階級における平均消費支出額、平均所得額、平均資産保有額ともに上昇していく。特に所得、資産保有額に関しては4、5という階級では他の階級に比べ非常に大きな値をとっている。この傾向は各年度とも一致している。

また、生活意識が普通であると回答した世帯の平均消費額を全世帯における平均消費額に注目すると、1998年では、生活意識が普通の世帯の消費額が、全世帯の平均値を上回り、それ以前の年度では全世

表 3 2 生活意識別所得額・消費額・資産額：1989，1992，1995，1998

1989年					
生活意識	頻 度	世帯支出	世帯所得	総資産額	金融資産額
1	3,753	18.00	317	2,106	-114
2	8,792	19.60	400	2,768	34
3	17,589	21.40	555	4,335	295
4	2,272	24.20	843	6,941	728
5	223	26.50	1,325	10,601	1,312
全 体	32,629	20.75	511.46	3,880.58	214.47
1995年					
生活意識	頻 度	世帯支出	世帯所得	総資産額	金融資産額
1	3,522	22.20	453	957	-221
2	8,309	23.00	532	1,412	20
3	14,749	24.00	696	2,379	460
4	1,546	27.00	1,088	4,386	1,052
5	134	28.50	1,649	6,135	1,706
全 体	28,260	23.63	643.55	2,045.16	284.14
1992年					
生活意識	頻 度	世帯支出	世帯所得	総資産額	金融資産額
1	2,704	19.70	369	766	-89
2	7,725	21.20	455	1,074	92
3	17,597	23.30	644	2,008	393
4	2,294	26.70	1,002	3,530	880
5	225	27.50	1,415	6,035	1,547
全 体	30,545	22.70	604.64	1,806.09	319.29
1998年					
生活意識	頻 度	世帯支出	世帯所得	総資産額	金融資産額
1	4,921	23.200	460	1,153	-291
2	8,757	24.100	552	1,640	-15
3	11,394	25.200	717	2,654	502
4	1,036	28.400	1,144	4,681	1,228
5	93	28.600	1,336	6,852	1,776
全 体	26,201	24.580	632.56	2,128.14	213.68

資料：平成13年度厚生科学研究（政策科学推進研究事業）「社会保障の改革動向に関する国際比較研究」における「国民生活基礎調査」の再集計結果

帯の平均値を下回っている（1989年の乖離が最も大きく、その後、その乖離は縮小している）。これは、ある程度の生活水準を保つために必要となる一定程度の消費額があり、その消費水準との関連で生活意識が形成されている可能性を示唆するものであると考えられる。

次に前節でみたサブグループ別に、1998年を例にとって同一時点での経済状況と生活意識の関係をみる。図3-2には世帯類型別の対数消費額、資産額の分布状況を示す密度関数⁷⁾を図示している。各図におけるPanel Aは高齢夫婦世帯（65歳以上）、Bには高齢単身女性世帯、Cには現役夫婦世帯（40から59歳）

7) これらの密度関数の図はカーネル法を用いて作成された。カーネルにはガウシアンカーネルを用い、バンド幅の決定には、簡便な、正規分布を基準とする作成方法（normal reference rule）を用いた。

図3 1(a) 生活意識 (持ち家世帯)

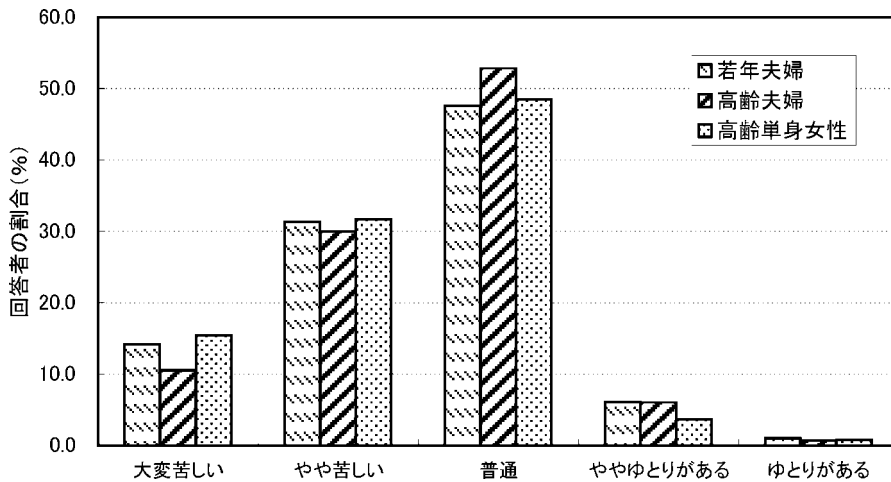
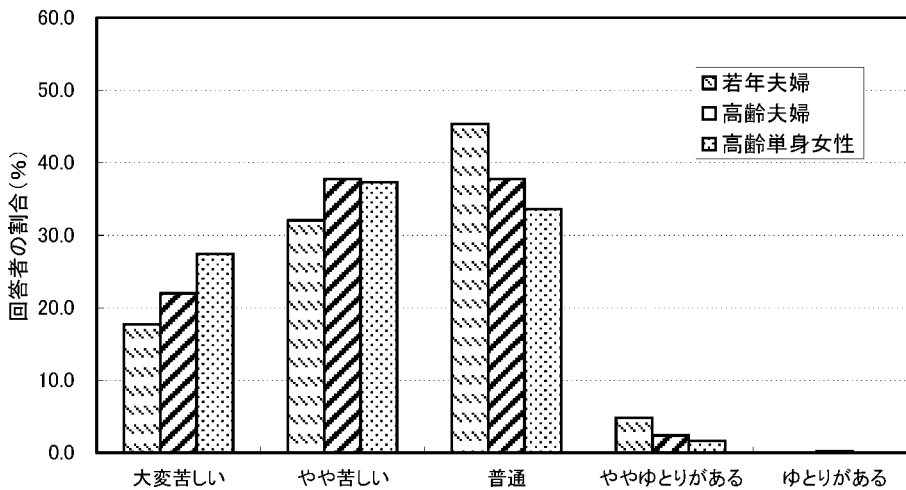


図3 1(b) 生活意識分布 (持ち家なし世帯)



資料：平成13年度厚生科学研究（政策科学推進研究事業）「社会保障の改革動向に関する国際比較研究」における「国民生活基礎調査」の再集計結果

と3種類の世帯に関してその生活意識別経済変数の分布状況が描かれている。「かなり余裕がある」という世帯数が相対的に少ないため「余裕がある」と回答した世帯と併合して密度関数を描写した。

