

生命保険文化センター
「生命保険に関する全国実態調査」の再分析
井上智紀 岩本光一郎 鈴木亘
白石小百合 栗林敦子 西久保浩二

SSJDA - 25
June 2003

生命保険文化センター「生命保険に関する全国実態調査」の再分析

目次

序章 生命保険文化センター「生命保険に関する全国実態調査」の再分析について ……1	西久保 浩二
1. はじめに	
2. 「生命保険に関する全国実態調査」について	
3. 各章の概要	
第1章 保障領域のニーズシフトに関する研究 ……5	井上 智紀
1. はじめに	
2. 準備状況、保障ニーズの実態	
3. クロスセクションデータによるニーズ分析	
4. ニーズシフトに関する5時点比較分析	
5. 結果と考察	
第2章 保険需要の要因分析：家族のライフサイクルの視点から …… 12	岩本 光一郎
1. はじめに：研究の目的	
2. 先行研究について	
3. 保険需要と貯蓄動機	
4. 保険の追加需要	
5. 結論	
第3章 我が国の年金政策に対する加入者の反応 疑似パネルデータを用いた分析 …… 35	鈴木 亘 白石 小百合
1. はじめに	
2. 先行研究	
3. 疑似パネルデータ	
4. 分析モデル	
5. 推定結果	
6. 結語	

第4章 死亡保障市場としての「中間層」 - 『一億総中流』崩壊の議論の中で - 60
栗林敦子

1. はじめに
2. 分析の考え方と内容
3. 中間層の「万一の際に遺族に必要な生活費」の特徴と動向
4. 中間層の「万一の際の経済的な不安」の特徴と動向
5. 中間層の「万一の際の生命保険への依存」の特徴と動向
6. 中間層の資産格差と死亡保障ニーズ
7. おわりに

第5章 生命保険選択行動における加入経路の影響 68
西久保浩二

1. 人的チャネルの実態
2. 近年の生命保険加入の動向
3. 直近契約の加入経路
4. 加入行動への影響
5. まとめ

< 研究メンバー >

筑波大学大学院ビジネス科学研究科修士2年	井上智紀
早稲田大学経済学研究科	岩本 光一郎
(社)日本経済研究センター	鈴木 亘
(社)日本経済研究センター	白石 小百合
ニッセイ基礎研究所	栗林敦子
生命保険文化センター	西久保浩二

(注) 所属は、2001年度時点のものである。

序章 生命保険文化センター「生命保険に関する全国実態調査」の再分析について

西久保浩二

1. はじめに

本報告書は東京大学社会科学研究所に設けられたグループ共同研究「二次分析研究会2001」の成果をまとめたものである。

当研究会は社会科学研究所の日本社会研究情報センターが運営するSSJデータアーカイブに(財)生命保険文化センターから寄託された「生命保険に関する全国実態調査」を再分析することにより、世界一の加入率となっている日本人の生命保険選択行動について新しい知見を得ることを目的としている。

2. 「生命保険に関する全国実態調査」について

(1) 調査目的

この調査の目的は、わが国の一般家庭における生命保険の加入実態を中心に、生活保障に対する意識等を時系列的に把握して、その統計基礎資料を提供することにある。

なお、本調査は昭和40年以来ほぼ3年に1回の割合で(社)生命保険協会が実施してきたが、昭和51年の(財)生命保険文化センターの設立に伴い、同年以降は同センターが行っている。

(2) 調査項目

項目のうち、主なものは次のとおりとなっている。

- (1) 生命保険(民保、簡保、JA)の加入状況
- (2) 年金型商品と個人年金保険の加入状況
- (3) 民保の特定の保障機能を持つ生命保険や特約の加入状況
- (4) 直近(平成7年以降)加入の生命保険(民保、簡保、JA)の加入方法
加入決定者、加入理由、加入目的
- (5) 民間生命保険の解約・失効
- (6) 加入保障内容の充足感
- (7) 生活保障に対する考え方
- (8) 生命保険の今後の加入・追加加入意向

(3) 調査設計

平成12年度の調査設計は下記のとおりとなっている。

- (1) 調査地域 全国(436地点)
- (2) 調査対象 世帯員2人以上の一般世帯
- (3) 標本数 6,500
- (4) 抽出方法 層化二段(副次)無作為抽出法
- (5) 調査方法 留置調査(訪問留置、訪問回収法)
- (6) 調査時期 平成12年5月12日～6月11日

(4) 回収結果

平成12年度の調査での回収結果は下記のとおりとなっている。

- (1) 回収数(率) 4,657(71.6%)
- (2) 回収不能数(率) 1,843(28.4%)

表A. ブロック別回収状況

ブ ロ ッ ク	標本数	回収数	回収率
北海道	320	235	73.4 %
北 京	477	321	67.3
東 京	612	407	66.5
関東 〔東京を除く首都圏 首都圏以外〕	992	691	69.7
508	336	66.1	
北 陸	263	195	74.1
中部 〔中 京 圏 中 京 圏 以 外〕	407	298	73.2
427	301	70.5	
近畿 〔大 阪 大阪を除く京阪神圏 京 阪 神 圏 以 外〕	466	369	79.2
374	291	77.8	
253	191	75.5	
中 国	408	294	72.1
四 国	225	165	73.3
九州 〔北 九 州 南 九 州〕	445	323	72.6
323	240	74.3	

表B. 市郡規模別回収状況

市 郡 規 模	標本数	回収数	回収率
大 都 市 (13 大 都 市)	1,417	1,016	71.7 %
中 都 市 (世帯数3万以上の都市)	2,701	1,918	71.0
小 都 市 (世帯数3万未満の都市)	1,028	729	70.9
郡 部	1,354	994	73.4

(平成12年度以前の本調査の調査時期、サンプル数、回収数については次のとおりである。)

- 「平成 9年」……平成9年5月～6月調査(サンプル数6,500、回収4,670)
- 「平成 6年」……平成6年5月～6月調査(サンプル数6,500、回収4,703)
- 「平成 3年」……平成3年5月～6月調査(サンプル数6,500、回収4,785)
- 「昭和63年」……昭和63年5月～6月調査(サンプル数6,500、回収4,876)
- 「昭和60年」……昭和60年6月～7月調査(サンプル数6,500、回収4,948)
- 「昭和57年」……昭和57年7月調査(サンプル数6,500、回収5,079)
- 「昭和54年」……昭和54年7月調査(サンプル数5,000、回収4,188)
- 「昭和51年」……昭和51年10月調査(サンプル数5,000、回収3,921)
- 「昭和48年」……昭和48年7月調査(サンプル数6,500、回収5,226)
- 「昭和45年」……昭和45年7月調査(サンプル数6,500、回収5,465)
- 「昭和43年」……昭和43年7月調査(サンプル数6,500、回収5,724)
- 「昭和40年」……昭和40年5月調査(サンプル数6,500、回収5,379)

3. 各章の概要

第1章 保障領域のニーズシフトに関する研究

本章では、世帯の生活設計における保障の充足感（世帯内での充実度評価）が、死亡保障と生存保障、いずれの準備状況に影響されるか、またその影響要因が時代の推移とともにどのように変化しているのかを明らかにすることを目的としている。ここでの分析にあたっては、昭和63年度から平成12年度まで5時点にわたる全国実態調査の個票データが用いられている。時系列比較不能な世帯金融資産を除いて、5時点比較してみると、保障全体に対する充足感に対して、死亡保障差額は昭和63年度データのみ有意に影響を与えている。逆に、医療保障差額は、平成12年度データでのみ、有意となる。また、平成3年度を除く4時点で世帯年収が、平成12年度データでは払込保険料年収比率、世帯主年齢が、それぞれ保障ニーズに対して影響を与えていることが明らかにされている。また、本調査によれば、世帯主の個人年金保険を含めた生命保険への加入状況は5時点を通し、一貫して9割近くに達している。世帯主の加入件数をみても、各調査時点とも平均は約2件となっていることから、ほとんどの世帯において、世帯主の死亡保障ニーズは既に充足していると考えられる。また、医療保障については、平成12年度のみ有意となっている。

このような分析結果は、生活者の保障ニーズを規定する要因として、遺族保障のウェイトが弱まり、医療保障のウェイトが高まっていることを表わしているものと考えられる。

第2章 保険需要の要因分析：家族のライフサイクルの視点から

本章の目的は、家族のライフサイクル過程が対リスクと資産形成という2つの経路を通じて、世帯主の保険需要に与えている影響度を定量的に検証することにある。

今回の分析を通じて判明した点は、1) 死亡保険金需要には死亡リスク保障目標額充足率、満期保険金需要には老後資金目標額充足率が強い影響を与えていること。2) 目標額充足率を動機の強さの代理指標と考えると、予備的・ライフサイクルの両貯蓄動機とも子供の成長過程に合わせて変動するものであり、前者は子供の就労、後者は子供の独立で減少に転じること。3) 加齢は予備的貯蓄動機に強い負の影響を、ライフサイクル貯蓄動機に微弱な正の影響を与えていること。4) 上記二点は、予備的貯蓄動機、ライフサイクル貯蓄動機の強さがライフステージの違いで異なるという考察と整合的である。特に、予備的貯蓄動機にはステージの違いが強く影響している。5) 保険以外の保有資産は、動機充足手段としては保険と相互補完的であるが、保険金額については、死亡保険金とは代替的、満期保険金とは補完的な関係があること、等である。

第3章 我が国の年金政策に対する加入者の反応 疑似パネルデータを用いた分析

本章では、「国民生活基礎調査疑似パネルデータ」および「生命保険に関する全国実態調査」のプールデータを用いて、年金政策に対して家計が合理的に反応しているかどうかを検証している。具体的には、Deaton and Paxson(1993,1994),Deaton(1997)によって考案された疑似パネルデータの分析手法を用いて、個人年金加入率、国民年金未加入率、消費性向、対数消費性向の分散を、コホート効果、年齢効果、年効果に分解することで家計の反応を捉えている。

年金政策に対して家計が合理的に反応しているのであれば、公的年金の期待収益率が低い(マイナス幅が大きい)若いコホートほど、公的年金を代替する手段として個人年金の加入確率が高まるはずとの仮説を設定している。先の分解方法を用いて、コホート効果、年齢効果、年効果の3つに分解を行っている。被説明変数は個人年金を購入しているか否かという離散変数(0,1)であるから、(1)式をプロビットモデルにより推定を行っている。推定結果は、個人年金加入率は仮説通り若いコホートほど高くなっており、合理的な行動の可能性が示唆されていることが明らかにされている。年齢効果については、年齢層が高いほど加入率が高まること。また、年効果は近年の景気循環を反映してか、1991年をピークに減少に転じていること、等が明らかになった。

第4章 死亡保障市場としての「中間層」 - 『一億総中流』崩壊の議論の中で

本章ではこれまで「保障中核」と呼ばれ生命保険業界の中心的顧客であったはずの中間層に着目し、生命保険市場の中でも最も基本的な保障である「死亡保障(万一の際の遺族の生活に対する経済的な備えとしての生命保険)」について中間層 - ホワイトカラー雇用者の「依存度」について、万一の際の経済的な不安意識や必要とされる生活費、さらには保有資産などとの関連性について時系列的視点からの分析を行い、今後の市場の動向について考察を加えている。

その結果、中間層に関しては、「万一の際の経済的な不安」において管理職・専門職について不安が増加傾向にあるが、事務職についてはその傾向が見られず楽観的であることが観測され、中間層内でも反応が分かれていること。また、住宅や金融資産といった資産格差や世帯年収などが死亡保障ニーズの要因である「万一の際の不安の大きさ」に影響する度合いは相対的に少なく、「中流の崩壊」として今後中間層にストック・フローの格差が生じたとしても、それが直接的に死亡保障ニーズに影響することはないことなどが指摘されている。

第5章 生命保険選択行動における加入経路の影響

本章は人的チャネルの介在が消費者の生命保険選択にどのような影響を与えるものかという点について多面的に議論することを目的とする。

特に2つの仮説について検証がなされている。第一の仮説は、従来からの人的チャネルが、比較的新しい他の多様なチャネルに比べて、保険料 消費者の購買量を増加させるものではないかという点。Crosby(1987)の指摘によれば、保険のエージェントとの人的な相互のコミュニケーションのよって、保険選択時のニーズが契約者自身で明確になり、最適な商品選択を可能とするとしている。第二の仮説は、人的チャネルの介在が取引会社数を減少させる効果があるのではないかという仮説である。すなわち、販売側としては顧客単価、顧客世帯単価を引き上げることを、販売効率を高める上での目標とするものと考えられる。できれば、OWN・エイジェント(Own Agent)といわれるように高い信頼関係を築くことで、世帯内の契約を独占したいと願っているからである。

検証の結果からは第一の仮説とは整合的であり概ね支持されたと考えられるが、第二の仮説については想定したものは反対の関係性が抽出された。すなわち、人的チャネルの利用世帯は、他のチャネルを利用している世帯より多くの取引会社を有していることを示す結果となった。

第1章 保障領域のニーズシフトに関する研究

井上 智紀¹

1. はじめに

1.1 問題の所在

生命保険の世帯普及率は9割以上に達しており、少子・高齢化の進展、世帯の構成人数の減少などと相俟って死亡保障市場は飽和状態にあると言われている。こうした環境の中、消費者の生活保障に対する関心は、遺族の生活保障を目的とした死亡保障から生存保障へとシフトしていると言われている。

