

る。公的年金において所得再分配が行われていることを人々が支持している理由は、1) 人々は個人的利益のみならず、社会的統合や社会連帯にも価値をおいている、2) 将来の不確実性に対するリスク回避の方法である、等が考えられる (ISSA, 2003)。老齢年金の支給開始年齢は高齢者の就業促進及び個人の選択の尊重という方向で合理的に決められることが望ましい。この点で、引退年齢を個人の選択に任せ (61歳以降; 年金額は受給開始年齢に対応して数理的に調整される)、しかも、平均余命の伸びを年金額に反映させるスウェーデンの仕組みは大変参考になると考えられる。退職による稼働所得喪失というリスクに十分対応することができれば、公的年金給付の優遇税制は存続させる意味がない。むしろ、高齢者も納税者としての立場で生活することが重要である。また、非同居高齢者については夫婦・単独とも平均支出額は年齢階級の上昇とともに減少する (府川, 2000 a) ため、年金制度と介護保険等の社会保障制度との整合性も重要な論点である。

社会保障の財源は整合性のある選択肢の中から透明なプロセスを経て1つを選ぶしかない。問題は、社会保障の守備範囲はどこまでか、各制度で負担と給付をどこまで結びつけるべきか、社会保障で所得再分配をどの程度行うべきか、等の基本的な問に対する回答である。税・社会保障負担の公平性は国の基本であり、国民の政府に対する信頼の前提条件である。公的制度を縮小しても老後の総コストが減少するわけではないし、個人に責任の多くを負わせても失敗した個人の救済のために社会的コストがかかることにも留意する必要がある (ISSA, 2003)。どんな制度にも一長一短があり、広範な国民の合意が得られる制度に変えていくプロセスが重要である。所得再分配を伴う公的年金の必要性は明らかだとしても、問題はその程度である。広範な国民の合意を形成するためのプロセスにおいては、社会保障各制度の果たしている機能や公平性・効率性についての実証分析結果が議論の素材として活用されることが重要である。

付記

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「社会保障の改革動向に関する国際共同研究」の「共同研究3: 所得分配に関する国際比較研究」での筆者の研究成果を加筆修正したものである。平成10年国民生活基礎調査の調査票は同事業において目的外申請を行い、許可を得て筆者が再集計した (統発第117号, 平成13年4月3日)。本稿の執筆にあたり、厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「社会経済変化に対応する公的年金制度のあり方に関する実証研究」プロジェクトのメンバー及び「公的年金ワークショップ」(平成15年9月12日)の討論者の方々から有益なコメントをいただいた。記して謝意を表したい。

注

- 1) 一定の賃金代替率は、低所得者 (平均賃金の45%) は57%, 中所得者 (平均賃金) は42%, 高所得者 (平均賃金の2倍) は25%である。
- 2) 夫婦の場合の年齢は男性の年齢を採用した。
- 3) 老齢保障の分野に政府が介入する理由としては、
 1. 将来の不確実性: 個人では対処しきれないインフレーションに対しては、政府が最も効率的な保護を提供できる。
 2. 逆選択: 政府のみが制度を強制適用とし得る。強制適用でないと「悪いリスク」だけがプログラムに加入しがちで、従って民間部門では数理的に公正な年金を提供できない。
 3. 生涯を通じた所得再分配: 政府のみが低所得者に十分な保障を与える所得再分配を行うことができる。一時点の所得、特に退職直前の所得、は必ずしも生涯生活水準を反映したものではない。生涯所得に基づいた再分配を行うには税では不可能である。
 4. 無思慮に対する保護: 強制適用の公的制度は無思慮の人や近視眼的な人に対しても適正な負担を強制する。
 5. 親の扶養義務の社会化: 世代間の移転プログラムによって親世代は子世代の寛大さに依存する必要がなくなる。
 が挙げられている。
- 4) ドイツでは中長期的な改革とは別に、次のような短期的な改正案が政府から提案され、大きな議論になっている: 1) 年金給付のスライドを2004年には行わない; 2) 年金受給者の介護保険料負担をこれまでの50%から100%に引き上げ

る；3) 職業訓練期間等の年金算定基礎期間への算入をやめる。

参考文献

- 小塩隆士 (2001) 『社会保障の経済学 (第2版)』, 日本評論社。
- 厚生労働省 (2001) 『平成12年国民生活基礎調査』。国立社会保障・人口問題研究所 (2002) 『平成12年度社会保障給付費』。
- 高山憲之・有田富美子 (1996) 『貯蓄と資産形成』, 岩波書店。
- 橘木俊詔 (1998) 『日本の経済格差』, 岩波書店。
- 西崎文平・山田 泰・安藤栄祐 (1998) 『日本の所得格差』, 経済企画庁経済研究所。
- 八田達夫・八代尚宏 (1998) 『社会保険改革』, 日本経済新聞社。
- 浜田浩児 (2003) 「SNA 概念による高齢者の所得・資産分布—世帯所得・資産と等価尺度による分析—」, *ESRI Discussion Paper Series* No. 61。
- 府川哲夫 (2000 a) 「高齢者の経済的状況—「単独・夫婦のみ」と「子と同居」の対比—」『季刊社会保障研究』35 (4), pp. 353-363。
- 府川哲夫 (2000 b) 「世帯の収支と所得分配」『家族・世帯の変容と生活保障機能』, 東京大学出版会。
- 府川哲夫 (2001) 「定額年金の位置付け」『季刊年金と雇用』19 (4), pp. 9-18。
- 府川哲夫 (2003) 「世帯構造別にみた所得の状況」『家族構造や就業形態等の変化に対応した社会保障のあり方に関する総合的研究』(平成14年度厚生労働科学研究費補助金 政策科学推進研究事業報告書)。
- 八代尚宏 (1993) 「高齢者世帯の経済的地位」『日本経済研究』No. 25。
- 八代尚宏 (1999) 『少子・高齢化の経済学』, 東洋経済新報社。
- Barr Nicholas (2002) Reforming pensions: Myths, truths, and policy choices, *International Social Security Review*, 55 (2), pp. 3-36。
- Burtless Gary (2002) Spending and Sources of Finance in the American Welfare State: Options for Reform, *Journal of Population and Social Security: Social Security Study*, Special Issue。
- Clark R. (2003) Social Security Reform in the United States: Implications for Japan, *The Japanese Journal of Social Security Policy*, Vol. 2, No. 1, pp. 14-23。
- Eurostat (2002) *The social situation in the European Union*。
- Glennster Howard (2003) The United Kingdom's New Health and Welfare Policy: A changed role for markets. In Gunji A. (ed.) *The Role and Limitations of the Market in the Health and Welfare System*, Seigakuin University。
- Hills J. (2002) The Welfare State in the UK: Evolution, Funding and Reform, *Journal of Population and Social Security: Social Security Study*, Special Issue。
- ILO (2000) *Social dialogue and pension reform*。
- ISSA (2003) *Ageing and Social Security: Ten Key Issues*。
- Johnson P. (1992) *Pension Reform in Britain: Problems and Possibilities*。
- Kingston Eric E. and Schulz James H., ed. (1997) *Social Security in the 21st Century*, Oxford University Press。
- Leone Richard C. and Anrig Greg, Jr. Ed. (1999) *Social Security Reform*, The Century Foundation Press, New York。
- Myles John and Pierson Paul (2001) The Comparative Political Economy of Pension Reform. in Pierson (ed.) *The New Politics of the Welfare State*, Oxford。
- OECD (1997) *Family, Market and Community: Equity and Efficiency in Social Policy*。
- OECD (2001 a) *Ageing and Income: Financial Resources and Retirement in 9 OECD Countries*。
- OECD (2001 b) *Social Expenditure Database 1980-1998, 3rd Edition*。
- Report of the President's Commission. Strengthening Social Security and Creating Personal Wealth for all Americans, December 2001。
- Schmaehl Winfried (1999) Public Pension Reform in Germany. — Major Post-War Reforms and Recent Decisions—。『海外社会保障研究』No. 126, pp. 22-33。
- Schmaehl Winfried (2002) New developments and future directions of the Public Pension System in Germany, *Journal of Population and Social Security: Social Security Study*, Special Issue。
- Schwarze J. and Frick J. R. (2000) *Income Distribution among the Elderly—Germany and the United States Compared*. In R. Hauser and I. Becker (ed.) *The personal distribution of income in an international perspective*, pp. 225-243。
- Smeeding T. M. (1997) US Income Inequality in a Cross-National Perspective: Why Are We So Different? *Luxembourg Income Study Working Paper* No. 157。
- Social Security Administration (2002) *Income of the Population 55 or Older-2000*。

