

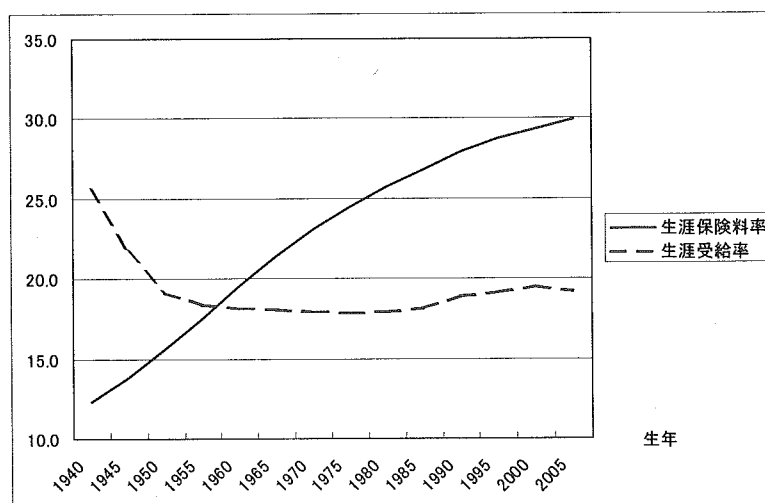
改正前からあまり改善していない可能性もあるからである。図 11 は、平成 16 年改正前後の厚生年金の生涯保険料率と生涯受給率（男 40 年勤務、専業主婦の妻有のケース）を描いたものであり、図 12 は改正後について同様の指標を描いたものである。

前章で解説したように、「生涯保険料率」とは、加入者が一生涯に支払うべき保険料額である「生涯保険料」を加入者が一生涯に受け取る賃金の総額である「生涯賃金額」で除した比率である。つまり、生涯賃金のうち何パーセントを厚生年金の保険料として収めるかという比率である。これに対して、生涯受給率とは、加入者が生涯に受け取る年金受給額である「生涯受給額」を、「生涯賃金額」で除したものであり、生涯賃金の何パーセントを年金として受給できるかを示している。

図 11 の横軸は、生まれ年であり、生まれ年別に生涯受給率と生涯保険料率を比較することができる。たとえば、1940 年生まれの現在 65 歳の人々は、12.3%の生涯保険料率しか支払っていないのに対して、生涯受給率は 25.5%と大幅な受取超過となっている。それに対して 2005 年に生まれた世代は逆に、29.9%もの生涯保険料率を支払うのに対して、生涯受給率は 19.2%となっており、大幅に支払超過となっている。損得なしの世代は、1960 年～1964 年生まれの世代である。これに対して、図 12 は改正後の生涯受給率と生涯保険料率を描いたものである（1 章図 7 の再掲）が、生涯受給率、生涯保険料率ともに引き下がっていることがわかる。

これは、最高保険料率を 18.3%に固定することによって将来の保険料率が下がったことと、マクロ経済スライドの導入によって年金受給額が引き下げられたことが原因である。このような両建ての引き下げが行なわれたために、生涯受給率から生涯保険料率を差し引いた「生涯純受給率」にはそれほど変化がない。

図 11 平成 16 年改正前の厚生年金の生涯保険料率と生涯受給率  
（男子 40 年勤務、妻ありのケース 単位：％）



注 1) 生涯保険料率は生涯賃金（現在割引価値・実質価格ベース、各値は厚生労働省想定に同じ）に対す

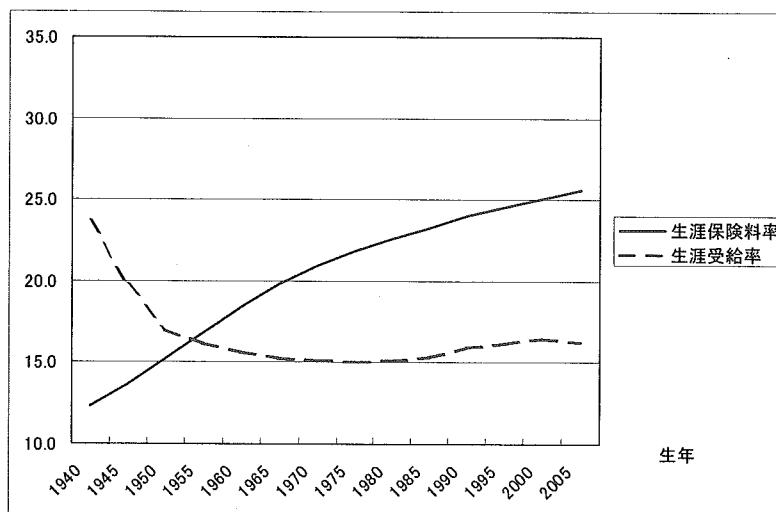
る生涯に支払う保険料額の割合（現在割引価値・実質価格ベース、各値は厚生労働省想定に同じ）。生涯受給率は、生涯に受け取る年金受給額（現在割引価値・実質価格ベース、各値は厚生労働省想定に同じ）の生涯賃金に対する割合である。

注2) 受取額には、配偶者の基礎年金、遺族年金、障害者になる場合の確率を考慮した生涯年金などを平均余命を考慮して計算に入れている。平均余命は平成15年度の簡易生命表を用い、60歳時点の平均余命を元に計算。

注3) 保険料は、厚生労働省と異なり、事業主負担分は労働者の負担である。

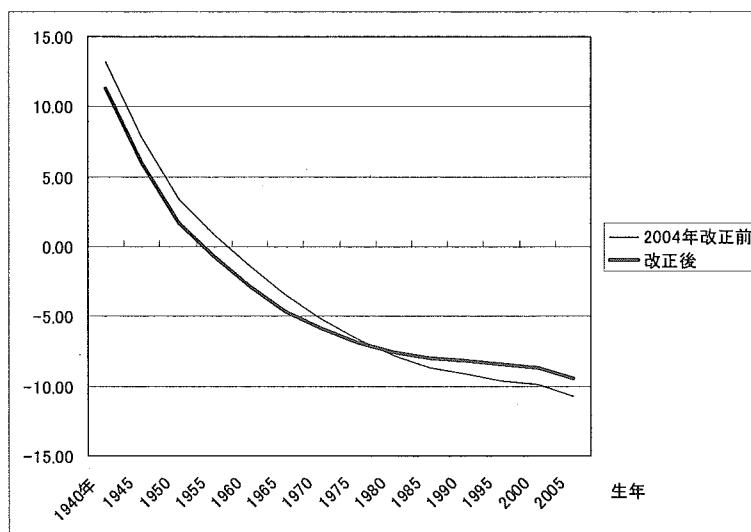
このことは、「生涯純受給率」についてグラフに表した図13をみると良くわかる。図13によれば、「生涯純受給率」の格差は、平成16年改正によって若干ながら緩和されている。より詳細に見ると、受給がネットでゼロとなる境目が1960年生まれから1955年生まれに5歳ほど早まっている。また、改正前と比べると、純受給の状況は1980年生まれ以降で改善し、それ以前の世代ではむしろ悪化している。前者は公的年金の規模が両建てで縮小したこと、前者はマクロ経済スライドなどにより、過去期間に対応した年金債務が部分的に圧縮されたことが主な原因となっているものと推察される。しかし、各世代とも「生涯純受給率」は1-2%ポイントしか変化しておらず、今回の改正が若い世代の不公平感解消につながったとは、ほとんど言いがたい。最高保険料率を18.3%に固定することで将来世代の負担を低く抑えたことが大きく喧伝されてきたが、同時に受給額も引き下げられたので、生涯についてみれば、若年世代の純負担額（保険料が受給額を超える分）は改正前とあまり変わっていないのである。