しかし、(財)生命保険文化センターの「生命保険に関する全国実態調査(以下、全国実態調査)」によれば、世帯主の死亡保障準備に対する充足感は依然として低く、死亡保障に対するニーズは依然として高いといえる(図表1)。

消費者のニーズは本当に死亡保障から生存保障へシフトしているのだろうか。

1.2 本稿の目的

本稿では、世帯の生活設計における保障の充足感が、死亡保障と生存保障、いずれの準備状況に規定されるか、またその規定要因が時代の推移とともにどのように変化しているのかを明らかにすることを目的としている。

以下の分析にあたっては、昭和63年度から平成12年度まで5時点にわたる全国実態調査の個票データを用いる。

2. 準備状況、保障ニーズの実態

ここでは、各保障領域に対する準備状況や保障ニーズ、保障の充足感等の推移について、全国実態調査の結果を概観する。

2.1 準備状況、保障ニーズの実態

世帯主の平均普通死亡保険金額をみると、昭和63年から平成9年まで一貫して上昇した後、平成12年に減少し、2,524万円となっている。

世帯主に万一のことがあった場合に必要と考える資金額については、一貫して上昇傾向にあり、平成12年では平均7,126万円となっている。

必要と考える資金額に対する充足率をみると、一貫して3割台で推移しており、世帯主に万一のことがあった場合の遺族保障については依然として充足していないことがわかる。

次に、疾病入院給付金日額をみると、7千円～1万円で推移しており、平成12年では平均9.8千円となっている。

¹ <tomoki@gssm.ostuka.tsukuba.ac.jp>

世帯主が2～3ヶ月入院した場合に、健康保険診療範囲外の費用に対して必要と考える資金額をみると、月額26～32万円で推移しており、平成12年では平均月額31.7万円となっている。

必要と考える資金額に対する充足率をみると、一貫して9割前後の数値となっており、医療保障に関してはほぼ充足しているといえる。

表 2-1 保障準備、保障ニーズの実態

	H12	H9	H6	H3	S63
普通死亡保険金額（万円）	2,524	2,732	2,681	2,430	1,857
必要と考える資金額（万円）	7,126	7,113	7,119	6,660	5,366
充足率	35.4	38.4	37.7	36.5	34.6
疾病入院給付金日額（千円）	9.8	9.9	9.4	8.9	7.8
必要と考える資金月額（万円）	31.7	30.4	30.2	29.3	26.2
充足率	92.7	97.7	93.4	91.1	89.3

出所：「生命保険に関する全国実態調査」より筆者作成

2.2 保険料負担、充足感、ニーズの実態

世帯全体の保険料負担についてみると、世帯の年間払込保険料は昭和63年から平成9年まで、一貫して上昇しており、平成12年に始めて減少に転じている。しかし、実質的な負担感につながるとされる世帯年収に占める比率についてみると、平成9年までは上昇し、平成12年度には高止まりしている。

表 2-2 保険料負担の実態

	H12	H9	H6	H3	S63
世帯年間払込保険料（万円）	61.0	67.6	63.8	57.4	47.8
対年収比率（％）	10.0	10.1	9.6	9.4	8.9

出所：「生命保険に関する全国実態調査」より筆者作成

保障の充足感についてみると、「充足感あり」の割合は、一貫して3～4割台で、「充足感なし」の割合は平成9年を除く4時点で過半数に達している。

表 2-3 保障内容の充足感の推移

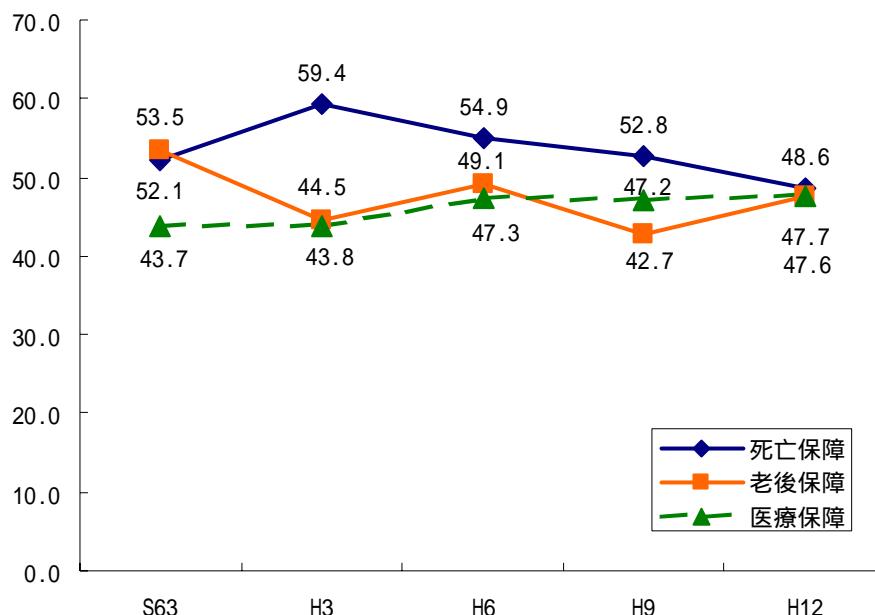
	（単位：％）				
	H12	H9	H6	H3	S63
充足感あり	36.4	45.1	42.8	43.8	44.6
充足感なし	51.1	48.7	53.8	53.0	51.9

出所：「生命保険に関する全国実態調査」より筆者作成

一方、今後の追加加入意向のある保障内容についてみると、死亡保障の割合が一貫して

低下²し、平成 12 年では半数を割っているのに対して、老後保障、医療保障といった生存保障分野では 4 割台と安定的に推移している。

表 2-4 今後の追加加入意向のある保障内容の推移



出所：「生命保険に関する全国実態調査」より筆者作成

3. クロスセクションデータによるニーズ分析

3.1 仮説および分析モデル

ここでは、平成 12 年度の全国実態調査の個票データを用いて、各保障領域に対する準備状況が保障の充足感に与える影響について比較分析する。

濱本(2001)は、世帯主の生命保険金額に影響を及ぼしている要因について重回帰分析を行い、夫婦の年収、同居の子どもの人数、自営業ダミーがプラスに、世帯主の年齢の二乗がマイナスに、それぞれ有意に影響していることを明らかにしている。

分析にあたっては、サンプルごとの個人差要因を排除するため、世帯年収や世帯金融資産、世帯主年齢などのデモグラフィック変数を同時に投入する。コントロール変数の選択にあたっては、濱本(2001)³等の知見を参考とした。

また、保険料負担の重さが意識の面でバイアスとなる可能性があることから、保険料が年収に占める比率も投入してコントロールすることとした。

分析に投入した変数と基本統計量は以下の通りである。

² 平成 3 年調査より質問紙を変更しているため、S63 年度調査データとの比較は不可能である

³ 濱本(2001)は、世帯主の生命保険金額に影響を及ぼしている要因について重回帰分析を行い、夫婦の年収、同居の子どもの人数、自営業ダミーがプラスに、世帯主の年齢の二乗がマイナスに、それぞれ有意に影響していることを明らかにしている。

表 3-1 分析に投入した変数

	平均値	標準偏差
死亡保障差額	4935.9	7236.7
医療保障差額	80.1	76.6
払込保険料年収比率	17.5	16.2
世帯主年齢	51.9	13.4
世帯年収	693.8	447.0
世帯金融資産	1011.4	1057.6
自営業ダミー	0.2	0.4
常雇被用者ダミー	0.6	0.5

まず、保障領域に対する準備状況については、世帯主の死亡、病気やけがによる入院にあたって必要と考える保障額と、実際に加入している死亡保険金額、入院給付金額との差額（以下、死亡保障差額、医療保障差額と称する）を用いる。このように計算した過不足の数値は、加入している保険金額、給付金額が必要保障額に満たなければ正の、上回っていれば負の値をとるものである。過不足の数値が小さくなるほど、保障の充足感が高まると考えられる。

また、可処分所得から支出される保険料の負担感が高まることで、実際の保障ニーズの充足度合いに関わらず、知覚の歪みが生じ、充足感も高まると考えられる。このような観点から、世帯年収に占める年間払込保険料の比率を投入している。

なお、ライフステージや世帯年収、金融資産等、保障の充足感や保障ニーズに影響を与えたと考えられる属性要因についてもあわせて分析に投入している。

3.2 分析結果

分析結果を以下に示す。

保障内容の充足感に対しては、まず、払込保険料年収比率が高いほど充足感が高まることわかる。これは、カバーしている保障内容の如何に関わらず、家計における保険料の負担感によって充足感が規定されることを意味している。

表 3-2 クロスセクションデータによる分析結果

	Std-	t-value
C	2.723	5.658 ****
死亡保障過不足	0.000 -0.081	-1.245
医療保障過不足	-0.001 -0.112	-1.656 *
払込保険料年収比率	0.010 0.164	2.293 **
世帯主年齢	-0.010 -0.117	-1.466
世帯年収	0.000 0.146	1.889 *
世帯金融資産	0.000 0.044	0.588
自営業ダミー	0.007 0.003	0.029
常雇被用者ダミー	0.006 0.003	0.023
		F: 2.497 (DF: 8, 233)
		Std-R ² : 0.049

*: p<0.1 ** : p<0.05 *** : p<0.01 **** : p<0.001

次に、世帯年収が充足感に影響を与えている。世帯年収が多いほど、保険料の支払い余力が生まれ、結果として保障の充足感を高めることになるのではないだろうか。

3つ目に、医療保障過不足が充足感に影響を与えている。死亡保障過不足の影響は有意ではないことから、消費者のニーズが死亡保障ではなく、医療保障にあることが明らかとなった。

次章では、死亡保障、医療保障の過不足が保障の充足感に与える影響の変遷について、昭和63年度、平成3,6,9年度と平成12年度の5時点にわたる時系列比較から明らかにする。

4. ニーズシフトに関する5時点比較分析

4.1 仮説および分析モデル

前章では、払込保険料年収比率、医療保障過不足が保障の充足感を規定する要因となっていることが明らかとなった。また、死亡保障と医療保障の与える影響の大きさに関する比較分析から、消費者のニーズが死亡保障ではなく医療保障にあることも明らかとなった。

本章では、これら2つの保障準備の過不足が保障の充足感に与える影響について時系列比較を行い、保障のニーズシフトの実態を明らかにする。

分析にあたって用いた変数は下表の通りである。なお、前章のクロスセクションでの分析に用いた変数のうち、世帯金融資産については、時系列でデータを取ることができないため、分析からは除外⁴している。

また、前章においてライフステージのコントロール変数として投入した世帯主年齢は、多時点間の標本集団における年齢構成の差異のコントロールが期待できることからも欠かせない変数であろう。

表 4-1 分析に投入した変数

	H12	H9	H6	H3	S63
死亡保障差額	4935.9 (7236.7)	4749.1 (7219.2)	4691.8 (6685.6)	4536.5 (6810.0)	3719.4 (4863.7)
医療保障差額	80.1 (76.6)	20.1 (126.5)	21.6 (113.2)	26.8 (124.7)	26.7 (100.2)
払込保険料年収比率	17.5 (16.2)	17.4 (19.5)	15.0 (10.7)	16.1 (16.5)	15.0 (12.2)
世帯主年齢	51.9 (13.4)	50.1 (13.0)	50.1 (12.5)	49.6 (12.5)	48.9 (12.8)
世帯年収	693.8 (447.0)	744.0 (484.1)	735.8 (446.9)	677.6 (436.0)	572.5 (365.4)
自営業ダミー	0.2 (0.4)	0.3 (0.4)	0.3 (0.4)	0.3 (0.5)	0.3 (0.5)
常雇被用者ダミー	0.6 (0.5)	0.6 (0.5)	0.6 (0.5)	0.6 (0.5)	0.6 (0.5)

(注) 表中上段の数値は平均値、下段括弧内の数値は標準偏差

⁴ 世帯金融資産はクロスセクションの分析においても有意でないことから、分析に用いなくてもあまり問題にはならないと考えられる。

4.2 分析結果

分析の結果を以下に示す。

S63年からH12年の5時点について、死亡保障過不足が保障の充足感に与える影響は減少傾向にある。有意性検定の結果をみても、S63年を除くすべての調査時点で死亡保障差額は有意となっておらず、保障の充足感に対して死亡保障過不足は影響を与えていないことがわかる。

一方、医療保障過不足については、有意性検定では有意とはなっていないものの、H3年以降一貫して増加している。H12年には有意となっており、保障の充足感を規定する要因としてのウェイトが高まっているといえる。

表 4-2 保障の充足感に対する分析結果（時系列比較）

	2000 T-Value	1997 T-Value	1994 T-Value	1991 T-Value	1988 T-Value
C	5.843 ****	6.745 ****	4.203 ****	7.520 ****	6.340 ****
死亡保障差額	-1.130	0.414	-0.594	-0.581	-3.182 ***
医療保障差額	-2.117 **	-0.685	0.068	1.114	-0.540
払込保険料年収比率	2.088 **	-0.174	1.112	1.419	1.451
世帯主年齢	-1.723 *	-1.600	1.523	-0.432	-0.423
世帯年収	2.367 **	2.633 ***	1.991 **	1.070	2.052 **
自営ダミー	0.259	-0.459	0.230	0.228	0.517
常雇ダミー	0.127	-0.705	1.162	-0.743	-0.700
F	3.413	1.460	1.154	1.263	4.114
DF	7,245	7,269	7,324	7,389	7,335
Std-R ²	0.065	0.012	0.003	0.005	0.061