Weaver R. Kent (2003) *Public Pension Reform in the United States.*

(ふかわ・てつお 国立社会保障・人口問題
研究所社会保障基礎理論研究部長)

府川論文へのコメント I

小 塩 隆 士

1 本論文の意義

本論文のねらいは、『国民生活基礎調査』(1998年)の個票に基づき、高齢者の所得に占める公的年金のウェイトを世帯構造や所得階級別に検討し、そこから年金改革への政策的含意を得ることである。高齢者の生活における公的年金の重要性については、『厚生労働白書』『高齢社会白書』などを始めとして集計データに基づく分析は広く行われている。しかし、本論文のような個票に基づく分析は数少なく、この分野の研究者にとって貴重な情報を提供している。とくに本論文では、同居・非同居の違いを明示し、世帯人員のスケール化をほどこすなど、詳細かつ丁寧なデータ処理を行っており、高齢者の経済状況を客観的に把握する工夫がなされている。

分析結果の中では、とりわけ次の2点が注目される。第1に、高齢者の所得に占める公的年金のウェイトは高齢になるほど高くなる(年齢計では64%になるものの、65-69歳の50%台から75歳以上の70%前後ないしそれ以上に上昇)。ただし、表2によると、年齢が高まるにつれ、同居高齢者より非同居高齢者のほうが公的年金のウェイトが高くなる傾向が見られる。つまり、稼働所得や資産所得など、公的年金以外に頼れる所得を期待できる高齢者ほど、子ども世帯と同居せずに独立して生計を営む可能性が高いということになる。この結果は、同居選択と年金給付との間に密接な関係があることを示しており、今後さらなる実証分析が望まれるところである。同居する家族構成員間における所得移転も、興味あるテーマであろう。

第2に、所得階級別に見ると、容易に予想されることではあるが、同居・非同居のいずれにおいても、低所得層ほど所得に占める公的年金のウェイトが高くなっている。この点は、年金制度改革を議論する場合、所得階層ごとにその影響を分析する必要があることを示唆するものである。例え

ば、少子高齢化の下で年金給付の削減が求められるとしても、その影響は所得水準によって大きく異なり、低所得層ほど深刻になることが予想される。ただし、その際、所得階層によって受給している公的年金の種類が異なるとされる点(おそらく低所得層ほど国民年金のみを受給している比率が高くなっているであろう)には注意が必要である。

2 各国比較への視点

上記の点に加えて、表5における分析もたいへん興味深い。ここでは、公的年金の所得再分配効果が日米独で比較されているが、このような分析はデータ面の制約もあってほかにはほとんど見当たらない。具体的には、年金を受給した後の所得分布を所与として、(国によって異なる)所得階級別の公的年金のウェイトを変更した場合、公的年金の高齢者所得総額に対する比率がどのように変化するかが試算されている。それによると、例えば、ドイツの公的年金が高齢者に対して発揮しているような所得再分配効果を日本で発揮させようとするれば、公的年金の所得総額に対する比率は現行の62-63%程度から70%程度に上昇すると試算されている。

公的年金の所得再分配効果を分析する場合、もうひとつのチェックの方法がありうる。すなわち、年金を受給する前の所得分布を出発点として、(国によって異なる)所得階級別の年金給付比率分をそれに上乗せした場合に、年金給付後所得分布がどう変化するかを見るわけである。実際、表5に基づいて大雑把な計算をすると、ドイツの公的年金が日米より大きな所得再分配効果を発揮することが確認できる。

しかし、どちらにしても、この表は、年金の給付水準や高齢者の所得におけるその重要性を議論する場合、「平均値」に注目するだけでは不十分

であることを強く示唆するものである。この点は、府川氏によるこれまでの研究（本論文の参考文献参照）でも重視されてきたところであるが、社会保障の国際比較を行う場合、こうした点は十分認識しておく必要がある。

3 政策的含意と今後の研究課題

本論文では、以上の実証分析に基づいて公的年金のあり方について幅広く検討しており、示唆に富む指摘が少なくない。そのなかでとくに重要な論点は、高齢者の所得に占める公的年金のウェイトの違いを政策的にどのように評価すべきかという点である。この問題はなかなかやっかいである。もちろん、高齢者の所得に年金がどれだけのウェイトを占めるかは、高齢者にとっては差し迫った問題であろう。しかし、公的年金の世代内における所得再分配効果を総合的に評価するためには、高齢時における年金受給と所得の関係だけではなく、生涯所得ベースで負担と給付のあり方を考えなければならない。

この点に関しては、次のように整理することができる。まず、公的年金が完全に積立方式によって運営されている場合、公的年金は世代内の所得再分配に対して基本的に中立である。生涯を通じてみると、現役時の拠出と引退時の受給が相殺されるからである。しかし、賦課方式の場合は、世代内の所得再分配効果を検討する必要がある。そして、公的年金を、現役時に課税し、引退時に補

助金を与える仕組みとして捉えてみると、その「累進性」を高めるためには、負担はできるだけ所得に連動させ、高所得層ほど多くの拠出を求め、給付はできるだけ定額に近づけるといった姿が望まれる。また、職種によって公的年金の仕組みが異なるという現行制度も微妙な問題を含んでいる。

もちろん、公的年金に世代内の所得再分配効果をどこまで期待するかという点については、議論が分かれるだろう。公的年金の意義はむしろ、世代間の所得再分配、あるいは世代間のリスク・シェアリングにこそ認められるという見方もありうる。例えば、少子高齢化の下では、賦課方式の公的年金は構成員の少なくなった若年層に不利に働くという点がしばしば指摘されるが、構成員が少なくなれば1人当たり所得が高まるので、彼らはそうでない人口層に所得を移転すべきであり、それを可能にするのが賦課方式であるという説明もありうる。そして、世代内の所得再分配は、公的年金ではなく税制の担当だと整理することも一つの考え方である。

したがって、本論文を出発点とする今後の研究の方向性としては、①公的年金と所得の関係を高齢時の経済状況だけでなく生涯所得ベースで考える、②社会保障だけでなく税制の所得再分配効果も明示的に捉える、といったことも考えられる。

（おしお・たかし 東京学芸大学助教授）

府川論文へのコメント II

加藤 久和

府川論文は、高齢者の所得に占める公的年金の位置づけを明らかにすることを通じて、公的年金制度が果たしている役割やそのあり方を検証する目的でまとめられたものである。しばしば指摘されるように、高齢者という集団を年齢のみに着目して考察すると、その様々な経済環境（所得や労働供給、居住状態等）に応じた実態を見逃してし

まうことになりかねない。その意味で、府川論文は、所得分布や同居形態などの視点に着目して公的年金の役割を検討することで、より現実的な議論展開を目指したものと解釈することができる。加えて、「はじめに」にも述べられているように、著者には「公的年金がどのような給付をするのが望ましいのか」という問題意識があり、分析事実

を示した上で、この点に関する著者の意見表明を行っている。その中には傾聴に値するものも多く、興味深い論文となっている。

府川論文の結論は「考察」の冒頭において要約されているため繰り返すことは不要だが、これに加えて、著者の主張として以下のような点が述べられている。

- ・公的年金の給付水準を考える場合、平均値だけではなく所得階級別の議論が必要である。
- ・高齢者の平均支出額は年齢とともに低下するので、年金や医療・介護などとの整合性も考慮する必要がある。
- ・公的年金の所得再分配機能についても議論すべき余地は多い。

本稿では、最初に、府川論文の統計的考察に関する諸点についていくつかコメントを行うとともに、今後の拡張方向について私見を述べておきたい。次いで、府川論文の「考察」における著者の主張について議論を行う。

1 分析に関するコメント

著者の分析方法は丹念に統計数値を捉え、その意味する内容を解説した上で問題提起を行うというものである。ここでは著者の分析方法を踏まえ、分析内容をさらに深める観点からコメントを加えたい。

第一に、著者は「国民生活基礎調査」を用いて、同居・非同居別の所得分配と公的年金のウェイトに関する議論を行っている。一般的に非同居高齢者の所得の方が同居高齢者よりも高いことが示されているが、その原因はどこにあるのかという視点を付け加えることでより深い分析が行えるのではないか。高齢者の同居・非同居は、その所得(年金)のみならず健康状態や同居する子世帯の事情、住居タイプ(持ち家か賃貸か)などとも関係があると考えられる。上記調査ではこの点を明らかにすることは難しいものの、少なくともいくつかの特性をコントロールした上で、現状の年金水準が同居を余儀なくしているのかどうかなどについて検証を行うことが望まれる。