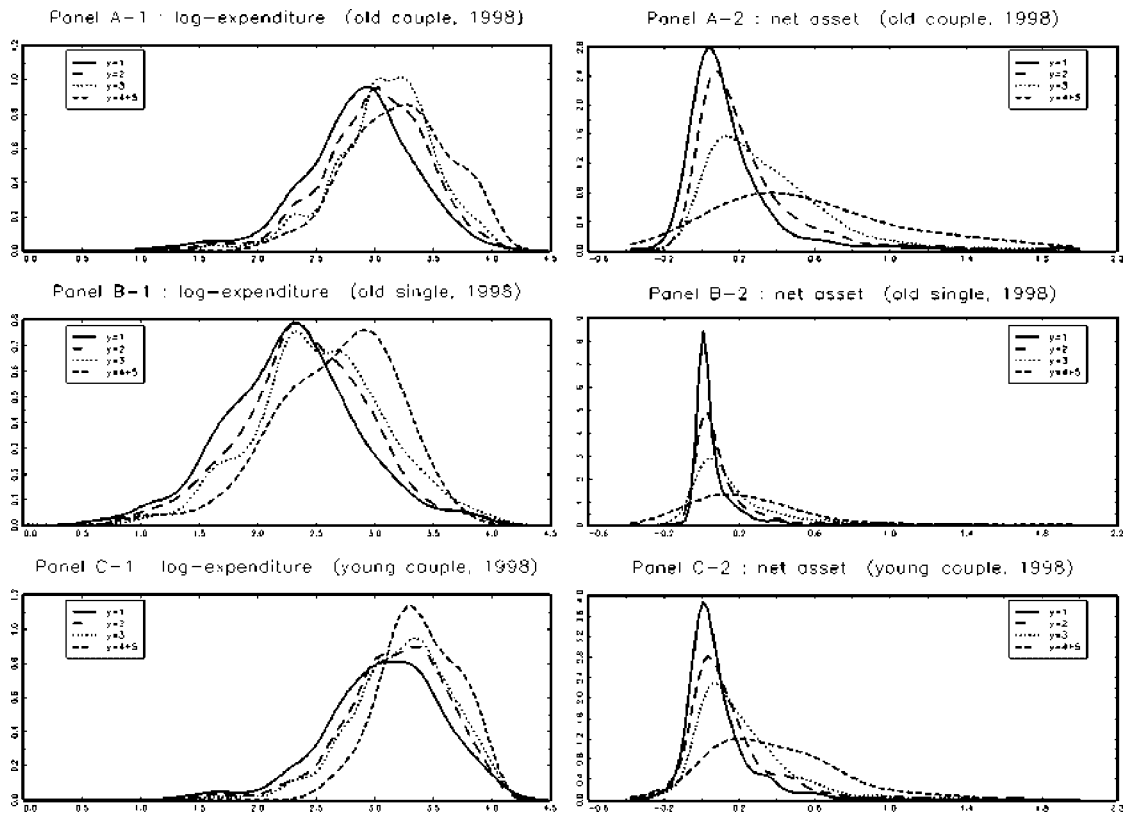
消費についてみると、余裕のある層（図中の $y = 4, 5$ ）の消費額密度関数の右側部分が他層の密度関数に比べほぼ一様に高くなっていることがわかる。ここから余裕のある層は他に比べて高額消費を行っている世帯が相対的に多いことがわかる。高齢者世帯と40から59歳の現役世帯については密度関数の右側領域では生活意識が高くなるほど密度関数が高く、左に行けば生活意識が低いほうが高くなるという関係を保っている⁸⁾。

資産保有額について、特徴的なのは高齢単身女性世帯での0比率の高さである⁹⁾。特に「苦しい」・「大変苦しい」と回答した層では非常に高い比率の世帯が少額の資産しか保有していない。そして生活意識変数が大きくなるほど高額資産を保有する世帯比率が高まっている点も、それぞれの世帯属性を通じて、

8) 対数所得額については消費額と同様の傾向を示しているので省略した。

9) 資産保有額のように0という特定の値をたくさんとってしまうような確率変数の密度関数を、ここで用いている単純なカーネル法で推定することは本来困難なことである。しかし、ここでの目的は正確な密度関数の描写というよりもデータの概観を知るといふ意味での記述的なものであるため特別な処理は行っていない。

図3 2 対数消費額・総保有資産額の密度関数



出所：平成13年度厚生科学研究（政策科学推進研究事業）「社会保障の改革動向に関する国際比較研究」における「国民生活基礎調査」の再集計結果より筆者作成

ほぼ一貫している。以上、世帯の生活意識変数と消費・資産水準について一定の対応関係があることが確認できた。

4. 推定結果

推定にあたって、基準となる世帯属性を持つグループと比較対照する世帯属性を持つグループという二つのグループにわけ、1992、1995、1998という年度ごとにこれらのグループからなる項目別再集計結果を用いてペアワイズ推定をおこなった。ベースとなる生計費水準に消費額をもちいた場合と所得額を用いた場合では、若干推定された等価尺度の値は異なっているものの全体的に同じ傾向を示しているため推定結果としては前者のケースだけを報告している。

表4 1、4 2に高齢世帯の項目別再集計結果を用いた推定結果をまとめた。表4 1は現役世代夫婦世帯（世帯主年齢が40歳から59歳の夫婦世帯）と高齢夫婦世帯（世帯主年齢が65歳以上の夫婦世帯）の比較、表4 2は高齢夫婦世帯（世帯主年齢が65歳以上の夫婦世帯）と高齢単身女性世帯（世帯主年齢が65歳以上）の比較になっている。高齢世帯の項目別再集計結果を使用した結果において共通して特徴的なのは、健康意識の変数が厚生水準に有意に影響を及ぼすことである。健康意識が良好なほど厚生水準は高く、健康状態が悪化した世帯では厚生損失が大きく、家計における生計費負担も大きくなると考えられる。高齢者においては、寝たきりや入院といった健康上のリスクが顕在化した場合、どのような生計費変化をもたらすかという点に関して調べることは重要なことであると考えられるが、本稿で採用したグループの選別方法では、要介護者および入院者を抱える世帯数が極めて少なくなってしまった。つまりここで

表 4 1 推定結果 高齢夫婦世帯 対 若年夫婦世帯 1998

変数	係数	標準誤差	t 値	P 値
対数消費	0.326	0.04	7.49	[.000]
若年夫婦世帯ダミー	-0.168	0.04	-3.86	[.000]
健康意識 2	-0.048	0.06	-0.78	[.437]
健康意識 3	-0.124	0.05	-2.47	[.013]
健康意識 4	-0.240	0.06	-3.83	[.000]
資産	0.468	0.05	10.07	[.000]
持ち家ダミー	0.258	0.05	5.05	[.000]
妻の就業ダミー	0.111	0.05	2.45	[.014]
世帯主の性別ダミー	-0.008	0.13	-0.06	[.952]
都市居住ダミー	0.001	0.05	0.02	[.982]
仕送りダミー	-0.218	0.15	-1.49	[.135]
定数項	-0.052	0.19	-0.27	[.786]
2	0.997	0.03	36.87	[.000]
3	2.809	0.04	63.54	[.000]
Log likelihood:			-3,797.91	

表 4 2 推定結果 高齢夫婦世帯 対 単身高齢女性世帯 1998

変数	係数	標準誤差	t 値	P 値
対数消費	0.361	0.04	8.62	[.000]
高齢単身女性世帯ダミー	0.104	0.05	2.11	[.034]
世帯年齢ダミー：65歳から69歳	-0.302	0.06	-4.69	[.000]
70歳から74歳	-0.196	0.06	-3.07	[.002]
75歳から79歳	-0.141	0.07	-2.07	[.038]
健康意識 2	-0.088	0.07	-1.31	[.190]
健康意識 3	-0.107	0.06	-1.91	[.056]
健康意識 4	-0.208	0.07	-3.17	[.002]
年金ダミー	0.219	0.10	2.21	[.027]
就業ダミー	-0.243	0.05	-5.23	[.000]
資産	45.815	4.75	9.64	[.000]
持ち家ダミー	0.295	0.05	5.54	[.000]
都市居住ダミー	-0.032	0.05	-0.66	[.509]
仕送りダミー	-0.049	0.10	-0.47	[.639]
定数項	0.011	0.17	0.07	[.946]
2	1.034	0.03	36.44	[.000]
3	2.946	0.05	60.99	[.000]
Log likelihood:			-3,506.83	

