

- 鈴木亘(2001)「厚生年金の給付水準は過剰か?～年金相殺モデルを用いた検証」,『季刊社会保障研究』(国立社会保障・人口問題研究所) 37 卷 2 号,pp.183-195
- 鈴木亘(2004)「所得代替率 50%の公約が不審再燃の火種となる」『論座』(朝日新聞社) 3 月号
- 鈴木亘・湯田道生・川崎一泰(2003)「人口予測の不確実性と年金財政:モンテカルロシミュレーションを用いた人口予測の信頼区間算出と年金財政収支への影響」『会計検査研究』(会計検査院) 第 28 号,pp.101-112
- 鈴木亘・鈴木玲子・八代尚宏(2003)「日本の医療制度をどう改革するか—2003 年度健康保険法改正案の批判的展望」,八代尚宏編「社会保障改革の経済学」東洋経済新報社所収論文(2 章),pp.35-60
- 清家篤 (1993)『高齢化社会の労働市場』東洋経済新報社
- 西村周三 (1997)「長期積み立て型医療保険制度の可能性について」『医療経済研究』第 4 巻、pp.13-34
- 八田達夫・小口登良 (1999)『年金改革論:積立方式に移行せよ』日本経済新聞社
- 広井良典 (1997)『医療保険改革の構想』日本経済新聞社
- 古川尚史・高川泉・植村修一 (2000)「国民負担率と経済成長—OECD 諸国のパネルデータを用いた実証分析—」日本銀行調査統計局 WP00-6
- 宮島洋 (1992)『高齢化時代の社会経済学』岩波書店
- 八代尚宏 (1999)『少子・高齢化の経済学』東洋経済新報社
- 八代尚宏(2001)「雇用保険制度の再検討」猪木武徳・大竹文雄『雇用政策の経済分析』東京大学出版会 2001)。
- 八代尚宏(2003)「社会保障制度改革」現代経済研究グループ編『停滞脱出 日本経済復活の提言』日本経済新聞社
- 八代尚宏・鈴木亘・鈴木玲子 (2004)「1990 年代の医療制度改革の評価」,『日本経済研究』(社団法人・日本経済研究センター) No.48,pp.1-24
- 小川浩(1998)「年金が高齢者の就業行動に与える影響について」『経済研究』Vol.49, No.3,pp.245-258
- Aaron,H.(1966) “The social insurance paradox”, Canadian journal of Economics and Political Science, 32, 371-374
- Aaron,H.(1982) Economic Effects of social security, Brookings Institute
- Abel, A., G.Mankiw, L.Summers and R.Zeckhauser(1989), “Assessing dynamic efficiency: Theory and evidence”, Review of Economic Studies 56, 1-20
- Atkinson,A.B(1995), Income and the welfare state, Cambridge University Press
- Balasko, Y. and K.Shell(1980), “The overlapping generations model,: The case of pure exchange without money”, Journal of Economic Theory 23, 281-306

- Brandts,J. and C.A.M. de Bartolome(1982), "Population uncertainty, social insurance and actuarial bias", *Journal of Public Economics* 47,361-380
- Breyer,F. and M. Straub(1993), "Welfare effects of unfunded pension system when labor supply is endogenous", *Journal of Public Economics* 50, 77-91
- Brunner, J.K(1996), "Transition from a pay-as-you-go to a fully funded pension system: the case of differing individuals and intergenerational fairness", *Journal of Public Economics* 60, 131-146
- Blomqvist,A(1997), "Optimal non-linear health insurance", *Journal of Health Economics* 16, 303-321
- Cutler,D and E. Richardson(1997), "Measuring the Health of the U.S. population", *Brookings Papers: Microeconomics*, pp.217-271
- Cutler,D and E. Richardson(1999), "Your Money and Your Life: The value of health and what affects it," In Alan Garbar ed. *Frontiers in Health Policy Research Vol.2*, MIT Press
- Diamond, P.A.(1997), "Macroeconomic aspects of social security reform", *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 1-87
- Diamond, P.A.(2000), *Social Security Reform*, Oxford University Press
- Diamond,P.A. and J.A. Mirrlees(1986), "Payroll-tax financed social insurance with variable retirement", *Scandinavian journal of Economics* 88, 25-50
- Deardorff,A.V(1976), "The optimum growth rate for population: comment", *International Economic Review* 17, 510-514
- Dansiger,S., R.Haveman and R.Plotnick(1981), "How income transfer programs affect work, savings, and the income distribution : critical review", *Journal of Economic Literature* 19, 975-1028
- Eissa,N(1996a), "Labor supply and the economic recovery tax act of 1981", In *Empirical Foundation of Household Taxation* edited by Martin Feldstein and James Poterba, University of Chicago Press
- Eissa,N(1996b), "Tax Reform and Labor Supply" in *Tax policy and the Economy*, Vol.10, edited by James Poterba, MIT Press
- Enders,W. and H.E.Lapan(1982), "Social security taxation and intergenerational risk sharing", *International Economic Review* 23, 647-658
- Easterly,W. and S.Revelo(1993a), "Marginal income tax rates and economic growth in developing countries," *European Economic Review* 37, 409-417
- Easterly,W. and S.Revelo(1993b), "Fiscal policy and economic growth: an empirical investigation," *Journal of Monetary Economics* 32, 417-458
- Engen,E. and J.Skinner(1992), "Fiscal policy and economic growth", NBER WP 4223
- Engen,E. and J.Skinner(1996), "Taxation and economic growth", NBER WP 4223
- Feldstein,M.(1973), "The welfare loss of excess health insurance", *Journal of Political Economy* 81,