第二に、高齢者の所得源泉別の分析において、

非同居・同居を問わず高所得層(第5・5分位)がそれ以外の層と比べて所得が高いこと、さらにはこの層において稼働所得の割合が高いことを示している。このことは、高齢者の生活水準を考慮する上では“働き方”の問題が密接に関連しているように思われる。統計的な記述のみならず、高齢者労働供給の視点からの一層の分析があると議論がさらに深まるのではないだろうか。例えば、高齢層の自営業比率の違いや経時的変化が、稼働所得の割合にどのような影響を有しているか、あるいは健康状態が労働供給に及ぼす影響を通じて所得分配に影響をもたらしているのではないかと、などの仮説の検証へと議論を拡張することも今後の検討課題としていただきたい。

第三に、著者は高齢層の所得分配の状況を分析しており、さらには表5において「分配比率」の試算を行っている。こうした分析は有用な事実を教えてくれるが、しかしこのことは「国民生活基礎調査」の実施時点に限られてしまう。過去の調査結果等が利用可能であれば、一般的な所得分配の状況に公的年金がどのような効果を持っているのか、という点を時系列的な視点から分析を進めていただきたい。近年、所得分配の格差が広がっているという議論がみられるが、こうした議論と組み合わせることで高齢者における年金所得の位置づけがより明らかになるのではないかと。

以上、やや論文の守備範囲を超えるコメントをしたが、府川論文にはそれだけ拡張方向に富む原石を備えていると考えるものである。

2 「考察」における主張について

府川論文では、「考察」において公的年金制度を巡るいくつかの主張を行っている。「結果」までの章は、少なくとも統計的事実に基づいた客観的事実の理解を骨子としており、実証的論文であるとみることができる。しかしながら、「考察」では一転して(著者にとっての)規範的な内容の記述となっていると考えられる。論文の全体的な性格を考えると、表題との有機的な関連性について踏み込んだ説明を行う方が読者にとってわかりやすいのではないだろうか。しかしながら、著者

の主張は非常に興味深い観点を有していることは間違いなく、いくつかの主張に関して私見を述べてみたい。

著者は「公的年金の給付水準を考える場合には(途中略)所得階級別の議論が必要」と述べている。これは著者の分析目的でもあり、上記分析はそのため基礎データを示すために行われたものである。今回の年金制度改革では、モデル世帯の給付水準が議論の焦点となっているが、しかし所得分配の状況を考慮すると、著者が主張するように平均所得だけの議論では不十分であろう。

さらに敷衍すれば、受給者の資産や稼働状態、健康状態などの点も欠かせない。高齢者の場合には、とりわけ健康状態が問題であり、論文にあるように「年金制度と介護保険等と他の社会保障制度との整合性」も重要になる。この論点を拡大すると、個別に分立した制度の統合の視点が必要になる。すなわち、高齢者の生活維持という観点から、健康に生活できる高齢者には老後の生活保障が重視されるが、介護や医療が必要な高齢者には介護保険、医療保険を重視しなければならない。そのためには、入院等の状態にある高齢者の年金を減額する代わりに、医療保障をより手厚くするといった柔軟な対応も必要になろう。今後高齢者

がさらに増加する中で、限られた資源をいかに効率的に配分するかという点からも、この問題を考えていく必要がある。

また、著者は公的年金の所得分配機能に関する考え方を示している。現行の公的年金制度にどこまで所得再分配機能を持たせるべきかについては議論の分かれる余地があろう。セーフティネットの役割を強調することは、同様に所得再分配の視点を考慮することに他ならないが、その場合、租税など他の政策手段との整合性をいかに考えるかも問題となろう。著者は社会保障の守備範囲、負担と給付の結びつき、再分配の程度、などをいかに考慮すべきかを問いかけているが、難しい問題である。このことは年金の財政方式のあり方をも視野に入れた幅広い議論が必要となる。

高齢者と年金給付のあり方は、年金制度の核心ともいえる問題である。府川論文が示した様々な統計的事実とそこから導かれるインプリケーションは、年金制度改革の方向性にとっても重要な論点である。今後、分析対象とする材料を増やし、さらに分析を深めていただきたいと考える。

(かとう・ひさかず 国立社会保障・人口問題
研究所社会保障基礎理論研究部第1室長)

公的年金における未加入期間の分析

——パネル・データを使って——

阿 部 彩

I はじめに

公的年金における未加入・未納者の増加は、近年大きな問題として取り上げられてきた。社会保険庁(2003 a)の『平成13年公的年金加入状況等調査報告』によると、国民年金の未・非加入者は推定157万人(平成13年10月時点)であり、第一号被保険者2,119万人の7.4%にも上る。未加入の問題は、37%といわれる未納付率の問題(社会保険庁, 2003 b)と並び、公的年金の「空洞化」を象徴する重要な問題である。公的年金未加入者と未納者の増大は、公的年金の財政を圧迫するだけでなく、日本の社会保険の基本的理念である「国民皆年金」の理念そのものを脅かしている。なぜならば、現行の保険制度の下では、未加入・未納年数分の年金を受給することができないからである。また、未加入者は、公的年金が担う老後の保障以外の様々な利益(例えば、障害に対する保障)も受けることができない¹⁾。つまり、未加入・未納者の増加は、全ての国民が老後(およびその他)のリスクに備え安心した生活をおくることができるように公的制度を通じて貯蓄の奨励・所得の再分配・リスクのプールを行うという公的年金の機能の衰退を表しているよう。

たとえ公的年金による国民の生活を保障する機能が衰退してきたとしても、個々人が公的年金に代わって私的な手段を老後やその他のリスクに対する備えとしているのであれば、未加入・未納の問題は、主に公的年金制度の財政の問題となるであろう。しかし、もし、未加入・未納が個々人に

よる代替手段を伴わないものであるのであれば、未加入・未納者の生活保障をどのように行っていくかという根本的な問題が発生する。また、たとえ未加入・未納が自発的であっても、公的年金に代わる保障を備えないままリスクに遭遇した場合に、社会保障制度がどこまで生活保障をするべきかという論点もあろう²⁾。これは、公的年金の範疇に留まらず、例えば、生活保護などの公的扶助制度にも波及する問題である。しかし、このような「アリとキリギリス」的な論争は他稿に譲るとして、本稿は、特に公的年金における未加入行動のパターンを解明し、その規定要因について理解を深めることを目的とする。未加入に特に着目する理由は、未加入は未納と違い、制度そのものからの脱落を意味し、障害をおった場合などに無年金者となる可能性があり、より深刻な問題であるからである。

未加入行動の規定要因を直接にとりあげた先行研究は数少ないのが現状である。未加入の要因としては、世代間の不公平による若者の制度への不信感がメディアなどで取り上げられているが、これまでの先行研究においては、一時点におけるデータを用いた分析しか行われていないため、未加入の規定要因が世代(コホート)効果なのか年齢効果なのかを検証することができないことが指摘されている(岩本・大竹・小塩 2002)。さらに、一時点におけるデータにおいては、調査時に加入しているか、加入していないのかの分析は行うことができても、加入者が未加入になる契機と要因、また、未加入者が加入する契機と要因など加入・未加入のダイナミックな動きを分析することは

きない。

さらに、公的年金の分析においては、ジェンダーの視点も忘れてはならない。公的年金の大きな柱である厚生年金の加入資格は就労と密着に関連しており、就労パターンが異なる男性と女性では公的年金の加入パターンも異なると考えるのが自然である。また、女性は公的年金の加入形態（第一号被保険者、第二号被保険者、第三号被保険者）がライフサイクルにおいて変化することが男性に比べ多いため、女性と男性の公的年金加入行動のパターンが同一と仮定することは無理がある。また、同じ世帯の中でも、まだ圧倒的に第一稼得者であることが多い男性と、所得を得ていても補完的な役割をすることが多い女性では、公的年金に加入するインセンティブも異なるであろう。