出所：平成13年度厚生科学研究（政策科学推進研究事業）「社会保障の改革動向に関する国際比較研究」における「国民生活基礎調査」の再集計結果より筆者作成。

の高齢世帯は介護者や入院者といった重度の健康上の問題を抱える世帯を除いた比較的健康な高齢世帯に限られている。重度の健康上の問題を抱える少数のサンプルからなる項目別再集計結果を用いて同じ方法論によって等価尺度を計測しようと試みたが、統計的に有意な結果が得られなかったため、結果については省略した。

その他有意であった変数としては、持ち家ダミー、仕送りダミー、資産額があげられる。持ち家である世帯に関するダミー変数の係数も正で有意になることが多いことから持ち家の効果は、少なくともこの世代においては、厚生を高める傾向がある。仕送りダミー（仕送りを受け取っている世帯）に関しては、表

4.1, 4.2において示されているように、低い確率値ながらも負の値になっている。上段の消費を用いた結果では仕送り額はすでに消費額に織り込まれており、また下段の所得を用いた結果では所得額に仕送り額も含まれていることを考慮すると、仕送り額そのものの効果はすでに所得・消費という経済変数に取り込まれており、仕送りダミー自体に関しては、仕送りが必要となるような世帯を表していることが考えられる¹⁰⁾。都市に住む世帯については統計的に有意な結果は検出されない。資産額については、どの結果においても有意に正、つまり資産保有額が多いほど厚生水準が高くなるという結果を得ている。

4.1 高齢夫婦世帯の等価尺度

表4.3の左側部分において現役世代夫婦世帯（世帯主年齢が40歳から59歳の夫婦世帯）と高齢夫婦世帯（世帯主年齢が65歳以上の夫婦世帯）の比較から得られた等価尺度の推定値を示した。92年を除き、現役世代の勤労夫婦世帯を基準とした場合の65歳以上高齢夫婦世帯の等価尺度は、支出額、所得額ベースでおよそ0.51から0.68である¹¹⁾。92年については推定された標準偏差も大きく、等価尺度自身が有意な値になっていない。つまり他の全ての条件が等しい時、同じ厚生水準を達するために、高齢夫婦世帯は若年夫婦世帯の51%から68%の生計費を必要とすることがわかる。これは、現役引退後、出勤のために用いていた被服費用、外食費などを含めた市場サービスの利用が減少する結果、生計費水準に変化がおきるためと解釈できる¹²⁾。また1992年と比較すると1998年のほうが高齢世帯の等価尺度が減少することがわかる。

4.2 高齢単身世帯の等価尺度

表4.3の右側部分において高齢夫婦世帯（世帯主年齢が65歳以上の夫婦世帯）と高齢単身女性世帯（世帯主年齢が65歳以上）の比較から得られた等価尺度の推定値を示した。高齢夫婦世帯を基準とした場合、単身高齢女性世帯の等価尺度は消費額をベースとした場合に0.75から0.81、所得ベースで0.55から0.6である。つまり、同じ厚生水準を達成するためには、単身女性世帯は、夫婦世帯の55%から75%の経済水準を必要とする。八木・橘木（1996）では、単身世帯から二人世帯へ変化するときの等価尺度は1.533と推

表4.3 等価尺度推定値 1992, 1995, 1998

	年度	高 齢			
		勤労夫婦世帯 59歳以下	高齢夫婦世帯 60歳以上	高齢夫婦世帯 60歳以上	単身女性世帯 60歳以上
所得ベース	1998	1	0.51	1	0.549
	1995	1	0.55	1	0.586
	1992	1	0.68	1	0.603
消費ベース	1998	1	0.60	1	0.749
	1995	1	0.68	1	0.781
	1992	1	1.03	1	0.805

出所：平成13年度厚生科学研究（政策科学推進研究事業）「社会保障の改革動向に関する国際比較研究」における「国民生活基礎調査」の再集計結果より筆者作成。

10) ただし実際に仕送りを受け取っている高齢世帯の比率は低く、受け取っている世帯のほうが受け取っていない世帯に比べ平均所得は低いものの、それだけでは仕送り受給世帯が平均的に貧しい世帯であるとは必ずしも言えない。

11) 推定は高齢夫婦世帯を基準としているため、本文で示した等価尺度は、推定された等価尺度の逆数である。

12) 退職に関する効果を明確にするため、退職直前夫婦世帯（世帯主年齢が60から65歳の勤労所得のある夫婦世帯）と年金受給夫婦世帯（世帯主年齢が65歳以上の夫婦世帯）の比較から得られた等価尺度の推定値を見ると、等価尺度は若干大きいものの0.57から0.78と比較的類似した値になる。

定されている。言い換えると、二人世帯を基準とした場合の単身世帯の等価尺度は0.65となり、この値とほぼ整合的である。また、夫婦世帯と比較した場合の等価尺度の大きさを時系列的に見ると近年減少傾向にあることがわかる¹³⁾。

5. 年金制度への含意

本節では1998年度の『国民生活基礎調査』再集計結果を用いて、年金給付に注目しながら高齢者の所得構造の考察を行う。先述の世帯類型に加え、さらに受給している年金の種別ごとに5つのグループに分類する。まず、年金を受給していない世帯を1グループとし、年金受給世帯をその種別によって4グループに分類する。受給世帯のグループ分けは、加入世帯数の多い年金種別にみると、1) 厚生年金受給、2) 共済組合年金受給、3) 基礎年金のみまたは国民年金のみ受給、4) そのほかのグループに分けられる。過去の年金制度改正を反映して、厚生年金受給グループはさらに3つ、共済年金受給グループについては2つのサブグループに分けられる。以下では、上記の世帯類型・年金種別に応じて、高齢世代内における

表5 1 高齢夫婦世帯全サンプル

年金種別	標本数	世帯主 年齢	所得 年間/万円			年金 給付	仕送り	消費支出 月額/円	可処分所得・ 消費支出 年額/円	推定保有 資産総額 万円	必要生計費 月額/円	年金 - 消費支出 年額/円	年金 - 必要生計費 年額/円
			総所得	稼働所得	年金								
年金受給なし	326	62.5	630.9	580.7	10.0	9.9	1.2	24.9	206.9	3,052	16.4	-289.2	-186.8
基礎年金	302	66.7	391.3	239.7	99.8	3.7	0.4	20.8	76.7	3,225	16.4	-149.7	-97.0
国民年金	188	77.6	273.6	112.5	124.3	2.9	3.0	16.2	35.6	2,584	16.4	-69.6	-72.5
小計	490	70.9	346.1	190.9	109.2	3.4	1.4	19.0	60.9	2,979	16.4	-119.0	-87.6
基礎+厚生	789	66.9	513.1	201.2	262.8	3.7	0.6	25.4	136.4	3,607	16.4	-42.1	66.0
厚生年金	742	69.8	433.8	157.0	249.8	1.8	0.7	23.4	102.8	3,106	16.4	-31.1	53.0
国民+厚生	174	76.1	371.6	88.9	255.7	0.9	1.0	21.6	78.1	3,258	16.4	-3.3	58.9
小計	1,705	69.1	464.2	170.5	256.4	2.6	0.7	24.1	115.8	3,353	16.4	-33.4	59.6
基礎+共済	239	66.6	539.4	188.5	303.5	1.0	0.9	26.8	150.6	4,411	16.4	-18.1	106.7
共済組合	258	70.1	564.9	219.6	310.3	2.0	1.4	26.3	173.4	4,865	16.4	-5.7	113.5
小計	497	68.4	552.6	204.7	307.1	1.6	1.1	26.6	162.4	4,647	16.4	-11.7	110.3
その他	322	73.8	470.9	139.8	293.4	2.1	1.8	23.9	127.4	3,793	16.4	6.8	96.6
	3340	69.1	476.9	215.7	221.9	3.2	1.0	23.8	124.7	3,503.8	16.4	-63.8	25.1

