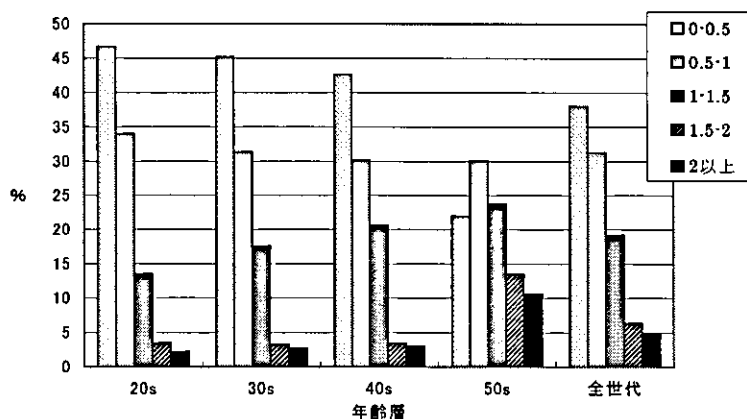


Q3. (Q1で「厚生年金」を選択した方におたずねします。) あなたが生涯で納める公的年金保険料総額の何割くらいが、将来に自分の年金として給付されると思いますか。ただし、ここでの保険料額は労使双方が納付している合計の金額として考えてください。つまりあなたが源泉徴収されている保険料に加え、雇用主が支払っている金額も保険料として考えてください。(厚生年金の保険料は労使折半となっています。つまり、あなたが源泉徴収されている保険料の2倍の金額があなた分の保険料として支払われています) (ひとつだけ)

1. 0～5割 2. 5～10割 3. 1.0～1.5倍
4. 1.5～2.0倍 5. 2.0倍以上

【図表 51】 給付総額と拠出総額の予想比率：年齢層別、回答構成比率

(単位：縦軸・構成比率；横軸・年齢層)



若い世代ほど給付拠出比率を低く予想している。明示的に雇用主との保険料折半に触れている。そのためもあってか、相当低く収益を計算していることがわかる。とくに40代以下では、拠出より給付が少ないと回答した人が70%以上を占める。50代でも、半数の人は拠出より給付が少ないと回答している。しかし50代は40代以下とは大きな差があり、1.5倍以上の高い給付拠出比率を答える人が多い。小口・八田(2000)によれば、1999年の改正時で計算すると、公的年金からの純便益がマイナスになるのは1955年前後に生まれた世代である。その種の試算とここでの回答の分布との乖離は厳密にはわからないが(回答形式が階級値であるため)、公的年金からの純便益の符号が転換する世代という意味では、両者の結果は対応している。

後掲する図表57に順序プロビットモデルによる推定結果を示した。年齢層をみると、30代と40代は有意に0より大きい係数が推定されておらず、20代と認識に差がないことを示唆している。一方、50代のダミー変数は1%水準で有意な正の推定値をもっており、彼らが高い収益率を予想していることを示している。

教育水準、年金用語の知識は有意な影響を及ぼしていない。また、表には示していないが、年金用語の指標の代わりに公的年金の機能理解度を利用しても、推定結果はほとんど変わらない。予想寿命は1%水準で有意な係数が推定されている。所与の拠出期間に対しては寿命

が長いほど給付期間は長いであろう。その意味で理解しやすい結果である。他に等価所得の係数が統計的に有意に大きい推定値をもっているが、この解釈は判然としない。

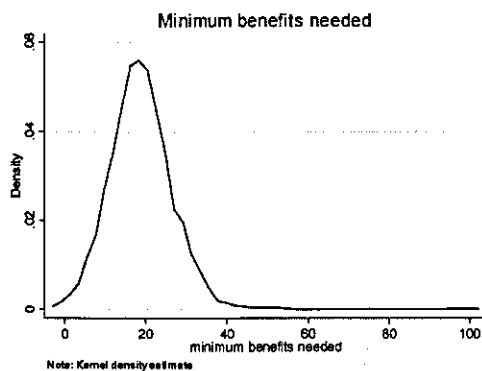
(2) 最低必要給付額

退職後の生活に最低限必要な年金給付額は、どのような属性によって決まるのであろうか。もし若年層は低く予想し高齢層は高く要求しているのであれば、若い世代への再分配は政治的に実現しがたい可能性があるであろう。利用する質問は次の通りである。

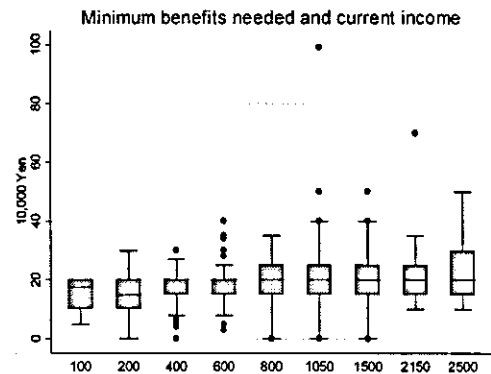
Q6. あなたの老後の生活のために必要な公的年金給付額（月額）は、最低いくらくらいだと考えていますか。世帯単位ではなく、個人単位の最低給付額をお答えください。ただし、物価水準は現在と変わらないとします。（ひとつだけ）

以下に回答の分布と収入および年齢ごとの回答を示す。

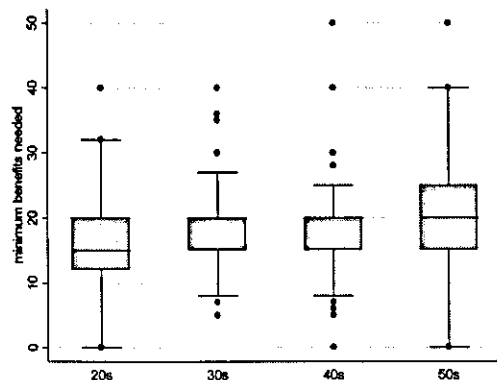
〔図表 52〕 最低必要給付額の分布
(単位：縦軸・分布密度；横軸・万円)



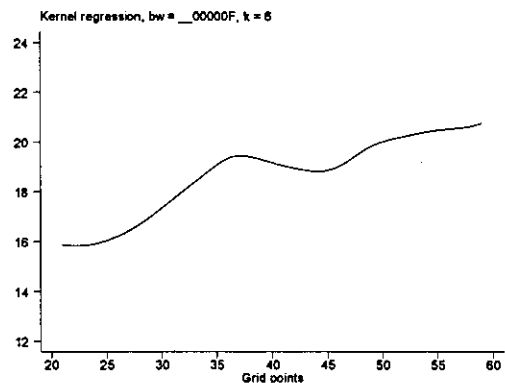
〔図表 53〕 最低必要給付額（縦軸）と世帯年収（横軸）
(単位：万円)



〔図表 54〕 最低必要給付額と年齢層
(単位：縦軸・万円；横軸・10歳刻み年齢層)



〔図表 55〕 最低必要給付月額と年齢
(単位：縦軸・万円；横軸・歳)