このような視点から、本稿では、対象者の記憶を基に再現したパネル・データを用いて、ジェンダーの視点を取り入れながら公的年金の未加入行動に関する分析を試みる。

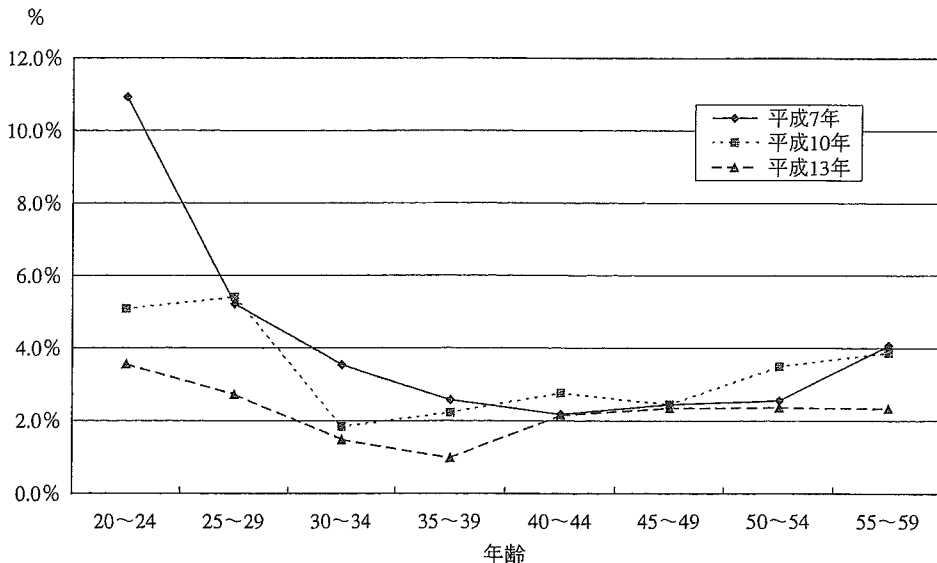
II 未加入の要因：先行研究

未加入行動の規定要因など、未加入問題そのも

のを直接取り扱った論文は少ない。一般には、20歳代の若年者（特に学生）の未加入が未加入率に大きく寄与しているといわれており、これは公式データによっても確認されている。社会保険庁が行った『公的年金加入状況等調査報告』（社会保険庁 1997 a, 2000, 2003 a）の平成7年、10年、13年版によると、未加入率は20～24歳、25～29歳をピークとし、30歳代でいったん減少し、その後緩やかに上昇する（図1）³⁾。

しかし、このデータのみでは、未加入行動の真の要因はわからない。例えば、20代前半で未加入率が高いのは、この年代の個人の多くがまだ学生であり職がないことが関係していると考えられ、その他の年齢層における未加入率の増減もただ単に失業率と比例しているだけかもしれないからである。これよりも深い分析を行うためには、個票を用いた分析が望ましい。

個票による分析を行った先行研究としては、鈴木・周（2001）、阿部（2001）などがある。鈴木・周（2001）は、国民年金の未加入者となる動機として「流動性制約要因」、「世代間不公平要因」、「予想死亡年齢要因」を挙げ、国民年金と個人年金の間で「逆選択」が起こっていると仮説をたて



注) 未加入率 = (第一号未加入者 + 第三号未届者 + その他非加入者) / 総数。
出典) 社会保険庁『公的年金加入状況等調査報告』平成7年、10年、13年。

図1 年齢階級別未加入率：公式データから

ている。また、国民年金を受給するのに必要な最低加入年数が25年であることから、35～39歳の年齢階層にて予算制約線が屈折しているとしている。鈴木・周は、郵政研究所が行った『家計における金融資産選択に関する調査』（1996年）の個票を用いて推計をし、逆選択要因のほうが流動性制約要因よりも大きいと結論づけ、年齢がさがるほど未加入率があがるとしている。しかし、鈴木・周のサンプルには世帯主しか含まれていないため、未加入者が多いと考えられる世帯主以外の世帯員が対象となっていないのが残念である。

阿部（2001）は、厚生労働省の『平成8年所得再分配調査』の個票を用いて、未加入の要因を推計した結果、保険料率（＝保険料/所得）は未加入に影響せず、この点で未加入行動と未納行動は異なることを指摘している。また、年齢要因では、加入する確率は「20代後半から40代前半にかけて徐々にあがり、その後、40代後半にかけて減少し、50代になってまた上昇するという『N字』構造」をしていると推計している。さらに、この年齢効果は世帯の中の最多所得者にサンプルを限ってみると有意な結果は得られず、最多所得者においては年齢は加入・未加入に影響しないとしている。

これらの先行研究に共通する問題点は、一時点のサンプルをもって年齢の未加入行動への影響をみていることである。一時点のデータのみによる未加入行動の分析には以下の制約がある。まず、岩本・大竹・小塩（2002）が指摘するように、現時点のデータのみでは、未加入の要因が年齢効果なのか世代効果なのかを判別することはできない。これをするためには、現在のデータを過去のデータと比較する必要がある。第二に、「未加入」「加入」の行動については、過去との連続性を考慮した分析をするべきであるが、それが不可能である。例えば、同じ25歳の人の未加入行動であっても20歳から継続して未加入である場合と、20歳でいったん加入したのに25歳で未加入に転じた場合とではその要因には違いがあると考えられる。「加入・未加入」をstaticなものではなくdynamicな行動と解釈することによって、未加

入から加入に転ずる要因、逆に、加入していたものが未加入に転ずる要因は何かなど個人の公的年金の加入行動をより詳しく分析することができる。第三に、そして最大の弱点として、一時点のデータでは「未加入行動」の「深さ」を測ることができない。公的年金制度における未加入・加入行動の分析においては、あくまでも「何年間、加入したか」あるいは「何年間、未加入であったか」という視点が不可欠である。そのためには、ある時点の未加入行動がその個人のライフサイクルの上で、一時的なものなのか、または継続的なものなのかを見極めることが重要となる。もし、未加入行動が一時的なものなのであれば、「未加入問題」とは単に年金制度の財政上の問題であり、個々人の老後の生活保障の問題は二次的な問題となるからである。また、例えば、未加入行動とは個人のライフサイクルの上で繰り返し行われる行動であるのか、または20歳到達時点から最初に参加するまでの期間に限定される1回きりの行動であるのか、などは、一時点のデータのみでは把握できない未加入行動の重要な側面である。

これらの視点を踏まえ、本稿では、アンケート調査で得られる個人の経歴から復元したパネル・データを用いて、公的年金の未加入行動の中でも特に「未加入期間」に注目した分析を行う。

III データ

本稿で用いるデータは、『女性のライフスタイルと年金に関する調査』（2001年）の個票である。本調査は、厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「社会経済変化に対応する公的年金制度のあり方に関する実証研究」の一環として国立社会保障・人口問題研究所が平成13（2001）年度に民間調査会社に委託して行ったものである。調査対象者は、調査会社のモニターの中から抽出された首都圏に住む30歳から55歳の女性と、配偶者がいる場合は、その配偶者である。調査では、それぞれの対象者について、15歳以降の就業状況、年金加入状況⁴⁾を時系列的に記憶から復元してもらった。パネル・データは、本来であれば長

期に対象者をフォローし、複数の時点においてそのつど調査事項を記録するものであるが、本データは、過去の事実を調査対象者の記憶のみによって再現するものなので疑似的なパネル・データともいえる。しかし、個々人のライフサイクルを通じた情報（この場合は、年金加入状況、結婚、就労状況）をフォローしたデータは現状では入手困難であり、本分析に用いる事項は比較的記憶に残る事柄であるため疑似パネル・データでもある程度の信頼性は確保できると考えられる。本稿で用いられたデータの有効サンプル数は、女性1,141人、男性922人である⁹⁾。データの基本統計量を表1に示す。

ここで本サンプルの特徴と留意点を述べておきたい。まず、調査の対象者が女性とその配偶者であるため、女性のサンプルには既婚者・未婚者の

両方が含まれるが、男性のサンプルはすべて30～55歳の妻をもつ既婚者でありサンプルに偏りが生じている⁹⁾。また、回答者の年齢は調査時点で、女性の場合30～55歳、男性の場合25～64歳であるため、過去の公的年金加入状況、職歴などは、30歳前の若い時期については、すべてのサンプルのデータが揃っているが、それ以降の時期については、回答者がその年齢に到達していない場合は、データがない。そのため、高齢期になるほどサンプル数が減少してしまう。さらに、現在の年齢が高い人ほど過去の経歴が長く、若い時期のデータの信頼性が低下している可能性が高いことには留意が必要である。また、本サンプルの現在の公的年金加入状況を他の大規模調査と比べると女性では第三号被保険者が多く、第二号、第一号被保険者が少ない傾向があり、男性では第二