図12 平成16年改正後の厚生年金の生涯保険料率と生涯受給率  
（男子40年勤務、妻ありのケース 単位：%）



注) 図11に同じ。

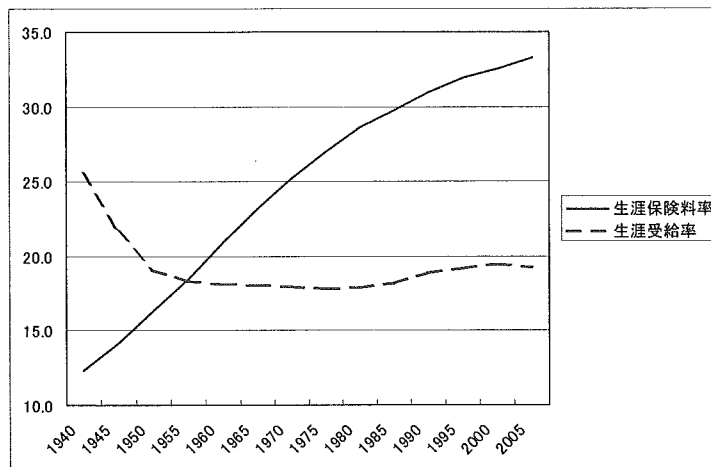
図13 平成16年改正前後の厚生年金の純受給率の比較（男40年勤務、妻有 単位：％）



注) 図11に同じ。

ところで、図11から13で示された変化は、純粋に改正による制度上の変化だけを表していることに注意が必要である。つまり、制度的な変化以外の経済前提や人口要因などは改正前後で変化がない。しかしながら、既に1節でみたように、1999年の改正時から平成16年の改正直前の時点までには、財政収支予測が大幅に悪化し、財政均衡がなされていないわけであり、もし、平成16年改正がなくとも、保険料率の引き上げか給付水準の引き下げが必至であった。したがって、平成16年改正の効果を評価するためには、単純な制度改正の比較だけではなく、「もし改正がなかりせば」という状況からの変化も見ておく必要がある。そこで、平成16年改正直前時点で、もし平成16年改正を行わずに保険料引き上げだけで改正を行うのであれば、どれくらい保険料率を上げなければならないのかを計算し、それを比較の対象として、「平成16年改正がなかりせば」というケースとして加えることにする。具体的には、平成16年改正前のモデルで積立金残高を2100年まで正に保つように最終保険料率を引き上げ、それによって生涯保険料率を再計算した。まず、図14が生涯受給率と生涯保険料率を世代別に表したものであるが、予想通り、生涯保険料率は大きく引き上げられ、2005年生まれの生涯保険料率は33.2%まで引き上げられてしまうことがわかる。

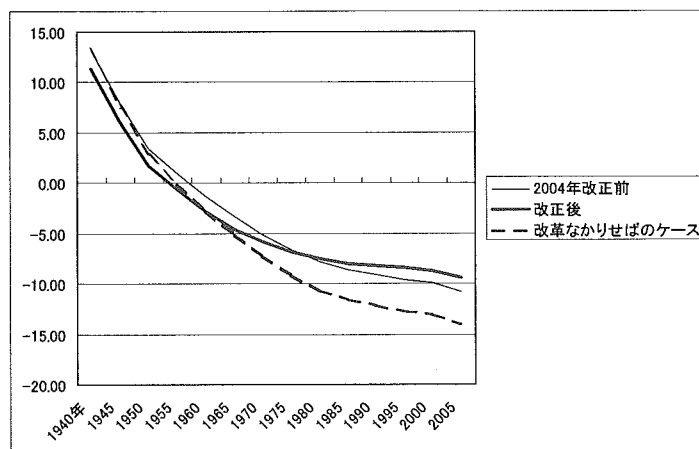
図14 平成16年改正が無かった場合に保険料率引上で調整した場合の世代間格差  
(男40年勤務、妻有 単位：%)



注) 図11に同じ。

次に、図15はこれを生涯純受給率に直して表したものである(図中、太点線)。やはり、もし平成16年改正がなければ、世代間の生涯純受給率格差は特に若い世代で大幅に悪化する姿となっている。図13をみると、改正前後で世代間受給格差がほとんど改善していない姿しか見て取れない。平成16年の改革では若年世代の負担軽減が大きくうたわれたが、実際には平成16年改正は世代間不公平を1999年財政再計算時のレベルまで「元に戻した」だけといえよう。むしろ、今回改革時の売り文句として、「将来世代の負担軽減」があれほど喧伝されていたことを考えあわせると、実際にはほとんど効果を持っていないということは、もっと広く認知される必要があると思われる。

図15 平成16年改正前後の厚生年金の生涯純受給率の比較  
(男40年勤務、妻有 単位：%)



注) 図11に同じ。

## 6. 結語

本稿は、平成 16 年年金改正について、主に財政面から見た評価を行った。平成 16 年改正のポイントは、①18.30%(厚生年金)および 16,900 円(国民年金)への保険料水準の固定、②マクロ経済スライド導入による給付水準の自動調整と有限均衡方式、③基礎年金の国庫負担割合の 2 分の 1 への引き上げである。これまで公的年金改革の政策論争に貢献してきた OSU モデル(大阪大学・専修大学年金財政モデル)を、平成 16 年改正を織り込む形でリバイスを行い、これを用いて、財政面でのシミュレーション分析を行い、改革が無かった場合と改革後の姿を主に比較し、今回の改正の目標である、①長期的な財政の維持可能性の確保、②世代間の不公平の是正、の 2 点について主に評価を行った。

長期的な財政の維持可能性については、年金純債務の国民所得比の動きを用いて評価を行った。その結果、改正前に発散傾向にあった年金純債務/国民所得比は、平成 16 年改正後には、ほぼ横ばいを保っており、発散経路から抜け出すことに成功しており、概ね維持可能な路線になったと評価ができる。しかしながら、世代間の不公平の構造については、保険料負担が下がったものの、給付水準についても両建てで下がったために、その純受給額はほとんど変化が無く、したがって、改善があったとはほとんど評価できないことがわかった。

### <参考文献>

- 厚生労働省(2000)『厚生年金・国民年金数理レポート-1999年財政再計算結果-』法研
- 厚生労働省(2004a)「社会保障の給付と負担の見通し(平成16年5月推計)」
- 厚生労働省(2004b)「介護保険制度における第1号保険料および給付費の見通し—ごく粗い試算—」(2004年10月)
- 周燕飛・鈴木亘(2000)「介護保険純債務と介護保険を通じた世代間所得移転」ISER Discussion Paper Series(大阪大学社会経済研究所)No.518
- 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
- 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
- 西沢和彦(2003)「年金大改革—先送りはもう許されない—」日本経済新聞社
- 八田達夫(1998)「厚生年金の積立方式への移行」八田達夫・八代尚宏編『社会保険の改革<シリーズ・現代経済研究16>』日本経済新聞社
- 八田達夫・小口登良(1999)『年金改革論～積立制へ移行せよ～』日本経済新聞社
- 吉田浩(1998)「世代会計による日本の政府債務」『経済研究』Vol.49, No.4