図表 52 によると、最低必要給付額（月額）は 20 万円近辺が中央値である。そして、図表 53 によると、世帯年収と共に必要給付額は上昇している。「生活に必要な額」と「拠出額に応じた給付額」とが混在している可能性はある。また、図表 54、図表 55 を見ると、年齢が上がると必要月額も増加している。生活水準が高い中高年ほど、要求水準が高いことになる。この含意は何か。

習慣形成に関する心理学および経済学の研究を持ち出すまでもなく、一度向上した生活水準を下げることの難しさと不効用は、バブルとその崩壊を経験した日本人には理解しやすいのではなかろうか。一方、いわゆる失われた 10 年に労働市場に参入した若い世代は、失うべき既得権益がなく、低成長経済を所与の常態としている。それゆえ彼らは、失うものが多い高齢層に比べると政治的勢力となりにくいと思われる。単純な人口比からいっても、若年世代は政治的に不利である。これらを考慮すると、さきの年齢ダミーの推定結果は世代間の格差是正が困難である理由を示唆している。

老後に最低限要求したい給付額は、一種のセーフティネットであるため、各人のリスク回避度と関係があるかもしれない。我々はアンケートの次の質問から、リスク回避度の代理指標を作成した。

F4. あなたは普段出かける時に、天気予報の降水確率が何%以上の時に傘をもっていきますか。（ひとつだけ）

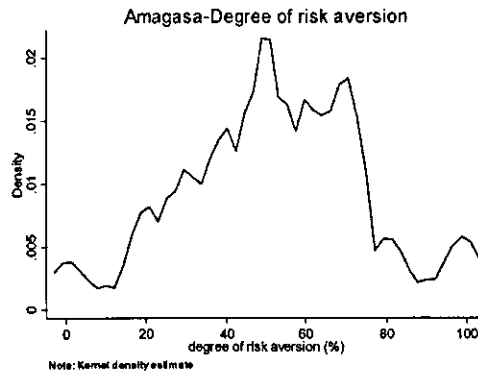
先行研究の結果、この指標でリスク回避的な人々は、所得再分配政策に賛成し、所得格差の拡大を問題視し、貯蓄が多く、中小企業よりは大企業へ就職し、自営業を選ばない、といった傾向があることがわかっている。これらはリスクを嫌いセーフティネットを求める態度だと解釈できる。

この指標は、回答が容易であるのが最大の長所である。仮想的ないし実際のギャンブルを利用した調査研究は多いが、問いに確率的計算が含まれるため、しばしば回答にノイズが含まれるという難点がある。

ただし、この代理指標は各個人の生活習慣の反映にすぎない可能性がある。たとえば車や交通機関を利用するため、日常で傘が不要な人々は一定程度いるであろう。この懷疑に対するディフェンスとしては、交通機関の利用がなぜ再分配政策や格差拡大や職業選択と相関を持つのが不明である、というものがある。

〔図表 56〕 リスク回避度の代理指標

(単位：縦軸・分布密度；横軸・%)



図表 57 の第二列で必要最低給付額の規定要因を分析すると、まず所得や資産でコントロールしてもなお、年齢が上がるにつれて回答者の要求する最低額は高くなっているのは興味深い。この点は、生活水準の改善と悪化は非対称的な効果の大きさをもつという心理学および行動経済学の知見から解釈できるかもしれない。すなわち、高齢者の場合、長く生きている間に生活水準の変動があるため、(現在の経済状態と独立に)生活水準が高かったときの記憶が残っている。一方、若年層はこれまで所得が低くそのような経験のある人は少ない。

女性の最低必要額は、男性よりも低い。多くの女性が配偶者の男性の年金(一般により額が大きい)を考慮に入れているのかもしれない。また所得水準が高い人は要求年金額が高い。これは報酬比例のため権利としてより多くの給付を求めている可能性がある。あるいは前述のように、現在の生活水準を低下させることは多大な苦痛を伴うため、自然と最低必要額も高所得者ほど大きくなるとも解釈できる。この点の識別は今後の課題である。最後に、リスク回避度の指標は統計的に有意な係数が推定されていない。ただし、その限界効果は、初めマイナスで、リスク回避度が上がり続けるとプラスに転じる凸関数形となっている。

〔図表 57〕 給付抛出比率と最低必要給付

| | 給付抛出比率 | 最低必要給付 |
|-----------|---------------------|----------------------|
| | プロビットモデル | OLS |
| 30代 | 0.002 [0.103] | 0.526 [0.669] |
| 40代 | -0.007 [0.098] | 1.39 [0.473]*** |
| 50代 | 0.532 [0.129]*** | 4.814 [0.474]*** |
| 女性 | -0.12 [0.067]* | -3.587 [0.346]*** |
| 教育水準 | -0.056 [0.052] | 0.309 [0.208] |
| 年金用語知識 | 0.12 [0.067]* | 0.195 [0.310] |
| 年金用語知識の二乗 | -0.012 [0.009] | -0.016 [0.044] |
| 等価所得 | 0.029 [0.028] | 0.16 [0.052]*** |
| 金融資産 | 0.008 [0.006] | 0.011 [0.028] |
| 実物資産 | -0.002 [0.003] | 0.002 [0.010] |
| リスク回避度 | 0.5 [0.477] | -2.244 [2.694] |
| リスク回避度の二乗 | -0.191 [0.457] | 2.549 [2.410] |
| 期待寿命 | 0.017 [0.004]*** | 0.08 [0.023]*** |
| 老親介護期間 | 0.011 [0.025] | 0.1 [0.130] |
| 独身 | -0.125 [0.129] | -0.425 [0.630] |
| 親同居 | -0.092 [0.085] | -0.181 [0.384] |
| 子同居 | -0.015 [0.094] | 0.614 [0.400] |
| 定数項 | | 1.016 [2.346] |
| サンプル数 | 895 | 893 |
| R2 | | 0.26 |

(3) 世代間再・再分配をめぐる選好

公的年金は実質的に世代間再分配を行っているとはよく指摘されることである。ここでは、年金制度を通したさらなる再分配を行うとして、その選好を規定する要因を推定したい。

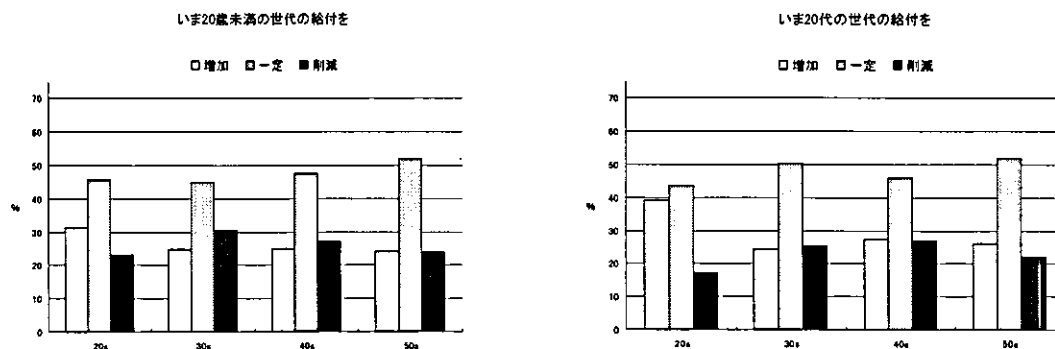
Q18. 仮に政府が、ある世代の公的年金給付総額を上げて、その分だけ別の世代の給付総額を下げるのが可能だとします。あなたは、どの世代の給付総額を上げて、またどの世代の給付総額を下げることに賛成しますか。ただし、ある世代の給付総額が上がっている場合は、別の世代の給付総額は下がってはいけません。（それぞれひとつずつ）