- Feldstein(1974), "Social security, induced retirement and aggregate capital accumulation", *Journal of Political Economy* 82, 905-926
- Feldstein(1985), "The optimal level of social security benefits ", *Quarterly Journal of Economics* 100, 303-320
- Feldstein(1987), "Should social security benefits be means tested? ", *Journal of Political Economy* 95, 468-484
- Fukui,T and Y. Iwamoto(2004), "Medical Spending and the Health Outcome of the Japanese population" paper presented 2002-2003 Collaboration Project organized by the Economic Social Research Institute at the Japanese Cabinet Office
- Grossman,M.(1972), "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health ", *Journal of Political Economy* 80, 223-255
- Gruber,J. and D. Wise(1999), *Social security and Retirement Around the World*, University of Chicago Press
- Gordon, R.H. and H.R.Varian(1989), "Intergenerational risk sharing", *Journal of Public Economics* 37, 185-202
- Hausman,J.(1985), "Taxes and Labor Supply", In *Handbook of Public Economics*, edited by Alan Auerbach and Martin Feldstein
- Hansson,I. and C.Stuart(1989), "Social security as trade among living generations", *American Economic Review* 79, 1182-1195
- Jones,L., R.E. Manuelli and P.E. Rossi(1993), "Optimal taxation in model of endogenous growth", *Journal of Political Economy* 101, pp.485-517
- Koester, R.B. and R.Komendi(1988), "Taxation, Aggregate Activity and Economic Growth: Cross Country Evidence on Some Supply-Side Hypotheses", *Economic Inquiry* 27, 367-386
- Kim, S.J(1992), "Taxes, growth, and welfare in an endogenous growth model", Ph.D Dissertation(Unversity of Chicago)
- King, R.G., and S.T. Rebelo(1990), "Public policy and economic growth: developing neoclassical implications", *Journal of Political Economy* 98(part2), s126-s150
- Killingsworth,M.(1983), *Labor Supply*, Cambridge University Press
- Lucas Jr. R.E(1990), "Supply-side economics: an analytical review", *Oxford Economic Papers* 42, 293-316
- Lee, M.L. and S.W.Chao(1988), "Effects of social security on personal saving ", *Economics Letters* 28, 365-368
- Manning, W and M. Marquis(1996), "Health insurance: the tradeoff between risk pooling and moral hazard", *Journal of Health Economics* 15, 609-639
- Mendoza, E.G. A. Razin and L.L. Tesar(1994), "Effective tax rates in macroeconomics:

- cross-country estimate of tax rates on factor incomes and consumption”, *Journal of Monetary Economics* 34, 297-323
- Maria, G. M. Ferrett and N. Roubini (1998), “Growth Effects of Income and Consumption Taxes”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 30, no. 4, 721-744.
- MaCurdy, T. D. Green and H. Paarsch (1990), “Assessing Empirical Approaches for Analysing Taxes and Labor Supply.”, *Journal of Human Resources* 25, 415-490
- Samuelson, P. (1958), “An exact consumption-loan model of interest with or without social contrivance of money”, *Journal of Political Economy* 66, 467-82
- Samuelson, P. (1975), “The Optimum growth rate of population”, *International Economic Review* 16, 531-538
- Samuelson, P. (1976), “The Optimum growth rate of population: agreement and evaluation”, *International Economic Review* 17, 516-25
- Smith, A. (1982), “Intergenerational Transfers as social insurance”, *Journal of Public Economics* 19, 97-106
- Starrett, D. (1972), “On golden rules, the “biological rate of interest”, and competitive efficiency”, *Journal of Political Economy* 80, 276-291
- Triest, R. (1990), “The effect of income taxation on labor supply in the united states”, *Journal of Human Resources* 25, 491-516
- Triest, R. (1996), “Fundamental Tax Reform and Labor Supply” In *The Economic Effect of Fundamental Tax Reform*, edited by Henry Aaron and William Gale, Brookings Institution
- World Bank (1994), *Averting the oldage crisis*, Oxford University Press
- Zweifel, P. and F. Breyer (1997), “Future challenges to health care system” Zweifel, P. and F. Breyer *Health Economics*, Oxford University Press

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

国民年金未加入者のコホート効果について

鈴木亘 東京学芸大学教育学部

周燕飛 (独)労働政策研究・研修機構

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、大竹教授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）同様確認することができず、未加入率の背景にコホート間の世代間不公平が存在するという仮説に疑問を呈する結果となった。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の存在については確認される結果となった。

A.研究目的

現在、国民年金における未納・未加入問題は深刻化しているが、その原因については①受給と負担における世代間不公平のため、②不況の深刻化によるため、③それ以外の逆選択のため、という仮説が提示されており、現在も各研究者によって精力的な分析が行われている。その嚆矢となった鈴木・周(2001)論文では、①の要因が大きいという結論を導いていたが、その後の研究によって、鈴木・周

論文の結果は、年齢効果を見たに過ぎず、コホート効果ではないということが指摘されていた。コホート効果か年齢効果かという点は、政策的インプリケーションを得る上で非常に重要であるため、再度、最新年のデータまでをプールして検証を行う。

B.研究方法

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た個票データを解析する。分析手法としては、年齢効果とコホート効果を分離した分析を行った。

分析手法としては、通常の Probit Model に加え、Van de Ven and Van de Pragg(1991)による Probit Model with Sample Selection を用いて分析を行った。