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

「包括的社会保障財政予測モデルの構築とそれを用いた医療・年金・介護保険改革の評価研究」

（分担）研究報告書

## コホート効果を考慮した国民年金未加入者の経済分析

鈴木亘 東京学芸大学教育学部助教授

/（社）日本経済研究センター副主任研究員

周 燕飛 （独）労働政策研究・研修機構研究員

### 研究要旨

本稿は、年金空洞化として大きな問題になっている国民年金未加入の要因について個票データを用いた分析を行った。未加入分析の嚆矢となった鈴木・周（2001）の分析では、公的年金の世代間不公平に対応して若い世代ほど未加入率が高いということが示されており、通説を裏付ける政策的に重要なメッセージとなった。しかしながら、岩本・大竹・小塩（2002）の対談の中で、大竹氏が指摘しているように、鈴木・周（2001）の分析はクロスセクションデータによるものなので、未加入率への効果が世代（コホート）による効果なのか、年齢による効果なのか分離ができないという問題を抱えていた。本稿では、鈴木・周（2001）が用いた1996年の「家計における金融資産選択に関する調査」に加えて、それ以降の1998年、2000年、2002年の調査をプールして、年齢効果とコホート効果を分離した分析を行った。その結果、コホート効果については阿部（2004）と同様、確認することができなかった。一方、25年の最低受給資格があるために、その限界年齢である35歳近辺で未加入率が急減するという鈴木・周（2001）が提示したNotchの存在については再確認される結果となった。もっとも、この分析では、データの調査年が最大で6年しか離れておらず、年齢要因を取り除いた形でコホート効果が比較可能なのは、生年が近いコホートに限られるという問題を抱えている。したがって、本稿の結果は限定的なものであり、依然として、コホート効果と年齢効果の分離は今後の課題として残されている。

### A. 研究目的

本稿は、年金空洞化として大きな問題になっている国民年金未加入の要因について個票データを用いた分析を行った。これは年金モデルによる将来予測を行う際にも、

保険料の引上げや給付額の引き下げが、加入率にどのような影響を及ぼすかを考える上で重要な情報となる。

## B. 研究方法

従来の先行研究では、鈴木・周（2001）が、公的年金の世代間不公平に対応して若い世代ほど未加入率が高いということが示したが、彼らの用いているデータはクロスセクションデータであったため、未加入率の年齢差が世代効果なのか、年齢効果なのか分離ができないという問題を抱えていた。そこで、1996年～2002年までのデータをプールして、年齢効果とコホート効果を分離した分析を行った。

## C. 研究結果

その結果、コホート効果については阿部（2004）と同様、確認することができなかった。一方、25年の最低受給資格があるために、その限界年齢である35歳近辺で未加入率が急減するという鈴木・周（2001）が提示したNotchの存在については再確認される結果となった。

## D. 考察

もっとも、この分析では、データの調査年が最大で6年しか離れておらず、年齢要因を取り除いた形でコホート効果が比較可能なのは、生年が近いコホートに限られるという問題を抱えている。したがって、本稿の結果は限定的なものであり、依然として、コホート効果と年齢効果の分離は今後の課題として残されている。

## E. 結論

35歳近辺のNotchがかなり頑健に確認されていることは重要なインプリケーションを持つと思われる。すなわち、Notchの存在は、最低の加入年数で最低限の年金給付を受け取ることが、規定の40年の加入をするよりも合理的と考える個人が一定程度いるということを示唆している。現行の賦課方式の公的年金制度は巨額の世代間不公平を生み出しているが、25年加入者と40年加入者では世代間扶養として「損」をする分が大きく異なることから、加入者間においても公平性の問題が生じてしまうことになる。これは、厚生年金・共済年金加入者と国民年金加入者間の不公平だけではなく、国民年金加入者間で生じる不公平の問題でもある。また、世代内において生じる不公平の問題でもあることから、このような選択が一般的になると、わが国の年金制度は世代間不公平の不満に加えて、世代内不公平への不満を抱えることになってしまうことになる。

## F. 研究発表

鈴木亘・周燕飛「研究ノート・コホート効果を考慮した国民年金未加入者の経済分析」『季刊社会保障研究』（国立社会保障人口問題研究所）41巻4号（3月刊行号近刊）

## G. 知的所有権の取得状況

なし

## 研究ノート「コホート効果を考慮した国民年金未加入者の経済分析」\*

### 1. はじめに

平成 15 年度の国民年金保険料の納付率は 63.4%であり、前年に引き続いて実に 4 割近い保険料が納付されていない。また、公的年金の未加入者数も、『平成 13 年公的年金加入状況等調査の概要』（社会保険庁）によれば 156.9 万人と、前回調査（平成 10 年）の 240.4 万人から比較すると少なくなっているが<sup>1</sup>、未納者と定義される人の中にも、今後も未納保険料を支払う意思の無い「事実上の未加入者」が相当数含まれていることから<sup>2</sup>、未納・未加入問題はわが国の公的年金制度の根幹を揺るがしかねない重要な政策課題である。

こうした中、公的年金の未納・未加入の原因を探るための経済学的な分析も進みつつある（小椋・千葉（1991）、小椋・角田（2000）、鈴木・周（2001）、阿部（2001）、佐々木（2003）、阿部（2004）、塚原（2004）、湯田（2004））。特に、本稿が対象にする未加入問題については、鈴木・周（2001）がその嚆矢となる分析を行っている。彼らは、1996 年の旧郵政省・郵政研究所「家計における金融資産選択に関する調査」の個票データを分析し、公的年金の世代間不公平に対応して若い世代ほど未加入率が高いということを示しており、年金不信感が未加入の動機であるという通説を裏付ける政策的に重要なメッセージとなった。しかしながら、その後、厚生労働省「平成 8 年所得再分配調査」を用いた阿部（2001）の分析は、保険料率の上昇は未加入に影響しておらず、また、未加入確率の年齢効果についても確認できないことから、世代間不公平が未加入問題の背景であるという見方に疑問を呈している。また、そもそも、岩本・大竹・小塩（2002）の対談の中で、大竹氏が指摘しているように、鈴木・周（2001）の分析はクロスセクションデータによるものなので、未加入率への効果が世代（コホート）による効果なのか、年齢による効果なのか分離ができないという問題を抱えている。したがって、未納の背景に世代間不公平を反映したコホート効果があるかどうかという点が、

---

\* 本稿は日本郵政公社郵政総合研究所主催の「世帯の金融資産及び金融機関の選択等に関する調査研究」の一環として書かれた原稿である。同研究所のご厚意により、「家計における金融資産選択等に関する調査」の貴重な個票データを用いることができた。また、本誌の 2 名の匿名のレフェリーからも有益なコメントを頂戴した。あわせて感謝を申し上げたい。

<sup>1</sup> このうち、第 1 号未加入者と分類される人々も、平成 10 年の 99.3 万人から平成 13 年には 63.5 万人に減少している。

<sup>2</sup> 「平成 11 年国民年金被保険者実態調査」（社会保険庁）によれば、未納者のうち、未納保険料を今後支払う意思のある人々は 38.0%にとどまっている。また、「平成 14 年国民年金被保険者実態調査・速報」（社会保険庁）によれば、未納の理由として「国民年金を当てにしていない、当てにできない」「支払う保険料に比べて受け取る年金額が少ないから」という制度自体を拒否する回答がそれぞれ 15.0%、4.5%に上っている。ちなみに、最も多い理由は「保険料が高く経済的に支払うことが困難」というものであり、64.5%となっている。



政策的に重要なオープンクエスチョンとなっていた。

最近、この問題を解決すべく、個人の回想によるパネルデータを用いて年齢効果とコホート効果を区別する分析が阿部(2004)によって行われた。彼女の結論は、「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」というものであり、大変に注目されるべき結論となった。もっとも、論文に対するコメントとして鈴木(2004)が指摘しているように、阿部(2004)が用いているデータは、①30代以上の主婦を中心としたデータであり、②学生時代や世帯主以外のデータを含んでいることから、直接、鈴木・周(2001)と比較し得るものではなく、また、③年効果、コホート効果、年齢効果間の一次独立性の扱い等の問題があった。したがって、より一般的なデータで、このコホート効果の有無を再検証する必要があると思われる。そこで、本稿は、鈴木・周(2001)で用いた1996年の「家計における金融資産選択に関する調査」以降、同データが1998年、2000年、2002年と同様の調査を行っていることに着目し<sup>3</sup>、複数年のデータをプールして、年齢効果とコホート効果を分離する分析を行うことにする。