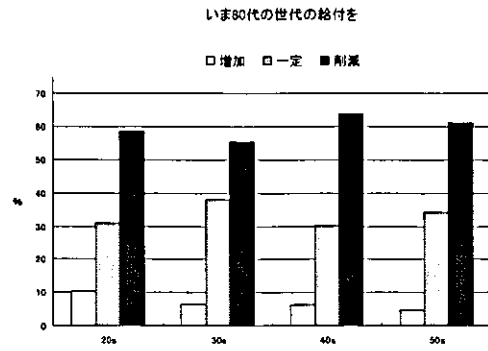
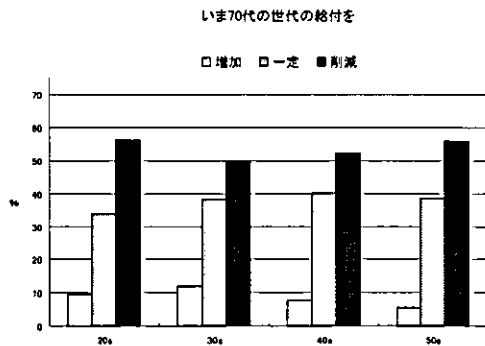
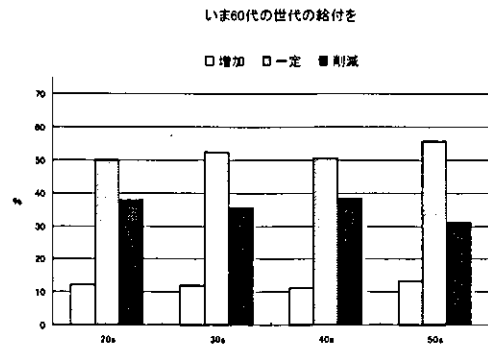
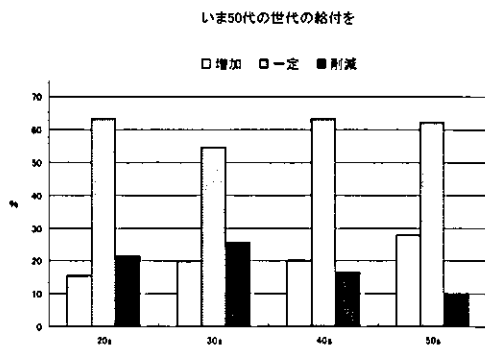
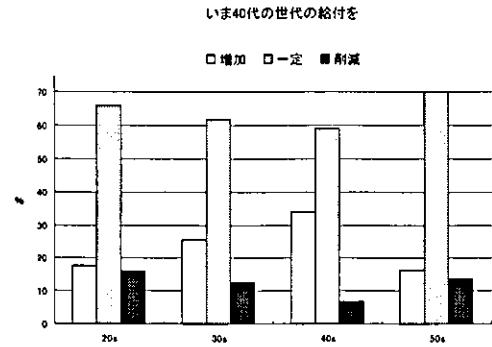
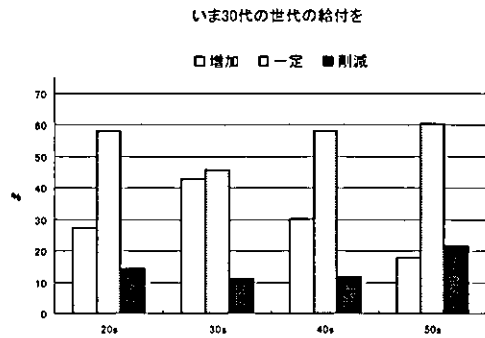
給付総額を上げるのは 給付総額を不変にするのは 給付総額を下げるのは

- 1.いま 20 歳未満の世代
- 2.いま 20 代の世代
- 3.いま 30 代の世代
- 4.いま 40 代の世代
- 5.いま 50 代の世代
- 6.いま 60 代の世代
- 7.いま 70 代の世代
- 8.いま 80 歳以上の世代

単純な利己主義で考えれば、自分の世代の給付が増えることをのぞむであろう。また家計を一つにする人の世代（親や子）の給付は削減を望まない可能性もある。以下でデータを検証する。

〔図表 58〕 世代間の給付総額変化選好





図表 58 から次のことがわかる。まず、自分の世代の給付は増やす。現役世代は高齢世代の給付削減に賛成する傾向が著しい。現在 20 代以下の将来世代の給付削減に賛成する人もある程度多い。また、ある世代のカットには、二世帯離れた人々がもっとも賛成する傾向がある。しかし、自分以外の世代の給付削減を望まない人々も、各世代内に相当の割合（4 割以上）で存在する。単純な利己主義ではすべてを説明することはできない。

年齢以外の重要な要因を探すために、後掲する図表 59 にプロビットモデルの推定結果を示した。まず退職世代（60 代、70 代、80 代）の給付カットについては、現役世代の年齢階層間で意見の違いはない。

次に、年齢や所得水準でコントロールしてもなお、公的年金の機能をよく理解している人は退職世代のカットに賛成している。（ただし、ここでもその効果は通減的である。）公的年金の世代間再分配機能を理解しているため、現在高い収益率を享受している退職世代に負担

を求めているものと解釈できる。ちなみに年金用語の知識の指標は、この文脈では有意な大きさの係数が推定されなかった。

親と同居している回答者は退職世代のカットに反対している。推定された限界効果によれば、親と同居していると「賛成」と答える確率は10.4%低くなる。一方、子と同居している場合は退職世代の給付削減に賛成する傾向が見出されている。これはともに利己的な動機として解釈できよう。

次に第三列で団塊世代の給付削減の賛否を調べると、当事者である50代の回答者は反対している。20代に比べると、50代は団塊世代のカットに賛成する確率が7.4%低い。また女性も消極的である。最後に第四列で将来世代(20歳未満)の給付カットについてみると、各世代の間では30代がもっとも賛成している。他方、子供と同居している回答者は反対の傾向が強い。これらの結果も、利己主義から説明がつく。

以上をまとめるなら、世代間再分配の賛否については、とくに年齢と世帯構成の影響に関して利己主義で説明できる部分が多いといえるだろう。もっとも、図表58で確認したように、利己主義はすべてを説明しない。すなわち、自分や身内とは異なる世代についても、給付増や一定を承認する意見は常に多い。今回の分析は年齢と世帯構成以外の重要な要因を見出すことができなかった。利他主義をもたらす要因が何であるかは、今後の興味深い研究課題である。

(4) まとめ

本節では世代間格差をめぐって3種類の分析を行った。主観的な給付拠出比率は、既存研究における客観的な比率の知見と整合的であった。必要最低給付は、(所得と独立に)年齢の増加関数であり、行動経済学における非対称的な評価関数を想起させる。所得が正の影響力をもつことは、やはり正と負で非対称的な評価によるものか、あるいは報酬比例のもとでの権利意識の混在である可能性もある。いずれにせよ、若年層の要求水準は相対的にかなり低く、ただでさえ少数派である彼らが世代間再分配に関して政治的勢力となることの困難を示唆している。