表5 2 単身女性世帯 全サンプル

年金種別	標本数	世帯主 年齢	所得 年間/万円			年金 給付	仕送り	消費支出 月額/円	可処分所得・ 消費支出 年額/円	推定保有 資産総額 万円	必要生計費 月額/円	年金 - 消費支出 年額/円	年金 - 必要生計費 年額/円
			総所得	稼働所得	年金								
年金受給なし	80	65.4	198.2	139.1	0.0	32.9	4.3	13.3	6.4	836	12.3	-159.9	-147.6
基礎年金	205	67.5	161.5	49.9	68.4	5.0	7.7	12.2	-5.9	1,535	12.3	-78.2	-79.2
国民年金	257	79.1	98.8	15.8	57.5	5.9	6.7	10.0	-32.4	1,030	12.3	-63.0	-90.1
小計	462	74.0	126.6	30.9	62.3	5.5	7.1	11.0	-20.7	1,254	12.3	-69.8	-85.3
基礎+厚生	178	67.4	217.2	61.7	136.7	0.9	0.9	16.2	3.4	1,990	12.3	-57.4	-10.9
厚生年金	283	72.0	183.6	29.0	127.2	2.8	3.0	13.7	4.6	1,446	12.3	-36.9	-20.4
国民+厚生	157	77.6	166.0	14.9	127.1	1.5	2.8	13.6	-15.7	1,842	12.3	-36.3	-20.5
小計	618	72.1	188.8	34.8	129.9	1.9	2.4	14.4	-0.9	1,703	12.3	-42.7	-17.7
基礎+共済	64	67.7	287.2	35.3	224.6	1.7	0.8	20.3	13.7	3,096	12.3	-19.0	77.0
共済組合	85	73.5	246.0	13.8	220.7	0.0	0.1	17.7	12.8	2,014	12.3	8.1	73.1
小計	149	71.0	263.7	23.0	222.4	0.7	0.4	18.8	13.2	2,479	12.3	-3.5	74.8
その他	267	75.5	200.2	23.1	160.0	5.5	2.0	15.0	4.7	1,804	12.3	-19.7	12.4
	1,576	72.8	180.1	35.9	117.3	5.0	3.6	13.9	-4.0	1,617.9	12.3	-49.0	-30.3

資料：平成13年度厚生科学研究（政策科学推進研究事業）「社会保障の改革動向に関する国際比較研究」における「国民生活基礎調査」の再集計結果

13) 推定結果としては省略しているが、比較相手として高齢単身男性世帯をとると、等価尺度はほぼ1となる。これは単身男性世帯において家事の大部分を外部サービスに頼らざるをえないためではないかと考えられる。

経済状態が、収入・消費・資産蓄積（取り崩し）という観点からみて、非常に多様であることが明らかにされる。

5.1 高齢世帯の所得構造

表5-1、5-2は高齢夫婦世帯、高齢単身女性世帯それぞれについて、年間総所得額・月あたり消費額、保有資産額などの平均値を1998年の再集計結果を用いてまとめた。年金受給額が比較的高いのは厚生年金・共済組合年金のグループである。夫婦世帯での平均受給額はそれぞれ256万円、307万円であり、構成比としてはともに年間総所得の約55%（可処分所得に対しては約63%）となっている。単身世帯における厚生年金・共済組合年金の平均年金給付額は130万円、222万円で、年間総所得の69%（可処分所得に対しては76%）、年間総所得の84%（可処分所得に対しては93%）を占め、水準は低いが依存度は高いという傾向を示している。

一方、年金受給額が低いのは、基礎年金および国民年金受給世帯である。両グループをあわせた平均年金受給額は夫婦世帯で109万円、平均総所得も346万円と上述の年金グループに比べ水準は顕著に低く、その内訳も年間総可処分所得の32%（可処分所得に対しては38%）を年金が占め、年金以外の源泉が重要であることを示している。単身世帯ではさらに受け取り水準が低く、62万円程度である。

年金種別に夫婦世帯と単身女性世帯の総所得額・年金受給額を比較すると、制度ごとに異なるものの、単身女性世帯は総所得の面で50%未満の水準しか得ていない。年金受給額では基礎年金・国民年金のみでは57%、厚生年金51%、共済年金72%となっている。ここまでに見てきた金額の水準と考え合わせると、単身世帯では夫婦世帯に比較して、世帯人員が半減するとき収入は半分未満になってしまうという意味での不利な状態にある。また、共済年金を受け取っているグループの他の年金受給世帯に比較した相対的な優位性が明らかになる。特に基礎年金・国民年金のみを受け取るグループでは、およそ6割もの比率で年金に依存しているにもかかわらず他と比較して受給額の水準も低く、したがって総収入も低い状態である。

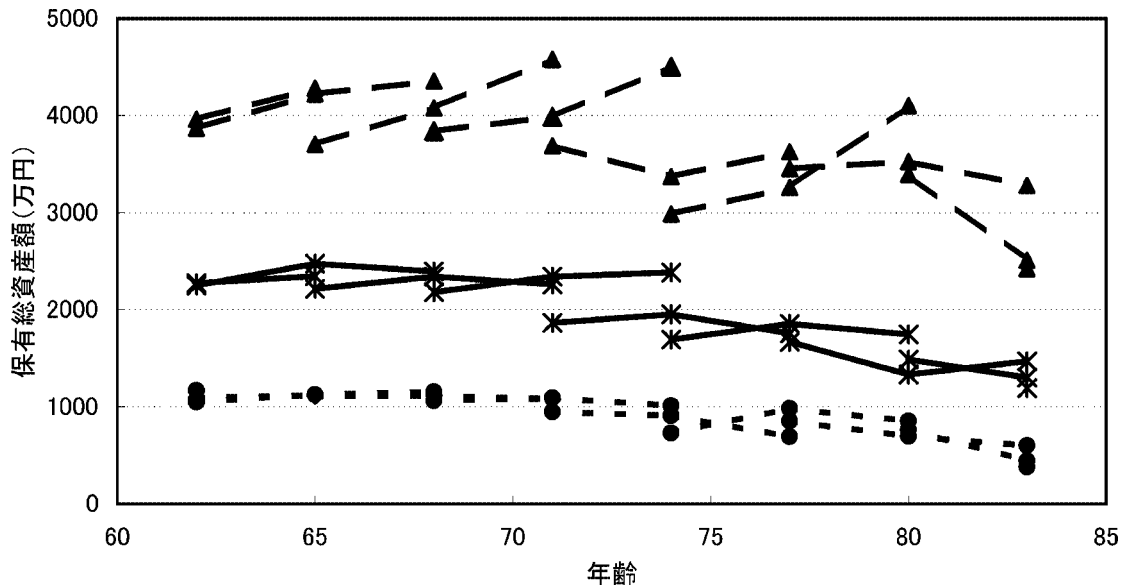
以上のように世帯類型・受給年金種別により高齢世代内における収入状態の格差を見て取ることができる。ただしここでの結果はそのまま収入面で不利な状態にある世帯が絶対的な水準において苦しい経済水準にあるということは意味しない。現役時点の十分な資産蓄積によって現時点十分な消費水準を享受しているならば現時点での収入のみが厚生水準を意味しない。したがって以下では高齢世帯の消費支出の状態と資産状態についても考察を行う。