また、鈴木・周(2001)では、わが国の年金制度が25年の資格期間を満たさない場合には全く年金を受給できない制度になっていることから、25年の資格期間を満たす限界の年齢である35歳近辺で急激に未加入率が下がるというNotchの存在を予想し、データからそれを支持する結論を得ている。しかしながら、阿部(2001)、阿部(2004)ではそのNotchについても観察されておらず、この点もオープンクエスチョンになっていたことから、あわせてのNotchの再検証も行うことにする。

以下、本稿の構成は次の通りである。2節ではデータの解説を行う。3節では推定モデルを解説し、4節で推定結果を示す。5節は結語である。

## 2. データについて

本稿において用いるデータは、日本郵政公社・郵政総合研究所(旧郵政省郵政研究所)が実施している「家計と貯蓄に関する調査」の1996年、1998年、2000年、2002年の個票データである。この調査は、隔年で、全国の全都道府県から20才以上の世帯主がいる世帯を層化多段無作為抽出法でサンプル抽出をして実施しており、1996年のサンプル数6000(回収3695、有効回答率61.6%)、1998年6000(回収3754、有効回答率62.6%)、2000年5010(回収3111、有効回答率62.1%)、2002年やや増加して9000サンプル(回収5583、有効回答率62.0%)となっている。調査方法は、訪問留置法で行われている。毎回のサンプル数は異なっているものの、サンプルの抽出方法は厳密に同様の形式で行われて

---

<sup>3</sup> 「家計と貯蓄に関する調査」は昭和63年から行われているものの、平成6年までの調査は年金の加入状況を尋ねておらず、本稿の目的では平成8年以降のデータしか使用できない。

おり、有効回答率もほぼ 62%前後に保たれていることから、時系列比較が可能な repeated cross section data とみなすことができる。本稿では、この4カ年の個票データをプールして用いることにする。このアンケートは本来、家計の貯蓄、資産選択行動の調査を目的としたものであるが、加入している公的年金の種類、加入の有無についても質問を行っている。分析に用いたサンプルは、鈴木・周（2001）と同様、①世帯主<sup>4</sup>であり、②世帯主年齢が、20才以上59才以下、③国民年金のみの加入者か、もしくは未加入者であるものという基準で選択した。

選択された総サンプル 2,543 のうち未加入者のサンプルは 413 であり、16.3%を占めている。厚生年金や共済年金の加入者をサンプルから排除したのは、言うまでもなく、社会保険料が源泉徴収されているために、選択の自由がないからである。また、家計・世帯主の属性として、性別、年齢、就業状態、居住地の都市規模、世帯所得、本人所得、金融資産、持ち家の有無等が含まれている<sup>5</sup>。

本稿で用いる国民年金未加入率の定義は、未加入者を「国民年金加入者+未加入者」で除したものである。そこで、国民年金未加入率と、サンプル全体に占める「国民年金+未加入者」の該当率を隔年ごとに示したものが、表1の通りである。未加入率は社会保険庁の統計と同様、近年ほど上昇しており、「国民年金+未加入者」該当率も上昇している。ただし、未加入率の水準は本稿のデータの方が社会保険庁のデータよりも高い。例えば本稿のデータの未加入率は、2002年で22.7%であるのに対して、社会保険庁のデータを同じ定義で計算すると6.9%に過ぎない<sup>6</sup>。しかしながら、冒頭で触れたように、社会保険庁の定義では未納者と分類されていても、今後保険料を納めるつもりが無い「事実上の未加入者」が相当数いることを考えれば、22.7%が未加入と答えることは十分に理解できる<sup>7</sup>。むしろ、無作為抽出で厳密に行われた調査で、本人が未加

表1 国民年金未加入率と「国民年金+未加入者」該当率の推移

	国民年金未加入率	「国民年金+未加入者」該当率
1996年	0.1009 0.3015	0.2266 0.4187
1998年	0.1015 0.3023	0.2479 0.4319
2000年	0.1836 0.3876	0.2481 0.4320
2002年	0.2273 0.4193	0.2913 0.4545

注) 日本郵政公社郵政総合研究所「家計における金融資産選択に関する調査」(各年)より筆者試算。

<sup>4</sup> したがって、未加入者の大部分を占める被扶養者の学生サンプルは含まれていない。

<sup>5</sup> 鈴木・周（2001）が用いた健康変数、学歴変数、実物資産は2002年の調査票から質問がなくなってしまう。このため、健康、学歴については変数に代わり、実物資産の代わりに持ち家の有無を入れている。また、1998年から本人所得の把握もできなくなっているために、本人外所得が計算できない。

<sup>6</sup> 非加入者総数 156.9 万人を 1号被保険者 2,118.6 万人と非加入者の合計で除したものの。社会保険庁が定義している 1号未加入者数を用いればこの割合はさらに低くなる。

<sup>7</sup> 社会保険庁の定義では、過去に一度でも保険料を納付していれば未加入者ではなく未納者と定義される。

入と認識しているサンプルが22.7%もいるという事実の方が重要であると言えよう。したがって、本稿の分析の結果を解釈する際には、社会保険庁定義の未加入者ではなく、事実上の未加入者を合わせたものになることに注意が必要である。

表2は、サンプルを「国民年金+未加入者」全体と国民年金未加入者、国民年金加入者に分けて記述統計をみたものである。両者を比較すると、未加入者の方が、世帯所得、各金融資産、持家保有率ともに低く、また、失業・無業者も高い。一方、社会保険庁(2001)にも指摘されている様に、未加入者の方が、年齢が低く、居住している都市規模が大きい。また、個人年金の加入率は、加入者の方が高い一方、未加入者との差が小さいという点も社会保険庁(2001)の指摘通りである。もっとも、これらの観察はあくまで記述統計上のものであり、厳密に言及するためには、様々な要因をコントロールした上で確かめなければならないことは言うまでもない。

表2 記述統計量

	全体		未加入者		国民年金加入者	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
国民年金未加入率	0.16	0.37				
個人年金加入率	0.26	0.44	0.11	0.32	0.29	0.45
年齢	43.03	11.39	36.74	12.23	44.25	10.81
コホート	1954.6	10.4	1959.4	10.8	1953.8	10.1
性別	0.67	0.47	0.65	0.48	0.67	0.47
失業・無業者	0.12	0.33	0.24	0.43	0.10	0.30
世帯所得	550.17	552.12	382.84	523.66	584.24	551.69
持ち家の有無	0.51	0.50	0.24	0.43	0.56	0.50
世帯金融資産	683.50	1,291.02	262.99	648.26	766.51	1,367.97
都市規模	0.59	0.49	0.71	0.45	0.56	0.50
世帯人数	3.28	1.65	2.62	1.59	3.41	1.63
1996年	0.22	0.41	0.13	0.34	0.23	0.42
1998年	0.23	0.42	0.15	0.35	0.25	0.43
2000年	0.18	0.38	0.20	0.40	0.17	0.38
2002年	0.37	0.48	0.52	0.50	0.34	0.48

注)総サンプル数は2534であり、未加入者が413である。  
「個人年金加入者」「失業・無業者」は、該当の場合に1、それ以外に0をとるダミー変数である。  
「性別」は、男性の場合に1、女性の場合に0となるダミー変数であり、「都市規模」は、人口15万以上の都市に住む場合に1、それ以外に0となるダミー変数である。各所得、資産の単位は「万円」であり、各年の消費者物価指数により実質化している。