表1 記述統計

			全加入		加入(1号のみ)	
	女性	男性	女性	男性	女性	男性
現在の年齢、平均	42.04	44.82	22.36	24.01	24.92	26.10
標準偏差	7.19	7.94	6.47	7.96	9.44	10.09
Min	30	25	20	20	20	20
Max	55	64	54	60	54	54
教育 小・中・高卒	0.351	0.304	最初の加入時の結婚状況			
専門学校・短大	0.424	0.115	第一号被保険者の配偶者あり			
大学・大学院	0.215	0.572	第二号被保険者の配偶者あり			
不詳	0.017	0.010	第三号又は未加入の配偶者あり			
現在の公的年金加入状況			未婚または不明			
第一号被保険者	0.215	0.145	最初の加入時の学生状況			
第二号被保険者	0.153	0.831	学生			
第三号被保険者	0.594	0.000	学生ではない			
未加入者	0.039	0.024	最初の加入時の就労状況			
現在の結婚状況			正規職			
既婚	0.891	1.000	非正規職			
未婚・離婚・死別	0.109	0.000				
今年働いたことがあるか						
ある	0.626	0.989				
ない(休職中含む)	0.374	0.011				
最初の加入のタイプ						
第一号被保険者	0.149	0.139				
第二号被保険者	0.779	0.859				
第三号被保険者	0.072	0.002				
1回も加入しなかった人の率	0.018	0.022				
サンプル数	1,141	922				

号被保険者が多く、第一号被保険者が少ない。つまり、サンプルには雇用者(第二号被保険者)と専業主婦の妻が多いといえる。

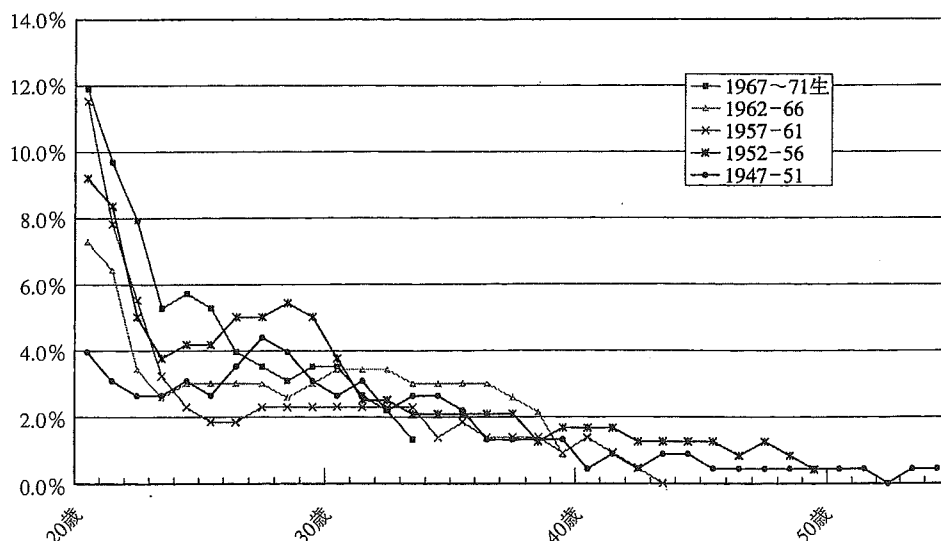
上記データ以外のデータとしては、総務省統計局の労働力調査から年齢5歳階級毎の失業率⁷⁾の変化(前年との差)を用いている。

IV 未加入行動の諸相

一般的に、未加入者は若年層、特に20歳代において多いといわれており、一時点の調査では年齢による未加入率の差がはっきりと現れることは前節の公式データからも明らかである。しかし、一時点の調査では世代効果と年齢効果を個々にみることができないため、未加入におけるコホート効果と年齢効果を別々に見極めることは困難である。また、先に述べたように、未加入行動における女性と男性の違いについては分析がされていない。そこで、本節では、まず単純な集計表を用いてコホート効果と年齢効果、また、性別による違いを概観する。図2(女性)と図3(男性)は、本調査から得られた過去の公的年金加入歴を基にコホート別、年齢別の未加入率を計算したものである。

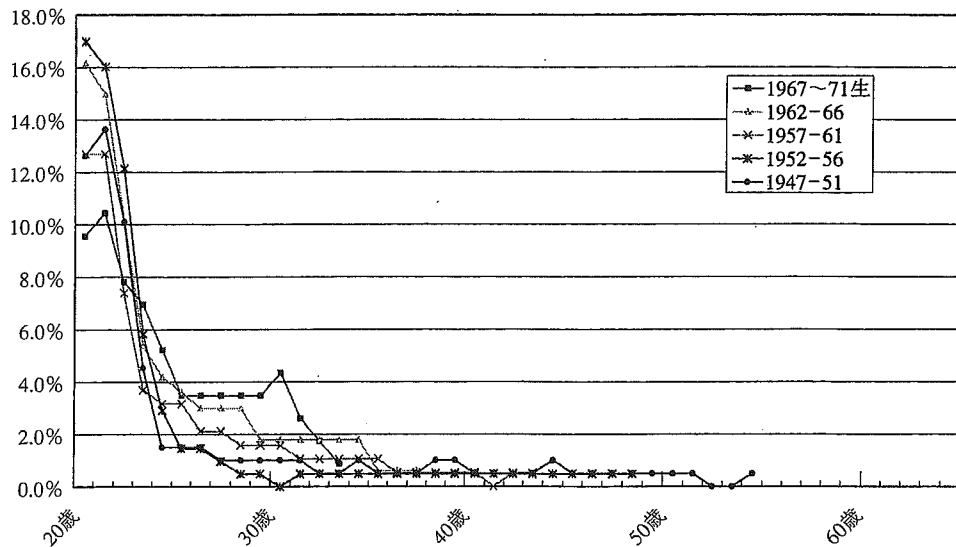
まず、女性のコホート別・年齢別未加入率をみると、どのコホートにおいても、20代前半から後半にかけて未加入率が減少しており、年齢効果が明らかになっている。しかし、コホート効果については図からは一定の傾向を読みとることはできない。例えば、サンプルの中で一番若い世代である1967~71年生まれのコホートは20代前半の未加入率が高いものの⁸⁾、25歳以降はむしろ他の世代のほうが未加入率が高くなっている。コホートによる未加入率の差は一貫性がなく、未加入行動における世代効果は、表からでは判定できない。次に男性のコホート別、年齢別の未加入率をみると、ここでも、はっきりとした年齢効果は特に20歳代において検証されるものの、コホート効果については見極めることができない。例えば、1967~71年生まれのコホートについていえば、20歳代前半の未加入率が高い時期においては、他の世代に比べて未加入率が低いにもかかわらず、20歳代前半から30歳代前半にかけては、他の世代に比べむしろ高い未加入率となっている。30歳代後半以降はどのコホートにおいても未加入率は低く、大きい差はない。

次に、図2(女性)と図3(男性)を比較すると、まず特徴的なのは、20~22歳では、男性の未加



出典) 『女性のライフスタイルと年金に関する調査』(2001)の個票から筆者計算。

図2 コホート別、年齢別の未加入率：女性



出典) 『女性のライフスタイルと年金に関する調査』(2001) の個票から筆者計算。

図3 コホート別, 年齢別の未加入率: 男性

入率が女性の未加入率を上回るものの、その後、男性の未加入率は23～24歳で大幅に低下することである。女性の未加入率も25歳までに大きく低下するが、その割合は男性のほうが大きい。20～22歳以前で男性の未加入率が女性より高いのは、男性の方が学生の期間が長く、職に就くのが女性に比べ遅れるからと考えられる。また、25歳以降になると、男性の未加入率は、女性に比べ低いレベルに留まっており、これは男性のほうが女性に比べより社会保険が適用される安定的な職に就く割合が高いからとも推測できる。このように、単純な集計表による分析からも、女性と男性のライフサイクルにおける未加入のパターンには違いがあることが示唆される。

最後に、ライフサイクルを通じた未加入の経験に焦点をあて、全未加入行動を集計すると、以下の通りである⁹⁾。まず、女性については、20歳以降1年でも未加入期間があった者は全体の30.7%であった¹⁰⁾。この殆どは、20歳当時から一定した期間だけ未加入であったケースであり、いったん加入した後に未加入に転じたのは全体の5.4%である。未加入状態から加入に転じるまでの期間を1未加入回数と数えると、大多数の未加入回数は1回のみであり、2回以上の未加入の経

験をもつサンプルは少数(8ケース)であった。また、未加入者の殆どはその後加入しており、分析対象期間の期間中を通じて一貫して未加入であったのは20ケースであった。次に、男性のサンプルにおいては、20歳以降1年でも未加入期間があったのは47.3%であり、女性の約1.5倍の割合が未加入経験をもっている。そのうち加入から未加入に転じたことがある人々は、2.7%であり、これは逆に女性の2分の1の割合である。また、未加入回数は、女性と同様に殆ど1回であり、2回以上は1サンプルのみであった。また、調査対象期間中を通じて未加入であったのは20ケースである。女性と男性の未加入のパターンを比べると、男性の方が女性より最初の加入の時期が遅れる傾向があるものの、いったん加入した後に未加入に転じる傾向は小さいと見てとれる。これは、前節における年齢別、コホート別の分析からも示唆される傾向である。