5.2 高齢世帯の消費・資産構造

高齢夫婦世帯における年間消費額¹⁴⁾は年間可処分所得額よりも平均で年間124万円少なく、年金受給世帯に限定しても年間100万円超の貯蓄が行われている傾向がみられる。特に厚生年金・共済組合年金受給グループでは大きく収入が支出を上回る構造になっている。一方高齢単身女性世帯における支出と収入の差額は、総じて小さいか負の値であり、最も所得水準の低い国民年金のみ受給世帯では可処分所得が年間消費支出を年間32万円下回り、最も所得水準の高い共済組合年金受給世帯でも可処分所得が年間消費支出額を13万円程度上回るのみである。つまり単身女性世帯のうち非常に多くの世帯において、それまでに蓄積してきた資産の取り崩しが行われている可能性が高い。

14) 消費水準は一月あたりで調査されているが、他の経済変数と比較可能にするため、単純に12倍したものを年間消費額とみなした。

図5 1 高齢夫婦世帯 資産プロファイル (75%点, *50%点, 25%点)



出所：平成13年度厚生科学研究（政策科学推進研究事業）「社会保障の改革動向に関する国際比較研究」における「国民生活基礎調査」の再集計結果より筆者作成

以上の考察は一時点に限定したものであるが、経時的な消費・貯蓄構造を把握するために1989, 1992, 1995, 1998年の項目別再集計結果から資産プロファイルによる分析を行う。安定的なプロファイルを作成するために年金種別の分類については統合し、持ち家世帯¹⁵⁾で夫婦世帯・単身女性世帯それぞれの年齢別クロス集計表をもとに世帯主出生年度によって3年刻みの資産コーホートデータを作成し、資産プロファイルを描いたのが図5 1, 5 2である。資産保有額の分布には大きな歪みがあることがよく知られているため、資産保有額の平均値ではなく25%点（下位資産保有グループ）、50%点（中位資産保有グループ）、75%点（上位資産保有グループ）についてプロファイルを作成した。

図5 1で高齢夫婦世帯の総資産保有額のプロファイルを見ると、上位グループに対応する75%点については、加齢とともに資産が蓄積されるかもしくは保有額に大きな変化がみられない。一方、中位・下位の50%点・25%点については、70歳あたりまでは増加するか一定であり、その後緩やかながらも取り崩しが見られる。これらの結果から、高齢夫婦世帯においても、ほぼ死亡時まで資産を取り崩さないグループの存在と、70歳以降資産を取り崩すグループの存在が推測される。しかしながら、1998年時点で、世帯主年齢が80歳以上であるような世帯のうち75%もの世帯が600万円以上の資産を保有しており、収入状態を考え合わせると高齢夫婦世帯は全般的に比較的裕福であると考えられる。

以上のように高齢夫婦世帯において70歳以降緩やかな資産の取り崩しが観察されたが、この結果は月額消費額と所得額の単純な比較から予測される多額の貯蓄の存在とは矛盾するかのように見える。この差に関するひとつの説明としては、健康状態に関する深刻な問題が発生する可能性が加齢とともに高まることを考慮し、所得額と消費額の差額は、病気やその他の予期しない出来事に対応するための一時的な支出に備えていると考えられる。利他的な動機に基づく遺産のための資産蓄積も考えられるが、ホリオカほか（2002）によると、遺産動機に関するアンケート調査から、多くの遺産は死亡時期の不確実性から来る意図せざるものであるか、老後における子の世話・介護や子からの経済的援助に対する見返りであるとされ

15) 高齢世帯では持ち家率が高く（夫婦世帯で約80%、単身世帯でも約70%）、持ち家の有無について分類した世帯を比較すると、持ち家である世帯の保有総資産の方が大きい。これは金融資産についても同じ傾向があるので、持ち家世帯で取り崩しが生じているなら持ち家でない世帯でも同じであると判断することとし、図表については省略する。

ている。したがって先に述べた自身の健康リスクなどに対処するための広義の保険として所得額と消費額の差額が用いられていると推測できよう。

図5 2では単身女性世帯の75%、50%、25%点における総資産保有額のプロファイルが示されている。単身女性世帯においても、総資産保有額の75%点で判断する限り、取り崩しの傾向は見られず、また50%点、25%点では70歳前後で取り崩し傾向が見られる。これらの傾向は夫婦世帯と共通のものであるが、夫婦世帯と対照的な点は資産の保有額水準の低さである。図5 1、2から60歳時点で比較すると夫婦世帯の75%点、50%点、25%点がそれぞれ4,000、2,200、1,200万円であるのに対し、単身世帯では3,000、1,200、400万円となっており、同年齢でも単身女性世帯では年金や所得額が低いのみならず資産

図5 2 高齢女性単身世帯 資産プロファイル(75%点、*50%点、25%点)