*:p<0.1 **:p<0.05 ***:p<0.01 ****:p<0.001

5. 結果と考察

5.1 結果と考察

本稿では、世帯主の死亡保障、医療保障といった保障領域別の充足度合いが、保障の充足感に与える影響について、5時点比較することにより、ニーズシフトの実態を明らかにした。

平成12年度データの分析では、世帯年収および世帯年収に占める払込保険料比率が正の、医療保障差額が負の関係にあることが確認された。保障の充足感に対しては、死亡保障の準備状況は有意ではなく、生活者の保障ニーズは、死亡保障領域ではなく、医療保障領域にあることがわかった。

時系列比較不能な世帯金融資産を除いて、5時点比較してみると、保障の充足感に対して、死亡保障差額は昭和63年度データのみ有意に影響を与えている。逆に、医療保障差額は、平成12年度データでのみ、有意となっている。

また、平成3年度を除く4時点で世帯年収が、平成12年度データでは払込保険料年収比率、世帯主年齢が、それぞれ保障ニーズに対して影響を与えている。

全国実態調査によれば、世帯主の個人年金保険を含めた生命保険への加入状況は5時点を通し、一貫して9割近くに達している。世帯主の加入件数をみても、各調査時点とも平

均は約2件となっていることから、ほとんどの世帯において、世帯主の死亡保障ニーズは既に充足していると考えられる。また、医療保障については、平成12年度のみ有意となっている。

本稿の分析により、生活者の保障ニーズを規定する要因として、遺族保障のウェイトが弱まり、医療保障のウェイトが高まっていることが明らかとなった。これは、巷間言われるような昨今の遺族保障から生存保障へというニーズシフトの一端を明らかにしているものと思われる。

5.2 今後の課題

今回の分析では、変数選択上の制約もあり、生存保障領域のうち老後保障の準備状況が勘案していないため、この分析結果をもってニーズシフトをすべて説明することはできない。しかし、平成3年度以降、死亡保障が保障ニーズに影響を与えておらず、平成12年度調査では医療保障が保障ニーズに影響を与えているなど、人々の保障ニーズの内部構造には何らかの変化があると考えられる。

また、生活者のニーズが、時系列でどのようにシフトしているのか、といった詳細についても明らかにされていない。今後は、老後保障なども含め、保障領域の網羅性を確保した分析が必要となると思われる。

参考文献

長井毅、西久保浩二,2000,死亡、医療、老後リスクへの対応行動,ライフサイクルと生活保障に関する研究,生命保険文化センター,pp.129-147

濱本浩幸,2001,生命保険金額に影響を及ぼしている要因,郵政研究所月報 2001年2月,pp.122-128

分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータ・アーカイブから「生命保険に関する全国実態調査」(生命保険文化センター)の個票データの提供を受けました。

第2章 保険需要の要因分析：家族のライフサイクルの視点から

岩本 光一郎¹⁾

1. はじめに：研究の目的

今回の研究の目的は、家族のライフサイクル過程が対リスクと資産形成という2つの経路を通じて、世帯主の保険需要に与えている影響度を定量的に検証することにある。

生命保険は、ある家族に属する個人の死亡によって失われる人的資産を他者（残された家族）に遺贈可能な資産（死亡保険金）に変換する、死亡リスクに対する保障機能を持つ金融商品である。本来の生命保険、すなわち掛け捨て型の場合には、生命保険が保有している機能は、この対死亡リスク保障機能だけである。

しかし、我が国においては純粋な掛け捨て型の生命保険よりも満期返戻金がある貯蓄型の商品が嗜好され、普及している傾向にある。つまり生命保険に貯蓄（資産形成）の機能が付加されている訳である。すなわち、我が国における生命保険は、対リスク機能と貯蓄（資産形成）機能を併せ持った金融商品であるといえる。

ここで、ある家族が生活上直面するリスクについて考慮してみる。

長井・西久保[2001]他によれば、万人が共有するリスクとして以下の4つが挙げられる。

- ・死亡リスク：稼得者の死亡に伴う遺族の経済的困窮のリスク
- ・疾病リスク：稼得者の疾病に伴う家族の経済的困窮のリスク
- ・老齢リスク：長生きにより老後生活資金が枯渇するリスク
- ・失業リスク：稼得者の失業による家族の経済的困窮のリスク

死亡リスクに対して保障を与えることが、生命保険の第一義であることは既に述べた。疾病リスクに対しては、疾病保険がその役割を担っていると考えられる。

また生命保険に特約を付けることにより、被保険者の入院時に疾病入院給付金が給付される商品もあり、この場合生命保険が死亡リスクのみならず疾病リスクに対する保障機能も提供していると考えられる²⁾。

老齢リスクは、平均寿命が長くなった近年に顕在化してきたリスクである³⁾。

これは本来、老後資金は貯蓄や公的年金で賄うわけであるが、当事者の見込みを超えて長生きしてしまい、資金が枯渇してしまうリスクである。基本的にこのリスクに保障を与えるのは生命保険ではなく、個人年金保険であると思われるが、リスクが顕在化してきたのが近年であるためか、個人年金保険への現在の加入率はさほど高くないのが実情である⁴⁾。その他、主要なリスクとして挙げているのが、稼得者が職を失うことにより家族が経済的に困窮する失業リスクである。

ここで、疾病リスクに対応するのは疾病保険であり、疾病特約である。つまり、生命保険契約とは別個のものである（疾病特約についても、生保契約締結後、追加するかどうかを決めるのが一般的である）。また、老齢リスク・失業リスクに各々保障を与えるのは失業

保険、個人年金保険などであり、生命保険ではない。よって、本稿では生命保険の対リスク機能としては死亡リスク保障機能のみを考慮することにする。

次に生命保険の資産形成（貯蓄）機能についてであるが、我が国の生命保険の多くは保険料を払い終わり、（保険加入者が死傷することなく）契約期間を満了すると、満期保険金という形でまとまった金額が帰ってくる。

その他、契約期間中に解約する場合には、それまで払い込んだ保険料に応じて保険会社より支払われる解約返戻金があり、これを契約満了前の貯蓄部分と考えることもできる⁵⁾。しかし、解約返戻金の金額は、特に保険会社に問い合わせない限り、保険者は知らないのが一般的である。また、解約返戻金の性質上、解約しない限り実現しないものである。これらの点から、解約返戻金を通常の金融資産（貯蓄）と同等に扱うことはできず、資産形成機能の指標となるのはやはり満期保険金であると考えられる。

一般に生命保険は長期に渡る契約であり、この満期保険金が受領できる頃には多くの世帯では既に子弟が成長・独立している事が多い。よって、この満期保険金は世帯主世代（本人と配偶者）の老後および子弟世代の独立援助（結婚資金など）のための資産という性格が強いものと思われる。

さて、生命保険に対する需要は、これら保険が備える対リスク機能と資産形成機能を、購入者がどれだけ必要とするかで決まる訳であるが、それではその「どれだけ必要か」を決める購入者側の動機には、どのようなものがあるだろうか。

先述の通り、我が国の生命保険が貯蓄性を重視される金融商品であるとする、まず貯蓄動機に基づいて需要量が決定されることが考えられるだろう。

ここで貯蓄動機は、その目的によって一般に次の3つに細分化できる。

- ・ 予備的動機：生活上、遭遇するリスクに備える
- ・ ライフサイクル動機：老後の生活資金など、ライフサイクル段階に応じて必要な資金を備蓄する
- ・ 遺産動機：子孫に相続するための資産を形成する

この分類から、保険購入者は予備的貯蓄動機から対リスク機能を、ライフサイクル貯蓄動機・遺産貯蓄動機から資産形成機能を必要しようとするものと考えられるだろう。事実、『全国実態調査』による新規保険加入目的についての質問に対して、上位に上がっているのは「万一の際の家族の生活保障」「災害・事故に備える」「老後の生活資金」「子供の教育・結婚資金」などである。

ただし、相続を念頭に置いた需要は極めて低く⁶⁾、遺産貯蓄動機は殆ど働いていないようである。実際、「意図した遺産」として相続予定者が考えているのは、主に居住用住宅であることが松浦[1994a]で示唆されている。

しかし、保険需要量がこれら貯蓄動機から決まるとしても、保険購入者は動機の充足（目的達成）の手段が保険だけに限られる訳ではない。彼は上述の3つの動機を充足させるた

めに「貯蓄」全てを以ってこれに充てるわけである。

そして貯蓄とは何も保険だけで形成される訳ではない。事実、『全国実態調査』によれば、主要稼得者の死亡時に当てにする準備として、預貯金・貸付信託などと答えた世帯は45.7%、不動産と答えた世帯は24.1%に上っている(2000年。なお、生命保険は67.5%)。同時に保険だけで3つの貯蓄動機全てを担当する必要もない。

よって、貯蓄動機を検証する場合、本来ならば貯蓄全て＝総資産に焦点を当て、その内訳資産の機能を明らかにする必要があるだろう。しかし今回の分析対象はあくまで保険であり、その他の資産については殆ど情報がない。

そのため今回分析される貯蓄動機と保険需要の関係からは、その他資産の影響を完全には除去できていないことを予め断っておく必要がある。

ここまでの考察から、ある家族の世帯主の生命保険需要は、予備的貯蓄動機とライフサイクル貯蓄動機の2つの動機から決定されると考えられる。ここで、この2つの動機に共通に影響を与える要素の一つに、その家族のライフステージが挙げられる。なぜならライフステージの違いはすなわち、その家族が養育しなければならない人数の違いであり、またその家族がまだまだ成長過程にあるのか、それとも引退を間近に控えた収縮過程にあるのかの違いを意味するからである。単純に考えれば、家族のライフサイクル過程において、要養育家族の多い成長期では稼得者の死亡リスクに備える予備的動機が、家族がどんどん独立して引退が近くなる収縮期には子弟の独立援助と老後を見据えたライフサイクル動機が相対的に強くなるものと予測される。

本稿においては、両貯蓄動機の指標となる代理変数を作り、その変数と保険需要の関係を定量的に検証する。また、上述のように2つの動機の強さはライフステージによって異なることが予測される。よって、ライフステージの違いが貯蓄動機の強さに与える影響についても同時に検証する。

2. 先行研究について

わが国の保険需要に関しては過去、さまざまな実証分析が行われている。これら先行研究に関しては、その視点から下記のように、いくつかの種類に分類できるように思われる。

・ 動機面からアプローチ	遺贈動機に着目 貯蓄動機に着目
・ 機能面からアプローチ	対リスク機能に着目 資産形成機能に着目

のタイプとしては中馬・浅野[1993]、Chuma[1994]、岩本・古家[1995]、岩本・古家[1996b]などが挙げられる。これらの研究は、Yaari[1965]、Fisher[1973]、Bernheim[1991]など、寿命の不確実性を考慮した保険需要モデルで遺産動機と保険の関係を考察した研究の流れを汲むものである。なお、ここでいう遺産動機とは「主要稼得者の死亡時に遺族にお金を遺そうとする動機」のことをいい、本稿の分類では遺産貯蓄動機と(死亡リスクに

対する) 予備的貯蓄動機の合計に相当すると考えられる。

中馬・浅野[1993]では財)生命保険文化センター『生活保障と生命保険に関する個人調査』、Chuma[1994]、岩本・古家[1995]、岩本・古家[1996b]では日本経済新聞社『金融行動調査 (Needs-Rader)』の個票データを使用して遺産動機の強さを推計している。

中野・中馬[1993]は遺産動機の強さの代理変数を次のような手順で作成している。

- (1)遺贈についてのアンケートに対し(a)相続を考えている、若しくは(b)自分の死亡時の準備を考えていると答えた場合は1、それ以外を0とする
- (2)(1)で作成した変数を被説明変数、年齢・子弟の有無・配偶者の有無・配偶者就業の有無・同居親の有無を説明変数にしたプロビット推計を行う
- (3)(2)で得られた係数を使い、遺産動機の強さの推定値を得る

さらに、ここで得られた遺産動機の強さを保険需要関数に説明変数として加えてトービット推計を行い、保険需要 γ に対して有意な正の効果を持つことを確認している。

Chuma[1994]でも、ほぼ同じ分析手法を踏襲しており、50歳以下の男子では遺産動機が保険需要に有意な正の効果を持つことを確認しているが、50歳以上の男子では効果は正であるものの有意でないことが併せて報告されている。なお、中馬・浅野[1993]との違いの一つに、Needs-raderでは実物資産データが利用可能であるため、保険需要関数に総資産(金融資産と実物資産の合計金額)を加えていることがあり、その係数は50歳以上・以下男子の両方で有意に正であることが確認されている。

岩本・古家[1995]では保有資産を遺贈可能・不可能で分類してその比率を計測している。同時に、保険購入は遺産額調整の為という仮説から導かれる、危険保険金⁸⁾と総資産の比率を被説明変数とする保険需要関数を推計している。すなわち、実際に実現している遺産と意図している遺産の両面から検証していると考えられるが、分析の結果、両者にはかなり乖離が存在することが確認されており、「遺産動機による保険需要は弱く支持されるが、保険による遺産額調整はけしてスムーズにはっていない」と結論づけている。