#### C.研究結果

その結果、コホート効果については阿部(2004)同様確認することができず、未加入率の背景にコホート間の世代間不公平が存在するという仮説に疑問を呈する結果となった。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 の存在については確認される結果となった。

#### D.考察

今回の結果により、未加入行動の背景に、公的年金における世代間不公平の存在があるという仮説は一応は否定されることとなった。これは国民年金における世代間不公平が厚生年金に比べて小さいことを考えると有る程度理解できる結果なのかもしれない。ただし、今回のデータは主に勤労している世帯主の結果であることに注意が必要である。現在、増加しているニートやパラサイトシングルのような若く非就業の層の意識は反映されていない。

#### E.結論

したがって、世代間不公平の存在が全く影

響していないという結論を得ることも早計であると思われる。この点については、引き続き、様々なデータを用いて分析してゆく必要があるように思われる。

#### F.研究発表

特になし。

#### G.知的所有権の取得状況

特になし。

## 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）年の分析では、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た。また、そもそも、岩本・大竹・小塩（2002）の対談の中で、大竹教授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、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、個人記憶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。もともと、論文に対するコメ

<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。

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)と比較しうるものではなく、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ると思われる。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節では推定結果を示す。4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」の平成8年、10年、12年、14年の個票データである。この調査は、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、平成8年のサンプル数6000(回収3695、有効回答率61.6%)、10年6000(回収3754、有効回答率62.6%)、12年5010(回収3111、有効回答率62.1%)、14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おり、有効回答率もほぼ62%前後に保たれており、したがって、時系列比較が可能なサンプルとなっている。本稿では、この4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。

<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。



選択された総サンプル 2543 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」で割ったものである。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 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	0.101 (0.301)	0.227 (0.419)
1998年	0.102 (0.302)	0.248 (0.432)
2000年	0.184 (0.388)	0.248 (0.432)
2002年	0.227 (0.419)	0.291 (0.454)

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・無業率も高い。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

<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 年の調査表から存在しなくなっているため、健康、学歴については変数にいれず、実物資産の代わりに持ち家の有無を入れている。

<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。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。

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。ちなみに、表3は、「国民年金+未加入者」とそれ以外の厚生年金、共済年金加入者を分けて記述統計を取ったものである。

表2 記述統計量1

	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」「病気・病気がち」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。

表2 記述統計量1

	全体		「国民年金+未加入者」該当者		厚生年金、共済年金加入者	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
「国民年金+未加入者」該当者率	0.26	0.44				
国民年金未加入率	0.04	0.20	0.16	0.37		
年齢	43.18	10.25	43.03	11.39	43.24	9.82
コホート	1955.3	9.9	1954.6	10.4	1955.5	9.8
性別	0.71	0.45	0.67	0.47	0.72	0.45
失業・無業者	0.04	0.20	0.12	0.33	0.02	0.13
世帯所得	647.67	478.55	550.17	552.12	680.18	446.71
持ち家の有無	0.57	0.50	0.51	0.50	0.58	0.49
世帯金融資産	860.19	1,444.90	683.50	1,291.02	920.77	1,489.28
都市規模	0.58	0.49	0.59	0.49	0.58	0.49
世帯人数	3.46	1.49	3.28	1.65	3.52	1.42
1996年	0.24	0.43	0.22	0.41	0.25	0.44
1998年	0.24	0.43	0.23	0.42	0.24	0.43
2000年	0.18	0.39	0.18	0.38	0.19	0.39
2002年	0.33	0.47	0.37	0.48	0.31	0.46

注) 総サンプル数は9858であり、「国民年金+未加入者」の該当者が2405である。  
「個人年金加入者」「失業・無業者」「病気・病気がち」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。

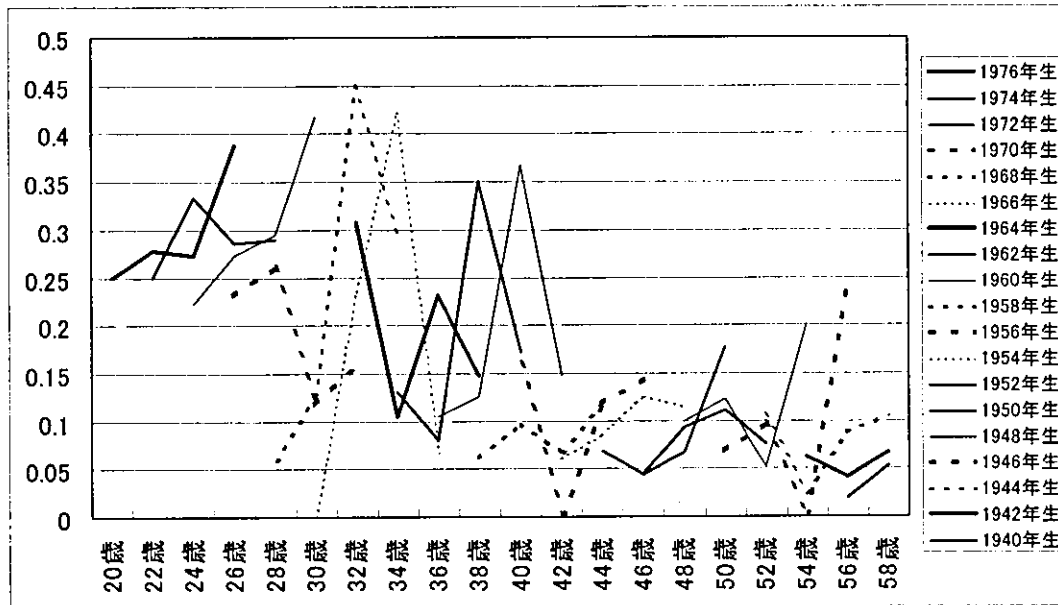
7 社会保険庁の定義では、過去に一度でも保険料を納付していれば未加入者ではなく未納者と定義される。

