

国民年金未加入者の経済分析

鈴木 亘
周 燕飛

2000 年 5 月

大阪大学
社会経済研究所
〒567-0047 茨木市美穂ヶ丘6-1

国民年金未加入者の経済分析

鈴木 亘

大阪大学 社会経済研究所

周 燕飛

大阪大学大学院 国際公共政策研究科

本稿は、国民年金未加入者を含む個票データを用いることにより、わが国の国民年金に「逆選択」が存在しているかどうかを検証した。国民年金の未加入者となる動機としては、流動性制約下にあること、予想死亡年齢が低いこと、世代間不公平が存在することの3つが考えられるが、を逆選択仮説とする。はじめに未加入選択動機に関する簡単な理論モデルを提示した後、個人年金と国民年金選択を同時に考慮した推定モデルを Bivariate Probit Model を用いて推定した。その結果、流動性制約要因の他に、逆選択仮説を完全に裏付ける結果が得られた。また、逆選択要因の方が、流動性制約要因よりも大きいことがわかった。未加入確率は、年齢が1才減少するにしたがって 0.24%～0.41%ポイント、失業・無業化により 5.1%～11.1%ポイント、金融資産 100 万円の減少に対して 0.55%～1.1%ポイント上昇する。

Keyword: 国民年金、年金の空洞化、年金未加入者、逆選択、Bivariate Probit Model

連絡先: 大阪府 茨木市 美穂ヶ丘 6-1 大阪大学 社会経済研究所 鈴木 亘

TEL & FAX: 0727-62-8484

E-mail: suzuki@iser.osaka-u.ac.jp

国民年金未加入者の経済分析¹

1. はじめに

わが国の公的年金制度は、全国民に加入が義務づけられている社会保険制度でありながら、国民年金において相当数の未加入者が存在していることは周知の事実である。社会保険庁（1995）によれば、国民年金第1号被保険者該当者の未加入者は、平成7年において158万人に上り、未加入率は8.2%に達している。一方、社会保険庁（1996）によれば、平成8年度において未納者は172万人、免除者は334万人であり、未加入者と合わせると約1/3の第1号被保険者該当者が、国民年金保険料を納めていないことになる。これはまさに「年金空洞化」と呼ばれる危機的な事態であると言える。

国民年金へ加入しない動機²としては、大きく分けて次の3つの要因が考えられる。1つ目は、長引く不況を背景とした失業や所得・貯蓄低下により、家計が流動性制約下にあり、保険料支払いを行えず未加入者となるというものである（流動性制約要因）。2つ目は、健康状態が悪いなどのために、予想死亡年齢が低く、年金受取額の期待値が保険料支払額を下回ることから未加入を選択するというものである（予想死亡年齢要因）³。3つ目は、将来において保険料上昇、年金受取額低下が見込まれる中では、特に若い世代において国民年金が見合わなくなり、加入を拒否するというものである（世代間不公平要因）。

これらの動機を区別する事は、年金の運営政策上、極めて重要な課題である。何故なら、流動性制約下にあることが未加入の動機である場合

¹ 本稿は、郵政省郵政研究所のご好意により、同研究所の「家計と貯蓄に関する調査（1996年）」の個票データを用いている。同研究所にまず謝意を申し上げたい。また、大阪大学社会経済研究所チャールズ・ホリオカ教授及び大阪大学大学院ホリオカ・ゼミナールの参加者、大阪大学国際公共政策研究科コリン・マッケンジー助教授からは貴重なコメントを頂いた。心より感謝を申し上げたい。

² 社会保険庁(1995)によれば、未加入者のうち加入を拒否しているものの割合は53.8%である。それ以外の46.2%は、制度に無知であったり、届け出を失念しているものである。政策的に重要なのは、加入拒否者の動機であるため、本稿では前者に対する分析は捨象する。

³ 死亡年齢要因と類似しているが、myopicな効用関数を持つ個人が、老後よりも若年期の消費を高く評価するために未加入者となることも考えられる。

には、本来は国民年金への加入を希望しているのであるから、減免措置の拡充や、保険料支払の繰延措置等の対策により、加入率上昇が期待でき、また、景気回復による自律的な加入率上昇もあり得よう。一方で、予想死亡年齢や世代間不公平が動機である場合には、いわゆる「逆選択」が起きて、年金運営が危機にさらされる可能性がある。ここで「逆選択」とは次のような事態を指す。民間保険において、情報の非対称性が存在する場合や制度的に加入者を区別できない場合には、同一の保険料を科さざるを得ない。このため、その保険料が見合わない低リスク者が保険を脱退して保険が成立しなくなったり、高リスク者を対象とした保険のみが残り、平均以下のリスク者に保険が提供されなくなる。

本稿は、年金未加入者を含む個票データを用いることにより、未加入者となる動機を探り、わが国の国民年金に「逆選択」が存在しているかどうかを検証する。また、各要因の大きさについても計測し、その大きさを比較検討する。

以下、本稿の構成は次の通りである。2節では、先行研究についてまとめる。3節では、グラフを用いた簡単なモデルを提示し、未加入動機について詳述する。4節は、本稿で用いるデータについて説明する。5節は、3節で提示した未加入動機モデルを、グラフや推定モデルを用いて実際に検証する。6節は結語であり、今後の対策について論じる。

2．先行研究

これまで国民年金の未納・未加入問題を論じた多くの研究は、その現象を、世代間不公平を背景とした年金制度への不信感、もしくは逆選択が顕在化したものとして捉えてきた（牛丸ほか（1999）、小塩（1998）、八田・小口（1999）、高山（1998）等）。しかしながら、実際にこのような動機の存在を、学術的な批判に耐え得るかたちで検証した研究は非常に少ない。また、同時期にわが国が深刻な景気後退局面にあったことを鑑みれば、逆選択や年金不信感のみが未加入者問題の本質であるかどうかは、実証的な分析無くしては、判断できないように思われる。