### 3. 推定モデル

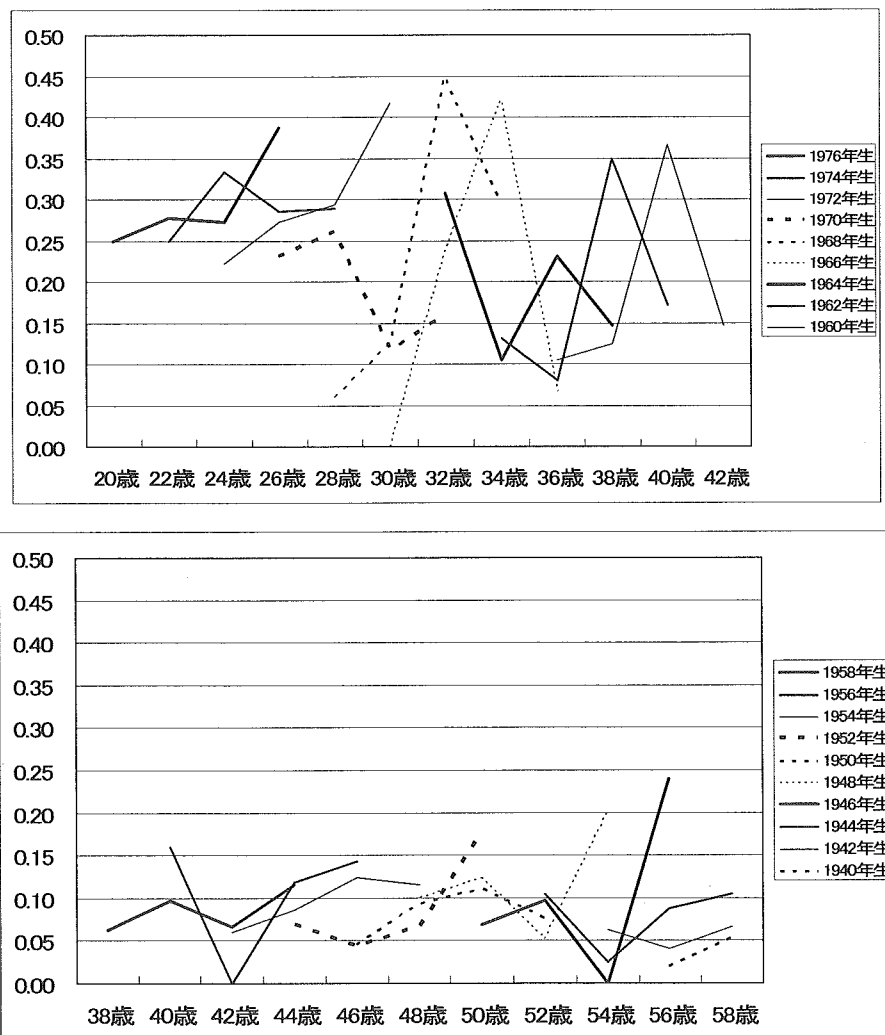
#### 3.1 コホート別の国民年金未加入率

推定モデルを説明する前に、まず、コホート別に国民年金未加入率の年齢別の推移を確認しておこう(図1)。「家計と貯蓄に関する調査」は、1996年、1998年、2000年、2002年と隔年で実施されているため、年齢階層、コホートも2年刻みで作成している<sup>8</sup>。わずか4ヵ年分の調査のため、コホート別に比較できる年数は少ないが、若いコホート階層ほどそれ以前の階層よりもやや上方に未加入率が位置していることがうかがえる。また、年齢とともに未加入率が上昇するコホートも存在する。社会保険庁の定義では、過去に一度で

<sup>8</sup> 後述のように4年の階層でも推計を行って結果の頑健性を検証している。

も保険料を納付していれば未加入者ではなく未納者と定義されるため、本来であればこのようなことはありえないわけであるが、これはやはり、未納者と定義される者の中に、未加入者であると自覚しているものがあるということであろう。また、分子である未加入者の要因に加えて、分母である「国民年金加入者+未加入者」の増減も影響している可能性がある。図1では1960年生まれから68年生まれにかけて特に2000年での未加入率が高く、その後戻るような動きをしているが、これは「国民年金加入者+未加入者」の増加傾向が2000年で足踏みしたために(表1)、分母が小さくなった影響があるものと想像される。厳密な分析を行う際には、こうした分母の変動要因についても注意を払う必要がある。

図1 各コホート別国民年金未加入率の年齢別推移



注) 日本郵政公社郵政総合研究所「家計における金融資産選択に関する調査」(各年)より筆者試算。

### 3.2 推定モデル、推定方法

次に、国民年金の未加入者となる動機を、次の様なサンプルセレクションを考慮した国民年金未加入関数を用いて検証する。

$$M_i^* = \alpha_0 + \sum_j \alpha_{A_j} A_j + \sum_k \alpha_{C_k} C_k + \sum_T \alpha_{Y_k} Y_i + \alpha_I I_i + \alpha_F F_i + \alpha_R R_i + \alpha_S S_i + \alpha_K K_i + \alpha_T T_i + u_i^M$$

$$M_i = \begin{cases} 1 & \text{if } M_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (1)$$

$$N_i^* = \beta_0 + \sum_j \beta_{A_j} A_j + \sum_k \beta_{C_k} C_k + \sum_T \beta_{Y_k} Y_i + \beta_U U_i + \beta_F F_i + \beta_R R_i + \beta_S S_i + \beta_K K_i + \beta_T T_i + u_i^N$$

$$N_i = \begin{cases} 1 & \text{if } N_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

$M_i$  は次式  $N_i$  が 1 のときのみ観察

$$u_i^M \sim N(0,1) \quad u_i^N \sim N(0,1) \quad \text{corr}(u_i^M, u_i^N) = \rho$$

(1) を国民年金未加入関数、(2) 「国民年金加入者と未加入者」選択関数とする。国民年金未加入関数の定式化及びその背景となる理論モデルは、基本的に鈴木・周 (2001)

にしたがっている<sup>9</sup>。(1) 式の  $M_i^*$  は Latent Variable であり、国民年金未加入者で

ある時の効用と加入者である時の効用の差分として定義される。この差が 0 を上回るとき、未加入状態を選択する。一方、 $M_i$  は、実際に観察される変数であり、国民年金未加入者であるときに 1、加入者であるときに 0 となるダミー変数である。各説明変数は、最も重要な変数が、年齢階層ダミー  $A_i$ 、コホートダミー  $C_i$ 、年ダミー  $Y_i$  である。データが 2 年おきのものであるため、年齢階層及びコホートは 2 歳刻みにしている。この場合、年齢階層、コホート、年はお互いにお互いの数字を作れる関係にあるため、1 次独立ではないという問題が発生する (Deaton(1997))。そこで、Deaton(1997)2 章の方法に従って、年効果を全て合計すると 0 となるような制約をパラメータに掛け

<sup>9</sup> 理論モデルについては、本稿は「研究ノート」であるため提示しないが、鈴木・周 (2001) によるものを想定している。他に理論モデルとしては Stock and Wise(1990)のオプション・バリュー・モデルの枠組みを応用する方向性が考えられる。つまり、それぞれのコホートが各年齢において加入した場合の生涯年金資産を計算して意志決定をするというモデル化である。なお、この点は、本誌レフェリーのご指摘による。

て、推定を行うことにする。

その他の説明変数は、性別  $S_i$ 、世帯所得  $I_i^{10}$ 、金融資産額  $F_i$ 、持ち家の有無  $R_i$ （持家がある場合に 1、ない場合に 0 となるダミー変数）、都市規模  $T_i$ （人口 15 万以上の都市に居住の場合に 1、それ以外に 0 となるダミー変数）、世帯人数  $K_i$  というものである。金融資産、世帯所得は 2000 年基準の消費者物価指数で実質化を行っている。

