

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、個人々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・未納が個人々に

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、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。

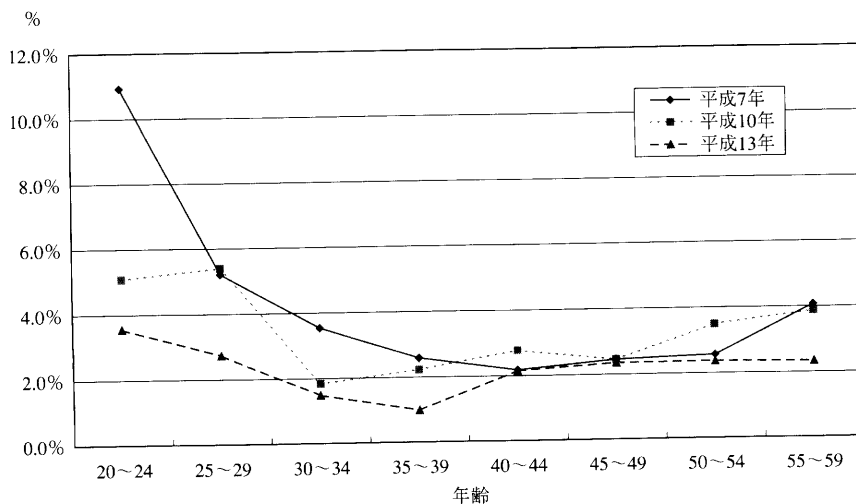
II 未加入の要因：先行研究

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加入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⁹⁾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

	女性	男性		全加入		加入(1号のみ)	
				女性	男性	女性	男性
現在の年齢、平均	42.04	44.82	最初の加入年齢、平均(加入者のみ)	22.36	24.01	24.92	26.10
標準偏差	7.19	7.94	標準偏差	6.47	7.96	9.44	10.09
Min	30	25	Min	20	20	20	20
Max	55	64	Max	54	60	54	54
教育			最初の加入時の結婚状況				
小・中・高卒	0.351	0.304	第一号被保険者の配偶者あり	0.012	0.042	0.072	0.184
専門学校・短大	0.424	0.115	第二号被保険者の配偶者あり	0.077	0.023	0.090	0.040
大学・大学院	0.215	0.572	第三号又は未加入の配偶者あり	0.021	0.065	0.054	0.032
不詳	0.017	0.010	未婚または不明	0.889	0.869	0.784	0.744
現在の公的年金加入状況			最初の加入時の学生状況				
第一号被保険者	0.215	0.145	学生	0.363	0.395	0.401	0.376
第二号被保険者	0.153	0.831	学生ではない	0.637	0.605	0.599	0.624
第三号被保険者	0.594	0.000	最初の加入時の就労状況				
未加入者	0.039	0.024	正規職	0.645	0.693	0.168	0.240
現在の結婚状況			非正規職	0.090	0.037	0.210	0.120
既婚	0.891	1.000					
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。

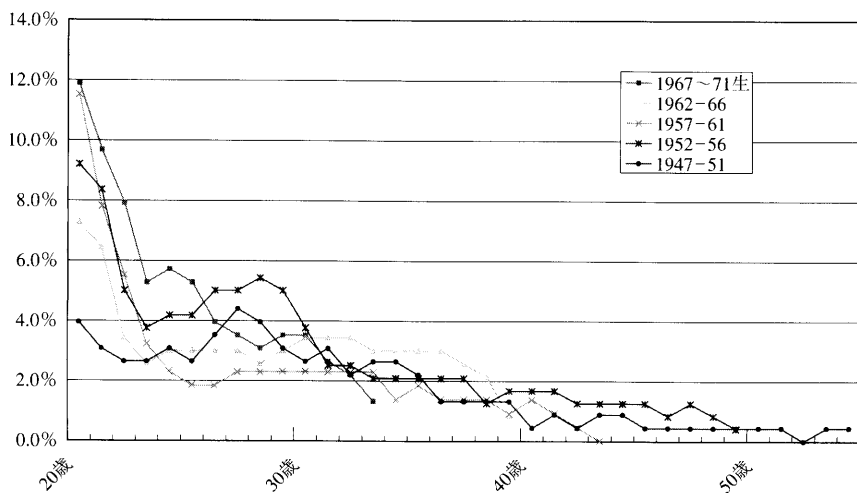
上記データ以外のデータとしては、総務省統計局の労働力調査から年齢5歳階級毎の失業率⁷⁾の変化(前年との差)を用いている。