### 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く。「家計と貯蓄に関する調査」は、平成8年、10年、12年、14年と2年おきに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。4回分の調査のため、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。

図1 各コホート別国民年金未加入率の年齢別推移



#### 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。

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

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

ここで、 $M_i^*$  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、(1)式の被説明変数  $M_i$  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)3 章の方法に従って、年効果を全て足すと 1 となるような制約をパラメータに掛けて、推定を行うことにする。

その他の説明変数は、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)、世帯所得  $I_i$ 、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、世帯所得は平成 12 基準の消費者物価指数で実質化を行っている。

### 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、失業・無業者ダミー  $U_i$  や、金融資産額  $F_i$ 、世帯所得  $I_i$  等が、それぞれ正、負、負の方向で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せず、その代わりに個人年金に加入するはずであるから、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。阿部(2004)とは異なる形ではあるが、年齢効果とコホート効果が分離できる点がこの分析の利点である。

## 4. 推定結果

### 4.1 プロビットモデルによる推定

推定結果は、表 3 の通りである。まず、失業・無業者ダミー  $U_i$ 、金融資産  $F_i$  が、それぞれ正、負に有意となっていることから、まず流動性制約仮説が支持される結果となっている<sup>8</sup>。また、持家の有無や都市規模も有意であり、それぞれ持家があるほど、都市であるほど未加入率が高いという結果となっている。

最も重要な変数である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、モデル

<sup>8</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ため、有意であった。しかしながら、1996 年以降は本人所得の把握ができなくなったため、世帯所得を用いている。世帯所得は、本人所得がのぞけないため、失業・無業ダミーとの相関が強く、有意でなくなったと思われる。

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。また、各ダミーの係数も有意とはなっていない。しかしながら、年齢別効果をみると、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。ここで興味深いのは、35歳までの年齢階層の係数と、36歳以降の係数をはっきりと分かれており、鈴木・周（2001）のモデルの予想とおりの結果となっているように見えることである。

表3 国民年金未加入関数の推定結果

	係数	標準誤差	p値	限界効果
20-21歳	0.7216957	0.2752444	0.009	0.2080702
22-23歳	0.4353204	0.2820055	0.123	0.1130449
24-25歳	0.251029	0.3043194	0.409	0.0602583
26-27歳	0.60708	0.3536436	0.086	0.1696649
28-29歳	0.5000907	0.3664239	0.172	0.133099
30-31歳	0.3154825	0.3799935	0.406	0.0778385
32-33歳	0.4940424	0.3807921	0.194	0.1312581
34-35歳	0.4015416	0.3787814	0.289	0.1026561
36-37歳	-0.2692466	0.3989459	0.5	-0.0492405
38-39歳	0.0438147	0.3940995	0.911	0.0094799
40-41歳	-0.0377866	0.3747914	0.92	-0.0078401
42-43歳	-0.4166117	0.4003031	0.298	-0.0703081
44-45歳	-0.1212642	0.3765499	0.747	-0.0240747
46-47歳	-0.2099439	0.3565058	0.556	-0.039843
48-49歳	-0.0426965	0.3235412	0.895	-0.008843
50-51歳	0.1430048	0.2928441	0.625	0.0323278
52-53歳	-0.1719212	0.2952508	0.56	-0.033419
54-55歳	-0.137206	0.2592136	0.597	-0.0271256
56-57歳	-0.017038	0.2084763	0.935	-0.0035739
1975-1976年生まれ	-0.0964155	0.2404159	0.688	-0.0193629
1973-1974年生まれ	-0.1208564	0.3052107	0.692	-0.0239346
1971-1972年生まれ	0.1360286	0.3096409	0.66	0.0308643
1969-1970年生まれ	-0.2789222	0.3308033	0.399	-0.0507259
1967-1968年生まれ	-0.0147761	0.3254098	0.964	-0.0031018
1965-1966年生まれ	0.0103437	0.3536519	0.977	0.0022
1963-1964年生まれ	0.0555296	0.3502702	0.874	0.0120821
1961-1962年生まれ	0.2846665	0.3540908	0.421	0.0691567
1959-1960年生まれ	0.5038604	0.3561193	0.157	0.1342728
1957-1958年生まれ	0.0478647	0.3749584	0.898	0.0103732
1955-1956年生まれ	0.2047476	0.3534157	0.562	0.0479042
1953-1954年生まれ	0.1551397	0.3505853	0.658	0.0354088
1951-1952年生まれ	0.026537	0.3233963	0.935	0.0056859
1949-1950年生まれ	-0.0612344	0.3190514	0.848	-0.0125778
1947-1948年生まれ	0.1950358	0.293749	0.507	0.0450789
1945-1946年生まれ	0.2869442	0.2657404	0.28	0.0695242
1943-1944年生まれ	-0.0312107	0.2552198	0.903	-0.0065015
1941-1942年生まれ	0.0964696	0.276879	0.728	0.0214122
2000年(制約付)	0.1645217	0.0408205	0	0.0348
2002年(制約付)	0.0235236	0.0229443	0.305	0.0049758
性別	-0.1268441	0.0878704	0.149	-0.0274452
失業・無業者	0.3175782	0.1096978	0.004	0.0764452
世帯所得	-2.77E-06	0.0001178	0.981	-5.87E-07
持ち家の有無	-0.3803001	0.0931148	0	-0.0803477
世帯金融資産	-0.0001672	0.0000645	0.009	-0.0000354
都市規模	0.2332836	0.0770601	0.002	0.0482527
世帯人数	-0.0228345	0.0289776	0.431	-0.00483
定数項	-0.8956518	0.2505379	0	