実際のデータを用いて、未加入者の問題を扱った数少ない研究として、小椋・千葉（1991）、塚原（1997）、小椋・角田（2000）が挙げられる。小椋・千葉（1991）は、1973～1988年までの非加入率を、各種統計が

ら推定した後、保険料や自営業者所得、労働市場要因等を説明変数として、時系列における回帰分析を行っている。その結果、保険料上昇に対して非加入率が敏感に上昇することを明らかにした。また、塚原(1997)は、独自に行ったアンケートを用いて、個票レベルから未加入者問題を分析した最初の研究である。彼が用いたアンケートは、年金の加入状況のほかに、仮に年金が任意加入であった場合の加入意志、予想死亡年齢を直接に尋ねているという画期的なデータである。彼は、それを用いて、予想死亡年齢が低いほど年金に加入しないという逆選択仮説を、主にクロス表を用いて分析し、仮説は支持されないと結論づけている⁴。しかしながら、彼自身が指摘しているように、クロス表を用いた分析には、様々な要因がコントロールされていないという問題がある。また、この研究は広範に論じられている「世代間不公平要因」の検証にもなっていない。しかしながら、最近、小椋・角田(2000)によって、より高度な手法と大規模な個票データを用い、世代間不公平要因をも分析した研究が行われた。彼らの分析は、必ずしも国民年金の未加入問題に焦点を当てたものではないが、その一部として、社会保険料納付を行うか否かのプロビットモデルを推定している⁵。その結果、所得、前年所得、無職ダミー、世代人員などが社会保険からのドロップアウトに影響を与える、コホートが若いほどドロップアウトの確率が高まることなどが明らかになった。そして、特にの結果は、社会保険の純収益率が低くなる(若い世代)ほどドロップアウトするという仮説(本稿の世代間不公平要因)に整合的であると結論付けている。

一方、年金の運営主体が行った調査としては、社会保険庁(1995)が唯一のものである。大規模なアンケート調査により、第1号被保険者

⁴ 塚原(1997)は、その他、公的医療保険や介護保険における逆選択の存在についても検証している。公的医療保険において個票レベルから逆選択の存在を調べた研究としては、鈴木・大日(1999)の補論、鈴木(1999)も挙げられる。また、塚原(1999)は、塚原(1997)と同じ個票データから、公的介護保険に逆選択が存在する可能性を、様々な要因をコントロールした上で詳細に分析している。

⁵ ただし、彼らが用いた「国民生活基礎調査」では、年金保険料と医療保険の保険料が区別できないため、両者を合算した社会保険料が分析対象になっている。また、プロビットモデルの被説明変数である社会保険料納付額が0であったとしても、それが未加入者なのか未納者なのかは判別できない。

の加入者と未加入者の属性を調査した結果、年齢が若いほど、都市規模が大きいほど未加入率が高い、所得分布は両者で変化がない一方、貯蓄分布は未加入者の方がやや低い、生命保険や個人年金、医療保険の加入率は、年金未加入者の方が低いものの、（国民年金に未加入である割には）依然高い加入率である等の結論を得ている。もっとも、これらの結論は、簡単なサンプル比較をしたグラフ及び記述統計量に基づいている。この場合、塚原（1997）と同様に、他の様々な要因がコントロールされていないため、そこから結論を得ることは非常に危険である。例えば、年齢と未加入率の相関は、所得と未加入率の相関を反映した見せかけの相関であるかもしれない。また、個人年金や生命保険の加入率は、所得・就業状況などをコントロールした上で比較すれば、年金未加入者の方が高い可能性がある。本稿は、小椋・角田（2000）と同様に、関数推定モデルを用いることにより、この問題に対処する。

本稿の分析の意義をまとめると、小椋・角田（2000）や塚原（1997）の問題意識を引き継ぎつつも、それらを統合的に扱い、社会保険庁（1995）と同様に国民年金未加入者だけに焦点を当て、様々な要因に配慮した分析を行っている点にあると言えよう。

3．未加入動機のモデル

国民年金の第1号被保険者は、その該当者となった場合には14日以内に市町村長に届け出なければならないが（国民年金法第12条第1項）その届け出をしない場合でも10万円以下の罰金が科されるにすぎないことから（国民年金法第113条）加入を拒否することのペナルティーがきわめて小さいと言える。したがって、第1号被保険者は、国民年金の受け取りを放棄し、ペナルティーを甘受することにより、自主的な「逆選択」行為が可能であり、この点でわが国の国民年金は個人年金と似た性格を持っている。

また、通常社会保険は、保険集団に対して同一の保険料レートを適用するものであるが、わが国の国民年金制度は加入期間を調整することにより、一定の範囲で保険料額と年金受取額を調整することが可能である。すなわち、わが国の国民年金における年金受取額を加入期間別に示すと次のようになる。

保険加入期間が40年…年金額＝78万円/年（月65,000円）

25 年以上 40 年未満...年金額 = 78 万円 * (納付済月数 + 1/3 保険料免除月数) / 480⁶

25 年未満...年金額 = 0 円⁷

したがって、 のケースの様に、未加入期間を 0～15 年まで調整することにより、保険料額・年金受取額を満額の 25/40～40/40 に調整できる。この点からも、国民年金が個人年金としての性格を有しているものと言えよう。

さて、上記の制度を、簡略化したモデルを用いて図式化しよう。いま、図 1 は、若年期（第 1 期）と老年期（第 2 期）からなる 2 期間モデルである。各個人は、若年期における労働所得（ W_1 ）から年金を加入期間分購入することで、第 2 期の消費を得る。ここで、年金として国民年金を考えると、 W_1 -A-C-D の予算制約線が描ける。A（C）点は、保険料納付を 25 年行った点に対応しており、B（D）点は 40 年に対応している。 W_1 から A 点までは年金受給権が得られないために、予算制約線が横軸と等しく、C 点から D 点までは r_p の年金収益率で労働所得を老年期へと変換できる。一方、 W_1 -G の予算線は、民間の個人年金のものであり、収益率を r_i としている。現在の国民年金受給者にとって、賦課方式で運営される国民年金の収益率は、年金数理的にフェアな収益率を上回っている。したがって、図中では個人年金の方が国民年金の収益率よりも低く描かれている（ $r_i < r_p$ ）。結局、第 1 号被保険者該当者が直面する予算制約は、 W_1 -H-C-D（図中の太線）である。