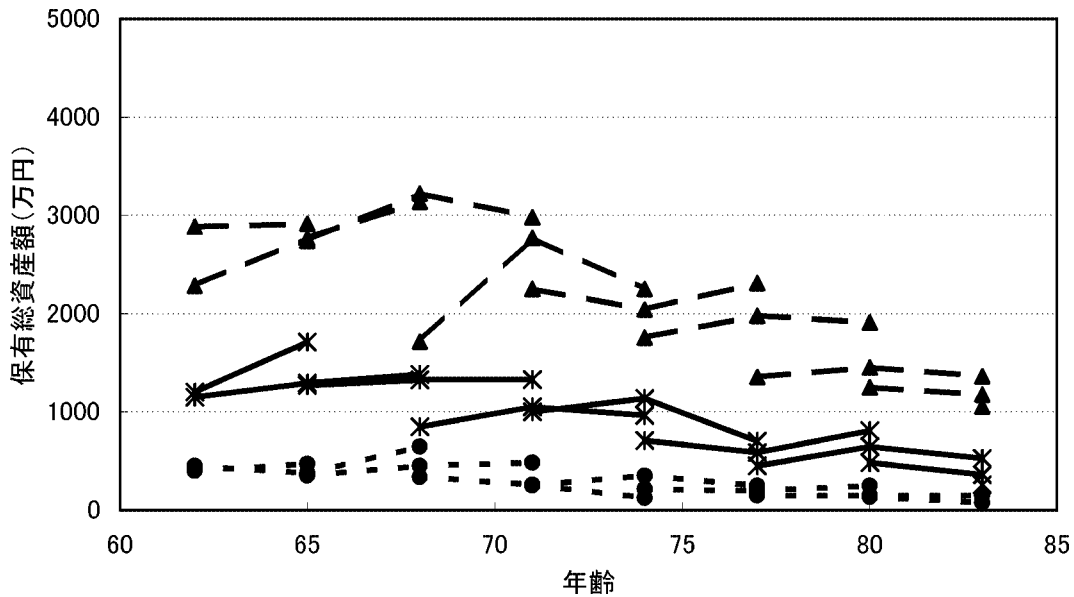
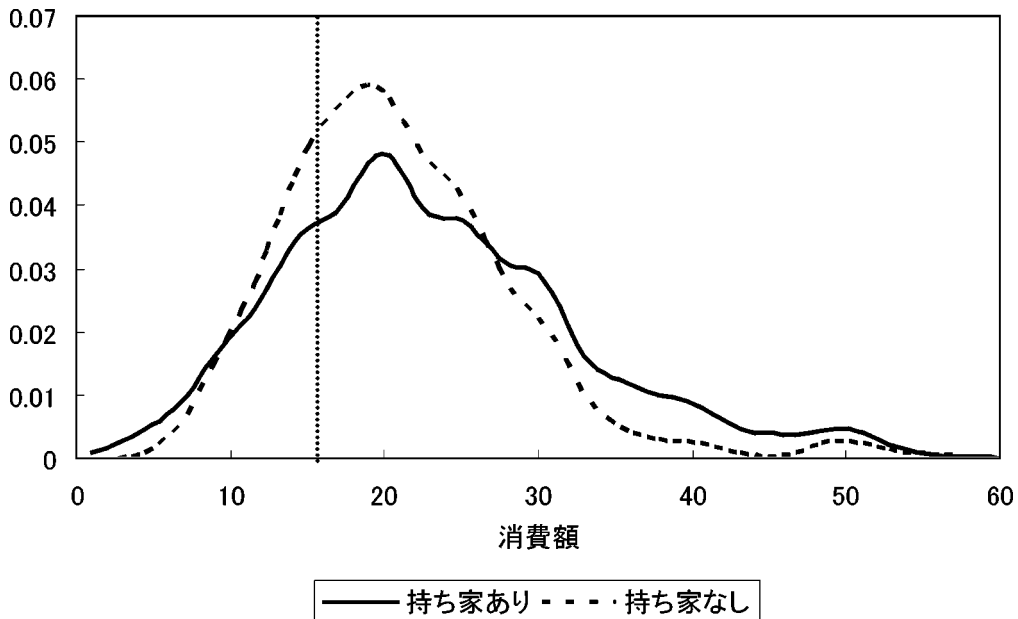
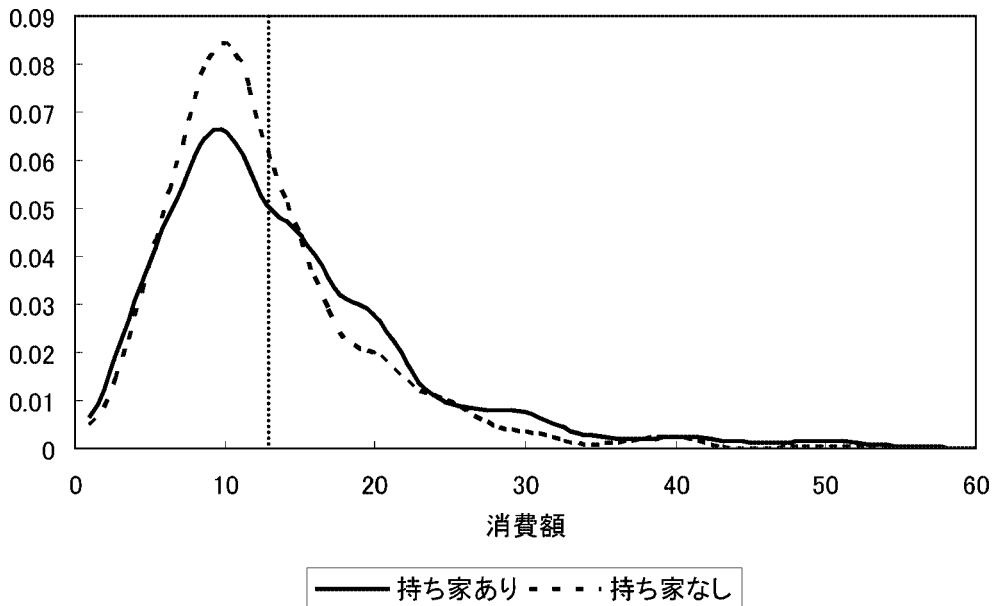


図5 3(a) 消費分布と必要生計費(高齢夫婦世帯)



出所：平成13年度厚生科学研究（政策科学推進研究事業）「社会保障の改革動向に関する国際比較研究」における「国民生活基礎調査」の再集計結果より筆者作成。

図5 3(b) 消費分布と必要生計費 (高齢女性単身世帯)



出所：平成13年度厚生科学研究(政策科学推進研究事業)「社会保障の改革動向に関する国際比較研究」における「国民生活基礎調査」の再集計結果より筆者作成。

水準も低い。以上より、夫婦世帯には比較的裕福で退職後も資産蓄積を行っている世帯が推測され、単身女性世帯では一部の裕福な層を除いて全般的に資産の取り崩しが行われていると推測される。

5.3 必要生計費を用いた年金制度の再分配機能に関する考察

前節では高齢世帯の経済状態を所得・消費・資産プロファイルという観点から描写し、高齢世代内での相対的な経済状態を明らかにした。以下では、第4節で推定された等価尺度をもとに必要生計費を計算し、他世代の経済状態との比較を試みる。厚生年金や共済組合年金といった社会保険方式の年金制度でも、実際上賦課方式で運営されていることを考えれば、わが国の年金制度は再分配の機能を持つ制度であると捉えることができる。そこで、年金制度の世代間の再分配的側面の現状を把握することを目的として、必要生計費と実際の消費額および年金給付額の比較を行う。

はじめに若年世帯を基準として算定された高齢世帯の必要生計費を高齢世帯の実際の消費額と比較することで、若年世帯と高齢世帯の経済状態の比較を行う。次に、必要生計費と実際の年金受給額の比較をお

表5 3 生活意識と必要生計費

	1998					1995	1992
	生活意識					普通	普通
	大変苦しい	やや苦しい	普通	ややゆとりがある	ゆとりがある		
勤労若年夫婦世帯 実額	24.1	26.3	27.4	30.0	37.5	25.6	23.6
高齢夫婦世帯 必要生計費	14.4	15.7	16.4	17.9	22.4	17.3	24.4
高齢夫婦世帯 実額			23.7			21.6	20.0
単身女性世帯 必要生計費	10.8	11.8	12.3	13.4	16.8	13.5	19.6
単身女性世帯 実額			14.7			13.3	11.6