注) Probit Model。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2073。Log pseudo-likelihood = -797.30759。

図2 コホートダミーの係数のプロット1

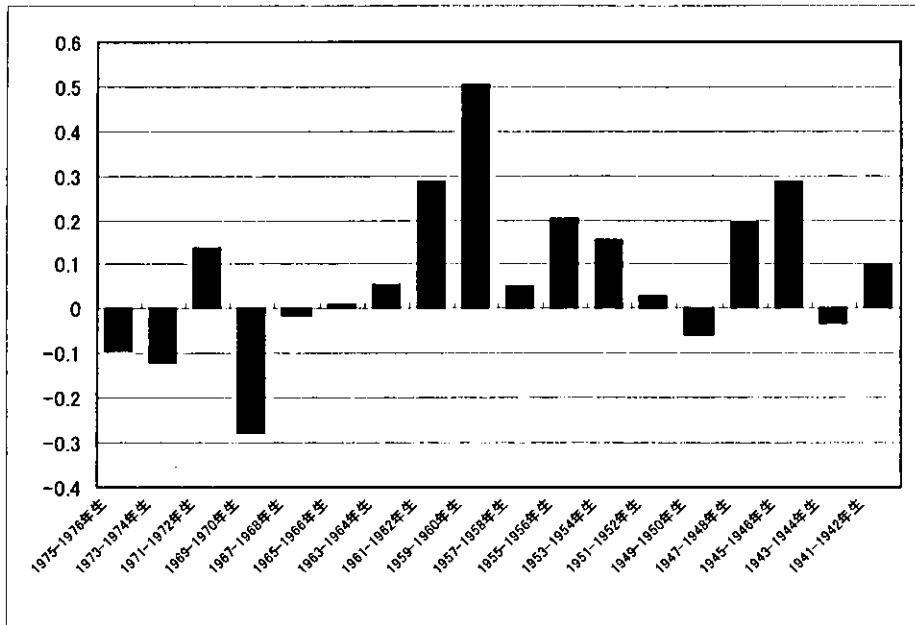
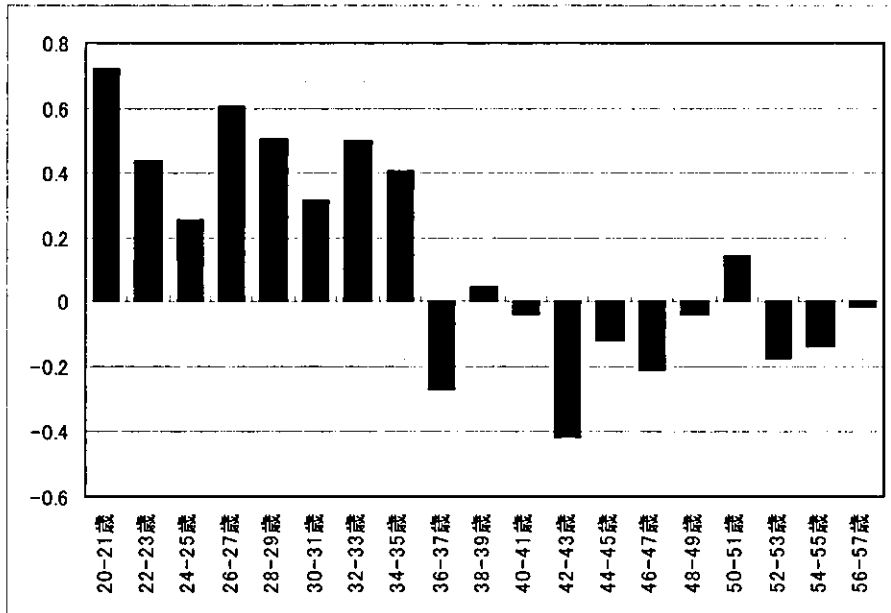


図3 年齢ダミーの係数プロット1



そこで、このことを確かめるために、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 Wald 検定してみよう (表 4)。これをみると、各年齢階層の係数はほとんどが隣同士等しいという仮説が棄却されていないが、(8)の 34-35 歳の年齢階層と 36-37 歳の年齢階層では 5% 基準で棄却されており、両者の係数が異なることがわかる。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。

表4 年齢ダミーのWald検定1

	仮説	$\chi^2$	p値
(1)	20-21歳=22-23歳	1.94	0.1634
(2)	22-23歳=24-25歳	0.59	0.4414
(3)	24-25歳=26-27歳	1.54	0.2152
(4)	26-27歳=28-29歳	0.14	0.7124
(5)	28-29歳=30-31歳	0.53	0.466
(6)	30-31歳=32-33歳	0.51	0.4731
(7)	32-33歳=34-35歳	0.15	0.6962
(8)	34-35歳=36-37歳	6.56	0.0105
(9)	36-37歳=38-39歳	1.37	0.2424
(10)	38-39歳=40-41歳	0.1	0.7487
(11)	40-41歳=42-43歳	2.1	0.1475
(12)	42-43歳=44-45歳	0.93	0.3351
(13)	44-45歳=46-47歳	0.1	0.7538
(14)	46-47歳=48-49歳	0.4	0.528
(15)	48-49歳=50-51歳	0.75	0.3854
(16)	50-51歳=52-53歳	2.34	0.1259
(17)	52-53歳=54-55歳	0.02	0.8818
(18)	54-55歳=56-57歳	0.28	0.5986
(19)	30-35歳=36-41歳	5.69	0.017