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。

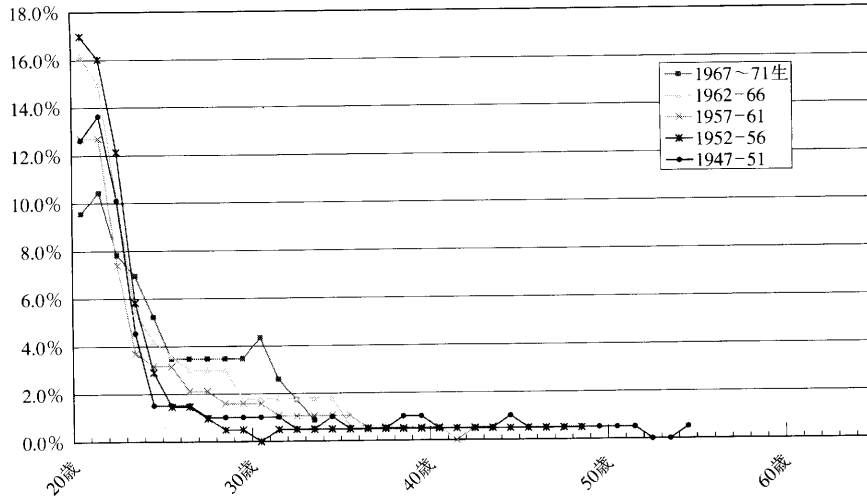
まず、女性のコホート別・年齢別未加入率をみると、どのコホートにおいても、20代前半から後半にかけて未加入率が減少しており、年齢効果が明らかになっている。しかし、コホート効果については図からは一定の傾向を読みとることはできない。例えば、サンプルの中で一番若い世代である1967~71年生まれのコホートは20代前半の未加入率が高いものの⁸⁾、25歳以降はむしろ他の世代のほうが未加入率が高くなっている。コホートによる未加入率の差は一貫性がなく、未加入行動における世代効果は、表からでは判定できない。次に男性のコホート別、年齢別の未加入率をみると、ここでも、はっきりとした年齢効果は特に20歳代において検証されるものの、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、その度合い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 成人となつ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未加入のままている	No Event

において、イベントとは第1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

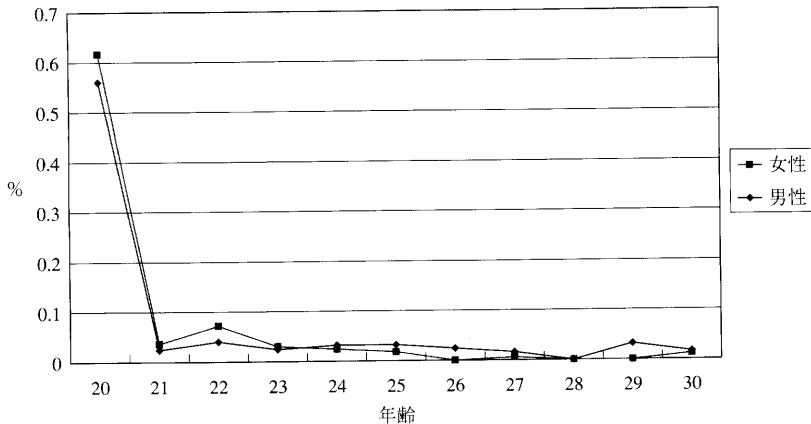


図4 最初の(第一号被保険者)加入年齢の分布

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 ρ 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事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事となる。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くださった先生方・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事となった。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。個々人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) 「未加入のままている」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か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が生じ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)