最後に世代間再・再分配をめぐり選好を検討したところ、年齢と世帯構成の影響に関して利己主義で説明できる部分が多かった。もっとも、利己主義の説明力は十分には高くない。自分や身内とは異なる世代についても、給付増や一定を承認する意見は常に存在していた。

本節と前節の他の回帰モデルすべてにあてはまるが、今回利用した説明変数は各従属変数の変動のごく一部しか説明していない。むしろ、それ自体は推定結果を無意味とするものではない。あるモデルにおいて各変数の限界効果が正しく推定されているならば、その限りでは適切な分析であるし、そのための条件は説明力の高さとは直接関係しない。しかし、選好を規定する、より重要で理論的に解釈が明快な変数が潜在している可能性は高い。

〔図表 59〕 給付の世代間再分配の規定要因：プロビットモデル

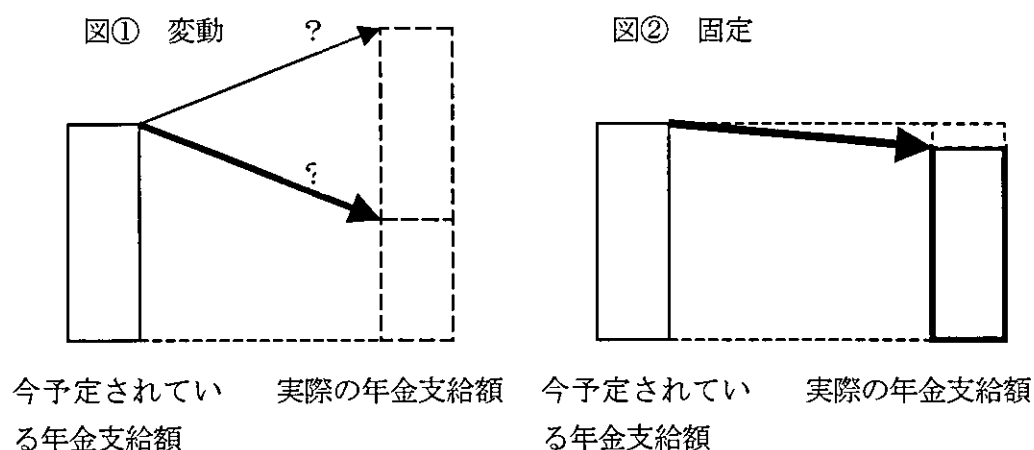
| | 退職世代をカット | 団塊世代をカット | 将来世代をカット |
|------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| 30代 | -0.037 [0.052] | 0.034 [0.035] | 0.08 [0.035]** |
| 40代 | -0.048 [0.053] | -0.031 [0.040] | 0.057 [0.039] |
| 50代 | -0.065 [0.069] | -0.074 [0.034]** | 0.031 [0.046] |
| 女性 | 0.042 [0.031] | -0.041 [0.018]** | 0.009 [0.030] |
| 教育水準 | -0.014 [0.021] | 0.016 [0.013] | -0.011 [0.014] |
| 年金機能理解度 | 0.08 [0.027]*** | -0.018 [0.013] | -0.016 [0.020] |
| 年金機能理解度の二乗 | -0.009 [0.005]* | 0.005 [0.003]* | -0.002 [0.004] |
| 等価所得 | 0.011 [0.009] | -0.003 [0.005] | -0.009 [0.007] |
| 金融資産 | 0.003 [0.004] | -0.003 [0.002] | 0.001 [0.003] |
| 実物資産 | -0.001 [0.001] | 0 [0.000] | 0.001 [0.001] |
| リスク回避度 | -0.01 [0.230] | 0.038 [0.132] | -0.119 [0.242] |
| リスク回避度の二乗 | -0.098 [0.249] | -0.122 [0.144] | 0.051 [0.270] |
| 期待寿命 | -0.003 [0.002] | 0 [0.001] | -0.002 [0.002] |
| 老親介護期間 | -0.003 [0.007] | 0.001 [0.006] | 0 [0.009] |
| 独身 | -0.036 [0.045] | -0.01 [0.035] | -0.007 [0.038] |
| 親同居 | -0.104 [0.035]*** | -0.01 [0.034] | 0.035 [0.030] |
| 子同居 | 0.089 [0.053]* | -0.027 [0.028] | -0.082 [0.034]** |
| サンプル数 | 872 | 872 | 872 |

VII. 公的年金の変動に対する家計の対応

1. 問題の所在と質問項目

平成 11 年と 16 年の年金改正により、年金給付水準の 2 割程度の引下げが行われ、国民の間には不安感が広がっている可能性も指摘されている。また、平成 16 年改正では、「マクロ経済スライド」の導入によって、所得代替率ベースの年金給付水準が「明示的に」変動する仕組みが作られた。年金改正では、モデル世帯で 5 割以上の代替率を確保するということが明記されているが、人々の不確実性や給付水準の引下げに対する意識は、実際にはどのようなものであろうか。その意識を確認するため、アンケート調査では次のような質問を行っている。

Q11 今回の年金制度改正では、将来の年金給付額は経済状況および人口変動により増減する仕組みになりました (図①)。仮に現在予定されている年金給付額が削減される代わりに、将来にわたり一定の年金給付額が確実にもらえる仕組みがあるとします (図②)。その場合、あなたは年金支給予定額を最大何割くらい割り引かれても図②の方が図①よりも望ましいと思いますか? 図②の黄色部分の全体に占める割合をお答えください。なお、図①と図②の「今予定されている年金支給額」は同じものとします。



この割引割合から、人々が感じている不確実性の大きさや給付削減幅に関する意識の一端を見出すことができると考えられる。

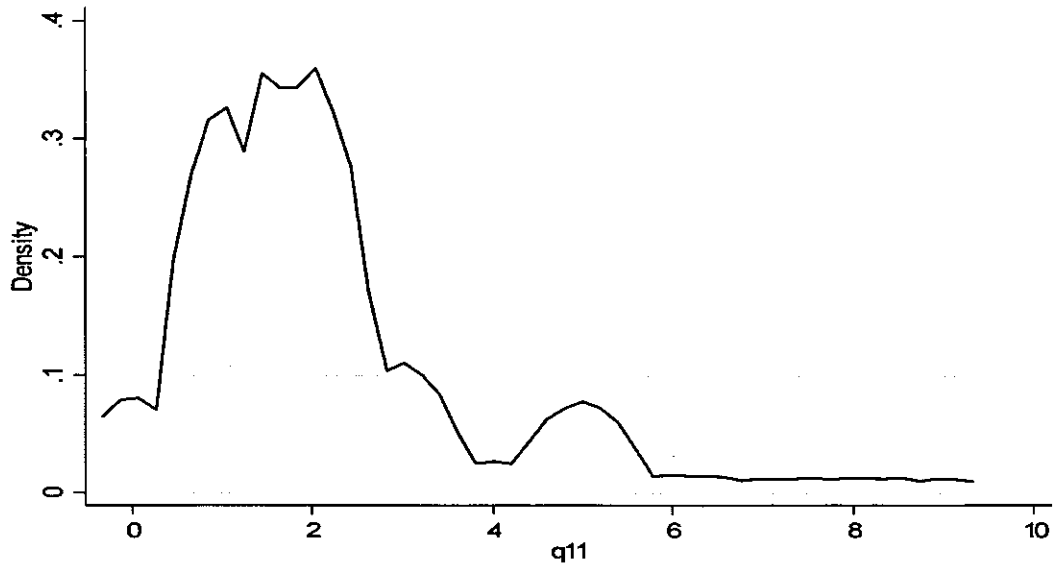
2. 割引率の平均値及び分布

まず、この割引率を直接的に計算し、平均値をとるとその値は 2.17 割、標準偏差は 1.72 割という値であった。また、確率密度分布を見るために、Kernel Density を使って分布を表したものが図表 60 であるが、1 割から 2 割のあたりに高原状態があり、両側に急速に落ち込