V モデル

前節の分析から、未加入行動には、以下の二つの異なるパターンがあると考えられる。

① 成人となってから初めての加入を延期す

ることによる未加入

② いったん加入してから未加入へ転じることによる未加入

この二つの未加入行動には、異なる規定要因が存在すると考えられる。前者は、学生であり収入がないこと、将来の設計がたっていないことなどに起因する、いわゆる「若者の未加入パターン」ともいえよう。後者は、離婚・失職などの不意のイベントなどによるものと考えられる。また、この二つのパターンの発生の仕方には、ジェンダーによる差がみられる。これらの理由から、この二つの未加入行動を混同して分析することは適切ではない。そこで、本稿においては、前者の発生頻度のほうが圧倒的に多い事実を踏まえて、前者の成人となってから加入を延期することによって発生する未加入行動を分析の対象とする。

一般的に、個人は、20歳前から既に社会保険を伴う職に就いているか、第2号被保険者の配偶者がいる場合を除き、20歳になった時点で初めて公的年金に加入するか否かの選択を迫られる。そこで、20歳を時間 $T=0$ とし、「最初の加入」までの未加入期間を Survival 分析の手法を用いて分析する。Survival 分析は、リスク（この場合は「最初の加入」）が発生する時点を $T=0$ とし、各時点において、そのリスクの発生（イベント）する危険度（ハザード）を推計することにより、イベント発生までの時間を分析する手法である。Survival 分析を用いることによって、「未加入期間」を直接分析することができる。

20歳以降、個人が取りうる選択肢は、①社会保険を伴う就職をすることにより第2号被保険者となる、②第2号被保険者と結婚し第3号被保険者となる、③第1号被保険者となり保険料を払う、④未加入のままである¹¹⁾、の四つである。このうち、①～③はどれも公的年金に加入することを意味するが、①（就職）と②（結婚）の選択肢は、必ずしも公的年金への加入を動機とするものではない¹²⁾。そこで、①と②のイベントが起きた場合には、その個人は加入か未加入かの選択をする必要がなくなる（つまり、リスク・プールから除かれる）と考えることができる。すなわち、本モデル

表2 未加入期間モデル

選択肢	
①第1号被保険者となる	イベント (failure)
②第2号被保険者となる	Censored
③第3号被保険者となる	Censored
④未加入のままである	No Event

において、イベントとは第一号に加入すること(③)のみとする(表2)。

Survival 分析においては、ハザード・レートという概念を用いる。ハザード・レートは以下に定義される。

$$hi(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t + \Delta t > T > t | T > t)}{\Delta t}$$

$hi(t)$ は、個人 i が年 t にイベントに遭遇するハザード・レートを表し、 T はイベントが起こる年を示す(20歳になった年を $T=0$ とする)。用いられる分析時間 (Analysis Time) は、データが「年」ごとにとられているため「年」である。例えば、23歳で初めて第1号被保険者となった場合は、 $T=3$ となる¹³⁾。 $hi(t)$ は、以下のモデルによって規定されると仮定する。

$$h_i(t) = h_0(t) \exp(X_i(t)\beta_x)$$

$t=20$ 歳になった年を 0 とする時間 (年数)

$hi(t)$ = 個人 i が年 t にイベントに遭遇するハザード・レート

$X_i(t)$ = 個人 i の年 t における属性のベクトル

X_i は、説明変数のベクトルであり、 $h_0(t)$ は、base hazard function である。 $h_0(t)$ には、様々な形が想定される。図4は、第1号被保険者の加入年齢の分布を示したものである。これをみると、第1号への加入のハザードは20歳時で最も高くその後急激に減少する。このため、Weibull Model が適していると判断される。すなわち、

$$h_0(t) = pt^{p-1} \exp(\beta_0)$$

$$h_i(t) = pt^{p-1} \exp(\beta_0 + X_i\beta_x)$$

となる。

Proportional Hazard Model の特徴は、説明変数で規定されない base hazard function $h_0(t)$ を異なる個人間で同一と仮定しており、説明変数

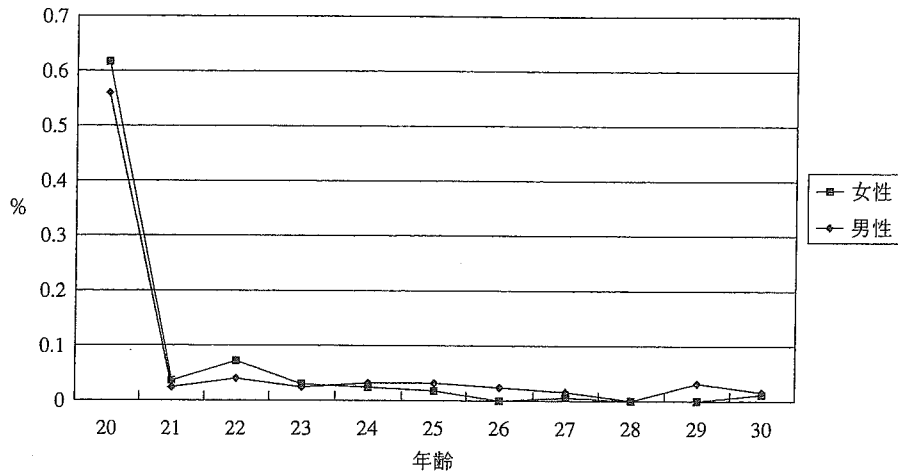


図4 最初の(第一号被保険者)加入年齢の分布

は $h_0(t)$ を並行移動させるだけであると仮定していることである。想定される規定要因のうち、特に着目されるコホート¹⁴⁾については、base hazard function の形そのものが異なる可能性も考えられ、もしそうである場合は Proportionality Assumptions を満たすことができない。このため、分析はサンプルを複数のコホートのグループに分けた Stratified Model を用いる。Stratified Model においては、 $h_0(t)$ の形を規定する κ とスケールを規定する β_0 が各グループ毎に異なるが、説明変数の係数は同じであるという仮定に基づいている。Stratified Model を用いることにより、コホート変数が $h_0(t)$ の形とスケールにどのような影響を与えているのか、または与えていないのかを推計することができる。また、性別についても、その他の規定要因がこの二つのグループに与える影響が同じであると仮定することには無理があるため、これも別に分析する。

$h_i(t)$ を規定する説明変数 (X_i) には、以下を用いる。まず、学生時代は加入を先延ばしすると考えられるため、学生状況のダミー変数(個人 i が年 t に学生である場合に 1, そうでない場合は 0) を用いる。また、平成元年の改正後は学生にも強制加入が適用されたので、この改正後に学生であったことを示すダミー変数(年 t が平成元年改正後であって、かつ、個人 i が学生である場合は 1, そうでない場合は 0) を用いて改正の影響

を推計する¹⁵⁾。また、配偶者の年金加入状況が本人の年金加入の意思決定に影響するとも考えられるため、「第一号の配偶者あり」、「第二号の配偶者あり」のダミー変数(個人 i が年 t に第一号(二号)の配偶者がある場合は 1, そうでない場合は 0) を用いる。「さらに、就職を表す変数として「正規職」(個人 i が年 t に正規社員としての職に就いている場合に 1, そうでない場合は 0), 「非正規職」(個人 i が年 t にパート・アルバイト・派遣労働者・契約・嘱託社員である場合に 1, そうでない場合は 0) を用いる。最後に、経済状況を示す変数として失業率の前年との差を用いた。モデルにおいては、学生ダミー変数と就職に関する変数の関連性が懸念されたため¹⁶⁾、就職変数を含まないモデル 1 とそれを含むモデル 2 の二つを推定する。

VI 仮 説

上記のモデルにおいては、係数 (β) が正である場合は、加入のハザードを上げる影響がある(つまり加入を促進する)、負である場合は、加入のハザードを下げる(加入を遅らせる)影響があると解釈することができる。まず、コホート要因は、前節の観察事実から hazard function の形とスケールの両方に影響している可能性が示唆される。しかし、その方向性は前節の図からは判断が難し