さて、ここで各個人の効用関数を $U_i = u(c_1) + p_i u(c_2)$ とする。ここで、各期の $u()$ は通常の仮定を満たす強い意味の準凹関数であり、 p_i は個人 i の老年期における予想生存確率である。例えば個人 1 の方が個人 2 よりも予想生存確率が高い（予想死亡年齢が高い）とすると、個人 1 の効用関数の方が個人 2 よりも傾きが緩やかである⁸。したがって、個人 1 と 2 の効用関数を予算線に接する様に描くと、例え

⁶ 国民年金法第 27 条「老齢基礎年金の額は、78 万円とする。ただし、保険料納付済期間の月数が 480 に満たない者に支給する場合は、78 万円に、保険料納付済期間の月数と保険料免除期間の月数（480 から当該保険料納付済期間の月数を控除して得た月数を限度とする。）の 3 分の 1 に相当する月数とを合算した月数を 480 で除して得た数を乗じて得た額とする。」

⁷ 国民年金法第 26 条「老齢基礎年金は、保険料納付済期間または保険料免除期間を有する者が 65 歳に達したときに、その者に支給する。ただし、その者の保険料納付済期間と保険料免除期間とを合算した期間が 25 年に満たないときは、この限りでない。」

⁸ 効用関数を全微分して整理すると、 $\frac{dc_2^i}{dc_1^i} = \frac{1}{p_i} \frac{u'(c_1)}{u'(c_2)}$ であり、 p_i が大きくなるほど傾きが緩やかである。

ば図 1 中の U_1 、 U_2 の様に、 U_1 が U_2 の右上方になる位置関係に描ける。ここで、各個人はそれぞれの予想死亡年齢に応じて、25 年から 40 年の加入期間の中で、最適な加入期間を選んでいる点に着目されたい。このとき、最適な加入期間が 40 年を下回る場合には、その下回る期間分だけの未加入期間が人々の「合理的な選択」の結果として発生しているのである。もちろん、さらに予想死亡年齢が低い場合には、25 年の加入期間すら選択せずに、例えば U_3 の様に国民年金には生涯加入せず、民間個人年金を選択する。いずれにせよ、低リスク者が年金購入量を減らしたり、年金に加入しなかったりすることから、高リスク者のみが残るという「逆選択」が起きている。ここで、国民年金予算制約が C 点で屈折していることに注意が必要である。この C 点の Notch のために、例えば U_2 の様に、本来予算制約が連続であればこの点を選ばなかった人までが C 点を選ぶことになり、数多くの人がこの点に集中すると考えられる。もし、このモデルの現実妥当性が高い場合には、25 年加入のための限界年齢である 35 才 ~ 39 才⁹の年齢層で、急に加入確率が高まるはずである。

次に、世代間不公平要因について考えてみよう。国民年金における世代間負担の格差は、田近・金子・林 (1996)、八田・小口 (1999) により、コホート別の推定が行われている。例えば八田・小口 (1999) によれば、1935 年生まれの世代は、生涯に支払う保険料額に対して国民年金の受取額が 971 万円の受取超過になるのに対し、1995 年生まれの世代では、逆に 304 万円の支払超過となる。損得なしの世代は 1970 年生まれの世代である。このように老年世代が得をし、若い世代ほど損をするのは、国民年金が賦課方式で運営されているからである。高齢化が進み年金受給者が増加する中で、毎年の収支を一致させるためには、現役世帯の一人あたり保険料を上昇させざるを得ないことから、世代間の不公平が生ずる。図 1 において、 W_1 -A-E-F 線は、国民年金で平均的に支払超となる現在の若年世代における国民年金の予算制約線である。この世代の国民年金の収益率は、年金数理的にフェアな収益率を下回するために、個人年金よりも低く描かれている ($r'_p < r_i$)。この場合は、民間個人保険を通じた予算制約線 (W_1 -G) が常に国民年金のものを上回るために、例えば U_3 、 U_4 の様に予想死亡年齢にかかわらず個人年金を選択することになる。また、年齢が若くなればなるほど収益率 r'_p は低下し、個人年金との収益差が拡大する。したがって、もしこのモデルが現実的であるならば、実際のデータから、若年齢世代ほ

⁹ 昭和 31 年生まれ以降の世代は、原則として 60-64 才までの任意加入期間があるので、39 才までが 25 年の加入期間を満たすことができる。

ど国民年金の未加入率が増加し、逆に個人年金の加入率が増加する姿がみられるはずである。

最後に、流動性制約要因については、図中では W_1 近い部分の予算制約上に留まり、最適な加入期間を選べないことを意味するから、国民年金の未加入者となる可能性が高くなると考えられる。

4．データについて

本稿で用いるデータは、郵政研究所が 1996 年 11 月に行った「家計と貯蓄に関する調査」である。調査対象は全国の 20 才以上の世帯主であり、層化多段無作為抽出法で選ばれた 6000 世帯を対象としている。また、調査方法は、留置面接法で行われている。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している。分析に用いたサンプルは、世帯主¹⁰であり、世帯主年齢が、20 才以上 59 才以下、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数は 611 であり、そのうち未加入者のサンプル数は 60 であり、約 1 割を占めている。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、このアンケートには、個人年金の加入状況¹¹についても質問している。さらに、家計・世帯主の属性として、性別、年齢、就業状態、健康状態、学歴、居住地の都市規模、世帯所得、本人所得、金融資産、実物資産等が含まれている。表 1 は、サンプルを国民年金の加入者と未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、本人所得、本人以外の世帯所得、各金融資産、実物資産ともに低く、また、失業・無業率も高い。一方、社会保険庁（1995）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で、未加入者との差が小さいという点も社会保険庁（1995）の指摘通りである。その他、未加入者の方が、健康状態が悪く、学歴がやや低いこと等も特徴的である。