む、比較的狭い幅の分布であることが伺える¹³。2割程度という値は、平成11年、平成16年の改正で行われた給付水準引下げ幅に大体等しいが、この値には、不確実性を解消するための確実性等価の値も含んでいることに注意が必要である。

【図表 60】 割引割合の分布 (kernel density)

(縦軸：確立密度 横軸：割引率 (割))



3. 割引割合の決定要因

次に個人属性情報を用いて、この割引率の決定要因を推定する。最も関心がある点は、年齢によってこの割引率にどのような差異があるかという点であろう。この年齢ごとの差異を単純に確認するために、年齢階層を10歳刻みで区切り、年齢階層別の平均値と標準偏差をあらわしたものが、図表61である。これをみると、年齢階層が若いほど割引率が高いことがきれいに現れている。このことは、若いほど、年金受給までに改革が行われる可能性が高く、不確実性にさらされている期間が長いことから、自然な結果であると思われる。

【図表 61】 年齢階層別の割引率

| | 平均 | 標準偏差 |
|-----|------|------|
| 全体 | 2.14 | 1.67 |
| 20代 | 2.45 | 1.71 |
| 30代 | 2.39 | 1.85 |
| 40代 | 1.92 | 1.52 |
| 50代 | 1.89 | 1.57 |

¹³ 5割の部分に比較的小さな分布が生じているが、特に大きな意味は無く、きりの良い数字であることによる。

また、より様々な要因をコントロールするために、統計的なモデルを用いた推定も行う。割引率は 0 から 10 割までの間に入る両側が切断された分布であるため、切断分布に対して適切な推定となる Tobit 推定¹⁴を行うことにする。Tobit 推定では具体的に次式を推定する。

$$Y_i^* = \beta_0 + \sum_j \beta_{X_j} X_{i,j} + u_i \quad (1)$$

$$Y_i = \begin{cases} 0 & \text{if } Y_i^* \leq 0 \\ Y_i^* & \text{if } Y_i^* > 0 \end{cases}$$

ここで、 Y_i^* は割引率であり、それを説明するための説明変数として、年齢階層、所得、資産、年金に対する知識、雨傘指数¹⁵を用いた危険回避度、時間選好のダミー変数を用いている。知識、危険回避度、時間選好については、他の節と同様である。記述統計は、図表 62 のとおりである。

〔図表 62〕 記述統計

| | Obs | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
|------------|-----|----------|-----------|-----|------|
| 割引率 | 913 | 2.140197 | 1.672158 | 0 | 9 |
| 性別 | 922 | 0.558568 | 0.496827 | 0 | 1 |
| 年齢 | 922 | 40.15293 | 10.63313 | 21 | 59 |
| 世帯所得 | 919 | 758.5419 | 425.9239 | 100 | 2500 |
| 世帯資産 | 915 | 2234.699 | 1353.236 | 400 | 9150 |
| 学歴 | 922 | 0.719089 | 0.449688 | 0 | 1 |
| 死亡年齢 | 922 | 78.24837 | 8.85436 | 60 | 105 |
| 雨傘指数 | 922 | 48.09653 | 22.8678 | 0 | 100 |
| 余命 | 922 | 38.09544 | 12.67165 | 4 | 79 |
| 年金知識 | 922 | 3.35141 | 2.139069 | 0 | 10 |
| 時間選好率ダミー-2 | 922 | 0.117137 | 0.321758 | 0 | 1 |
| 時間選好率ダミー-3 | 922 | 0.404555 | 0.491072 | 0 | 1 |
| 時間選好率ダミー-4 | 922 | 0.133406 | 0.340197 | 0 | 1 |
| 雇用者 | 922 | 1 | 0 | 1 | 1 |

推定結果は、図表 63 であるが、これをみると、以下の点が伺える。

- ① 20 歳代に比べて、40 歳代は約 0.7 割、50 歳代は 0.8 割、割引割合が低い。
- ② 雨傘指数の降雨確率が高まるほど割引率が高い（ただし、2 乗項が有意であるため、39% ぐらいまでは高まるがその後反転する）。
- ③ 時間選好は、後に楽しみをとっておくタイプ（割引率低い）ほど、割引割合は低い。
- ④ 年金に関する知識が高いほど、割引率は低くなる。

①から④の特徴はすべて理論的な解釈の範囲内であることから、合理的な回答が行われていると解釈することができる。

¹⁴ 切断分布を特定化して、そのバイアスを除去する推定方法

¹⁵ 外出時に傘を持って出かけるか否かで、リスク回避度を推測する指数

〔図表 63〕 Tobit による割引率の推定結果

| | 係数 | 標準誤差 | P値 |
|----------|--------------|----------|-------|
| 性別 | 0.099636 | 0.119576 | 0.405 |
| 30歳代ダミー | -0.13062 | 0.175423 | 0.457 |
| 40歳代ダミー | -0.67136 *** | 0.171614 | 0 |
| 50歳代ダミー | -0.82881 *** | 0.176463 | 0 |
| 学歴 | 0.094891 | 0.137415 | 0.49 |
| 世帯所得 | 0.000203 | 0.000151 | 0.18 |
| 世帯資産 | 8.77E-06 | 4.67E-05 | 0.851 |
| 年金知識 | -0.0497 * | 0.029235 | 0.089 |
| 雨傘 | -0.01522 * | 0.008575 | 0.076 |
| 雨傘2乗 | 0.000191 ** | 8.38E-05 | 0.023 |
| 時間選好ダミー1 | 0.269104 | 0.202222 | 0.184 |
| 時間選好ダミー2 | -0.35123 ** | 0.138756 | 0.012 |
| 時間選好ダミー3 | -0.49034 ** | 0.194748 | 0.012 |
| 定数項 | 2.732581 *** | 0.308942 | 0 |