岩本・古家[1996b]は岩本・古家[1995]のフレームワークをほぼ踏襲している。岩本・古家[1996a]で住宅保有の遺贈性向分布に対する重要性が示唆されたことを受けて、遺産動機関数・土地保有関数⁹⁾をまずプロビット推計し、その結果を岩本・古家[1995]と同様の保険需要関数に組み込んでトービット推計するという段階的な分析を行っている。その結果、保険需要に対し遺産動機は有意な正の効果を持つが、土地保有はその効果が有意でないこと(符号は負)が確認されている¹⁰⁾。さらに、遺贈可能資産と遺贈不可能資産の比率からその家族の遺贈性向を求めた岩本・古家[1996a]と比較して遺贈性向が低く推計されたことから、「遺産動機による保険需要は弱く支持されるが、保険による遺産額調整はスムーズにはいておらず、実現した遺贈性向はさまざまな摩擦要因の結果である」と岩本・古家[1995]とほぼ同じ結論を得ている。

その他、遺産動機と保険需要の関係を取り扱ったものに松浦[1994a]がある。

そこでは遺産動機を(a)漠然としたもの(b)居住用不動産をおくるもの、の2つからなると考え、世帯主の死亡保険契約との関係を検証しているが、それによれば動機(a)と保険需要は独立しており(動機(b)と保険需要が独立という仮説は棄却されている)、意図した相続遺産としての保険需要には否定的な結果が得られている。

のタイプとしては後藤・福重[1996]が挙げられる。彼等は生命保険に対する需要が必ずしも遺産目的だけではないことを指摘し、死亡保険金需要は遺産動機、満期返戻金需要は貯蓄動機に基づくものと考えて生命保険加入確率を考慮した上で死亡保険金・満期返戻金の2つについて需要関数を Type3 トービットモデルで推計している(データとしては Needs-radar の個票を使用している)。その結果、次のような事実が観察されている。

- ・死亡保険金需要は生物学的要因(年齢)に大きく影響されており、加齢と共にほぼ一様に減少傾向を示すが、ライフサイクルと平行する所得やその他要因の影響を加味すると、第1子が独立する時期までは増加、それ以降は減少という結果になった
- ・満期返戻金需要は年齢の影響を受けないが、ライフサイクルの影響を顕著に受けており、子弟の教育費が増大する時期には需要の落ち込みが見られる¹¹⁾。

後藤・福重[1996]では、これらの事実は「死亡保険金需要が遺産動機から、満期返戻金が貯蓄動機から決定されている」という考え方と整合的であると結論している。

また、死亡保険金需要と満期返戻金需要を同時に扱ったものとしては Tie-in-sales 仮説で保険需要を解釈した松浦[1994b]がある。我が国のような貯蓄型生命保険(生死混合保険)に対する需要は、保険者と被保険者の情報の非対称性からくる逆選択を回避する行動であるとする本仮説からは死亡保険契約・生命保険貯蓄・保険料支出の3つが同時に決定されることが示唆される。

松浦[1994b]による Needs-radar の個票データを使用した推計では、我が国の家計について本仮説は棄却されている。

さらに「貯蓄動機」という表記はしていないものの、貯蓄動機の中に含まれると思われる「ライフサイクル動機」と遺産動機を同時に扱ったものに浅野[1998]がある。そこでは、生命保険需要は「遺贈動機」から、個人年金需要は「ライフサイクル動機」から決まるものと考え、生命保険・個人年金・その他市場資産の3つの資産選択に関する需要モデルを構築して遺贈動機とライフサイクル動機の強さを推定している¹²⁾(データは Needs-radar の個票を使用)。

具体的には、3資産から効用を得、その効用を最大化するように総資産中の各資産の保有内訳を調整する個人の最大化問題を解いて生命保険と個人年金の需要関数を導いてこれを連立トービットモデルとして推計を行っている。

その結果、構造型による推計では符号条件などが合わないものの¹³⁾、誘導型による推計では若年世代について公的年金削減に対する個人年金の積み増しというライフサイクル動

機と整合的な事実、同じく生命保険の積み増しという遺贈動機と整合的な事実の両方が観察された。また、若年層については生命保険・個人年金の両需要が総金融資産に対して弾力的であるという事実も観測されている。これは、若い世代についても（遺贈を考えない）単純なライフサイクル仮説では保険需要を説明できず¹⁴⁾、家計の目標は退職後の生活と成員の生活保障両方に一定水準以上を確保することであり、そのために現在の消費水準を犠牲にする用意があることを意味していると結論している。

のケースにあてはまるのが藤田[1994]、長井・西久保[2001]などであり、いずれも対リスク機能に焦点を置いたものである。

藤田[1994]は対リスク機能を「家族保障」という言葉で表現する。これは世帯主が他の世帯員の生活を保障するという家族の機能の一つを指すが、ここでは生命保険はこの家族の機能をサポートするものとして位置付けられている。

したがって家族のライフサイクルの過程において、この機能の必要性が刻々と変化すれば、併せて保険需要も変化することになる。そのため藤田[1994]では、保険需要者の家族内における役割の違い・変化を示す属性を説明変数に採用し、保険加入意志と契約額の2段階の意志決定についてType2 トービットモデルで推計している（使用データは生命保険文化センター『生活保障と生命保険に関する個人調査』個票）。その結果、次のような事実を結論として導き出している。

- ・性別により保険需要が異なる。男性は家族成員の生活保障を考慮して、家族のライフサイクルを意識した需要で、女性は自己の生活保障に重きを置いた需要である
- ・生命保険加入意志については家族に対する生活保障意識、つまり対リスク意識と結婚・出産のようなライフイベント（保障範囲が変化するきっかけになる）の発生が促進要因となっている
- ・生命保険加入額については収入など保険料を長期払い続けられるかどうかの制約が強く影響している

そして、リスクの種類を細分化し、それぞれに対して保障を与えている保険の機能についての需要を推計したのが長井・西久保[2001]である。長井・西久保[2001]では、個人とその家族が生活上直面するリスクを(a)死亡(b)疾病(c)老齢の3つに分類し、それぞれに対し死亡保険金・入院給付金・個人年金が保障を与えると考えて、各々の需要関数を藤田[1994]と同じく加入の有無と金額を被説明変数としたType2 トービットモデルにより推計している（使用データは生命保険文化センター『生活保障に関する調査』個票）。

なお、説明変数には性別・年齢・職業・婚姻の有無・子弟数・年収・金融資産・持家の有無・公的保障への不安が採用されている。

推計結果からは死亡保険金需要、入院給付金需要とも、加入意志には年齢・職業・婚姻・年収・金融資産が、加入額には性別・年齢・年収・金融資産が有意な影響を与えていることが観察されている¹⁵⁾。

これら両者に同質な結果が現れた要因としては、疾病保険加入が現在では単品の保険より、生命保険に特約として付帯することが多いことがあげられている。また、個人年金については加入の有無には性別・年齢・職業・婚姻・年収・金融資産・持家の有無、加入額には性別・年齢・職業・子弟数・年収・金融資産・公的保障への不安が有意な影響を与えていることが観察されている。

ここから、個人年金については寿命が長く老後のインフラ面で男性に劣る女性の方が加入割合が高く、持家取得を完了することが老後保障に真剣に取り組むきっかけとなること、公的保障への不安は個人年金需要に正の効果を持つとしている。

このように長井・西久保[2001]では3つのリスクに対する保障需要には（共通する部分も多いにせよ）各々異なる要因が影響を与えていることを確認しており、生活の多様化を前提とすると、リスクへの最適対応行動は今後さらに複雑・多様化するであろうと結論している。

その他、対リスク機能という観点から、公的年金と生命保険需要の関係を検証したものに大竹[1990]、駒村・渋谷・浦田[2000]がある。総務庁『全国消費実態調査』の個票データを使用した前者では、公的年金と生命保険に補完的な関係が観察されている。大竹[1990]は、この補完関係を遺贈不可能資産である公的年金が増加すれば、遺産動機から遺贈可能資産である生命保険の購入が促されると説明している。しかし第一生命経済研究所『社会保障および私的保障に関する意識調査』の個票データを用いた後者からは逆に代替的な関係が検出され、遺族年金の存在から公的年金は遺贈可能資産の面も持ち、家族はこの遺族生活保障機能を重視するため、同じ機能を持つ生命保険の需要が抑制されるとしている¹⁶⁾。また、上述の岩本・古家[1995]でも公的年金と生命保険は代替的關係にあると結論している。

は生命保険の貯蓄（資産形成）機能に着目するもので、橘木・下野[1994]は保険を貯蓄の一形態、リスク資産・リスクフリー資産に次ぐ第3の資産として取り扱う場合のポートフォリオを最適化する保険需要関数の推定を行っている（Needs-radarの個票データを使用）。橘木・下野[1994]では、生命保険の潜在的収益率の代理変数として（死亡保険金/満期返戻金）の比率を採用しており、この比率が満期返戻金額の決定に有意な負の効果を持つことが確認されているが、これは保険を金融資産と見た場合、市場利子率と比較して収益率が低く、一種の下級財として認識されるためと解釈している。

また、上述の駒村・渋谷・浦田[2000]では公的年金が生命保険を含む家計の資産選択に与える影響を考察しているが、これも生命保険の貯蓄としての性質、つまり資産形成機能に着目している例として挙げられる。

その結果、橘木・下野[1994]同様、所得との負の関係すなわち下級財的性質が検出されている。同時に、予備的動機との正の有意な関係も検出されており、これは我が国の生命保険が対リスク機能と資産形成機能の両方を兼ね備えているという考察と合致する事実である。

その他、保険の種類ごとの特性（機能）に着目して保険需要の特性分析を行った吉川・

小平[1995]、保険額と世帯の属性の関係をダイレクトに扱った濱本[2001]なども保険需要の実証研究例として挙げられる。

特に吉川・小平[1995]では、実現した保険需要である保険種類別シェア・保険金支払いなどから因子分析の手法を用いて、保険消費者が需要する特性を求めている。それによれば、我が国においては消費者が保険需要にあたって重視する性質が保障性 貯蓄性 年金性と変遷している。また、因子得点の推移から、所得水準の上昇が保障・貯蓄の両機能についての保険需要を増す、つまり生命保険が正常財であるという考察を行っており、橘木・下野[1994]、駒村・渋谷・浦田[2000]とは異なる結果となっている。

3. 保険需要と貯蓄動機

3.1. 分析の方法

第1章で述べたとおり、本稿では保険需要を「ある個人（家族）が、貯蓄動機（予備的貯蓄動機およびライフサイクル貯蓄動機）に基づき保険の機能（対リスク機能と資産形成機能）を必要に応じて購入する行為」と定義する。つまり予備的貯蓄動機から保険の対リスク機能を、ライフサイクル貯蓄動機から資産形成機能を需要すると考えられる。

ここで、これら予備的・ライフサイクル貯蓄動機の強さを規定すると思われる要因の一つに、家族のライフステージの違いが挙げられる。なぜなら上述のように、ライフステージの違いはそのまま保障対象となる家族成員構成の違い、また家族が成長過程にあるか（引退を間近に控えた）収縮過程にあるかの違いを意味するからである。なお、本稿では基本的に核家族を念頭においた家族のライフステージを以下のように設定する（この設定にあたり、森岡[1993]、望月[1996]などを参考とした）。

発達段階	内容
(0)単身期	家族形成準備
(1)夫婦期	夫婦関係の形成
(2)育児期	父母という役割の取得・子どもを健全に育てる
(3)教育期	子どもの就学・進路指導および家族集団の維持
(4)排出期	子どもの独立援助
(5)向老期	安定した老後生活の為の準備
(6)引退期	老後生活の充実

このライフステージの違いは、さらに具体的に以下のような形で家族属性の違いに分解できるだろう。

1. 婚姻の有無
2. 親（世帯主）世代の就業状況
3. 子弟の有無（人数）
4. 子弟の教育段階
5. 子弟の就業状況
6. 独立別居子弟の有無

上記に加え7.親世代の年齢、も老後(引退)までの近さのシグナルになると考えられる。貯蓄動機が家族のライフサイクルに影響を受けていれば、動機の強さを表す代理変数と1.~7.の間に何らかの相関関係があることが予測される。

さらに、両貯蓄動機の強さを表す代理変数をどう設定するかであるが、『全国実態調査』の質問事項を見ると、世帯主の死亡時および老後に必要な資金額についての項目がある。これらはそれぞれ、死亡リスク保障・資産形成のための目標額であると解釈できよう¹⁷⁾。

そして我が国の民間生命保険の商品特性から考えると、対死亡リスク機能が死亡保険金¹⁸⁾、資産形成機能が満期保険金に対応すると思われる。

これら保険の各内容の契約額は、現在、実際に目標額をどれだけ達成しているかの指標であり、動機が強ければ強いほど、保険契約によって目標額をカバーしている筈である。そこで死亡リスクに対する予備的動機、ライフサイクル動機の強さの代理変数を、保険契約と目標のレシオ(保険額/目標額)と設定する。動機と代理変数の関係をまとめると以下のようなになる。