¹⁰ 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。

¹¹ 個人年金に対する質問は、世帯主ではなく世帯に対するものであるが、個人年金に加入と答えている世帯の場合には、通常は少なくとも世帯主は含まれるはずであるから、ここでは世帯主の加入状況と等しく扱っている。

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。

5．推定モデル及び推定結果

5.1 25 年加入の屈折点の確認

推定モデルを説明する前に、3 節で解説した 25 年加入による屈折点についてデータを確認しよう。図 1 の未加入動機モデルが正しければ、年齢階層別の未加入率は、34 才以下と、25 年加入のための限界年齢である 35-39 才以上の階層の間で大きく異なり、35-39 才付近で急に減少するはずである。この点を確認したものが、図 2 である。未加入率を 5 才刻みの年齢階級ごとにみると、概ね年齢とともに下がっていく傾向にあるが、やはり 35-39 才の階層で大きく屈折して減少していることがみてとれる。この点をフォーマルに確認するために、両者の未加入率の平均値について平均値の差の検定を行っても、差がないという仮説は 1% 基準で棄却される。

5.2 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、次の様な推定モデルを用いて検証する。

$$M_i^* = \alpha_0 + \alpha_A A_i + \alpha_U U_i + \alpha_I I_i + \alpha_F F_i + \alpha_R R_i + \alpha_H H_i + \alpha_E E_i + \alpha_S S_i + \alpha_T T_i + u_i^M$$

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

$$P_i^* = \beta_0 + \beta_A A_i + \beta_U U_i + \beta_I I_i + \beta_F F_i + \beta_R R_i + \beta_H H_i + \beta_E E_i + \beta_S S_i + u_i^P$$

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

$$E[u_i^M] = E[u_i^P] = 0$$

$$Var[u_i^M] = Var[u_i^P] = 1$$

$$Cov[u_i^M, u_i^P] = \rho$$

(1) 式を「国民年金未加入選択関数」、(2) 式を「個人年金選択関数」と名付ける。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。同様に P_i^* も、個人年金加入者である場合とそうでないときの効用差として定義される Latent Variable である。一方、(1)、(2) 式の被説明変数 M_i, P_i は、実際に観察される変数であり、 M_i は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、 P_i は逆に個人年金の加入者である場合に 1、そうでない場合に 0 となるダミー変数である。各説明変数は、年齢¹² A_i 、失業・無業者 U_i (就業している場合 1、就業していない場合 0 となるダミー変数)、世帯所得 (本人所得を除く)¹³ I_i 、金融資産額 (除く個人年金) F_i 、実物資産 R_i 、病気・病気がち H_i (病気・病気がちと答えた場合 1、健康の場合 0 となるダミー変数)、性別 S_i (男性の場合に 1、女性の場合に 0 となるダミー変数)、学歴 E_i (大学院・大卒・短大卒を 1、それ以外を 0 とするダミー変数)、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)¹⁴ というものである。

3 節の図 1 のモデルで確認したように、国民年金の未加入者になることと、個人年金に加入することは、お互いに密接な関係があると考えられる。したがって、推定に際しては、それぞれの関数の誤差項における相関を考慮した Bivariate Probit Model を用いる。これは、Probit Model における SUR (Seemingly Unrelated Regression) と言うべきものである。尤度関数の中に入る累積分布関数は次の様に定義され、最尤法を用いて推定する。

$$\Pr(Y_1 = M_i, Y_2 = P_i) = \Phi_2(w_{i1}, w_{i2}, \rho_i^*) = \int_{-\infty}^{w_{i2}} \int_{-\infty}^{w_{i1}} \phi(z_{i1}, z_{i2}, \rho_i^*) dz_{i1} dz_{i2}$$

ただし、

$$z_{i1} = \alpha_0 + \alpha_A A_i + \alpha_U U_i + \alpha_I I_i + \alpha_F F_i + \alpha_R R_i + \alpha_H H_i + \alpha_S S_i + \alpha_E E_i + \alpha_T T_i$$

¹² 年齢の他に、25 年の加入期間を考慮した 35-39 才以上の年齢のダミー変数を入れることも考えられるが、両変数の相関が 0.729 と高く、多重共線性が起きるために、変数に入れることを諦めた。

¹³ 世帯所得から本人所得の除くのは、本人所得は失業・無業者ダミーとの相関が高く、多重共線性が起きるからである。

¹⁴ この変数を加えたのは、社会保険庁(1995)の指摘に基づく。

$$\begin{aligned}
z_{i2} &= \beta_0 + \beta_A A_i + \beta_U U_i + \beta_I I_i + \beta_F F_i + \beta_R R_i + \beta_H H_i + \beta_S S_i + \beta_E E_i \\
w_{i1} &= (2M_i - 1)z_{i1} \\
w_{i2} &= (2P_i - 1)z_{i2} \\
\rho_i^* &= (2M_i - 1)(2P_i - 1)\rho \\
\phi(z_{i1}, z_{i2}, \rho_i^*) &= \frac{\exp(-1/2(z_{i1}^2 + z_{i2}^2 - 2\rho_i^* z_{i1} z_{i2})/(1 - \rho_i^{*2}))}{2\pi(1 - \rho_i^{*2})^{1/2}}
\end{aligned}$$

5.3 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あるならば、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（除く個人年金） F_i 、世帯所得（本人所得を除く） 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、若い世代ほど国民年金に加入せず、その代わりに個人年金に加入するはずであるから、国民年金未加入選択関数と個人年金選択関数の両方で年齢 A_i の係数が負で有意になるはずである。予想死亡年齢要因については、このデータには塚原（1999）の様に予想死亡年齢を直接尋ねる質問がないので、普段の健康状態が病気・病気がちな人ほど予想死亡年齢が低いと考えて、病気・病気がちダミー H_i を代理変数とした。つまり、仮説が正しければこの変数が正に有意となる。さらに、予想死亡年齢要因、世代間不公平要因にかかわらず、逆選択が起きている場合には、国民年金未加入者ほど個人年金に加入していることが予想される。この点は、両関数の誤差項の相関 ρ が、正に有意になるかどうかで確認できる。