く、コホートが上がる(若い世代になる)につれ加入のハザードが上がるという通説に従った仮説はたてることができない。学生ダミー変数の係数は、学生である期間は加入するインセンティブが少ないと考えられるため、負であると考えられる。「改正×学生」ダミー変数の係数は、改正の効果があるならば正となるはずである。「第一号配偶者あり」「第二号配偶者あり」ダミー変数については、これらに該当するサンプル数は比較的が少ないが、ベースである「配偶者なし、または、第一号・第二号以外の配偶者あり」の場合よりも、それぞれ正、負に働くと予想される。なぜなら、夫婦の1人が既に第一号被保険者である場合、その世帯は公的年金制度に対する信頼度も高く、他方の配偶者も被保険者となると考えられるからである。また、夫婦の1人が第二号被保険者である場合は、他方が第三号となる資格を持つため、第一号被保険者となるインセンティブは薄れると考えられる。職業変数については、正規職は第二号の資格を伴うことが多いため負に影響し、非正規職は正に影響すると予想される。また、「失業率の前年からの増加」については、将来の見通しが暗くなることから加入のインセンティブを下げることとなると予想される。

VII 推計結果

成人となってから最初に(第一号被保険者として)加入するハザード・レートの規定要因の推計結果を表3に示す。まず、コホートのダミー変数に着目すると、女性・男性、モデル1・2ともに、その係数が有意となっていない。 β については、コホート2, 3, 4すべての係数が正であり、コホートが上がる(世代が若い)ほど加入する傾向にあることを示しているが、有意でない。すなわち、本結果からは、コホートがhazard functionの形とスケールに影響するとはいえない。その他の変数については、学生状況については、モデル1では有意な結果が出ていないが、モデル2においては、男性・女性ともに負の係数となっており、男性では有意である。つまり、男性においては学生

であると加入する確率が低下する。改正後×学生状況ダミーの係数をみると、すべてのモデルにおいて正ではあり、特に男性においてはモデル1, 2ともに、女性においてもモデル2で有意となっている。換言すると、本結果は、平成元年の改正が学生を加入に促す影響を与えたことを示唆している。

正規職と非正規職については、すべて有意であり、仮説どおりの結果となっている。正規職は、第二号被保険者の資格を伴うことが多いため、逆に第一号被保険者となるハザードを下げることとなる。非正規職は、職に就いていない時に比べると、第一号被保険者になるハザードを上げる。また、「第一号の配偶者あり」は、仮説に沿った結果となっているが、「第二号の配偶者」は、男性のみ有意に正であり、仮説と逆となっている。男性にとっては、第二号の配偶者を持つことが第一号への加入の抑制とならないことを示唆していよう。「失業率の増加」は、モデル2の女性のみ有意で負となっており仮説がサポートされるものの、他のモデルでは有意な結果となっていない。

VIII 考察

本稿は、公的年金における未加入行動を、未加入期間の観点、ジェンダーの観点から、調査対象者の記憶によるパネル・データを用いて分析したものである。本稿における分析により、以下の結果が得られた。

第一に、未加入行動は、20歳になってから初めて加入するまでの未加入期間(加入の延期による未加入行動)と、いったん加入してから未加入に転じた場合の未加入期間(転落による未加入行動)に大別することができる。加入の延期による未加入行動のほうが、転落による未加入行動に比べ頻繁であり、未加入行動の多くは前者のパターンである。また、未加入者の殆どがその後加入に転じており、未加入のままであったり、未加入を繰り返すものは少ないことがわかった。

第二に、未加入行動におけるジェンダーの違いについて知見を得ることができた。上記にあげた

表3 未加入期間モデル

	モデル1						モデル2					
	女性			男性(配偶者)			女性			男性(配偶者)		
	Coeff.	Std. Err.		Coeff.	Std. Err.		Coeff.	Std. Err.		Coeff.	Std. Err.	
$t(\beta)$												
学生状況*(tv)	0.0149	0.1990		-0.3955	0.2597		-0.1065	0.2042		-0.5931	0.2778	**
改正後×学生状況(tv)	0.5521	0.3397		1.5298	0.3721	***	0.6366	0.3426	*	1.5246	0.3680	***
一号の配偶者有り(tv)	1.3545	0.3159	***	2.2912	0.2833	***	1.2757	0.3170	***	2.2313	0.2893	***
二号の配偶者有り(tv)	0.1442	0.2976		1.2365	0.4830	**	0.0407	0.2975		1.3433	0.4861	***
正規職(tv)							-0.7184	0.2266	***	-0.6192	0.2488	***
非正規職(tv)							0.7940	0.2081	***	1.0520	0.2999	***
失業率の増加(tv)	-0.4359	0.2271		0.0149	0.2895		-0.4588	0.2715	*	0.0032	0.2881	
コホート2	0.6214	0.5385		0.5754	0.8564		0.5662	0.5420		0.4962	0.8593	
コホート3	0.3422	0.5453		0.9097	0.8535		0.2522	0.5504		0.8165	0.8578	
コホート4	0.8916	0.6012		1.6447	0.9088	*	0.7026	0.6116		1.4609	0.9098	
cons.	-2.5820	0.5266	***	-3.2122	0.8417	***	-2.3262	0.5366	***	-2.9553	0.8504	***
$\ln p$												
コホート2	-0.1655	0.2458		-0.1063	0.4074		-0.1817	0.2572		-0.1240	0.3992	
コホート3	-0.1436	0.2548		-0.1494	0.4103		-0.1456	0.2666		-0.1829	0.4029	
コホート4	-0.1245	0.2850		0.0858	0.4488		-0.1177	0.2979		0.0534	0.4424	
cons.	-0.5411	0.2356	**	-0.7564	0.3958	*	-0.6229	0.2473	**	-0.7040	0.3885	*
Log Likelihood	-613.95			-412.4			-598.472			-402.34		
サンプル(個人)数	1083			796			1083			796		
Event数	160			111			160			111		
Obs.数	4123			4643			4123			4643		

注) (tv)=Time Variant variables. ***=1%で有意, **=5%で有意, *=10%で有意。
 コホート2(1950~59生), 3(1960~69生), 4(1970~生)=ベースはコホート1(1950年以前生)。
 学生状況=当時学生であった場合=1。
 改正後×学生状況=平成元年の改正後の年で、かつ、当時学生であった場合=1。
 結婚状況=当時結婚していた場合=1。
 正規職=当時、正規社員の職についていた場合=1。
 非正規職=当時、非正規の職(パート・アルバイト・派遣労働者・契約・嘱託社員)についていた場合=1。

二つの未加入のパターンにおいても、女性、男性で大きな違いがみられる。女性の場合は、20歳になってから初めての加入までの未加入率は男性の同時期の未加入率に比べ低い。しかし、男性の場合は、20歳に達してから加入するまでの未加入率は高いものの、20歳代後半にかけて急速に低下するのに対し、女性の場合は、その低下幅は男性より小さい。一方、いったん加入した後に未加入に転じる傾向は、男性よりも女性のほうが多い。これらの知見は、男性と女性の雇用とのかかわり方に大きく左右されているとみられる。

第三に、未加入行動におけるコホート効果と年齢効果についての所見が得られた。コホート効果と年齢効果については、本稿の分析に用いたデー

タは30歳以上の女性とその配偶者しか含んでいないため、年金の収支の世代間不公平による制度への不信感が問題視されている近年の若者(20歳代)についての考察は得ることができなかった。しかし、少なくとも30歳以降の世代については、コホートが上がるほど未加入が多くなるという通説は、データでは確認できない。特に、成人となつてからの初めての第一号被保険者としての加入をイベントとするSurvival分析においては、加入のhazard functionの形・スケールともに、コホートによる影響は確認されなかった。

第四に、第一号への加入を促進または抑制するいくつかの規定要因について示唆が得られた。一つは、平成元年の改正の影響である。本分析によ

って、改正が特に男性の学生に加入を促す影響が確認された。また、公的年金への最初の加入は殆どが独身時代に発生しているが、第一号の配偶者をもつことが男女両方の第一号への加入にプラスに影響していることも確認された。パターンにおいて、雇用状況（正規職、非正規職）が最も大きい影響力を持つことが確認された。

これらの結果から、今後の未加入に対する政策に関するいくつかの視点を挙げることができよう。まず、未加入の二つのパターンについて同じ施策で対処すべきかどうかを検討する必要があるといえる。特に、前者（加入の延期による未加入）は、若者による制度への不信感によるコホート効果に着目するよりも、密接な関係が示唆される雇用問題と関連づけて考慮すべき問題であろう。本分析に用いられたデータにおいては、未加入者の殆どがその後加入に転じており、未加入行動が最初の加入の延期による一時的なものであることを示唆している。そうだとすれば、若者をいかに早く公的年金に加入できる状況に導いていくかが未加入率を下げるキーとなろう。次に、女性の未加入行動と男性の未加入行動の違いを念頭に置く必要性がある。特に、女性の未加入がある年齢を過ぎても一定レベルで保たれること、加入から未加入に転じる割合が女性のほうが多いことは、依然として女性が公的年金制度において弱い立場にあることを示している。