#### 4.2 サンプルセレクションを考慮したプロビットモデルによる推定

しかしながら、複数年のデータを使って分析しているため、分析の対象サンプルである「国民年金加入者と未加入者」該当者自体が、時間とともに変化して、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。そこで、まず、厚生年金や共済年金の加入者も全て含めたサンプルによって、1段階目に「国民年金加入者と未加入者」該当者になる選択を考慮し、2段階目に国民年金未加入関数を推計するサンプルセレクションモデルを推定することにする。これは、Van de Ven and Van de Pragg(1991)により最初に用いられ、Probit Model with Sample Selectionとして知られている。1段階目の「国民年金加入者と未加入者」該当者関数については、コホート効果を取り出してみる必要が無い場合、年齢階層ダミー  $A_i$ 、年ダミー  $Y_i$  及び、世帯所得  $I_i$ 、金融資産額  $F_i$ 、持ち家の有無  $R_i$ 、都市規模  $T_i$ 、世帯人数  $K_i$  を用いることにする。失業・無業者  $U_i$  については、完全に「国民年金加入者と未加入者」該当者を特定してしまうため、説明変数から除いている。金融資産、世帯所得は平成12基準の消費者物価指数で実質化を行っている。

推定結果は、表4の通りであるが、国民年金未加入関数については、世帯金融資産や持家が有意ではなくなっているものの、年齢及びコホートダミーの係数は、図4、5からもわかるとおり、ほぼ表3と変わらない。また、年齢効果の35歳時点のNotchについて表4と同様のWald検定を行うと、各年齢階層の係数はほとんどが隣同士等しいという仮説が棄却されていないが、(27)の34-35歳の年齢階層と36-37歳の年齢階層では5%基準で棄却されており、両者の係数が異なることがわかる。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、10%基準では棄却される結果となっており(38)、36歳に未加入率のNotchがあることも同様である。

表4 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

	係数	標準誤差	p値	条件付限界効果	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	0.7511154	1.481801	0.612	0.1891401	1.102871	0.160622	0	0.413383
22-23歳	0.4406877	0.386371	0.254	0.100897	0.208068	0.121594	0.087	0.069041
24-25歳	0.2378826	0.715094	0.739	0.0531222	-0.3030399	0.116793	0.009	-0.08416
26-27歳	0.5846789	1.17707	0.619	0.1526696	-0.5060601	0.112649	0	-0.12909
28-29歳	0.4838053	0.905719	0.593	0.1190109	-0.3621127	0.098498	0	-0.09865
30-31歳	0.2939215	1.135257	0.796	0.0687124	-0.5034604	0.100158	0	-0.12949
32-33歳	0.4697279	1.264005	0.71	0.1166428	-0.5588783	0.093145	0	-0.14111
34-35歳	0.3784489	1.193817	0.751	0.090874	-0.5412502	0.091875	0	-0.13776
36-37歳	-0.2908043	1.096899	0.791	-0.0423378	-0.5221879	0.092464	0	-0.13389
38-39歳	0.0202344	1.200944	0.987	0.0084772	-0.5826639	0.093236	0	-0.14579
40-41歳	-0.0515462	0.744009	0.945	-0.0067784	-0.3328856	0.089797	0	-0.0921
42-43歳	-0.4314037	0.785158	0.583	-0.0600447	-0.3734362	0.090945	0	-0.1017
44-45歳	-0.1387183	0.921548	0.88	-0.0207206	-0.4327992	0.089359	0	-0.11538
46-47歳	-0.2215206	0.656909	0.736	-0.0342053	-0.2954699	0.086391	0.001	-0.08308
48-49歳	-0.0522147	0.576915	0.928	-0.0076642	-0.2307192	0.083944	0.006	-0.0665
50-51歳	0.1370241	0.422862	0.746	0.0283514	-0.1467125	0.08143	0.072	-0.04356
52-53歳	-0.1774957	0.391486	0.65	-0.0287168	-0.1443226	0.080973	0.075	-0.04288
54-55歳	-0.1408337	0.308819	0.648	-0.0233414	-0.0962836	0.082363	0.242	-0.02905
56-57歳	-0.0200997	0.264103	0.939	-0.0030452	-0.0826684	0.084271	0.327	-0.02505
1975-1976年生まれ	-0.0951436	0.2502	0.704	-0.0165114				
1973-1974年生まれ	-0.1197183	0.313062	0.702	-0.0204826				
1971-1972年生まれ	0.1367046	0.310762	0.66	0.0271688				
1969-1970年生まれ	-0.27758	0.340516	0.415	-0.0433331				
1967-1968年生まれ	-0.0139952	0.326006	0.966	-0.0025529				
1965-1966年生まれ	0.0110163	0.353494	0.975	0.0020381				
1963-1964年生まれ	0.0554654	0.349982	0.874	0.010514				
1961-1962年生まれ	0.2841462	0.357329	0.427	0.0607408				
1959-1960年生まれ	0.5031875	0.363843	0.167	0.1194047				
1957-1958年生まれ	0.0480446	0.374222	0.898	0.0090717				
1955-1956年生まれ	0.2039187	0.356296	0.567	0.0418274				
1953-1954年生まれ	0.1550507	0.349173	0.657	0.0309897				
1951-1952年生まれ	0.026388	0.322094	0.935	0.0049212				
1949-1950年生まれ	-0.0613511	0.318139	0.847	-0.0109163				
1947-1948年生まれ	0.1945863	0.293417	0.507	0.0394916				
1945-1946年生まれ	0.286173	0.268218	0.286	0.0612853				
1943-1944年生まれ	-0.0319999	0.25374	0.9	-0.0057811				
1941-1942年生まれ	0.0952838	0.274832	0.729	0.0184729				
2000年(制約付)	0.1671445	0.128893	0.195	0.0307299				
2002年(制約付)	0.0247406	0.064324	0.701	0.0045486				
1998年				0.0002084	-0.027833	0.093026	0.765	-0.00862
2000年				-0.0008892	0.1200494	0.063166	0.057	0.038288
2002年				-0.0015047	0.2028726	0.064153	0.002	6.44E-02
性別	-0.1343292	0.378701	0.723	-0.0240712	-0.1846849	0.052748	0	-0.05887
失業・無業者	0.3172466	0.112636	0.005	0.0583265				
世帯所得	-1.43E-05	0.000573	0.98	-6.31E-07	-0.0002679	7.45E-05	0	-8.3E-05
持ち家の有無	-0.3860194	0.283534	0.173	-0.0720899	-0.1563055	0.037927	0	-0.04893
世帯金融資産	-0.0001692	0.000107	0.112	-0.0000308	-0.0000478	1.59E-05	0.003	-1.5E-05
都市規模	0.2336027	0.077228	0.002	0.041984	0.0108461	0.031861	0.734	3.37E-03
世帯人数	-0.0218894	0.056831	0.7	-4.19E-03	0.0226512	0.01326	0.088	0.007047
定数項	-0.9354298	1.98159	0.637		-0.1570655	0.111727	0.16	
$\rho$	0.0536347	2.672088	0.984					