(2) 式は未加入率の分母である「国民年金加入者と未加入者」となる選択を扱った関数であり、 $N_i$  は、「国民年金加入者と未加入者」であるときに 1、それ以外であるときに 0 となるダミー変数である。ここで、(2) 式は選択関数(Selection Equation)として機能し、(1) 式の  $M_i$  は  $N_i$  が 1 の時のみに観察される変数とする。これは、Van de Ven and Van de Pragg(1981)により最初に用いられ、Probit Model with Sample Selection として知られている推定方法である。このモデルを用いる理由は、既に図 1 でみたように、未加入率の分母であり、(1) 式の分析対象サンプルである「国民年金加入者と未加入者」自体が、時間とともに変動しており、サンプルセレクションバイアスが生じている可能性があるからである<sup>11</sup>。

(2) 式の説明変数は、年齢階層ダミー  $A_i$ 、コホートダミー  $C_i$ 、年ダミー  $Y_i$  はそのままであり、その他の変数もほぼ同様であるが、識別変数として「国民年金加入者と未加入者」と密接につながりがある（定義上かならずそうなる）失業・無業者  $U_i$ （就業している場合に 1、就業していない場合に 0 となるダミー変数）を加えている。その代わりに、失業・無業者  $U_i$  と多重共線性を起こす可能性が高い世帯所得  $I_i$  を除くことにした。この両変数が、(1)、(2) 式の識別変数となっている<sup>12</sup>。

### 3.3 仮説

ここで、もし国民年金の未加入者となる動機が流動性制約要因によるものであれば、国民年金未加入選択関数において、金融資産額  $F_i$ 、持家の有無  $R_i$ 、世帯所得  $I_i$  が、負に有意となるはずである。一方で、世代間不公平要因が動機であれば、最近のコホートほど国民年金には加入しないはずであるから、コホートダミーの係数にその傾向が表れると考えられる。一方、年齢効果の傾向については

<sup>10</sup> 鈴木・周(2001)では世帯所得ではなく、本人外所得を用いていた。これは、失業・無業者ダミー  $U_i$  を説明変数に加えていたために、多重共線性を起こさないように対処したものであった。しかしながら、1998 年以降は本人所得の把握ができなくなったため、やむなく世帯所得を用いている。このため、多重共線性を起こす可能性の高い失業・無業ダミーを説明変数から落とすことにした。多重共線性のご指摘は、本誌レフェリーによる。この失業・無業ダミーは、「国民年金+未加入者」の選択関数を推定する際の識別変数として用いることにする。

<sup>11</sup> なお、サンプルセレクションを考慮しない国民年金未加入関数をプロビットモデルで推計したが、ほとんど以下の結果が変わらないために、結果を省略している。

<sup>12</sup> ただし、1 段階目 2 段階目において失業・無業ダミーと世帯所得が両方とも関係していないとは言いきれない。他により識別変数が見当たらなかったために、用いているに過ぎない。

年齢ダミーの係数により解釈を行う。

## 4. 推定結果

### 4.1 国民年金未加入関数

推定結果は、表3の通りである。まず、国民年金未加入関数の推定結果を見てみよう。金融資産  $F_i$ 、持家の有無  $R_i$  が負に有意<sup>13</sup>となっていることから、流動性制約仮説が支持される結果となっている。また、都市規模も正に有意であり、社会保険庁（2003）が指摘している通り、都市部であるほど未加入率が高いという結果となっている。一方、「国民年金加入者と未加入者」については、性別  $S_i$ 、失業・無業者  $U_i$ 、金融資産額  $F_i$ 、持ち家の有無  $R_i$  が有意な結果であり、それぞれ女性ほど、失業・無業者ほど、金融資産が少ないほど、持家が無いほど「国民年金加入者と未加入者」となることが確認される。また、年齢ダミー、コホートダミーの多くが有意な結果となっている。

さて、最も重要な変数である国民年金未加入関数の年齢ダミーとコホートダミーの動きを見てみよう。図2、3は国民年金未加入関数の各ダミー係数をグラフにプロットしたものである。図2のコホート効果をみると、周・鈴木（2001）の理論モデルの予想に反し、最近のコホートほど未加入率が高いという傾向はうかがえず、阿部（2004）同様、コホート効果の存在は確認できない結果となっている。また、各ダミーの係数も有意とはなっていない。一方、図3の年齢ダミーの係数をみると、若いほど未加入率が高いことが伺え、推定結果については20歳代のいくつかの係数が有意となっている(表3)。ここで興味深いのは、35歳までの年齢階層の係数と、36歳以降の係数がはっきりと分かれており、鈴木・周（2001）のモデルの予想通り、35歳を境にして Notch の存在が示唆される点である。