出所：平成13年度厚生科学研究(政策科学推進研究事業)「社会保障の改革動向に関する国際比較研究」における「国民生活基礎調査」の再集計結果より筆者作成

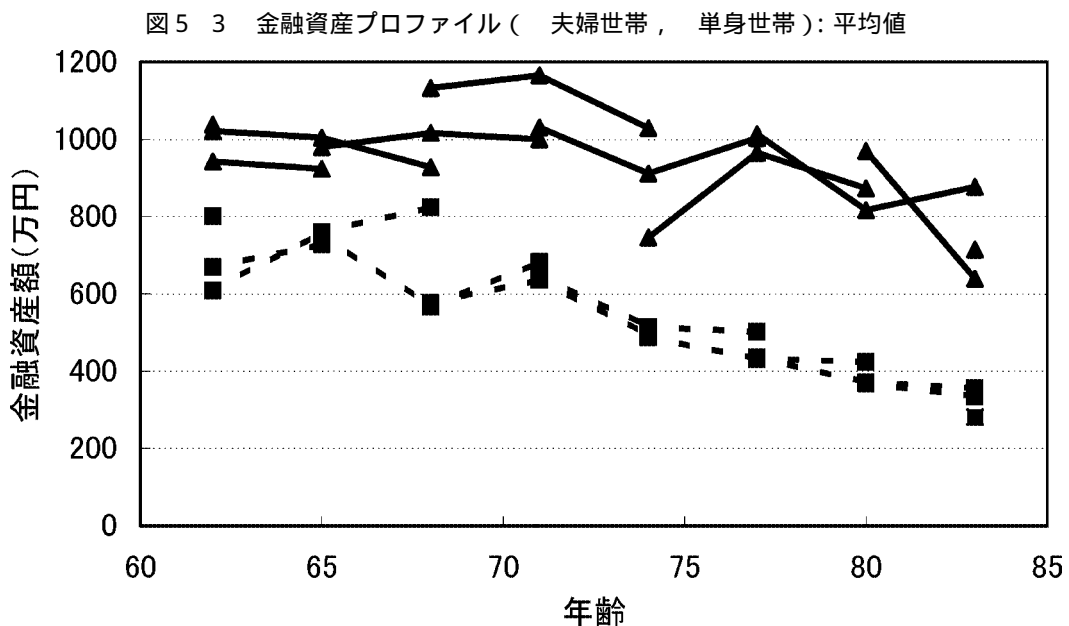
こなうことで、生活保障という観点から年金制度の考察を行う。結果として、現行の年金制度を所与とした場合、高齢世帯は若年世帯に比べ相対的に厚生水準が高く、年金給付の絶対額でみても生活保障以上の移転を受け取っていることが示唆される。

5.3.1 若年世代と高齢世代

推定された等価尺度を用いて高齢夫婦世帯および高齢単身女性世帯が一定の満足度に達するための生計費の水準を金額表示したもの（以下、必要生計費と呼ぶ）を計算し、高齢世帯における実際の平均世帯消費額との比較を行う。比較対象となる若年世帯としては世帯主が60歳未満である夫婦世帯（若年夫婦世帯）とした。比較対象を夫婦世帯に限定したのは、子供のいる世帯では、教育費等の出費によって消費構造が夫婦世帯と大きく異なると考えたためである。

表5-3では生活意識が普通であると回答した若年夫婦世帯の平均消費額を基準とした場合の高齢世帯の必要生計費を計算した。1998年を例にとると、生活意識が普通であると回答した若年夫婦世帯の月あたり平均世帯消費額は27.4万円であり、若年夫婦に対する高齢夫婦世帯の等価尺度は表4-3より0.6であるから、若年世帯と同じく生活意識が普通であると感じるために高齢夫婦世帯が必要とする必要生計費はおよそ16.4万円（ 27.4×0.6 ）と計算される。同様に高齢単身女性世帯における必要生計費は、表4-3の推定された等価尺度（0.74）に高齢夫婦世帯の必要生計費16.4万円を掛け合わせて月額12.3万円（ 16.4×0.74 ）となる。1992年から1998年にかけて若年世帯での生計費が増加したのと対照的に高齢世帯における必要生計費は減少した。また生活意識別に必要生計費をみると、大変苦しいとする夫婦世帯が14.4万円（単身女性世帯が10.8万円）、大変ゆとりがあるとする夫婦世帯が22.4万円（同16.8万円）となっており、高齢夫婦世帯平均の消費支出額23.7万円（同単身夫婦世帯14.7万円）は、ほかの条件が一緒ならば、若年世代に比べかなり高水準の生活意識が達成されることが考えられる。

図5-3は高齢夫婦世帯、高齢単身女性世帯における実際の世帯消費額の分布を持ち家の有無別に描いたものである。高齢夫婦世帯の平均世帯消費額は23.8万円であり、多くの高齢世帯において実際の消費額が推定された必要生計費を上回っている。一方、単身女性世帯の平均世帯消費額は13.9万円であり、単身



出所：平成13年度厚生科学研究（政策科学推進研究事業）「社会保障の改革動向に関する国際比較研究」における「国民生活基礎調査」の再集計結果より筆者作成。

女性世帯でも実際の消費額が必要生計費12.3万円を上回っており、若年世帯を基準に考えたとき、現状の高齢世帯では、同じ厚生水準を達成するのに必要とされる以上の消費を行っていることがわかった。特に夫婦世帯では、必要生計費をはるかに上回る消費水準が観測された。寺井(1999)は世代間の公平性が保たれている消費プロファイルを理論的に導き、年齢別に集計したデータから高齢世代が理論的な消費プロファイルよりも過大となっているという結果を得ている。本稿の結果は、世帯類型・年金種別にまで分類して寺井(1999)の結果を補完するものと解釈することもできる。

実際の消費額と必要生計費の乖離については、若年世帯に比較して高齢世帯が裕福であるという解釈のほか、次にような解釈も可能である。ここで計算した必要生計費は比較的健康な高齢夫婦世帯をもとに計算されたものである。つまり、この必要生計費には寝たきり状態や入院などによる重大な健康上のリスクの顕在化による出費等の影響は反映されていない。これらの重大な健康上の問題による支出は、若年世帯よりも高齢世帯においてより発生可能性が高いと考えられ、その場合、高齢世帯の実際の消費額を必要生計費よりも恒常的に大きくすると考えられる¹⁶⁾。そこまで重大な健康上の問題を抱えていない世帯でも加齢により健康状態が悪化することから、その健康悪化を補填し、厚生水準を保つために必要な支出費が増加することは十分に考えられる。実際の消費額と必要生計費の差額の一部が、通常の出費以外のこうした状況による支出である可能性があり、その分を高齢世帯の実際の消費額から差し引いたものと必要生計費を比較する必要がある。データの制約から入院や介護による影響がここでは分析できなかったが、こうした病気等のリスクを考慮していないため必要生計費が実際の必要生計費よりも過小に算定されている可能性がある¹⁷⁾。

5.3.2 必要生計費と生活保障

年金制度の再分配機能に注目するならば、現在の制度による年金給付額で高齢者の生計費のどれくらいの部分をまかなうことができるのか、いいかえれば年金給付水準が生活水準を保障しているかどうかといった分析も可能である。そこで次に、1998年の再集計結果を用いて必要生計費と年金給付水準の比較をおこなう。ここで、基準とする必要生計費は、生活意識が普通であると回答した若年世帯と同じ生活意識に達するために高齢世帯が必要とする生計費のことであり、この水準で消費が行われれば生活水準を保障するものとして十分であると考えることができる。

まず、老齢基礎年金(国民年金)との比較を行う。厚生労働省によれば、基礎年金の目的のひとつは相互扶助であり、支給水準は老後生活の最低保障水準として生活保護基準等を勘案して決定されているとされている。満期加入した場合の老齢基礎年金の支給額は、1999年度で一人当たり月額6万7,017円、二人世帯では13万4,034円である。この時、夫婦世帯の必要生計費は16.4万円であり、二人世帯の老齢基礎年金で賄うにはおよそ3万円不足している。一方、高齢単身女性世帯の必要生計費12.3万円は、老齢基礎年金の一人当たり月額6万7,017円をはるかに上回っている。

積み立て方式の社会保険とされている厚生・共済組合年金も、実質上賦課方式で運営されている。社会保険であるというこれらの年金の側面をまったく無視して、相互扶助を目的とした世代間移転であるという側面のみ考慮するなら、年金の給付水準設定において生活水準を保障するよう設定することも許容され