5.4 推定結果

推定結果は、表2の通りである。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 、金融資産 F_i が、それぞれ正、負に有意¹⁵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。特に実物資産 R_i が有意ではない一方で、金融資産 F_i のみが有意となっていることは、流動性制約説を強く裏付けるものと言えよう。一方で、国民年金未加入選択関数の病気・病気がちダミー H_i

は正、年齢 A_i は負、個人年金選択関数の年齢 A_i は負で有意な結果となっており、逆選択仮説とも整合的な結果となっている。さらに、誤差項の相関も正で有意であり、逆選択仮説が強く支持される結果となっている。また、この結果は、社会保険庁（1995）や4節の記述統計において、国民年金加入者の方が、個人年金加入率が高かったという観察事実を覆すものである。つまり、様々な要因をコントロールした後は、国民年金の未加入者ほど個人年金に加入しているという姿が明らかとなったのである¹⁶。その他、仮説とは直接関係が無いものの、個人年金関数において、世帯所得 I_i や金融資産 F_i が正に有意な結果となり、失業・無業者ダミー U_i が負に有意となっている点も予想通りである¹⁷。

表3は各説明変数に対する限界効果¹⁸を個人年金の加入状況（左欄が個人年金加入の場合、右欄が未加入の場合）に応じて計算したものである。これによると、国民年金の未加入確率は、年齢が1才減少するにしたがって、0.24%ポイント（個人年金未加入）から0.41%ポイント（個人年金加入）、病気・病気がちになることにより、8.2%ポイント（同上）から15.7%ポイント（同上）、失業・無業化により5.1%ポイント（同上）から11.1%ポイント（同上）、金融資産100万円の減

¹⁵ 10%基準で判断する。

¹⁶ また、都市規模ダミーについても有意となっていない。この点は、様々な都市規模ダミーを使って試したがいずれも有意とはならなかった。したがって、都市規模が大きいほど未加入率が高いという社会保険庁（1995）の指摘は、失業率等を背景とした見せかけの相関であった可能性がある。

¹⁷ もっとも、個人年金選択関数における病気・病気がちダミー H_i は有意とはならず、個人年金における予想死亡年齢要因による逆選択仮説は支持されていない。これは、民間の個人年金が逆選択を防止する何らかの対策を行っていることを意味するのかもしれない。

¹⁸ Bivariate Probit Model の限界効果は、説明変数ベクトルを X として次のように表される（Greene(2000)、Christofides et al (1997)）。

$$\frac{\partial E(M | P=1 \text{ or } 0, X)}{\partial X} = \left(\frac{1}{\Phi_2(\beta'_n X)} \right) \left\{ g_1 \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \vdots \\ \alpha_E \\ \alpha_T \end{bmatrix} + \left(g_2 - \Phi_2 \frac{\phi([\beta_0 \cdots \beta_E 0]X)}{\Phi([\beta_0 \cdots \beta_E 0]X)} \right) \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \vdots \\ \beta_E \\ 0 \end{bmatrix} \right\}$$

ただし、

$$g_1 = \phi(w_1) \Phi \left(\frac{w_2 - \rho^* w_1}{\sqrt{1 - \rho^{*2}}} \right), \quad g_2 = \phi(w_2) \Phi \left(\frac{w_1 - \rho^* w_2}{\sqrt{1 - \rho^{*2}}} \right)$$

少に対して 0.55%ポイント(同上)から 1.1%ポイント(同上)上昇することがわかる。

5.5 各要因の大きさの比較

さて、表 2 の推定結果は、流動性制約仮説とともに、逆選択仮説をも支持する結果となった。次なる問題は、未加入者となる動機として、どちらがより支配的かということである。このことをみるために、表 2 の推定結果から、各仮説の対数尤度($\ln L$)を計算し比較する。まず考えられる方法は、国民年金未加入選択関数の説明変数から流動性制約要因である失業・無業者ダミー、世帯所得、金融資産を落として再推定した対数尤度を「逆選択要因の対数尤度」と定義し、逆に、逆選択要因である年齢、病気・病気がちダミーを説明変数から落として再推定したものを「流動性制約要因の対数尤度」とし、両者を比較する、という方法である。しかしながら、この方法には次の様な問題がある。もし関数の各説明変数がお互いに完全に orthogonal であれば、これらの説明変数を落として再推定しても、各変数の係数は表 2 と同じ結果が維持される。しかし現実には orthogonal ではあり得ず、再推定した係数値と表 2 の係数値は大きく異なってしまうのである。このため、ここでは、表 2 の推定結果を直接用いて、国民年金未加入選択関数から「失業・無業者ダミー×係数」「世帯所得×係数」「金融資産×係数」を推定結果から除いて再計算した対数尤度を「逆選択要因の対数尤度」と定義し、同様に「年齢×係数」「病気・病気がちダミー×係数」を除いて再計算した対数尤度を「流動性制約要因の対数尤度」とし、両者を比較する、という方法を用いた。また、同様の方法を用いて、逆選択要因をさらに、「世代間不公平要因の対数尤度」と「死亡年齢要因の対数尤度」に分けても計算している。

計算結果は、表 4 の上段に示した通りである。表 2 の推計結果における対数尤度が -437.3 であったのに対して、流動性制約要因の対数尤度は -558.9、逆選択要因による対数尤度は -448.2 となっており、逆選択要因によるものの方が大きい(絶対値は小さい)ことから、逆選択要因の方が流動性要因よりも説明力が高い(影響が大きい)ことがわかる。また、逆選択要因の中でも、世代間不公平要因による対数尤度は -452.9、予想死亡年齢要因による対数尤度は -648.0 であることから、世代間不