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8355。Log pseudo-likelihood = -5245.609。国民年金未加入関数の限界効果は、1段階目の「国民年金+未加入者」選択関数が1である場合の条件付限界効果である。



図4 コホートダミーの係数のプロット2

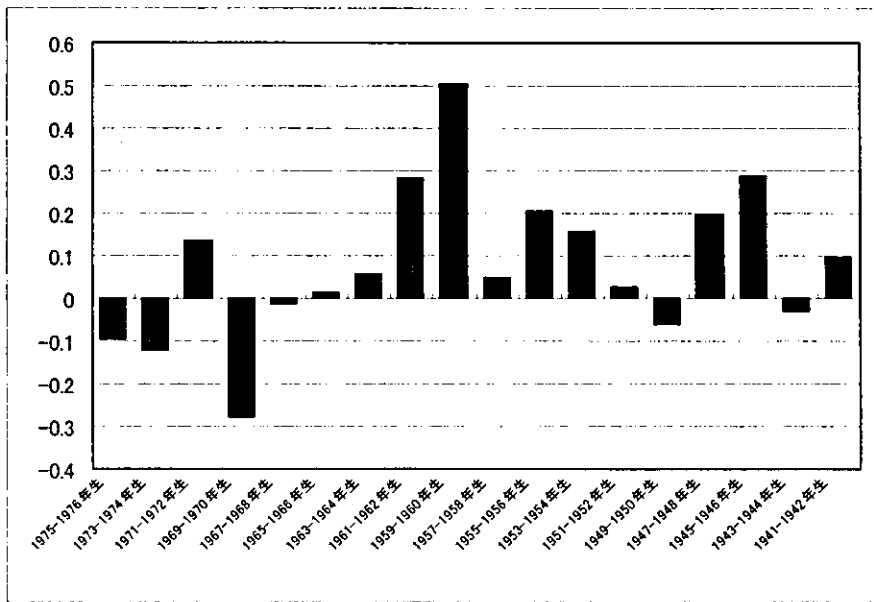


図5 年齢ダミーの係数プロット2

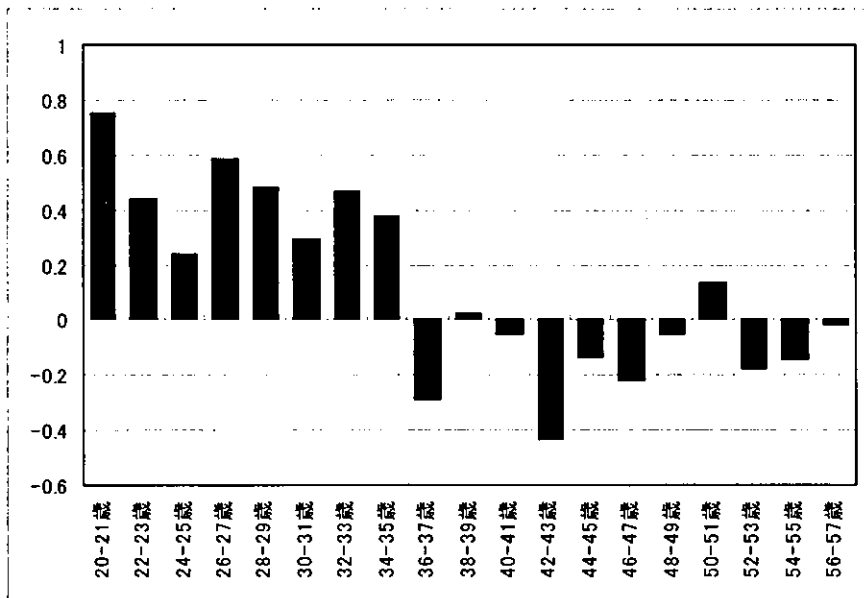


表5 年齢ダミーのWald検定2

	仮説	$\chi^2$	p値
(20)	20-21歳=22-23歳	0.07	0.7973
(21)	22-23歳=24-25歳	0.05	0.8298
(22)	24-25歳=26-27歳	0.39	0.5323
(23)	26-27歳=28-29歳	0.06	0.807
(24)	28-29歳=30-31歳	0.3	0.5869
(25)	30-31歳=32-33歳	0.39	0.5344
(26)	32-33歳=34-35歳	0.14	0.7124
(27)	34-35歳=36-37歳	5.56	0.0184
(28)	36-37歳=38-39歳	1.15	0.2838
(29)	38-39歳=40-41歳	0.02	0.8968
(30)	40-41歳=42-43歳	2.08	0.149
(31)	42-43歳=44-45歳	0.71	0.3991
(32)	44-45歳=46-47歳	0.04	0.8377
(33)	46-47歳=48-49歳	0.38	0.5368
(34)	48-49歳=50-51歳	0.48	0.4905
(35)	50-51歳=52-53歳	2.23	0.1354
(36)	52-53歳=54-55歳	0.02	0.8832
(37)	54-55歳=56-57歳	0.28	0.5955
(38)	30-35歳=36-41歳	2.87	0.0904

## 5. 結語

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、大竹教授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）同様確認することができず、未加入率の背景にコホート間の世代間不公平が存在するという仮説に疑問を呈する結果となった。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の存在については確認される結果となった。

<参考文献>

- 阿部彩(2004)「国民年金における未加入期間の分析-パネルデータを使って-」『季刊社会保障研究』Vol. 39  
No. 3, pp. 268-280
- 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,  
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,  
316-349.
- 小椋正立・千葉友太郎(1991)「公平性から見たわが国の社会保険料負担について」『フィナンシャル・レ  
ビュー』Vol. 19(March), pp. 27-53
- 小椋正立・角田保(2000)「世帯データによる社会保険料負担の納付と徴収に関する分析」『経済研究』  
Vol. 51 No. 2, pp. 98-110
- 佐々木一郎(2003)「国民年金の未加入動機について」『広島経済大学経済研究論集』第  
26巻第2号
- 清水時彦(2004)「国民年金の現状-未納とその対策-」
- 社会保険庁(2003)『平成14年国民年金被保険者実態調査(速報)』