- ・予備的動機(対死亡リスク): 死亡保険金額/世帯主死亡時に遺族が必要とする生活資金総額
- ・ライフサイクル動機: 満期保険金/老後に必要な資金総額

ただしライフサイクル貯蓄動機に関しては、分母は純粋な老後必要資金予想額であるのに対し、満期保険金の方は、その需要が老後準備だけでなく子弟独立援助の準備も含んでいることが『全国実態調査』の新規保険契約締結目的の調査結果からも予測される。そのため、実際のレシオよりやや高目に算出されている可能性がある。ただ、広義では両者ともライフサイクル目的に分類されるため、全くの異物が混入しているという訳ではない。さらに各世帯が合理的ならば、独立援助資金準備目標額はステージが推移しても、それ程極端には変動しないはずである。従って、レシオの水準よりも変動に着目している本稿の立場からは、「満期保険金/老後に必要な資金総額」という比率をライフサイクル貯蓄動機の代理変数に採用しても問題は少ないと考えられる。

また、保険需要が貯蓄動機に基づくとする立場に立てば、貯蓄動機が需要しようとするのは保険だけでないことも指摘できる。本稿でいう貯蓄動機とは、個人が1.予備的目的、2.ライフサイクル目的、3.遺産目的の3つを達成しようとするを指しているが、保険以外の資産を購入することでもこれらの目的を達成することは可能であり、個人(家族)は、その成就を総資産形成の中で行っていると考えられるからである。したがって、貯蓄動機と保険需要の関係を検証することを目的とする本稿では、分析対象となる家族が、(保険以外に)どのような機能を持つ資産を、どれだけの水準だけ既に購入しているかということ明らかにしておく必要があるだろう。

しかし残念ながら『全国実態調査』では保険以外の保有資産額についての情報は皆無に等しい。ここで『全国実態調査』では死亡リスク保障・疾病リスク保障・資産形成の目標額について調査していることは既に述べたが、同時にこの3つについて「期待できる準備

手段」として保険以外の資産についても質問している。内訳は預貯金や不動産、有価証券などであるが、この問いに対し「期待できる」と答えた場合、その資産をある程度の水準以上、保有していると考えられる。そこで、この項目を保険以外の保有資産についての代理変数として採用することにする。具体的には、該当資産に期待していると回答していれば1、回答していなければ0のダミー変数を作成する。

ただし、質問の性質上、死亡リスク保障・疾病リスク保障・資産形成の3機能のどれかを持つ資産だけが対象となるので、その他の機能しか持たない資産および3つの内どれかの機能を持っていても当てにされていない資産は保有していないことになるため、その家族の実際の資産保有状況とは異なる可能性があることは否定できない。

そして保険が商品である以上、需要者は購入の際には対価を払う必要があり、この対価（＝保険料）を契約期間中、払い続ける事ができるかという支払能力の指標としての所得額が制約として影響してくることも考えられるだろう。

ここまでの議論をまとめると、貯蓄動機と保険需要の関係を、家族のライフサイクルの観点から検証するという本稿の目的のための分析手順が以下のように設定できる。

まず貯蓄動機関数を、被説明変数が保険額 / 必要額のレシオ（動機の強さの代理変数）で、説明変数が上記2.～7.の家族属性¹⁹⁾、および保険以外の保有資産についての代理変数の形で設定する。これは、上述の通り貯蓄動機自体は必要な機能を調達する手段として保険だけを対象にしている訳ではなく、その他資産からも調達可能であるため、既存の保有資産については情報をコントロールしておく必要があると考えたからである。

次に保険需要関数を設定する。貯蓄動機関数で被説明変数として使用した保険額 / 必要額レシオを、動機の強さの代理変数として説明変数に加える。また、貯蓄動機関数と同様の理由から、保険以外の保有資産についての代理変数も加える。さらに制約として所得変数も追加する。被説明変数は保険需要の代理変数である保険金額（死亡保険金と満期保険金）である。

実際の推計方法としては、保険需要が「ライフステージ属性 貯蓄動機 保険需要」という経路で決まるという本稿の考察および、保険需要額が保険加入世帯のみに観察される数値であることから生じる切断バイアスを回避するため、貯蓄動機関数・保険需要関数を同時推計するトービットモデル Type3 を採用する。なお、トービットモデル Type3 は以下のように定式化される。

$$y^*_{1i} = x_{1i} \beta_1 + u_{1i} \quad (1)$$

$$y^*_{2i} = x_{2i} \beta_2 + u_{2i} \quad (2)$$

$$y_{1i} = y^*_{1i} \quad \text{if } y^*_{1i} > 0 \\ = 0 \quad \text{if } y^*_{1i} \leq 0$$

$$y_{2i} = y^*_{2i} \quad \text{if } y^*_{2i} > 0 \\ = 0 \quad \text{if } y^*_{2i} \leq 0$$

u_1 、 u_2 は期待値0、分散・共分散一定の2変量正規分布に従う。本稿では第1式が動機

関数、第2式が保険需要関数に相当する。すなわち動機が正の場合にのみ、正の保険需要が発生すると考える。

なお、トービットモデルの詳細については、Amemiya[1985]、牧・宮内・浪花・縄田[1997]などを参照されたい。

具体的な推計式は以下の通り。

第1式：貯蓄動機関数	
被説明変数 保険額/必要額レシオ	死亡保険金/世帯主死亡後遺族が必要とする金額 満期保険金/老後に必要な資金総額
説明変数 (定数項)	
世帯主有職ダミー	世帯主が自営もしくは常雇用者であるときは1、それ以外は0
同居非就労子弟人数	同居している子供の内、就労していない人数
同居就労子弟人数	同居している子供の内、就労している人数
別居子弟人数	別居している子供の人数
世帯主年齢	
預金保有ダミー	世帯主死亡時・入院時・老後の準備として期待している経済的手段に「預貯金・貸付信託・金銭信託」と答えたときは1、それ以外は0
有価証券保有ダミー	上と同じ質問に「有価証券」と答えたときは1、それ以外は0
財形貯蓄保有ダミー	上と同じ質問に「財形貯蓄」と答えたときは1、それ以外は0
不動産保有ダミー	上と同じ質問に「不動産」と答えたときは1、それ以外は0
年ダミー1	1994年のサンプルは1、それ以外は0
年ダミー2	1997年のサンプルは1、それ以外は0
第2式：保険需要関数	
被説明変数 保険額	死亡保険金、満期保険金
説明変数 (定数項)	
保険額/必要額レシオ1	死亡保険金/遺族必要資金総額(予備的貯蓄動機代理変数)
保険額/必要額レシオ2	満期保険金/老後必要資金総額(ライフサイクル貯蓄動機代理変数)
世帯年収	
預金保有ダミー	第1式に同じ
有価証券保有ダミー	第1式に同じ
財形貯蓄保有ダミー	第1式に同じ
不動産保有ダミー	第1式に同じ
ローンダミー	住宅ローンを抱えているときは1、それ以外は0
年ダミー1	1994年のサンプルは1、それ以外は0
年ダミー2	1997年のサンプルは1、それ以外は0

3.2. データ

今回、分析に使用するデータは生命保険文化センター『生命保険に関する全国実態調査』の個票データ、1991年・1994年・1997年の3ヵ年分である²⁰⁾。事前処理として、これらのサンプルから前章で述べた核家族のライフサイクルに属さないものを排除するため、以下の事を行った。

1. 配偶者なし世帯をサンプルから除外した。今回の分析に使用する『全国実態調査』は「2人以上の世帯」についての調査であり、未婚者が多いと思われる単身世帯は除かれている。本調査において配偶者を持たない世帯主は、未婚の場合親との同居、既婚の場合は配偶者と死別・離婚して親子弟と同居などのパターンが考えられる。
2. 世帯主の配偶者・子弟以外の同居者のいる世帯を除外した。

採用されたサンプルは、下記のステージのいずれかに属している。なお、子弟の教育段階などは基本的に長子のそれに拠っている。

- (1)夫婦期：同居・別居子弟なし世帯
- (2)育児期：同居子弟（乳幼児）あり
- (3)教育前期：同居子弟（小中）あり
- (4)教育後期：同居子弟（高大）あり
- (5)排出期：同居子弟（卒業 or 就業）あり
- (6)向老期：別居子弟（独立）あり

引退期については、ライフサイクルの観点からはそれ以外のステージ段階と比べると資産形成などの行動パターンが正反対になるものと予測される。そのため、引退期のサンプルを混入したまま推計を行うと、結果にバイアスを生じる可能性がある。よって、引退期世帯（世帯主が65歳より年上で、世帯主・配偶者ともに常用雇用者もしくは自営業者ではない世帯）をサンプルから除外した。さらに前章で設定した推計のために必要な変数について欠損している世帯についてもサンプルから除外した。

また、対リスク保障目標額および資産形成目標額については、記入者の想像金額であり、現実とはかけ離れた極端な数字になっている可能性が否定できない。よって、金額順に並べた時の両端、計1%のサンプルを外れ値として排除した。

これらの処理の結果、採用されたデータセットは3年計で6,031サンプルになった。主要な数量変数の基本統計量は下記に示されている（金額は万円）。

変数名	平均	標準偏差	最大値	最小値
死亡保険金	2644.7	2529.2	71330.0	0.0
遺族必要資金総額	7274.0	5339.5	38600.0	231.6
満期保険金	714.1	1021.9	11770.0	0.0
老後必要資金総額	5007.3	1565.5	11225.3	1655.9
同居非就労子弟人数	1.1	1.1	6.0	0.0
同居就労子弟人数	0.3	0.6	4.0	0.0
別居子弟人数	0.5	0.9	10.0	0.0
世帯主年齢	47.5	11.6	87.0	19.0
世帯年収	703.3	381.6	2500.0	100.0

同時にダミー変数の平均値から下記の比率が分かる（数値は%）。

内容	比率
保険保有率	91.6
貯蓄型保険保有率	83.4
世帯主有職率	93.8
預金保有率	61.8
有価証券保有率	11.2
財形貯蓄保有率	16.3
不動産保有率	26.8
住宅ローン保有率	33.1

なお、死亡保険金については『全国実態調査』では病死と事故・災害死に分けて調査している。しかし遺族の立場からは、世帯の主要な人的資産が失われるという事実には代わりはないため、これらを同一に扱うことにする。具体的には、老衰・自殺を除いた死亡原因における病死と事故死の比率²¹⁾をウェイトとして加重平均を行っている。また、老後必要資金については、「夫婦で月にいくら必要か」という聞き方をしている。そのため、一般的な引退年齢（65歳以降）から平均寿命²²⁾までの期間に必要な金額を平均的な老後資金額と考えた²³⁾。さらに世帯年収については、『全国実態調査』では階級値しか分からないので、各階級の間接値をもって数値化した。その際、最大階級（3,000万円以上）については外れ値としてデータセットから排除している。

ところで、本稿で貯蓄動機の代理変数として採用している、目標額と保険額から成る比率は、100%に達した時点で既に目標を達成（動機を充足）していると考えられる。しかし実際のサンプルには比率が100%を超えるものが若干含まれている。これは、保険契約の性質上、機動的な契約調整が難しく、必ずしも目標額ちょうどに保険額を設定できない事が影響していると思われる。また、我が国の生命保険契約の慣習として、職場の義理などで（必要以上に）加入するケースもあり得るだろう。

しかし全体的には極端に契約額が目標額より大きいケースは少なく²⁴⁾、比率が100%を超える場合も、動機の強さは事実上100%と同等であると考えられる。よって、推計にあたっては100%超の比率は100%と読み替えることにした。なお、図1および図2はステージ毎に、各動機の代理変数である保険額/目標額のレシオの平均をとったものであり、ステージの移り変わりに合わせたレシオの推移を示している。

3.3. 推計結果考察

推計の結果は表1に示されているが、以下のようにまとめられるだろう。

(死亡リスクに対する) 予備的貯蓄動機：

- ・教育期以下の子供が同居している場合、有意な正の効果がある
- ・子供が同居していても、就労している場合には逆に有意な負の効果がある
- ・別居している子供の存在は影響を与えていない
- ・加齢は有意な負の効果を持っている
- ・資産保有は有意な正の効果を持っている

ライフサイクル貯蓄動機：

- ・世帯主が定職を持つ場合、有意な正の効果がある
- ・子供の同居は、就労/非就労に係わらず有意な正の効果を持つ
- ・子供の別居は(水準ぎりぎりではあるが)有意な負の効果を持つ
- ・世帯主の加齢は、予備的動機とは逆に(水準ぎりぎりではあるが)正の有意な効果を持つ
- ・資産保有は有価証券以外、有意な正の効果を持つ

死亡保険金需要：

- ・予備的動機だけでなく、ライフサイクル動機にも有意な正の効果がある
- ・世帯年収は影響度は小さいが有意な正の効果を持つ
- ・資産保有は有価証券以外は全て有意な負の効果を持つ
- ・住宅ローンは有意な正の効果を持っている

満期保険金需要：

- ・ライフサイクル動機は有意な正の効果を持つが、予備的動機は影響しない
- ・世帯年収は有意な正の効果を持つ
- ・資産保有は預金以外は全て有意な正の効果を持つ
- ・住宅ローンは影響しない

ここから、予備的貯蓄動機が、同居・非就労の子供の存在に併せて大きくなり、その子供が就労するにつれて動機が低下、独立して別居すると考慮外になるという姿が想像される。年齢が負の効果を与えている事も、この考察と整合的である。また、保険以外の資産保有が正の効果を与えている事は、目的達成(動機充足)のための方法が保険に限られておらず、保険とその他資産の保有が手段として補完的な関係にあることを示している。