注) 推計方法はTobit。Log likelihood = -1722.0339。
サンプル数は905。

VIII. 年金改革の手段に対する家計の意識

1. 問題意識と質問項目

平成 16 年の改正によって、自動的に財政均衡させる仕組みとして、自動的にスライド率が調整され所得代替率を低下させる「マクロ経済スライド」が導入された。しかしながら、今回改正以上の保険料引き上げや給付開始年齢の引き上げという選択肢も残されていたわけであり、国民が、所得代替率引下げという手段を本当に望んでいるのかどうかという点は興味深い点である。また、今回の改正では、モデル世帯における 50%の所得代替率が確保されなくなった時点で必要な措置が講じられることになっており、この必要な措置の中で保険料引き上げや支給開始年齢の引き上げという手段がとられる可能性もある。従って、現実的な文脈としても、今後の改革手段として国民がどのような選択肢を望んでいるのかという点は興味深い。

そこで、このアンケート調査では、具体的な改革手段としてどのようなものを選択するかを質問している。

Q16. 公的年金制度が健全に機能していくためには年金財政の長期的安定が必要です。あなたは、保険料納付額、年金給付額、年金支給開始年齢をどのようにすればよいと考えますか。各々について、あなたの考えに合致するものを選んでください。ただし、3つとも変えないという選択肢は選べません。（それぞれひとつずつ）

保険料納付額→ 1.変えない 2.上げる
年金給付額 → 1.変えない 2.下げる
支給開始年齢→ 1.変えない 2.上げる

2. 選択肢の構成割合

まず、図表 64 は、選択肢を選んだ人数の割合をひとつずつ分けて表したものである。「給付額を下げる」という選択肢を回答している割合が 38.7%であるのに対して、「保険料を上げる」が 45.2%、「年齢を上げる」が 42.7%となっており、給付引き下げ以外の選択肢の方がむしろ多いという点が非常に興味深い。

〔図表 64〕 選択肢別の構成割合

| | 平均 | 標準偏差 |
|--------|-------|-------|
| 保険料上げる | 0.452 | 0.498 |
| 給付額下げる | 0.387 | 0.487 |
| 年齢上げる | 0.427 | 0.495 |

しかしながら、回答の組み合わせは、3つの組み合わせを選ぶということになっており、全体でひとつの連続した質問であることから、ひとつずつの割合をみることは厳密には正しくない。そこで、この選択肢の組み合わせごとに、人数割合を表したものが、図表 65 である。これをみると、最も割合が多いのが(4)の「保険料を上げて、他を変えない」という選択肢(30.5%)である。しかしながら、「保険料を変えずに給付や年齢を変える」という選択肢(1)(2)もそれぞれ 25.1%、21.5%となっており、保険料に関しては見方が割れていることが伺える。

〔図表 65〕 3つの選択肢の組み合わせに対する構成割合

| | 割合 | サンプル数 |
|-----------------------------|-------|-------|
| (1)保険料・変えない/給付額・変えない/年齢・上げる | 25.1 | 298 |
| (2)保険料・変えない/給付額・下げる/年齢・変えない | 21.5 | 255 |
| (3)保険料・変えない/給付額・下げる/年齢・上げる | 8.2 | 97 |
| (4)保険料・上げる/給付額・変えない/年齢・変えない | 30.5 | 362 |
| (5)保険料・上げる/給付額・変えない/年齢・上げる | 5.7 | 67 |
| (6)保険料・上げる/給付額・下げる/年齢・変えない | 5.2 | 62 |
| (7)保険料・上げる/給付額・下げる/年齢・上げる | 3.8 | 45 |
| | 100.0 | 1186 |

問題は、年齢階層別にこの3つの山の構成がどう変わるかという点である。マクロ経済スライドによる自動給付調整の影響をより多く受ける世代である若者はどのような改革選択肢を望んでいるのであろうか。また、中高年は今回の改正について納得しているのであろうか。

そこで、図表 66 は年齢階層別に構成割合をみたものである。これをみると、3つの山の構成は、年齢構成別にあまり変化が無いことがわかる。50代で(2)の「給付額引き下げ」の選択肢が少なく、(4)の「保険料引き上げ」に関する選択肢が多いのは、保険料を払う期間が少ないことを反映したものであると考えられるが、保険料引き上げの影響を最も受ける世代である20代は(4)の構成割合が 29.26%と多く、興味深い。

〔図表 66〕 年齢別の構成割合

| | 20代 | 30代 | 40代 | 50代 |
|-----------------------------|-------|-------|-------|-------|
| (1)保険料・変えない/給付額・変えない/年齢・上げる | 26.64 | 29.79 | 25.86 | 21.25 |
| (2)保険料・変えない/給付額・下げる/年齢・変えない | 23.58 | 28.72 | 22.84 | 16.48 |
| (3)保険料・変えない/給付額・下げる/年齢・上げる | 9.17 | 6.38 | 12.07 | 5.13 |
| (4)保険料・上げる/給付額・変えない/年齢・変えない | 29.26 | 21.81 | 24.57 | 41.76 |
| (5)保険料・上げる/給付額・変えない/年齢・上げる | 3.06 | 3.72 | 7.33 | 6.23 |
| (6)保険料・上げる/給付額・下げる/年齢・変えない | 5.24 | 6.38 | 3.88 | 4.76 |
| (7)保険料・上げる/給付額・下げる/年齢・上げる | 3.06 | 3.19 | 3.45 | 4.4 |
| | 100 | 100 | 100 | 100 |

3. マルチノミナル・ロジットによる選択肢選択関数の推定

そこで、諸要因を考慮し詳細に確認するために、マルチノミナルロジットモデルを用いて、各選択肢を選択する要因について分析を進める。マルチノミナルロジットとは、各選択肢の選択確率を分析するロジットモデルの拡張であり、各選択肢の選択関数を同時に推定する手法である。説明変数は、前節の Tobit と同一の、年齢階層、所得、資産、年金に対する知識、雨傘指数を用いた危険回避度、時間選好のダミー変数を用いている。知識、危険回避度、時間選好については、他の節と同様である。記述統計は、図表 67 のとおりである。

〔図表 67〕 記述統計

| | Obs | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
|-----------|-----|----------|-----------|-----|------|
| 性別 | 922 | 0.558568 | 0.496827 | 0 | 1 |
| 年齢 | 922 | 40.15293 | 10.63313 | 21 | 59 |
| 世帯所得 | 919 | 758.5419 | 425.9239 | 100 | 2500 |
| 世帯資産 | 915 | 2234.699 | 1353.236 | 400 | 9150 |
| 学歴 | 922 | 0.719089 | 0.449688 | 0 | 1 |
| 死亡年齢 | 922 | 78.24837 | 8.85436 | 60 | 105 |
| 雨傘指数 | 922 | 48.09653 | 22.8678 | 0 | 100 |
| 余命 | 922 | 38.09544 | 12.67165 | 4 | 79 |
| 年金知識 | 922 | 3.35141 | 2.139069 | 0 | 10 |
| 時間選好率ダミー2 | 922 | 0.117137 | 0.321758 | 0 | 1 |
| 時間選好率ダミー3 | 922 | 0.404555 | 0.491072 | 0 | 1 |
| 時間選好率ダミー4 | 922 | 0.133406 | 0.340197 | 0 | 1 |
| 雇用者 | 922 | 1 | 0 | 1 | 1 |