---

<sup>13</sup> 5%基準で判断をする。

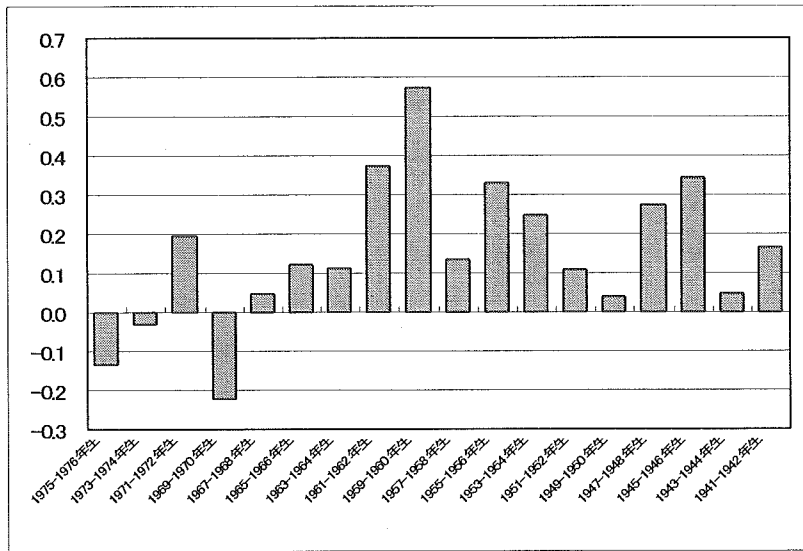
表3 サンプルセレクションを考慮した国民年金未加入関数の推定結果1

	係数	標準誤差	p値	限界効果	係数	標準誤差	p値	限界効果
国民年金未加入関数				「国民年金+未加入者」選択関数				
20-21歳	0.541	0.273	0.05	0.205	0.818	0.166	0.00	0.300
22-23歳	0.397	0.265	0.13	0.148	0.117	0.135	0.39	0.037
24-25歳	0.325	0.284	0.25	0.120	-0.240	0.133	0.07	-0.066
26-27歳	0.720	0.332	0.03	0.276	-0.409	0.163	0.01	-0.105
28-29歳	0.520	0.341	0.13	0.196	-0.114	0.156	0.46	-0.033
30-31歳	0.399	0.355	0.26	0.148	-0.255	0.158	0.11	-0.070
32-33歳	0.585	0.355	0.10	0.221	-0.324	0.157	0.04	-0.087
34-35歳	0.475	0.354	0.18	0.178	-0.256	0.156	0.10	-0.071
36-37歳	-0.160	0.375	0.67	-0.053	-0.200	0.155	0.20	-0.056
38-39歳	0.161	0.369	0.66	0.057	-0.301	0.152	0.05	-0.081
40-41歳	-0.029	0.348	0.93	-0.010	0.018	0.147	0.91	0.005
42-43歳	-0.346	0.374	0.36	-0.108	-0.058	0.144	0.69	-0.017
44-45歳	-0.046	0.352	0.90	-0.016	-0.150	0.137	0.27	-0.043
46-47歳	-0.180	0.332	0.59	-0.059	-0.017	0.130	0.90	-0.005
48-49歳	-0.036	0.300	0.91	-0.012	-0.002	0.122	0.99	-0.001
50-51歳	0.116	0.272	0.67	0.041	0.041	0.115	0.72	0.012
52-53歳	-0.171	0.272	0.53	-0.056	0.033	0.105	0.75	0.010
54-55歳	-0.146	0.241	0.54	-0.048	0.058	0.098	0.56	0.018
56-57歳	-0.015	0.196	0.94	-0.005	-0.012	0.088	0.90	-0.003
1975-1976年生まれ	-0.134	0.228	0.56	-0.044	0.080	0.147	0.59	0.025
1973-1974年生まれ	-0.032	0.286	0.91	-0.011	-0.282	0.145	0.05	-0.076
1971-1972年生まれ	0.194	0.292	0.51	0.070	-0.246	0.145	0.09	-0.068
1969-1970年生まれ	-0.220	0.308	0.48	-0.071	-0.154	0.148	0.30	-0.044
1967-1968年生まれ	0.046	0.305	0.88	0.016	-0.218	0.148	0.14	-0.061
1965-1966年生まれ	0.121	0.332	0.72	0.043	-0.353	0.154	0.02	-0.093
1963-1964年生まれ	0.114	0.327	0.73	0.040	-0.220	0.149	0.14	-0.061
1961-1962年生まれ	0.375	0.330	0.26	0.139	-0.353	0.148	0.02	-0.093
1959-1960年生まれ	0.573	0.332	0.09	0.216	-0.348	0.147	0.02	-0.092
1957-1958年生まれ	0.133	0.348	0.70	0.047	-0.280	0.143	0.05	-0.076
1955-1956年生まれ	0.329	0.330	0.32	0.121	-0.426	0.140	0.00	-0.110
1953-1954年生まれ	0.250	0.326	0.44	0.090	-0.318	0.134	0.02	-0.086
1951-1952年生まれ	0.108	0.301	0.72	0.038	-0.245	0.127	0.05	-0.068
1949-1950年生まれ	0.039	0.297	0.90	0.013	-0.269	0.119	0.02	-0.074
1947-1948年生まれ	0.275	0.274	0.32	0.100	-0.278	0.113	0.01	-0.076
1945-1946年生まれ	0.346	0.248	0.16	0.127	-0.226	0.110	0.04	-0.063
1943-1944年生まれ	0.050	0.240	0.84	0.017	-0.224	0.096	0.02	-0.062
1941-1942年生まれ	0.165	0.260	0.53	0.059	-0.210	0.102	0.04	-0.059
2000年(制約付)	0.117	0.043	0.01	0.040	0.104	0.018	0.00	0.031
2002年(制約付)	0.012	0.022	0.58	0.004	0.031	0.011	0.00	0.009
性別	-0.045	0.088	0.61	-0.016	-0.229	0.043	0.00	-0.071
失業・無業者					1.001	0.073	0.00	0.369
世帯所得	0.00000033	0.000107	1.00	1.14E-07				
持ち家の有無	-0.289	0.095	0.00	-0.100	-0.163	0.036	0.00	-0.050
世帯金融資産	-0.0001	0.00006	0.04	-0.00004	-0.00007	0.00002	0.00	-0.00002
都市規模	0.218	0.072	0.00	0.074	-0.007	0.031	0.83	-0.002
世帯人数	-0.028	0.027	0.29	-0.010	0.023	0.012	0.06	0.007
定数項	-0.440	0.254	0.08		-0.140	0.094	0.14	
$\rho$	-0.450	0.129	0.003					

注) 推定方法はVan de Ven and Van Pragg(1981)によるProbit estimation with selection。年効果の合計が0になるように制約を掛けている。サンプル数は 8779。Log pseudo-likelihood = -5284.856。

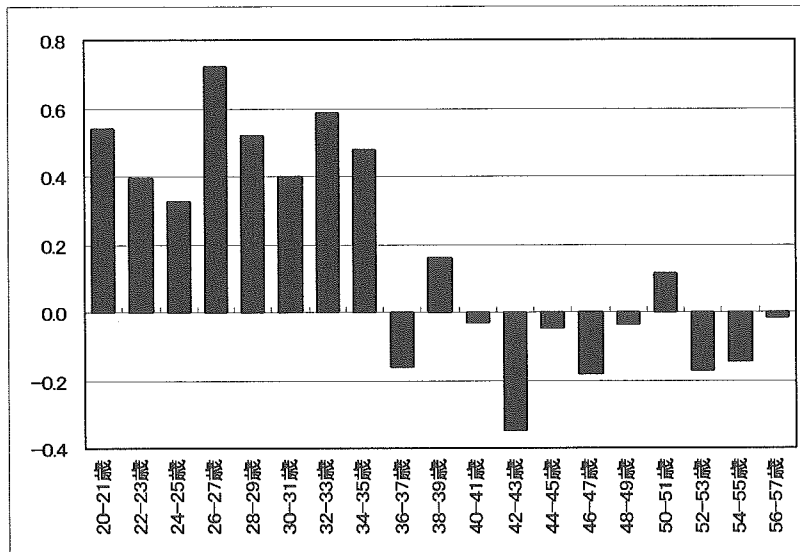


図2 コホートダミーの係数プロット



注) 表3の推定結果より。

図3 年齢ダミーの係数のプロット1



注) 表3の推定結果より。

そこで、このことを統計的に確認するために、推定した年齢階層ダミーの係数を各階層別に隣同士の階層の係数が等しいという仮説をたて、Wald 検定を行ってみた(表4)。これをみると、各年齢階層の係数のほとんどは「隣同士の係数が等しい」という仮説を棄却できないが、(8)の34-35歳の年齢階層と36-37歳の年齢階層のみは、1%基準で棄却できしており、この年齢層間で差異が生じている。また、もう少し年齢階層を長くとり、30-35歳の係数合計と36-41歳の係数合計が等しいという仮説を検定しても、やはり棄却される結

果となっており(19)、36歳から未加入率が急減していることがわかる。ところで、国民年金には任意加入制度があるために、60歳から65歳の間も労働を行って保険料を支払うことができる。したがって、実際には25年の加入資格年数を満たすための期限となる年齢は39歳とみてもよい。(20)では、この点を考慮して、30-35歳未満と40-45歳の係数を比較しているが、両者が等しいという仮説は1%基準で棄却される<sup>14</sup>。また、35歳未満の年齢全てと40歳以上の年齢全ての係数の比較においても(21)、仮説は1%基準で棄却されており、Notchを35歳から40歳ぐらいまで幅を広げても、その存在が確認される。

次に、コホートダミーについても、年齢ダミーと同様に隣通しのコホート係数及びそれよりも広い幅で係数が一致するかどうかのWald検定を行った(表5)。しかしながら、隣通しのコホートで有意な差が存在するのはひとつも存在しない。また、コホートダミーを2分割(39)<sup>15</sup>、あるいは3分割(40、41、42)して一致するかどうか検定した結果も、いずれも有意ではなかった。

表4 年齢ダミーのWald検定1

	仮説	X <sup>2</sup>	p値
(1)	20-21歳=22-23歳	0.48	0.49
(2)	22-23歳=24-25歳	0.1	0.76
(3)	24-25歳=26-27歳	2.13	0.14
(4)	26-27歳=28-29歳	0.54	0.46
(5)	28-29歳=30-31歳	0.25	0.61
(6)	30-31歳=32-33歳	0.63	0.43
(7)	32-33歳=34-35歳	0.25	0.61
(8)	34-35歳=36-37歳	6.78	0.01
(9)	36-37歳=38-39歳	1.68	0.19
(10)	38-39歳=40-41歳	0.64	0.42
(11)	40-41歳=42-43歳	1.69	0.19
(12)	42-43歳=44-45歳	1.14	0.29
(13)	44-45歳=46-47歳	0.26	0.61
(14)	46-47歳=48-49歳	0.34	0.56
(15)	48-49歳=50-51歳	0.57	0.45
(16)	50-51歳=52-53歳	2.18	0.14
(17)	52-53歳=54-55歳	0.01	0.91
(18)	54-55歳=56-57歳	0.38	0.54
(19)	30-35歳=36-41歳	6.55	0.01
(20)	30-35歳=40-45歳	6.4	0.01
(21)	35歳未満=40歳以上	7.69	0.01