ライフサイクル貯蓄動機については、同居子弟の存在が正、別居子弟の存在が負(もしくは無関係)の影響を与えており、併せて加齢が微弱な正の効果を持っている(少なくとも負の効果は持たない)25)。これらは、本動機が老後資金および子弟独立援助資金の調達を目的としているという考察と整合的である。また予備的動機と同様、保険とその他資産が補完的な関係にあり、やはり目的達成のための手段が保険に限られていないことが示さ

れている。

図1と2を比較すると、予備的貯蓄動機に比べてライフサイクル貯蓄動機の目標達成率が低く、ステージ移動に伴う変化も小さいことが見て取れるが、これは動機充足手段としての優先度の違いが反映していると考えられる。『全国実態調査』でも、生命保険を遺族生活資金準備と考えている世帯が73.4%あるのに対し、老後の生活資金準備と考える世帯は48.9%しかない。また、保険を金融資産として見た場合、対リスク機能を購入するための掛け捨て部分の存在から、その他の資産に比べてどうしても収益率が低くなることは否めないという事実もある。

なお、ライフサイクル貯蓄動機が一番大きく変動するのは現役期から引退期へ移るときであると予想される。今回の分析で引退期世帯を除外していることも、ステージの推移に伴うライフサイクル動機の変動が小さく検出された一因であると思われる。

さて、保険需要については、死亡保険金には予備的動機が、満期保険金にはライフサイクル動機がそれぞれ強く影響を与えている事が確認され、これは予測通りである。しかし死亡保険金については（予備的動機よりも影響度は小さいにせよ）ライフサイクル動機も有意な影響を与えている。

これは、上述のように、子弟の成長段階が予備的動機に与えている影響と、同傾向の効果をライフサイクル動機に与えていることが相関関係に反映されたものと考えられる。そもそもライフサイクル貯蓄動機とは、個人が生涯にわたる消費を平準化させることを目的としており、それを家族にまで引き伸ばせば、家族成員全体の消費水準を低下させることなく資金需要に応えるため、子弟の進学・結婚のようにまとまった金額が必要になる場合に備えた貯蓄も、ライフサイクル貯蓄であると言えよう。このような観点からは、ライフサイクル貯蓄動機も予備的貯蓄動機同様、子弟の成長段階の影響を受けることが予測される。また、生命保険契約の実情から考えて、ライフサイクル動機に基づいて満期保険金を増額する場合には、併せて死亡保険金も増額せざるを得ない²⁶⁾ことも無関係ではないだろう。

世帯年収については、両需要に対し有意に正の効果を与えており、制約条件としての性格を持っていることが伺える。しかし資産保有の効果は対称的である（保険を動機充足手段にするかどうかの意志決定に対しては同じ効果を与えているにもかかわらず）、死亡保険金額については預金・財形貯蓄・不動産と代替的、満期保険金額は有価証券・財形貯蓄・不動産と補完的な関係にあることが観察されている。住宅ローンの効果も異なっている。死亡保険金に対しては有意な正の効果を与えているが、満期保険金には影響していない。これは、保険加入に際して、死亡時の債務履行を考慮していることが反映していると思われる（満期保険金を受領する場合は当然生存しているので、通常、ローンは返済できる）。

4. 保険の追加需要

ここまでの考察は、保険契約の現状からその需要を看たものである。しかし、全ての家族において満足のいく保険契約を締結している訳ではないことが、保険額/必要額レシオ

が全サンプルにおいて100%になっていないことや、『全国実態調査』における保険額充足度についての質問に対する回答から伺える（「不十分」と「やや不十分」と回答した世帯の割合を合計すると、1991年53.0%、1994年53.8%、1997年48.7%にも上る）。現状の保険契約は、あくまで現時点の資産保有状況や、保険料支払能力や健康などの条件的な制約から実現可能な中で選択された最善のものに過ぎないのであり、制約の変化に従って追加的な保険契約が発生する可能性は大いにある。したがって、保険契約の現状に加えて、今後の保険追加意志について分析することは保険需要の考察に不可欠であると考えられる。そこで本章では、前章で設定した保険需要関数を用いて、貯蓄動機と保険の追加需要の関係を検証する。

ここで『全国実態調査』には、今後保険を追加する意志があるかどうかについての質問が設定されている。具体的には「お宅では今後生命保険（個人年金保険を含む）に加入したい（追加加入したい）というお考えがありますか」という質問（1991年）に対して、以下のような選択肢が用意されている。

1. 近く加入したい
2. 余裕ができたなら加入したい
3. その考えは全くない

そこで本稿では1.と2.の回答をした場合「追加加入の意志あり」、3.の場合「追加加入の意志なし」として、これを質的従属変数にした保険追加需要関数をプロビット・モデルにより推計する（具体的な推計式は下記の通り）。保有資産情報として、保険が加えられているのが前章の需要関数との違いである。なお、使用データセットは前章に準ずるが、追加意志についての質問に回答していない5サンプルは本章の分析の性格上、除去せざるを得ないため最終的に採用したのは6,026サンプルである。

保険追加需要関数	
被説明変数	
保険追加意志	ダミー変数
説明変数 (定数項)	
保険額/必要額レシオ1	死亡保険金/遺族必要資金総額(予備的貯蓄動機代理変数)
保険額/必要額レシオ2	満期保険金/老後必要資金総額(ライフサイクル貯蓄動機代理変数)
世帯年収	
保険保有ダミー	既存の保険契約がある場合1、それ以外は0
預金保有ダミー	世帯主死亡時・入院時・老後の準備として期待している経済的手段に「預貯金・貸付信託・金銭信託」と答えたときは1、それ以外は0
有価証券保有ダミー	上と同じ質問に「有価証券」と答えたときは1、それ以外は0
財形貯蓄保有ダミー	上と同じ質問に「財形貯蓄」と答えたときは1、それ以外は0
不動産保有ダミー	上と同じ質問に「不動産」と答えたときは1、それ以外は0
ローンダミー	住宅ローンを抱えているときは1、それ以外は0
年ダミー1	1994年のサンプルは1、それ以外は0
年ダミー2	1997年のサンプルは1、それ以外は0

推計結果は表2に示されている。それによれば、ライフサイクル貯蓄動機が追加需要に

有意な効果を与えている。符号は負になっているが、これは現在の契約額が低いほど追加意欲が強いことを示している。世帯年収が負の有意な効果を与えていることから、所得制約により保険契約を低く押さえざるを得ない層の存在が示唆されているといえよう。

保険保有は正の有意な効果を持っているが、これは動機充足手段として保険を視野に入れているかどうかの指標でもあるので、首是できる結果である。同時に、預金保有と有価証券保有が有意な負の効果を与え、財形貯蓄保有については有意な正の効果が観察されている事、また上述の橘木・下野[1994]の結論を考え合わせると、追加的な保険需要はライフサイクル貯蓄動機に基づいて発生するが、一種の強制貯蓄であり流動性の低い保険と、やはり強制貯蓄に分類され、保険と補完的な関係にある財形は、より流動性の高い預金・有価証券など他の金融資産と比して下級財的な認識となっているのではないかと想像される(さらに流動性の低い不動産については、追加需要に有意な影響を与えていない)。ただし、上級財か下級財かという問題は本来、総資産の変動に合わせて、その資産保有がどう変化するか、という観点から議論されるべきであり、この部分の情報が欠落している今回の分析からは結論は出せない。

また、住宅ローン保有も正の有意な効果を持っている。これは前章の満期保険金需要関数の推計結果とは異なるが、先述のように保険追加を希望する層が、現在の契約額が低く所得制約が強いと想定されることから、債務履行に不安を抱いている事が反映しているのではないかと考えられる。

5. 結論

今回の分析から分かったことを以下にまとめる。

- ・死亡保険金需要には死亡リスク保障目標額充足率、満期保険金需要には老後資金目標額充足率が強い影響を与えている。
- ・目標額充足率を動機の強さの代理指標と考え、予備的・ライフサイクルの両貯蓄動機とも子供の成長過程に合わせて変動する。前者は子供の就労、後者は子供の独立で減少に転じる。
- ・加齢は予備的貯蓄動機に強い負の影響を、ライフサイクル貯蓄動機に微弱な正の影響を与えている。
- ・上記二点は、予備的貯蓄動機、ライフサイクル貯蓄動機の強さがライフステージの違いで異なるという考察と整合的である。特に、予備的貯蓄動機にはステージの違いが強く影響している。
- ・保険以外の保有資産は、動機充足手段としては保険と相互補完的であるが、保険金額については、死亡保険金とは代替的、満期保険金とは補完的な関係がある。
- ・保険の追加需要は、ライフサイクル貯蓄を目的としている。ただし、目的達成のためには流動性の高い資産が優先して需要されることが予測される。

・追加意志を持つのは、既に保険に加入しているが所得制約のため現在の保険保有額を低く押さえている層である。

これらは年齢や保有資産の効果の解釈など細かい点では異なる部分はあるものの、大枠では本稿と同じく保険需要と貯蓄動機の関係に着目した後藤・福重[1996]の結論を支持するものであると考えられよう。

本稿では保険の持つ機能について考察し、保険需要者が貯蓄動機に基づいてその機能を購入するものとして分析を行った。しかし、何度も繰り返しになるが貯蓄動機充足の手段は保険だけではなく、家族（個人）は総資産形成の中で動機を充足するための最適な配分で、各資産を保有するはずである。

従って、目標充足度を動機の強さに置き換えて検証した本稿のようなパターンでは、保険以外の資産保有についての詳細な情報が不可欠であり、それが無い本稿の分析は、やはり片手落ちの謗りを免れないであろう。

特に、民間保険と密接な関係が予測される公的保険（含む年金）に関する情報がコントロールできていないのは大きな問題点であると思われる²⁷⁾。

また、せっかく3期6年分のデータを使用したにもかかわらず、プールすることによって事実上、一時点のデータによるクロスセクション分析になっている。保険需要には、満期までの期間など時間経過が影響を与える要素が数多くあり、横断的な側面だけでなく、時系列面にも分析を拡張する工夫が必要であろう。

さらに、後藤・福重[1996]では死亡保険金需要と満期保険金需要は同時推計する必要があることが主張されている。しかし本稿では「ライフステージ属性 貯蓄動機 保険需要」という経路を想定し、推計を行ったため死亡保険金と満期保険金を別々に扱っている。そこで今後の課題として、この両者を同時に扱うモデルの構築および背景となる理論の分析・考察を挙げて、本稿の締めくくりとしたいと思う。

参考文献：

- [1]浅野哲[1998]「公的年金制度と個人年金、生命保険需要」『日本経済研究』36号
- [2]岩本光一郎[2001]「家族の発達段階と消費の関係についての分析」第17回生活経済学会報告,2001.4.21
- [3]岩本康志・古家康博[1995]「生命保険需要と遺産動機」『郵政研究レビュー』6号
- [4]岩本康志・古家康博[1996a]「世帯の遺贈性向の決定要因」高山憲之・チャールズ＝ユウジ＝ホリオカ・太田清編『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』第8章,日本評論社
- [5]岩本康志・古家康博[1996b]「遺贈可能資産の調整行動と生命保険需要」高山憲之・チャールズ＝ユウジ＝ホリオカ・太田清編『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』第9章,日本評論社

- [6]大竹文雄[1990]「公的年金資産と家計の資産選択行動」貯蓄経済研究センター『人口の高齢化と貯蓄・資産選択』ぎょうせい
- [7]春日教測・岩本志保[2000]「家計の金融資産選択行動とライフサイクル」『郵政研究所月報』2000.3
- [8]後藤尚久・福重元嗣[1996]「貯蓄動機と生命保険需要」『ファイナンス研究』No.21
- [9]駒村康平・渋谷孝人・浦田房良[2000]『年金と家計の経済分析』東洋経済新報社
- [10]嶋崎尚子[1998]「ライフコースと家族過程」『季刊 家計経済研究』40号
- [11]高山憲之[1992]『ストック・エコノミー』東洋経済新報社
- [12]橋木俊詔[1990]「ライフサイクルと資産選択」貯蓄経済研究センター編『人口の高齢化と貯蓄・資産選択』
- [13]橋木俊詔・下野恵子[1994]『個人貯蓄とライフサイクル』日本経済新聞社
- [14]中馬宏之・浅野哲[1993]「生命保険需要のミクロ分析」橋木俊詔・中馬宏之編『生命保険の経済分析』
- [15]長井毅・西久保浩二[2001]「死亡リスク、疾病リスク、老齡リスクへの対応行動」橋木俊詔編著『ライフサイクルとリスク』第7章，東洋経済新報社
- [16]濱本浩幸[2001]「生命保険金額に影響を及ぼしている要因」『郵政研究所月報』2001.2
- [17]藤田由紀子[1994]「生命保険の加入行動の分析」橋木俊詔編著『ライフサイクルと所得保障』第2章，NTT出版
- [18]牧厚志・宮内環・浪花貞夫・縄田和満[1997]『応用計量経済学』多賀出版
- [19]松浦克己[1994a]「2つの遺産動機と世帯主の生命保険需要」郵政研究所ディスカッションペーパーNo1994-02
- [20]松浦克己[1994b]「Tie-in-Sales 仮説は生命保険市場で成立するか？ - 生命保険貯蓄の要因分析」郵政研究所ディスカッションペーパーNo1994-04
- [21]望月嵩[1996]「家族社会学入門」培風館
- [22]森映雄[1985]「公的年金と個人貯蓄に関するサーベイ」『下関市立大学論集』第28巻3号
- [23]森岡清美[1993]「現代家族変動論」ミネルヴァ書房
- [24]森岡清美[1977]「現代家族のライフサイクル」培風館
- [25]吉川卓也・小平裕[1995]「生命保険需要の特性分析」成城大学経済研究所研究報告書No.5
- [26]Amemiya,T.[1985] *Advanced Econometrics*,Harvard Univ. Press.
- [27]Chuma,H[1994]"Intended Bequest Motives, Savings and Life Insurance Demand", Toshiaki Tachibanaki ed., *Savings and Bequests*, The Univ. of Michigan Press
- [28]Chuma,H[1987]"Life Insurance Savings, Life Protection and Inflation", 『ファイナンス研究』No.6

[29]Iwaisako,Tokuo[2001]"Japanese Households' Portfolio Choice over the Life-cycle",mimeo.