16) 岩本・小原・斉藤(2002)によれば、入院者や介護者のいる世帯では支出額で測った厚生水準がおよそ30%低下するという結果が報告されている。この結果からも、厚生水準を保つためには、かなりの支出増が必要となるであろう。

17) ここで引用・活用した再集計結果の最終年である98年時点では介護保険は導入されておらず、医療費の自己負担額も定額負担である。これらの制度改正が行われた後に上記の結果がどのように変化するかに関しては興味深い点であるが、それは今後の研究課題としたい。

るかもしれない。そこで老齢基礎年金、厚生・共済組合年金等を含めたすべての年金受給額の合計と必要生計費の比較をおこなう。表5-1右側をみると夫婦世帯では、総世帯数の85%を占める厚生・共済組合年金受給世帯で年金給付額が必要生計費を最低50万円上回っており、ある程度の生活水準を保障するという基準からみれば十分な給付がおこなわれている。鈴木(2001)においても年金相殺モデルによって厚生年金・共済年金受給者の一部富裕層への給付によって死荷重が発生している可能性を指摘しており、本稿の結果と整合的である。一方、表5-2右側をみると単身女性世帯でも、総世帯数の約一割をしめる共済組合年金受給世帯で年金が年間必要生計費を上回っており、その差額は年間で70万円以上となっている。対照的に厚生年金受給世帯では年間約18万円、国民年金・基礎年金のみ受給世帯では約80万円、必要生計費が年金給付額を上回っている。

6. まとめ

本稿では、人口構造が急速に変化するなか、実質的に賦課方式で運営されている年金制度が世代間の公平という観点からどのように評価するべきかについて、等価尺度の推定を通じて、高齢世帯の所得・消費・資産状況を踏まえて考察した。現状においては、高齢世帯の所得に占める年金の割合は高く、特に高齢単身女性世帯では可処分所得の70%以上を年金が占めている。受給水準について平均値でみると、夫婦世帯では消費水準が給付水準を上回っているが、単身女性世帯では、消費水準が給付水準を若干下回っている。受給している年金の種別に高齢世帯の経済水準を比較した場合、基礎年金・国民年金のみ受給している単身女性世帯の所得・消費水準が低いことがわかる。この世帯では、年間消費水準が年間可処分所得水準を40万円程度上回っており、資産の取り崩しが行われている可能性が高い。

こうした高齢世帯の現状を若年世帯との比較という観点から、生活意識の差異と消費水準の側面から考察した。現状の高齢夫婦世帯の消費水準は、「普通」という生活意識を持つために必要な生計費水準(必要生計費)をはるかに上回っており、高齢夫婦世帯(特に共済年金・厚生年金受け取りグループ)が若年夫婦世帯と比較して、他の条件が等しいとき、相対的に厚生水準が高い可能性が示された。一方、もうひとつの高齢世帯グループである単身女性世帯の消費水準は平均的には必要生計費とほぼ等しいが、受給年金の種類によっては必要生計費を下回る消費しか行っていない世帯も存在している。加齢による健康水準の悪化を考慮するとこうしたグループでは高齢世代内で相対的に低い厚生水準にあるだけでなく、現役世代と比べても厚生水準が低くなっている可能性が高い。

また、生活水準を保障するという観点から年金給付を見た場合、基礎年金・国民年金のみ受給している世帯を除けば、実際の年金受給額が、等価尺度を用いて計算された一定程度の生活を保障する水準をほぼ上回っており、給付水準は決して低くないと結論付けられる。

[参考文献]

- 赤井伸郎・鈴木亘(2000)「年金・医療・介護保険債務を考慮した政府のバランスシートと世代間損益計算書」『エコノミクス3』2000年秋号:102-115.
- 麻生良文(2000)「公的年金の所得移転 「5つの選択肢」および1999年度改正案」『経済研究』51(2):152-161.
- アルバート安藤・山下道子・村山淳喜(1986)「ライフサイクル仮説に基づく消費・貯蓄の分析」『経済分析』第101号.

- 岩本康志・大竹文雄・小塩隆士 (2002) 「年金研究の現在」『季刊社会保障研究』37(4): 314-356.
- 岩本康志・小原美紀・斉藤誠 (2001) 「世帯構成員の長期療養に起因する経済厚生への損失」岩本康志編著『社会福祉と家族の経済学』第6章, 東洋経済新報社: 139-162.
- 岩本康志・福井唯嗣 (2001) 「同居選択における所得の影響」『日本経済研究』42号: 21-43.
- 駒村康平 (1994) 「高齢者家計における遺産行動の経済分析」『季刊社会保障研究』第30巻第1号: 62-74.
- 駒村康平・渋谷孝人・浦田房良 (2000) 『年金と家計の経済分析』東洋経済新報社.
- 鈴木玲子 (1999) 「個人別世代会計による受益と負担の分析: 世代間移転構造からみた財政の問題点」JCER Discussion Paper No. 59.
- 鈴木亘 (2001) 「厚生年金・共済年金の給付水準は過剰か? 年金相殺モデルを用いた検証」『季刊社会保障研究』37(2): 183-195.
- 田近栄治・金子能宏・林文子 (1996) 『年金の経済分析 保険の視点』東洋経済新報社.
- 寺井公子 (1999) 「社会保障制度と消費の世代間分配」『日本経済研究』39号: 21-34.
- 中井英雄 (1990) 「固定資産税の土地評価実態と評価率改訂のシミュレーション」『商経学叢』近畿大学 37: 275-290.
- 八田達夫・小口登良 (1999) 『年金改革論 積み立て方式への移行』日本経済新聞社.
- ホリオカ, チャールズ・ユウジ・山下耕治・西川雅史・岩本志保 (2002) 「日本人の遺産動機の重要度・性質・影響について」『郵政研究所月報』2002年4月号.
- 八木匡・橋木俊詔 (1996) 「等価所得比率の測定と所得分配不平等度の解釈」『季刊社会保障研究』秋号: 178-189.
- 八代尚宏・小塩隆士・井伊雅子・松谷萬太郎・寺崎泰弘・山岸祐一・宮本正幸・五十嵐義明 (1997) 「高齢化の経済分析」『経済分析』151号.
- Bellemare, C., B. Malenberg, and A. van Soest (2002) "Semi parametric models for satisfaction with income." Portuguese Economic Journal 1 (2): 181-203.
- Blundell, R. and A. Lewbel. (1991) "The information content of equivalence scales." Journal of Econometrics 50: 49-68.
- Härdle, W., E. Mammen, and I. Proenca. (2001) "A Bootstrap Test for Single Index Models," Statistics, 35, 427-451.
- Horowitz, J.L. (1997) *Semiparametric Methods in Econometrics*, Lecture Notes in Statistics Vol. 131, Springer Verlag, New York.
- Horowitz, J., and W. Härdle. (1994) "Testing a Parametric Model Against a Semiparametric Alternative," Econometric Theory, Vol. 10, No. 5, 821-848.
- Kapteyn, A. and B. van Praag. (1976) "A new approach to the construction of family equivalence scales." European Economic Review 7: 313-335.
- Pendukur, K. (1999) "Semiparametric estimates and test of base independent equivalence scales." Journal of Econometrics 88: 1-40.
- Pollak, R. and Wales. (1981) "Demographic variables in demand analysis." Econometrica 49: 1533-1551.
- Stewart, M. (2002) "Pensioner financial well being, equivalence scales and ordered response models." Mimeo.
- Wooldridge, J.M. (2001) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.