公平要因の影響の方が大きいことがわかる。ちなみに、表 4 下段には、再推定による各要因の対数尤度を計算してあるが、上段の結果と結論は変わらない。

6．結語

本稿では、国民年金の未加入者に焦点を当てて、その動機について個票データを用いて検証した。選択動機として、流動性制約要因、予想死亡年齢要因、世代間不公平要因を取り上げ、それらを統合的に扱う簡単なモデルを提示した後、推定モデルを用いてそれらの仮説を実際に検証した。その結果、の流動性制約要因も確認できるものの、予想死亡年齢要因、世代間不公平要因も確認され、したがって、国民年金に逆選択が起きていることが示唆される。また、これら逆選択要因の方が、流動性制約要因よりも未加入行動に大きく影響していることがわかった。

ここでは、今後の対策について考えてみたい。まず、逆選択への対策を論ずる以前の問題として、国民年金法第 26 条における 25 年加入という受給資格要件について論じたい。図 2 において現実のデータからも確認されたように、「25 年加入のための屈折点」である 3 節図 1 の C 点で、多くの人々が選択を集中する現象が起きている。したがって、25 年未満の加入期間の人々でも加入期間に応じた年金受給を行うという改革を導入することにより（図 1 の点線で示した W_1 -C を予算制約とすることにより）端点解として C 点を選ぶそれらの人々の効用を高めることができ、厚生を改善することができる。また、もちろんこの措置により、図 1 中の U_3 の様に、C 点すら選択せずに未加入者となっている人々の厚生も改善でき、かつ加入率も増加できる。

次に、流動性制約要因について考えよう。表 2 の結果において、流動性制約要因が検証されたことは、それ自体、現在の減免策の不備を物語っていると考えられる。減免措置の拡充に加えて、任意加入期間の延長なども有効な政策手段と考えられる。

最後に逆選択問題への対策について論じよう。平成 11 年度の年金白書によれば、厚生省は未加入者に対する加入対策として、加入対象者に対する文書による加入推奨の徹底に加えて、加入推奨に応じない人々に年金手帳を送付して加入させる（認定適用）未加入者の 7 割は国民健康保険に加入していることから、国民健康保険台帳との突合作業をして加入推奨、認定適用を行う、基礎年金番号を活用した未加入者の把握を行うとしている。しかしながら、総務庁行政監察局（1998）による監察結果は、の認定適用については、調査対象の約半数の市町村が全く実施して

いない、の国保台帳を用いた方法については、国保台帳を用いた上でも2号・3号とを区別するために膨大な個別照会の必要があり、国保にも加入しない残りの3割についても膨大な照会事務等があることから、大半の市町村が実施をしていない、

についても膨大なデータ処理を行う為の「基礎年金番号検索システム」の構築が全く着手されていない等を指摘しており、未加入対策が遅々として進展していない事実を報告している。その原因は明らかであり、現在の社会保険方式では、未加入者把握・強制加入・強制的な保険料徴収等に、行政費用がかかり過ぎるのである。行政費用を安価にする有効な手段の一つは、罰則の強化である。この観点からみて、国民年金法第113条の未加入に対する10万円以下という罰則規定は低すぎると思われる。しかし、もっと手っ取り早い方法は、小椋・千葉(1991)、八田・小口(1999)、高山(1998)等が論ずる様に、社会保険方式から税方式への財源変更である。これらの論者は税方式の中でも、特に徴収が効率的な消費税方式への変更を提案している。こうした徴収力の強化手段に加えて必要であると思われるのは、そもそも世代間の不公平を背景とした年金への不信感の解消である。これは、八田・小口(1999)が論じるように、保険料引き上げ現在から将来に対して一定率にするフェアな制度へ移行をする(税方式化の場合には、一律の基礎年金目的税を創設する)方法が有効な一手段と考えられる。

ところで、国民年金は社会保険なのだから、加入期間に応じた年金額の調整も廃止すべきとの意見がある¹⁹。つまり全員が40年加入を強制され、全員同額の保険料月額を支払い、同額の年金受給月額を受け取るのである。しかしながら、この意見には一定の留意が必要であると思われる。このような社会保険の正当性の理論的根拠を最初に示したのは、Eckstein et al(1985)である。彼らは逆選択が存在する民間個人年金市場に、全員が一定の保険料に直面する公的年金制度を導入することにより、全員がパレート改善することを示したが、そのロジックは次の様なものである。今、逆選択の存在によって高リスク者は本来の高い保険料に直面し、一方で低リスク者は保険範囲が狭くなるという状態にある。ここで、一定範囲で社会保険が導入されることにより、高リスク者は保険料が低くなり、低リスク者は保険範囲が広がるためにパレート改善する。注意したいのはこのモデルでパレート改善するのは、あくまで「一定の範囲」内の話であり、社会保険が大きすぎる場合にはパレ

¹⁹ 例えば牛丸ほか(1999)は、公平性の観点から全員同額の制度が望ましいとしている。

ート改善とはならないということである。国民年金における 40 年満期の保険料額・年金額が、その「一定の範囲内」にあるかどうかの判断は、きわめて実証的な課題であり、その解明を待たずして判断することは適切ではない。この点の解明は今後の課題としたい。