図表 68 は最も多かった(4)の「保険料を引き上げて他は変えない」という選択肢の推定結果である。あまり有意な変数は見当たらないが、やはり、50代ダミーが正に有意となっており、50代が他の要因をコントロールしても有意にこの選択肢を選んでいることがわかる。また、年金知識は多いほどこの選択肢を選んでいない。

一方、図表 69 は次に多かった、「給付や保険料を変えずに受給開始年齢を引き上げる」という(1)の選択肢の選択要因である。これも、あまり有意な変数が見当たらないが、50代が有意に高い点が興味深い。また、年金知識については知識が多いほど、この選択肢を選択

しないという結果となっている。

図表 70 に見られるように、(2)の選択肢の選択関数については有意な変数が見当たらなかった。

〔図表 68〕 マルチノミナルロジットの推定結果 1 (4 の選択肢)

| | 係数 | 標準誤差 | p値 |
|-----------|------------|-----------|-------|
| 性別 | -0.0775361 | 0.2719851 | 0.776 |
| 30代 | 0.1786568 | 0.4193499 | 0.67 |
| 40代 | -0.2232549 | 0.3590251 | 0.534 |
| 50代 | 1.412943 | 0.4262638 | 0.001 |
| 学歴 | 0.0957288 | 0.3222991 | 0.766 |
| 世帯所得 | -0.0001643 | 0.0003523 | 0.641 |
| 世帯資産 | -0.0000872 | 0.0001019 | 0.392 |
| 年金知識 | -0.1372318 | 0.0644645 | 0.033 |
| 雨傘指数 | 0.0033441 | 0.0205154 | 0.871 |
| 雨傘指数2乗 | -0.0001005 | 0.0001965 | 0.609 |
| 時間選好率ダミー2 | -0.4412595 | 0.4249979 | 0.299 |
| 時間選好率ダミー3 | 0.2399913 | 0.3115543 | 0.441 |
| 時間選好率ダミー4 | 0.5359559 | 0.4813893 | 0.266 |
| 定数項 | 1.741078 | 0.7296715 | 0.017 |

注) ベンチマークカテゴリーは(3)、Log likelihood = -1459.1022
Pseudo R2 = 0.0440

〔図表 69〕 マルチノミナルロジットの推定結果 2 (1 の選択肢)

| | 係数 | 標準誤差 | p値 |
|-----------|------------|-----------|-------|
| 性別 | -0.3337228 | 0.2754762 | 0.226 |
| 30代 | 0.6353038 | 0.4154017 | 0.126 |
| 40代 | -0.0007392 | 0.3620389 | 0.998 |
| 50代 | 0.9096816 | 0.4398489 | 0.039 |
| 学歴 | 0.0188101 | 0.3276818 | 0.954 |
| 世帯所得 | 0.0001115 | 0.0003514 | 0.751 |
| 世帯資産 | -0.0000269 | 0.0001012 | 0.791 |
| 年金知識 | -0.1707414 | 0.0658116 | 0.009 |
| 雨傘指数 | -0.0082009 | 0.0206918 | 0.692 |
| 雨傘指数2乗 | 0.0000656 | 0.0001958 | 0.738 |
| 時間選好率ダミー2 | -0.4925766 | 0.4498845 | 0.274 |
| 時間選好率ダミー3 | 0.2773467 | 0.3178831 | 0.383 |
| 時間選好率ダミー4 | 0.9723619 | 0.4759598 | 0.041 |
| 定数項 | 1.551915 | 0.741389 | 0.036 |

注) ベンチマークカテゴリーは(3)、Log likelihood = -1459.1022
Pseudo R2 = 0.0440

[図表 70] マルチノミナルロジットの推定結果 3 (2の選択肢)

| | 係数 | 標準誤差 | p値 |
|-----------|------------|-----------|-------|
| 性別 | -0.2051243 | 0.2789833 | 0.462 |
| 30代 | 0.5478557 | 0.4162909 | 0.188 |
| 40代 | -0.321359 | 0.3658618 | 0.38 |
| 50代 | 0.2249177 | 0.4474365 | 0.615 |
| 学歴 | -0.2076206 | 0.3304681 | 0.53 |
| 世帯所得 | 0.0001923 | 0.0003549 | 0.588 |
| 世帯資産 | -0.0001338 | 0.0001056 | 0.205 |
| 年金知識 | -0.0110173 | 0.0647263 | 0.865 |
| 雨傘指数 | -0.0159983 | 0.0206939 | 0.439 |
| 雨傘指数2乗 | 0.0001173 | 0.000197 | 0.552 |
| 時間選好率ダミー2 | -0.2433482 | 0.4391877 | 0.58 |
| 時間選好率ダミー3 | 0.1412811 | 0.3211686 | 0.66 |
| 時間選好率ダミー4 | 0.4756478 | 0.4890442 | 0.331 |
| 定数項 | 1.757791 | 0.743438 | 0.018 |

注) ベンチマークカテゴリーは(3)、Log likelihood = -1459.1022
Pseudo R2 = 0.0440

IX. 1章の結論及び来年度への課題

年金に対する効用・選好の定量分析として、今年度はインターネットアンケートを実施し、そこから、様々な情報を定量化して抽出を行うという作業を行ってきた。この分析結果については、本章の各節で詳細に述べられている通りであるが、主な結果とそこから得られる政策的インプリケーションをまとめると以下ようになる。

まず、第一は、将来の年金改革や不確実性を現在の加入者の多くは既に織り込んでいるということである。これは、Q7、Q8、Q9やQ11から繰り返し見たとおりである。平成16年の改正では、保険料率の上限を固定する一方で、給付についても代替率50%以上という公約がなされており、現状の少子化が続けばその実現性が危惧されているところであるが、実際には各加入者はそれを割り込む可能性を織り込んでいる。したがって、少子化の状況が改善されることを期待した代替率で公約を結ぶよりも、現実的な最低ラインを提示するほうが信頼感の確保にはより重要である可能性がある。

第二に、Q14やQ15の分析からわかったように、公正な公的年金として加入者が希望しているのは、負担に対しては所得移転を伴う応能負担、給付については納付保険料に見合うものであるということである。すなわち、社会保険としての枠組みを持ちつつも、個人の納付に給付がリンクした制度を望んでいるということである。これは、例えばスウェーデン方式のように、賦課方式の枠組みを基本としつつも、個人の納付に給付をリンクさせた制度が理解を得やすいということが示唆されるものである。

第三に、Q16の分析からわかったように、加入者は決して低負担・低福祉を求めているわけではないということである。賦課方式で支払った保険料と受け取る給付額との割合という観点においては不利となっている若い世代が給付額引き下げという手段を望んでいるわけではなく、逆に保険料を上げるという手段を選好するものの方が多いということは、高負担・高福祉を望んでいる可能性があるといえる。これは一部の経済学者や企業経営者の主張する

現在の改革の方向性に対して再考を迫るものである。

第四に、世代間の損得勘定という面では、総じて各世代とも非常にドライであり、自分の世代の利得を最も重んじていることがわかった。これは、利他的動機や遺産動機があることから、世代間不公平の解消のために、既裁定者の給付を削減したり、年金課税を強化したりしても合意が得られるのではないかという昨今よく行われているウェットな議論に対して、やはり疑問を呈す結果である。したがって、世代間の利害対立は簡単に解消できるものではなく、政治的な調整も困難であることが伺える。