[30]White,J.M.[1993]"Dynamics of Family Development",The Guilford Press.(邦訳:「家族発達のダイナミクス」正岡寛司・藤見純子・西野理子・嶋崎尚子 訳)

注:

1)e-mail : 2992501b@mn.waseda.ac.jp

2)長井・西久保[2001]には、現在の我が国では疾病保険より、この特約の形態の方が主流であるとの指摘がある。

3) その他、1985年、1994年、2000年に行われた年金制度改正による年金受給年齢引き上げ等が事実上、現役世代の公的年金給付水準の低下を招くことも、このリスクを顕在化させた要因の一つであろう。

4)財団法人生命保険文化センター『生命保険に関する全国実態調査』(以降、『全国実態調査』)によれば、個人年金保険の世帯加入率は1991年22.9%、1994年30.5%、1997年32.0%、2000年29.0%となっている。

5)そしてその場合、死亡保険金から解約返戻金を差し引いたものを純保険金額(危険保険金)と考える。

6)保険新規加入世帯のうち相続目的と回答した世帯は、1991年1.0%、1994年1.4%、1997年0.8%、2000年0.4%。

7)ここでは死亡保険金を保険需要の代理変数としている。

8)死亡保険金から貯蓄(遺贈不可能)部分である解約返戻金を差し引いたもの。生命保険の純遺贈可能部分といえる。

9)Needs-raderでは住宅の時価価値を調査していないため、土地の評価額を使用している。

10)住宅ローンの有無については有意な正の影響があることが確認されている。

11)この需要の落ち込みについて後藤・福重[1996]では、教育出費重視のため、貯蓄動機が相対的に低くなったと推測している。

12)浅野[1998]では、生命保険・個人年金を保険と貯蓄部分に切り離し、純保険額・純年金額を算出して需要の代理変数としている。

13)浅野[1998]では、これは将来選好についてデータからでは観測不能な部分でのheterogeneityによるものとしている。

14)高齢者については、従来より単純なライフサイクル仮説ではその行動を説明できないことが指摘されている。

15)死亡保険加入額については婚姻も影響を与えている。

16)駒村・渋谷・浦田[2000]は、大竹[1990]の分析結果に対して、加入生命保険を区分していない(全て死亡保険としている)ため、死亡保障機能と貯蓄機能に対する需要が混在している可能性を指摘している。

- 17) 『全国実態調査』では疾病リスク保障必要額についても調査している。なお老齡リスクとは、老後のために蓄積した資産が予想外の長生きによって枯渇するリスクを指すため、「老後に必要な額」は保障目標額とはならない。
- 18) なお、『全国実態調査』で調査している死亡保険金受取額には、個人年金の遺族給付金分も含まれている。
- 19) 今回の分析に使用する『全国実態調査』は「2人以上の世帯」についての調査であり、未婚者が多いと思われる単身世帯は除かれている。本調査において配偶者を持たない世帯主は、未婚の場合親との同居、既婚の場合は配偶者と死別・離婚して親子弟と同居などのパターンが考えられる。本稿で設定したライフステージは核家族を対象としているため、これらに相当すると思われる配偶者なし世帯をサンプルから除外した。そのため、属性1.については説明変数から落としている。
- 20) 本調査では保険を民間保険・簡易保険・JA 共済に分けて調査しているが、本稿ではこれらを代替的なものと考え、特にことわらない限りはこの3種の合計を「保険」として扱う。
- 21) 該当年の厚生省（現厚生労働省）『人口動態調査』より数値を得た。
- 22) 該当年の厚生省（現厚生労働省）『簡易生命表』より数値を得た。
- 23) 現実には65歳を超えても現役（常雇用者や自営）というケースは必ずしも珍しくない。（引退期世帯を除去した）本稿のデータセットにも、このようなサンプルが若干含まれている。
- 24) 契約額/目標額レシオが2倍を超えるようなケースは、本稿のデータセットでは死亡保険金では5%、満期保険金では1%にも満たない。
- 25) 上述のとおり動機の代理変数である保険額/目標額レシオの分母には子弟独立援助準備目標は入っていないが、満期保険金に混入している子弟援助準備分が影響したと思われる。
- 26) 生命保険のうち死亡保険金が掛け捨て部分、満期保険金が貯蓄部分と考えられるが、契約にあたっては、当然掛け捨て部分大きい方が保険会社側には歓迎される。
- 27) 森[1985]、駒村・渋谷・浦田[2000]などによれば保険と公的年金の関係、つまり両者が補完的か代替的かという議論については、現在の所、完全な決着はついていない。単純に考えれば、強制加入でありほぼ確実に給付される公的年金がまず、老後に必要だと考えている資金額をどの程度カバーできているかが影響すると考えられる。同時に、制度の改正などで公的年金給付水準が変動すれば、それに合わせて両者の関係は変化するであろう。

分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター-SSJ データ・アーカイブから「生命保険に関する全国実態調査」(生命保険文化センター)の個票データの提供を受けました。

表1. 推計結果: 動機と保険需要の同時決定(*:有意水準10%, **:有意水準5%, ***:有意水準1%)

死亡保険金

推計方法: Tobit Model type

	動機関数		保険需要関数	
	Estimate	SE	Estimate	SE
定数項	0.5146	0.0229	-3985.2500	360.6650
世帯主有職ダミー	0.0110	0.0115		
同居非就労子弟人数	0.0149	0.0022		
同居就労子弟人数	-0.0129	0.0041		
別居子弟人数	-0.0025	0.0029		
世帯主年齢	-0.0039	0.0004		
予備的動機			13921.8000	907.2690
ライフサイクル動機			1714.8300	100.4670
世帯年収			1.2543	0.0513
預金ダミー	0.0239	0.0098	-269.6100	-2.41
有価証券ダミー	0.0392	0.0153	-145.3850	-0.82
財形貯蓄ダミー	0.0427	0.0127	-496.5680	-3.22
不動産ダミー	0.0408	0.0107	-387.1730	-3.12
ロンドンダミー			121.8140	45.7235
年ダミー(1994)	0.0261	0.0113	285.8110	130.9860
年ダミー(1997)	0.0223	0.0118	202.0030	135.7980
LOG of LIKELIHOOD	-0.9146	0.0128		
OBS	-42085.8			
	6031			

満期保険金

推計方法: Tobit Model type

	動機関数		保険需要関数	
	Estimate	SE	Estimate	SE
定数項	0.0694	0.0168	41.7065	92.6268
世帯主有職ダミー	0.0343	0.0098		
同居非就労子弟人数	0.0067	0.0022		
同居就労子弟人数	0.0204	0.0046		
別居子弟人数	-0.0049	0.0028		
世帯主年齢	0.0004	0.0002		
予備的動機			-14.5608	21.9576
ライフサイクル動機			2298.9600	657.2200
世帯年収			0.2862	0.0141
預金ダミー	0.0141	0.0058	6.7455	21.6079
有価証券ダミー	0.0016	0.0091	56.9310	27.7193
財形貯蓄ダミー	0.0253	0.0071	47.4190	26.8503
不動産ダミー	0.0220	0.0063	94.0738	25.8710
ロンドンダミー			14.3308	13.0345
年ダミー(1994)	-0.0206	0.0067	116.7320	28.3183
年ダミー(1997)	-0.0590	0.0072	-23.5646	49.6914
LOG of LIKELIHOOD	0.7967	0.0718		
OBS	-28639.3			
	6031			

表2. 推計結果:追加需要(*:有意水準10%, **:有意水準5%, ***:有意水準1%)
推計方法: Probit Model

	追加需要関数		
	Estimate	SE	t-statistic
定数項	0.0963	0.0671	1.44
予備的動機	0.0226	0.0546	0.41
ライフサイクル動機	-0.2377	0.0942	-2.52
世帯年収	-0.0002	0.0000	-3.47
保険有無ダミー	0.1584	0.0647	2.45
預金ダミー	-0.0810	0.0348	-2.33
有価証券ダミー	-0.1674	0.0548	-3.06
財形貯蓄ダミー	0.1851	0.0451	4.11
不動産ダミー	-0.0310	0.0386	-0.80
ローンダミー	0.0742	0.0359	2.06
年ダミー(1994)	-0.1468	0.0403	-3.65
年ダミー(1997)	-0.3786	0.0430	-8.80
LOG of LIKELIHOOD	-4086.11		
OBS	6026		

図1. ライフステージ段階と保険額/目標額レシオ(予備的貯蓄動機)の変化の推移

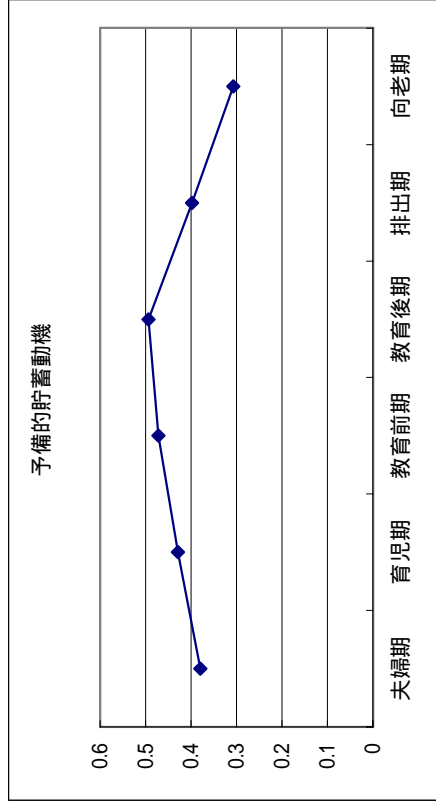
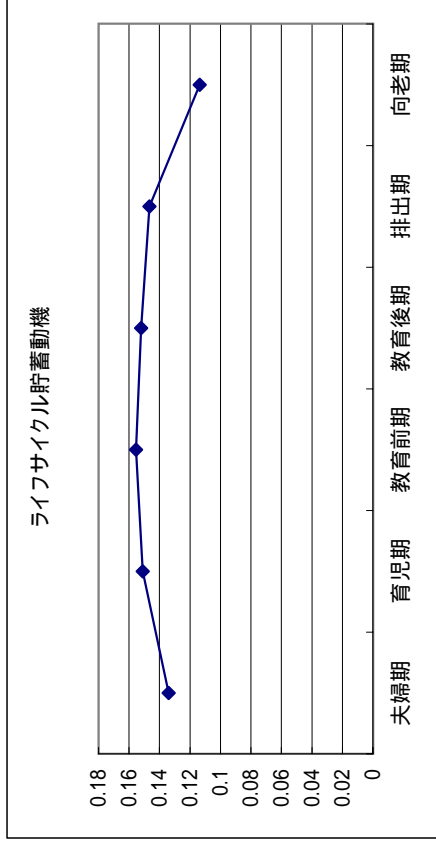


図2. ライフステージ段階と保険額/目標額レシオ(ライフサイクル貯蓄動機)の変化の推移



第3章 我が国の年金政策に対する加入者の反応

疑似パネルデータを用いた分析

鈴木 亘

白石 小百合

要約

本稿は、「国民生活基礎調査疑似パネルデータ」および「生命保険に関する全国実態調査」のプールデータを用いて、年金政策に対して家計が合理的に反応しているかどうかを検証した。具体的には、Deaton and Paxson(1993,1994),Deaton(1997)によって考案された疑似パネルデータの分析手法を用いて、個人年金加入率、国民年金未加入率、消費性向、対数消費性向の分散を、コホート効果、年齢効果、年効果に分解した。

その結果は、一見、家計行動が年金政策に無反応であるかのように見えるクロスセクションデータの観察結果を覆すものであり、年金政策に対する家計の合理的な反応を示唆するものであった。したがって、年金財政再計算や年金改正においては、改正に伴う家計の反応を十分に考慮して、年金政策が策定されるべきである。

1. はじめに

わが国の年金制度は5年に1度、年金財政再計算として年金財政の将来収支を保つための改革がなされるが、近年はその度ごとに「予想外の」財政収支悪化に直面しており、保険料の引き上げ、給付水準の引き下げが繰り返されている。年金財政収支が予想外に悪化する第一の理由は、年金財政計算の基礎となっている人口予測が大幅に外れ続けていることにあるが、その他にも、成長率の低下、運用利回りの低下、加入者数の低下、保険料収入額の低下など、様々な前提要因の変化が影響している。