最後に本稿の分析について、今後の方向性を述べておきたい。本稿では、データの制約から現在20歳代の若者を分析の対象とすることができなかった。また、本稿の問題意識の一つであり、大きな課題である加入から未加入への移動については、サンプル数の問題などから分析することができなかった。老後や障害時の所得保障の確保という観点からは、むしろ、このような未加入の発生の方が憂慮すべき問題であろう。今後は、データの整備も含め、これらも視野に含めた分析が必要である。

謝 辞

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「社会経済変化に対応する公的年金制度のあり方に関する実証研究」（平成13～14年度、主任研究者：府川哲夫）の一環として行ったものである。

本稿の執筆の際には、多くの方に有益なコメントを頂いた。特に、平成15年9月12日に行われた「公的年金ワークショップ」で討論者となってくださった大阪大学の鈴木亘助教授、社会保険庁の清水時彦氏ほかワークショップに参加して下さった先生方・社人研研究者の方々には厚く御礼申し上げたい。

注

- 1) 例えば、学生期間中であり公的年金に加入していない期間中に障害をおった無年金者問題などは、これに該当する。
- 2) このような議論は多くの研究者が指摘している。例えば、駒村(2003)は、「未納者の多くが必要な貯蓄を行っていないため、老後、生活保護を受ける可能性がある」としている。
- 3) 図1においては、平成7年から13年にかけて20歳代の未加入率が大幅に減少しているが、これは年金手帳送付による職権適用等による未加入者の減少を表しているものと思われ、本人の意思による未加入者の減少を必ずしも表していない。
- 4) 調査においては、調査対象者自身に公的年金の加入状況を記載してもらっている。そのため、例え公式にはその個人が未加入ではなく未納である場合にも、本人が「未加入」と認識していれば未加入となる。
- 5) 分析の後半のSurvival分析部分においては、説明変数に失業率の変化を用いており、この時系列データが1967年以降に限られていたため、1967年以前に公的年金に加入したサンプルが落ちることとなる。その結果、この部分のサンプル数は女性1,083名、男性796名である。
- 6) 男性のサンプルはすべて既婚者であるため、男性の若いサンプルは、他の同年代の男性に比べ結婚時期が早かったサンプルであると言える。結婚することが公的年金への加入の意思決定にも影響することも考えられるため、男性のサンプルにおいてはセレクション・バイアスがかかっている可能性が否めない。
- 7) <http://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/03roudou.htm>
- 8) 平成元(1989)年の改正により、20歳以上のすべての学生を国民年金の第一号被保険者とすることとなった。平成元年に20歳以上の人は

付表1 公的年金加入状況の比較：本調査 vs. 平成10年公的年金加入状況等調査

	本調査		平成10年公的年金加入状況等調査	
	配偶者 (男性)	本人 (女性)	男性	女性
自分で厚生年金または共済年金に加入	82.9%	15.3%	70.6%	37.5%
厚生年金または共済年金加入者の被扶養配偶者	0.0%	59.6%	0.3%	32.1%
国民年金のみに加入	14.2%	21.9%	26.7%	28.3%
まったく加入していない	2.9%	3.2%	2.5%	2.1%

注) 公的年金の加入・未加入行動に関する本サンプルの一般性を検証するために、本サンプルの現在の公的年金加入状況を『公的年金加入状況等調査』のそれと比較したものである。まず、全サンプルにおける現在の公的年金の未加入率は、配偶者・本人ともに、約3%であり、これは、社会保険庁(2000)の推計よりもやや高いものの、ほぼ一致した結果である。他の際立つ違いは、男性では本調査のサンプルの方が第二号被保険者である割合が高く、第一号被保険者である割合が低い。女性では、第三号の割合が高く、第一号、第二号は低い。個人々と公的年金の関わりにおいては、第二号および第三号被保険者の資格は(本人または配偶者の)雇用に伴って得られる場合が多いが、第一号被保険者の資格は、本人が保険料を払うか、または払わずに未加入となるかの選択の余地がある。本調査のサンプルでは、この選択を迫られている人々の割合が小さいため、一般サンプルに比べ、未加入に陥るリスクは小さいと考えられる。出典)『平成10年公的年金加入状況等調査』個票より筆者計算。

- 1969年以降のコホートであるため、1967～71年生まれのコホートの一部には、学生期間においても強制加入が適用されている。それにしても、このコホートの20歳前半の未加入率が他のコホートよりも高いことは、特記すべきであろう。
- 9) 男性については、年齢不詳、未記入などのサンプルを除いた922サンプルを使用。
- 10) 平成元年の改正以前は、20歳以上であっても学生である場合は、強制加入の対象とされていない。また、現在の年齢が高い人は、国民皆年金が確立される前に20歳になっていた場合も考えられるが、ここでは、20歳以降の未加入をすべて「未加入」と称している。1961年(国民皆年金)前に20歳となっているのは、男性の6サンプルのみである。
- 11) 「未加入のままである」の選択肢は、結婚しても配偶者が第二号被保険者でない場合、未婚の場合など様々なケースがありうる。
- 12) 本モデルの代替案として、公的年金への加入が就職(選択肢①)の大きな動機であると仮定するモデル(イベント=②+③)、公的年金の加入自体をイベントとするモデル(イベント=①+②+③)も考えられるが、これらのモデルにおいては、イベントに就職や結婚など公的年金の加入以外のものも含まれてしまうため、イベントの規定要因が曖昧になってしまう。そのため、本稿では、このモデルを選択した。
- 13) サンプルの多くは20歳時点で公的年金に加入しているが、 $T=0$ であると分析不可能であるので、この場合は $T=0.1$ として推計した。
- 14) コホート変数については、その影響がコホート(世代)特有のものなのか、また、そのコホートが卒業した年の経済状況など年代の影響によるものを区別することが困難である。本分析においては、「失業率の前年との差」の変数を含めることにより、年代特有の経済状況をコントロールすることを試みているが、この変数のみでそのコホートが面する経済状況をすべて把握しているとはいえず、コホートによる効果による効果を含んでいる可能性は大きい。
- 15) また、平成7(1995)年以降は、国民健康保険に加入しており、国民年金に加入していない人についての強制適用が行われており、その影響が出ている可能性がある。本分析においては、国民健康保険の加入状況のデータがないため、この影響は確認できない。
- 16) 学生ダミーと「正規職」「非正規職」のダミー変数の相関は、どれも0.3以下であり、データ上では強い相関は認められない。

参考文献

- 阿部 彩(2001)「国民年金の保険料免除制度改正：未加入、未納率と逆進性への影響」『日本経済研究』No. 43, pp. 134-154。
- 岩本康志・大竹文雄・小塩隆士(2002)「座談会：年金研究の現在」『季刊社会保障研究』Vol. 37, No. 4, pp. 316-349。
- 厚生省(1999)『平成11年版 厚生白書』。
- 厚生省大臣官房統計情報部『平成8年国民生活基礎調査』。

- 社会保険庁 (1997 a) 『平成 7 年公的年金加入状況等調査報告』。
- 社会保険庁 (1997 b) 『平成 8 年国民年金被保険者実態調査』。
- 社会保険庁 (2000) 『平成 10 年公的年金加入状況等調査報告』。
- 社会保険庁 (2001) 『平成 11 年国民年金被保険者実態調査結果の概要』。
- 社会保険庁 (2002) 『2000 年度社会保険事業概要』。
- 社会保険庁 (2003 a) 『平成 13 年公的年金加入状況等調査結果の概要』。
- 社会保険庁 (2003 b) 『平成 14 年度の国民年金の加入・納付状況』。
- 鈴木 亘・周燕飛 (2001) 「国民年金未加入者の経済分析」『日本経済研究』 No. 42, 2001. 3, pp. 44-60。
- Allison, Paul (1995) *Survival Analysis Using the SAS System: A Practical Guide*, SAS Institute Inc.
- Blossfeld, Hans-Peter & Rohwer, Gotz (2002) *Techniques of Event History Modeling: New Approaches to Causal Analysis*, Lawrence Erlbaum Associates.
- Cleve, Mario, Gould, William & Gutierrez, Roberto (2002) *An Introduction to Survival Analysis Using STATA*, STATA Corporation.
- STATA Corporation (1985) *Survival Analysis and Epidemiological Tables: Release 8*, STATA Corporation.
- (あべ・あや 国立社会保障・人口問題研究所 国際関係部第 2 室長)