参考文献

- 牛丸聡・荒木万寿夫・木滝秀彰・吉田充志・伊藤寛・飯山養司(1999)「新たな基礎年金制度の構築に向けて」『経済分析・政策研究の視点シリーズ』13、経済企画庁
- 小塩隆士(1998)『年金民営化への構想』日本経済新聞社
- 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
- 社会保険研究所(1999)『平成11年度年金白書』
- 社会保険庁(1995)『平成7年公的年金加入状況調査の概要』
- 社会保険庁(1996)『平成8年国民年金被保険者実態調査の概要』
- 鈴木亘(1999)「公的医療保険制度に逆選択は存在するか」未公開論文
- 鈴木亘・大日康史(1999)「医療需要行動の Conjoint Analysis」未公開論文
- 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
- 高山憲之(1998)「国民皆年金は崩壊寸前だ」『This is 読売』読売新聞社3月号 pp.50-57
- 田近栄治・金子能宏・林文子(1996)「国民年金の世代間負担と制度間財源調整」『年金の経済分析～保険の視点～第5章』東洋経済新報社
- 塚原康博(1997)「社会保険における逆選択の実証研究」社会保障の経済分析研究会『高齢化社会における社会保障の経済分析研究報告書』
- 塚原康博(1999)「非対称情報下の介護保険における逆選択の実証研究」『季刊社会保障研究』Vol.35 No.3, pp.295-302
- 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
- Eckstein, Z., M. Eichenbaum and D. Peled (1985), "Uncertain Lifetimes and the Welfare Enhancing Properties of Annuity Markets and Social Security.", *Journal of Public Economics*, Vol.6, pp.77-104
- Friedman, B. and W. Warshawsky (1990), "The Cost of Annuities: Implication for Saving Behavior and Bequests.", *Quarterly Journal of Economics* 105(1), pp.135-154
- Greene, W. (2000) *Econometric Analysis. Fourth Edition*, Prentice Hall
- Greene, W. (1996), "Marginal Effects in the Bivariate Probit Model." Working Paper No.96-11, Department of Economics, Stern School of Business, New York University
- Christofides, L., T. Stengos and R. Swidinsky (1997), "On the Calculation of Marginal Effects in the Bivariate Probit Model", *Economics Letters* 54, pp.203-208

図1 未加入動機モデル

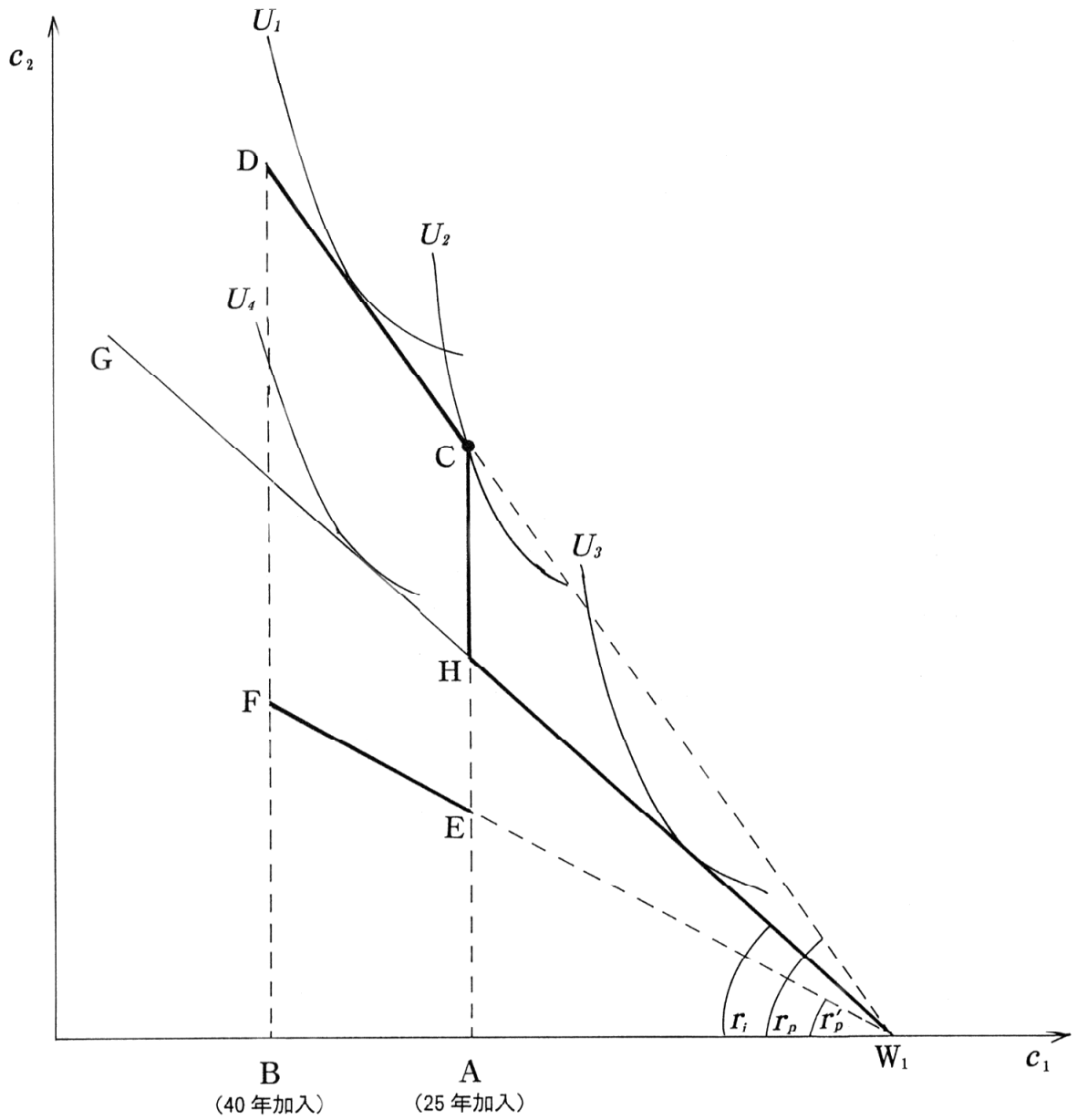
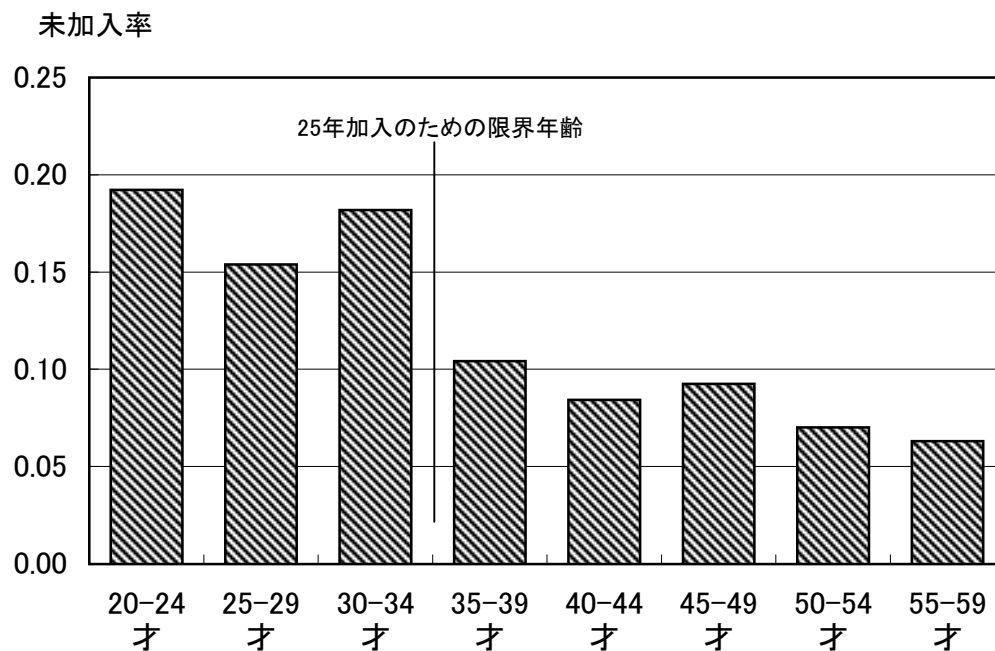