第五に、Q13の年金の機能に対する理解度の低さや、Q4の知識、各質問の不満度や認識と知識の関係などからわかるように、一般の加入者の年金制度に対する正しい知識や認識はまだまだ乏しいということがいえる。これは、逆に言えば、現在の不満の多くが、現行の年金制度の正しい理解に基づいて行われているのではなく、理解度の低さから生じている可能性があるということである。したがって、公的年金に対して当局が教育や啓蒙活動に力を入れることにより、信頼感や理解を得られる余地がかなり大きいといえるのかもしれない。

次年度については、今回は対象外にしていた高齢者・受給者の年金改革への意識や効用・選好を定量化する必要があるものと思われる。また、不満が大きいと思われる未加入者・未納者に対するアンケート調査も、年金政策に対する大きな知見が得られる可能性があるだろう。今回の分析により、年金制度や年金改正に関する認識や選好の定量化の意義は示すことが出来たと考えられるため、次年度はさらにそれを拡張する方向で研究を進めたいと考えている。

参考文献

- ・ 小口登良、八田達夫、「1999年政府年金改革案の評価」日本経済研究 No.40、2000
- ・ Jeff Dominitz, Charles F. Manski, Jordan Heinz, ““Will Social Security Be There For You?”: How Americans Perceive Their Benefits”, NBER Working Paper No. W9798, June 2003
- ・ Wolfgang Hardle, “Applied Nonparametric Regression”, Cambridge University Press, 1990.
- ・ Charles F. Manski, “Regression”, Journal of Economic Literature, Vol. 29, No. 1. (Mar., 1991), pp. 34-50.
- ・ Jeffrey Wooldridge, “Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data”, MIT Press, 2001.

第2章 家計の経済行動に関する影響

鈴木 亘

ホリオカ、チャールズ・ユウジ

安部 由起子

<要旨>

一般に政策の評価をする際には、効率性と分配（公平性ともいえる）への評価がなされる。そのためには、政策が経済主体（個人・家計・企業等）の行動にどのような影響を与えるかを評価する必要がある。もし政策によって行動が変化するならば、それは効率性に影響を与えよう。一方、政策が個人や家計の行動をあまり変えないとすれば、効率性上の影響は限定されるかもしれない。その場合には、特に分配上の影響に注意を払う必要があることになる。

上記のような視点から、年金が家計の経済行動に与える影響について分析を行なった。今年度は、主に家計の労働供給面、特にパート労働者への影響について分析を行った。

パート労働者について詳細な調査を行っているパートタイム労働者総合実態調査（厚生労働省）および消費生活に関するパネル調査（財団法人家計経済研究所）を用い、パート労働と近年の年金制度・年金制度改革にかかわる事項について重点的に分析した。得られた主要な結論は以下のとおりである。

第1に、総報酬制の導入により、職場で厚生年金・健康保険に加入しているパート労働者の保険料負担は、厚生年金と健康保険を合計して、9%程度低下することとなった。これは、パート労働者にはボーナスが正規従業員ほど多額支給されないからである。

第2に、パート労働者の厚生年金保険加入について回帰分析を行った結果、保険加入の基準を満たしている場合には、有配偶者は社会保険に加入する傾向が強いことが確認された。これは、夫の勤務先での扶養申告などのため、収入を基準にした加入がより徹底することなどが原因と考えられる。

第3に年収の壁については、103万円の壁と130万円の壁のうち、前者のほうが実際の制約になっていた。また、継続的にパート就業する場合、必ずしも継続的に実質的な壁となっているとは限らないことが、パート実態調査の3時点のクロスセクションデータ、および消費生活に関するパネル調査を用いて示された。

最後に多重就労に関しては、女性パート労働者の5%程度が、正規従業員で働く傍らパート就業をする・パートを掛けもちする、といったかたちで多重就労をしていることがわかった。パートを掛けもちする労働者は、サービス業や卸売小売飲食店業で働くことが多く、製造業での就業は少ない。掛けもちをしている場合には、一つの勤務先の場合と比べ、被用者保険には加入しない傾向があった。したがって、パート多重就労の場合に社会保険加入をどのように促進・徹底するかは、今後の課題となる可能性がある。

I. 「家計の経済行動に対する影響」の研究目的

鈴木 亘

年金制度が個人や家計の行動をどのように変化させるかについては、国内外で多くの研究がなされてきている。長寿化・高齢化に伴い個人や家計の消費（貯蓄）や、余暇消費（労働供給）は、影響を受けるはずである。長寿化は生涯消費を増大させるから、それによって最適な消費や労働供給（たとえば退職年齢）も影響を受けるはずである。生涯消費が増えれば、長期間働く、すなわち退職を遅らせることが必要になるかもしれない。加えて、年金拠出や年金給付が一国経済の高齢化によって影響を受けるとすれば、それも生涯所得や労働の限界税率を変えることにより、消費や労働供給に影響を与える。

一般に政策の評価をする際には、効率性と分配（公平性ともいえる）への評価がなされる。そのためには、政策が経済主体（個人・家計・企業等）の行動にどのような影響を与えるかを評価する必要がある。もし政策によって行動が変化するならば、それは効率性に影響を与えよう。一方、政策が個人や家計の行動をあまり変えないとすれば、効率性上の影響は限定されるかもしれない。その場合には、特に分配上の影響に注意を払う必要があることになる。この研究プロジェクトでは、上記のような視点から、年金が家計の経済行動に与える影響について分析する。

初年度に行った研究は以下のとおりである。

家計の労働供給については、パート労働者に関係する年金・年金改革の影響について、ミクロ的な視点から実証的に考察する。パート労働者に注目する理由は、以下の2点である。第1に、パート労働者の雇用者に占める比率が近年上昇し、そのため年金改革の議論でもパート労働者・非正規雇用者の年金制度上の扱いが大きなテーマになっていることである。パート労働者の年金保険加入・第3号被保険者問題などが該当する。第2は、パート労働者は労働供給が外的な要因によって影響を受けやすいグループであることである。フルタイム就業者にとっては、所定内労働時間は固定されている傾向が強い一方、パート労働者は労働時間を自由に動かせる度合いが大きい。したがって、労働供給について実証的な見地から正確な把握をすることが必要になる。以上の理由から、ここではパート労働者について詳細な調査を行っているパートタイム労働者総合実態調査（厚生労働省）の個票データを用い、近年の年金制度・年金制度改革にかかわる事項について重点的に分析した。具体的には、2003年度から導入された総報酬制がパート労働者にどのような影響を与えたか、パート労働者の社会保険加入の現状はどのようになっているか、いわゆる年収の壁（103万円、130万円）の実態はどうか、短時間労働者の年金保険加入に際して実務的な問題となりうる多重就労の現状はどうなっているか、などについての分析を行った。これらはいずれも、パート労働者の年金拠出にかかわる論点である¹⁶。

¹⁶ パート労働と年金をめぐるもう一つの重要な視点は、年金受給開始が近い、ないしはすでに受給している高齢者によるパート労働の現状であろう。これはパート労働と年金給付にかかわる論点といえる。