注) 表3の推定結果より。

<sup>14</sup> 任意加入及びこの年齢階層でのワルド検定の指摘は、本誌レフェリーによる。

<sup>15</sup> 1960年生まれは、八田・小口(1999)の世代間不公平の計測でちょうど「損得なし」の世代である。

表5 コホートダミーのWald検定

仮説	X <sup>2</sup>	p値
(22) 1973-1974年生=1975-1976年生	0.12	0.73
(23) 1971-1972年生=1973-1974年生	0.74	0.39
(24) 1969-1970年生=1971-1972年生	2.79	0.09
(25) 1967-1968年生=1969-1970年生	1.4	0.24
(26) 1965-1966年生=1967-1968年生	0.1	0.75
(27) 1963-1964年生=1965-1966年生	0	0.97
(28) 1961-1962年生=1963-1964年生	1.26	0.26
(29) 1959-1960年生=1961-1962年生	0.8	0.37
(30) 1957-1958年生=1959-1960年生	3.01	0.08
(31) 1955-1956年生=1957-1958年生	0.59	0.44
(32) 1953-1954年生=1955-1956年生	0.09	0.76
(33) 1951-1952年生=1953-1954年生	0.36	0.55
(34) 1949-1950年生=1951-1952年生	0.11	0.75
(35) 1947-1948年生=1949-1950年生	1.51	0.22
(36) 1945-1946年生=1947-1948年生	0.13	0.72
(37) 1943-1944年生=1945-1946年生	1.63	0.20
(38) 1941-1942年生=1943-1944年生	0.23	0.63
(39) 1941-1960年生=1961-1976年生	0.11	0.74
(40) 1941-1952年生=1953-1964年生	2.07	0.15
(41) 1953-1964年生=1965-1976年生	0.34	0.56
(42) 1941-1952年生=1965-1976年生	0.42	0.52

注) 表3の推定結果より。

#### 4.2 ダミー変数の階層化を変えた場合の推定結果

以上の分析では年齢やコホートダミーは2歳刻みで入っているが、吉田・高木(1999)が指摘しているように、ダミーの階層化が適切ではない場合には推定の効率性が低下する。そこで、ここでは階層化を変えた場合の推定及びNotch確認のWald検定を行うことにする。

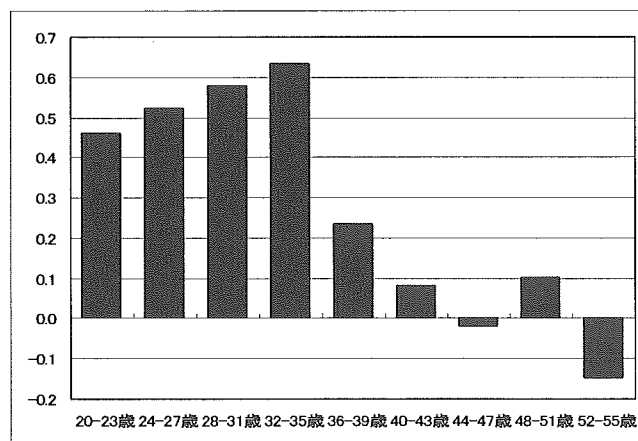
表6は、年齢ダミー、コホートダミーを2歳刻みから4歳刻みに変えた場合の推定結果である。これをみると、年齢ダミーで係数が有意となる階層が増え(20-23歳、24-27歳、28-31歳、32-35歳)、確かに効率性は増したようであるが、その係数の傾向は2歳刻みの場合とほぼ同様である(図4)。年齢ダミーの係数について、表4と同様のWald検定を行っても、32-35歳と36-39歳の間のみで有意な差が確認され、36歳から未加入率が急減していることがわかる(46)。これはもう少し広く28-35歳と36-43歳の階層合計を比較しても変わらない(51)。また、任意加入を考慮して、32-35歳と40-43歳(52)、28-35歳と40-47歳(53)、35歳未満と40歳以上(54)をそれぞれ検定しても、全て有意となっており、35歳から40歳にかけてのNotchの存在はかなり頑健であると判断できる。

表6 サンプルセレクションを考慮した国民年金未加入関数の推定結果2  
(ダミーの階層化を変えたケース)

	係数	標準誤差	p値	限界効果	係数	標準誤差	p値	限界効果
国民年金未加入関数				「国民年金+未加入者」選択関数				
20-23歳	0.459	0.219	0.04	0.173	0.399	0.111	0.00	0.135
24-27歳	0.524	0.237	0.03	0.198	-0.293	0.113	0.01	-0.079
28-31歳	0.580	0.246	0.02	0.219	-0.289	0.110	0.01	-0.079
32-35歳	0.633	0.227	0.01	0.239	-0.424	0.093	0.00	-0.111
36-39歳	0.235	0.217	0.28	0.085	-0.453	0.083	0.00	-0.118
40-43歳	0.081	0.220	0.71	0.029	-0.183	0.086	0.03	-0.052
44-47歳	-0.018	0.225	0.94	-0.006	-0.178	0.086	0.04	-0.051
48-51歳	0.101	0.192	0.60	0.036	-0.050	0.080	0.53	-0.015
52-55歳	-0.149	0.175	0.40	-0.050	-0.007	0.068	0.92	-0.002
1973-1976年生まれ	-0.101	0.162	0.53	-0.034	-0.068	0.095	0.48	-0.020
1969-1972年生まれ	-0.128	0.174	0.46	-0.043	-0.075	0.087	0.39	-0.022
1965-1968年生まれ	-0.098	0.158	0.53	-0.033	-0.079	0.076	0.30	-0.023
1961-1964年生まれ	0.145	0.184	0.43	0.052	-0.110	0.073	0.13	-0.032
1957-1960年生まれ	0.110	0.211	0.60	0.039	-0.207	0.083	0.01	-0.059
1953-1956年生まれ	-0.008	0.219	0.97	-0.003	-0.119	0.085	0.16	-0.035
1949-1952年生まれ	0.265	0.211	0.21	0.096	-0.147	0.085	0.08	-0.043
1945-1948年生まれ	0.063	0.205	0.76	0.022	-0.144	0.079	0.07	-0.042
2000年(制約付)	0.123	0.042	0.00	0.043	0.099	0.018	0.00	0.030
2002年(制約付)	0.013	0.022	0.55	0.005	0.030	0.011	0.00	0.009
性別	-0.060	0.087	0.49	-0.021	-0.225	0.043	0.00	-0.070
失業・無業者					1.030	0.073	0.00	0.380
世帯所得	0.00001	0.00011	0.92700	0.00000				
持ち家の有無	-0.282	0.093	0.00	-0.098	-0.161	0.036	0.00	-0.049
世帯金融資産	-0.00013	0.00006	0.03100	-0.00005	-0.00007	0.00002	0.00000	-0.00002
都市規模	0.227	0.072	0.00	0.078	-0.005	0.031	0.88	-0.001
世帯人数	-0.028	0.027	0.29	-0.010	0.021	0.012	0.10	0.006
定数項	-0.408	0.227	0.07		-0.198	0.085	0.02	
$\rho$	-0.454	0.124	0.0017					

注) 推定方法はVan de Ven and Van Pragg(1981)によるProbit estimation with selection。年効果の合計が0になるように制約を掛けている。サンプル数は 8779。Log pseudo-likelihood = -5312.414。

図4 年齢ダミーの係数のプロット2



注) 表6の推定結果より。