表1 記述統計量

	国民年金「加入者」				国民年金「未加入者」			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
個人年金加入者	0.18	0.38	0	1	0.17	0.38	0	1
年齢	45.4	10.0	20.0	59.0	41.0	11.4	20.0	59.0
失業・無業者	0.07	0.26	0	1	0.20	0.40	0	1
世帯所得	441	541	0	4,740	298	290	0	1,300
本人所得	323	407	0	3,130	242	233	0	1,000
世帯所得(本人を除く)	124	233	0	1,980	56	125	0	640
金融資産合計	774	1,847	0	25,700	218	360	0	1,510
金融資産合計(除く個人年金)	729	1,807	0	25,650	206	338	0	1,510
実物資産	1,497	4,837	0	72,300	519	2,025	0	12,000
病気・病気がち	0.05	0.22	0	1	0.17	0.38	0	1
学歴	0.20	0.40	0	1	0.15	0.36	0	1
性別	0.89	0.32	0	1	0.85	0.36	0	1
都市規模	0.27	0.45	0	1	0.33	0.48	0	1

注) 総サンプル数は611であり、内訳は国民年金加入者が551、未加入者が60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。「学歴」は、短大卒以上を1、それ以外を0とするダミー変数である。各所得、資産の単位は「万円」である。

図2 国民年金未加入率の年齢別推移



注) 20-34才と35-59才の年金未加入率はそれぞれ0.175(0.382)、0.079(0.271)である(括弧内は標準偏差)。平均値の差の検定は、t値が3.175であり、1%基準で平均値に差がないという仮説は棄却される。

表2 国民年金未加入選択関数及び個人年金選択関数の推計結果

	係数	標準誤差	t値	p値
国民年金未加入選択関数				
年齢	-0.023988	0.004651	-5.157	0.000
失業・無業者	0.363305	0.220513	1.648	0.099
世帯所得(本人を除く)	-0.000265	0.000573	-0.462	0.644
金融資産合計(除く個人年金)	-0.000490	0.000240	-2.043	0.041
実物資産	0.000002	0.000037	0.055	0.956
病気・病気がち	0.720581	0.265532	2.714	0.007
学歴	-0.250892	0.217028	-1.156	0.248
性別	-0.141225	0.205352	-0.688	0.492
都市規模	0.075361	0.168323	0.448	0.654
個人年金選択関数				
年齢	-0.021850	0.004466	-4.893	0.000
失業・無業者	-0.880742	0.374810	-2.350	0.019
世帯所得(本人を除く)	0.001346	0.000285	4.730	0.000
金融資産合計(除く個人年金)	0.000107	0.000032	3.391	0.001
実物資産	0.000026	0.000016	1.567	0.117
病気・病気がち	-0.210647	0.346309	-0.608	0.543
学歴	-0.025599	0.168782	-0.152	0.879
性別	-0.185077	0.206101	-0.898	0.369
ρ	0.250581	0.138127	1.814	0.070
LogL	-437.2975			

注) サンプル数は611。推計方法は、Bivariate Probit Modelである。各変数の定義は表1を参照。

表3 国民年金未加入選択に対する限界効果

	個人年金加入の場合		個人年金未加入の場合	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
年齢	-0.004073	0.001067	-0.0023858	0.000784
失業・無業者	0.110571	0.063186	0.0508528	0.023669
世帯所得(本人を除く)	-0.000109	0.000115	-0.0000456	0.000062
金融資産合計(除く個人年金)	-0.000106	0.000057	-0.0000555	0.000019
実物資産	-0.000001	0.000008	-0.0000001	0.000004
病気・病気がち	0.157324	0.070616	0.0822000	0.034981
学歴	-0.050785	0.049257	-0.0274185	0.024221
性別	-0.021700	0.042821	-0.0133605	0.023387
都市規模	0.015565	0.035058	0.0083292	0.018650

注)個人年金の加入行動を一定(左欄は個人年金加入、右欄は未加入)とした場合の条件付きの限界効果である。標準誤差は、Delta Methodにより求めている。

表4 各要因別モデルの対数尤度(lnL)の比較

	フル・モデル	流動性制約要因	逆選択要因	(世代間不公平要因)	(予想死亡年齢要因)
表2の推計結果より作成	-437.3	-558.9	-448.2	-452.9	-648.0
再推計して作成	-437.3	-456.8	-444.2	-450.2	-470.2