- 社会保険庁(2002)『平成13年公的年金加入状況等調査の概要』
- 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, 44-60
- 鈴木亘(2004)「阿部論文へのコメント」『季刊社会保障研究』Vol. 39 No. 3, pp. 281-283
- 総務庁行政監察局(1998)『国民年金の安定を目指して』大蔵省印刷局
- 塚原康博(2004)「年金における未納・未加入問題の経済学的評価」『年金と経済』Vol. 23 No. 2, 46-50
- 八田達夫・小口良登(1999)『年金改革論~積立方式へ移行せよ~』日本経済新聞社
- 湯田道生(2004)「社会保険未加入者の経済分析」第4回・医療経済学研究会議報告論文
- Deaton, A. (1997) *The Analysis of Household Surveys*, Johns Hopkins University Press
- Van de Ven, W.P.M.M. and B.V.S. Van Praag (1981). "The Demand for Deductibles in Private Health  
Insurance: A Probit model with Sample Selection", *Journal of Econometrics* 17,  
pp. 229-252

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

国民年金の未加入行動と個人年金の加入行動の関係について

鈴木 亘 東京学芸大学教育学部

周燕飛（独）労働政策研究・研修機構

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。まずはじめに、国民年金の未加入と個人年金の加入状況を説明する簡単な理論モデルを作り、それにしたがって Bivariate Probit モデルによる推計を行った。その結果、最近のコホートほど未加入になっているという傾向はうかがえず、国民年金未加入の要因として世代間不公平を支持する結果は得られなかった。一方で、25年の資格期間を満たすために、35歳付近から未加入率が減少するとするモデルの仮説は支持される結果となった。さらに、金融資産や無業・失業要因は有意となっており、所得や資産が少ないほど未加入状態になるという流動性制約要因も支持される結果となった。

個人年金に関しては、年齢をコントロールすると、最近のコホートほど個人年金に加入しているということが示唆され、公的年金の世代間不公平を反映した行動の結果である可能性がある。

A.研究目的

国民年金における未納・未加入問題は深刻化しているが、もし、その原因が鈴木・周(2001)論文が指摘するような世代間不公平を反映した要因であるならば、個人年金についてはむしろ公的年金の未加入者ほど加入するという代替性が検証されるはずである。そこで、国民年金の未加入行動と個人年金の加入行動の関係について焦点を当てた分析を行うことにした。

また、鈴木・周論文の得た結果については、年齢効果かコホート効果かわからないという批判がその後の論文で行われたために、その点も改めて検証することにした。

B.研究方法

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た個票データを解析する。分析手法としては、年齢効果とコホート効果を分離した年金未加入関数と、個人年金加入関数をSUR(Seemingly Unrelated Regression)を用いて分析を行った。

分析手法としては、通常の Probit Modelに加え、年金未加入関数と、個人年金加入関数をSUR(Seemingly Unrelated