ところで、これまで行われてきた財政再計算では、人口以外のこれらの変数について、一定の外生値が想定されているが、これは年金改正によって家計行動が変化しないとの前提に立っていることに他ならない。つまり、保険料の引き上げや給付水準の引き下げが相次ぐ中で、家計は改正以前と同じように従順に年金政策に従い、何ら反応をしないことを意味している。しかしながら、最近、年金空洞化や年金給付の不確実性に伴う予備的貯蓄の増加等が指摘されているように、年金改正に対して家計は合理的に反応している可能性があり、もしそうであるならば、家計行動の変化を織り込まない財政再計算は、大きな誤差を持ったものになってしまう。

本稿は、以上のような問題意識から、「年金政策に対して家計が合理的に反応しているか否か」という点について実証的な検討を行い、現行の年金財政再計算の手法の妥当性を論じる。具体的には、「国民生活基礎調査による疑似パネルデータ」(京都大学経済研究所岩本康志助教授作成)および「生命保険に関する全国実態調査」(生命保険文化センター)の2つのデータソースを用い、わが国の年金政策の特徴である「世代間の不公平」に対し

て、各世代(コホート)の年金未加入率、個人年金加入率、消費性向、消費性向の分散といった家計行動の変数がどのように反応しているのかを確認する。以下、本稿の構成は次の通りである。第2節では、先行研究について触れる。第3節は、疑似パネルデータについての解説と本稿で用いるデータの特徴を説明する。第4節は、分析モデルを解説する。5節は分析結果であり、第6節は結語である。

2. 先行研究

実は、「年金政策と家計の反応」に関するわが国の先行研究は少なくはない。しかしながら、それらは極めて限られたテーマに集中しており、ほぼ以下の5種類に集約される。

「国民年金未加入率・未納率の要因」(駒村・渋谷・浦田(2000)、小椋・角田(2000)、鈴木・周(2001)、阿部(2001))

「公的年金が貯蓄・消費に与える影響」(吉川(1982)、野口(1982)、地主(1987)、佐々木・橘木(1985)、小巻(1995)、本間他(1987)、安藤・山下・村田(1986)、高山編(1992)、太田・桜井(1996)、寺井(1999)、駒村・渋谷・浦田(2000)、奥井(2001))

「在職高齢年金制度と高齢者の就業行動の変化」(清家(1980、1986、1993)、清家・山田(1998)、安部(1998)、小川(1998)、大石・小塩(2000)、Yashiro・Oshio(1999)、岩本(2000))

「公的年金がパートタイム労働に与える影響」(安部・大竹(1995)、安部(1998)、安部(1999)、大石(1996))

「公的年金が家計の資産選択(特に生命保険需要)に与える影響」(大竹(1990)、岩本・古家(1995,1996a,1996b)、駒村・渋谷・浦田(2000)、後藤・福重(1996)、浅野哲(1998)、鈴木(2001))

このうち、「年金政策が生み出す世代間不公平への家計の合理的反応」という本稿の問題意識に近いものは のテーマであり、次いで のテーマが関連する。

「国民年金未加入率・未納率の要因」分析の主な関心対象は、国民年金が生み出す世代間不公平が、未加入率・未納率に影響しているかどうかという点にあり、駒村・渋谷・浦田(2000)を除く全ての文献で、年金の生涯収益率が低い若年世代ほど未加入率・未納率が高まることが確認されている。また、鈴木・周(2001)は、国民年金を代替するものとして個人年金を採り上げ、国民年金の未加入率が高い若い世代ほど、個人年金の加入率が高いことを見出している。しかしながら、小椋・角田(2000)を除く文献は、クロスセクションデータを用いた分析であり、国民年金の未加入率や未納率が高いことが、ただ単に年齢が若いからなのか、それとも仮説通りに年金収益率の低い世代(コホート)であるからなのかが区別できず、この点に問題が残っていた。

一方、「公的年金が貯蓄・消費に与える影響」を検証した殆どの先行研究は、Feldstein(1974)を嚆矢としたもので、もっぱらマクロ(集計量)の貯蓄率や消費に関心があ

ることから、本稿の問題意識に合致するものではない¹。しかしながら、最近行われたマイクロデータを用いた分析の中には、本稿の問題意識にとって興味深い結果が得られているものがある。例えば高山編(1992)は「全国消費実態調査」の個票を用いて、公的年金の将来受給額を考慮した消費関数の推定を行っているが、年金受給額は消費に対して正の影響があるとの結果を得ている。年金受給額は若年世代ほど低いことを考えあわせると、この結果は、若年世代ほど生涯の年金受給額が低いことを織り込んで、消費を抑制していることを意味しており、年金政策に対する合理的な反応と解釈できる。また、奥井(2001)は、やはり、公的年金の期待受給額を考慮した年齢別の消費関数の推定結果から、年齢階層が高いほど公的年金の消費に与える影響が大きいことを見出している。これも裏を返せば、公的年金の期待受給額が低い若年世代は、公的年金に影響されずに消費行動を行っていることになり、年金政策に対する合理的な反応と解釈できる。若年世代ほど消費水準が低いという点については、家計調査の集計データを用いた寺井(1999)においても確認されている。しかしながら、高山(1992)や奥井(2001)の分析は、クロスセクションデータによるものであり、公的年金受給額に対する反応が、年齢が若いことによるものなのか、それとも若年世代(コホート)であるからなのかを明確に識別する手段が無い。したがって、年金政策に対する合理的な反応という視点からみる場合には、年金未加入者・未納者の分析と同様の問題が残ることになる。

3. 疑似パネルデータ

クロスセクションデータでは識別できない「年齢による効果」と「世代(コホート)による効果」を分離する一つの方法は、パネルデータを用いることである。しかしながら、わが国においては一部の限られた例²を除いてこうした家計におけるパネルデータは作成されていない。これに対して、近年、継続的に実施されるクロスセクション統計調査を用いて擬似的なパネルデータ(疑似パネルデータ、Synthetic Panel Data)を作成するアプローチが考案されており、注目を集めている。

疑似パネルデータの作成は、個体属性が類似した標本であれば、同一個体と見なす統計的マッチング技法の応用である。すなわち、年齢や地域などの属性に基づいて標本データを集計し、それをコーホートデータと見なそうとするものである。これは厳密な意味でのパネルデータではないが、コーホートに含まれる標本数が大きい場合や、属性の取り方が適切であれば、パネルデータと同じように「コーホート効果」を「個体効果」と同じよう

¹ 現在までにおける詳細なサーベイは駒村・渋谷・浦田(2000)の第7章に存在する。現在までに数多くの先行研究が存在するにもかかわらず、未だに公的年金がマクロの貯蓄率に与える影響については、プラスの影響があるとするもの、マイナスの影響があるとするもの、影響がないとするものが混在しており、明確なコンセンサスが得られていない。

² (財)家計経済研究所「消費生活に関するパネルデータ」。ただし、公開されている年度が限られていること、民間シンクタンクの利用は認められていないこと、若年層の既婚女性が主なサンプルであること、等により本稿の分析には適さない。

に扱うことが出来ることが知られている。

疑似パネルを用いた分析例は、その嚆矢となった Browning, Deaton and Irish (1985) をはじめとして既に数多く存在しており (Blundell, Meghir and Neves (1993)、Blundell, Browning and Meghir (1994)、Attanasio and Weber (1993)、Attanasio and Browning(1995)、Alessie, Devereux and Weber (1997)、Deaton and Paxson (1994)、Card and Lemieux (1996))、わが国においても高木(1997)、伴・高木(1999)、岩本(2000)等の作成例がある。

そこで、本稿では、京都大学岩本康志助教授により公開されている「国民生活基礎調査の疑似パネルデータ」および、「生命保険に関する全国実態調査」(生命保険文化センター)の1982 - 1997年のプールデータを用いて、疑似パネルとみなした分析を行うことにする。

まず、「国民生活基礎調査の疑似パネルデータ」は、岩本氏等がこれまでに用いた1986年から1995年までの「国民生活基礎調査」(厚生労働省)³から集計されたものであり、集計表の活用であるため、作成者の許可を得れば誰もがアクセス可能である。具体的には、過去10年分の主要変数のほぼ全てが、年齢階層別の平均、分散の形でデータ化されており、出生年別のラベリングが行われている。本稿では、消費性向や対数消費性向分散、国民年金未加入率を用いる。

一方、「生命保険に関する全国実態調査」(生命保険文化センター)は、東京大学社会科学研究所のSSJアーカイブに提供されているデータであり、これも希望する研究者のほぼ全てが入手可能なデータである。この調査は、生命保険や個人年金加入状況について、全国の世帯員2人以上の一般世帯6,500サンプルに対して3年に一度調査が行われているものである。調査対象は、層化2段(副次)無作為抽出法により選ばれており、属性に対して毎回厳密な管理がなされているため、そこに選ばれている世帯の代表性は高く、疑似パネルと見なしうる。本稿で質問項目のうち、個人年金の加入状況に関するものを用いる。

4. 分析モデル

本稿で用いる分析モデルは、Deaton and Paxson(1993,1994),Deaton(1995)によって考案された手法であり、目的の変数を コホート効果、 年齢効果、 年効果に分解する。具体的には、次式を推定する。

$$Y_{a,t} = \sum_{c=1927(1925-1927)}^{1970(1970-1972)} \alpha_c C dum_a + \sum_{a=26(28-30)}^{60(58-60)} \beta_a A dum_a + \sum_{t=1987}^{1995(1997)} \gamma_t Y dum_t + e_{cat} \quad (1)$$

³ Phase 1 (1989年 - 1995年) 国立社会保障・人口問題研究所による『国民生活基礎調査を用いた社会保障の機能評価に関する研究』(1998年6月16日,総務庁告示第88号による目的外使用)及びPhase 2 (1986年 - 1988年)(財)医療経済研究機構による『医療・介護・年金の各システムが経済活動に与える影響に関する調査研究』(1999年4月7日,総務庁告示第72号による目的外使用)

$Y_{a,t}$ は分解を行う対象の変数であり、個人年金加入率、国民年金未加入率(年金未加入者率 / 1号該当者率)、消費性向(世帯消費支出 / 世帯所得)、対数消費性向分散である。説明変数は、 $Cdum_a$ がコホートダミーであり、「国民生活基礎調査疑似パネル」では1927年生まれダミーから1970年生まれダミーまでの44変数から構成されている。一方、「生命保険に関する全国実態調査」の場合には3年に一度の調査であるため、コホートは3年刻みでとっており、1925-27年生まれダミーから1970-72年生まれダミーの16変数を用いている。一方 $Adum_a$ は年齢ダミーであり、「国民生活基礎調査疑似パネルデータ」の場合、サンプル数の関係から26歳から60歳までの各ダミーから構成される(「生命保険に関する全国実態調査」の場合には、25-27歳階層から25-60歳階層まで)。最後に $Ydum_t$ は年(次)効果であり、各年に対してダミー変数が作成されている。

ところで、コホートダミー $Cdum_a$ と年齢ダミー $Adum_a$ 及び $Ydum_t$ の間には線形従属の関係がある⁴。したがって、データのトレンド的な変化は、年効果のトレンドとしても、コホート効果と年齢効果におけるトレンドとも解釈ができる。このため、年効果について何らかの基準化が必要であるが、ここではDeaton and Paxon(1993),Deaton(1997)にしたがって、年効果の係数の合計がゼロになる(年効果はCyclicalなものとする)制約を課して推定を行った。

5. 推定結果

5.1 個人年金加入率の分解

グラフ1-1は、各年の「生命保険に関する全国実態調査」における年齢別の個人年金加入率をみたものである。1988 - 91 - 1994年に加入率の構造が大きく変わったことが類推されるものの、1991年を除いて、各年の年齢階層別の加入率は大きな違いはみられず、若干ながら年齢階層が高いほど個人年金の加入率が高まる傾向がみてとれる。

年金政策に対して家計が合理的に反応しているのであれば、公的年金の期待収益率が低い(マイナス幅が大きい)若いコホートほど、公的年金を代替する手段として個人年金の加入確率が高まるはずである。しかしながら、グラフ1-1からはそのような事実が確認されない。

そこで、前節(1)式の分解方法を用いて、コホート効果、年齢効果、年効果の3つに分解を行う。被説明変数は個人年金を購入しているか否かという離散変数(0,1)であるから、(1)式をプロビットモデルにより推定する。

推定結果は表1-1の通りであり、各効果の係数はグラフ1-2、1-3、1-4に提示している。まず、グラフ1-2をみると、個人年金加入率は仮説通り若いコホートほど高くなっており、合理的な行動の可能性が示唆される。年齢効果については、年齢層が高いほど加入率が高まることわかる(グラフ1-3)。年効果は近年の景気循環を反映してか、1991年をピーク

⁴ 例えば、年次から生まれ年を引くとその時点の年齢になる。

に減少に転じている。

5.2 国民年金未加入率の分解

次に「国民生活基礎調査疑似パネルデータ」によって、各年(3年おき)の国民年金未加入率の年齢別の推移をみたものがグラフ 2-1 である。各年とも未加入率の推移はほぼ同様の傾向であり、年齢が高まるほど未加入率が低くなり、50-55 歳を底として未加入率が再上昇する。これらを(1)式を用いて分解した推定結果が、表 2-1 であり、グラフ 2-2 から 2-4 は各効果の係数を表示している。まず、グラフ 2-2 をみると、やはり若いコホートほど未加入率が高まる構造が鮮明であり、鈴木・周(2001)、阿部(2001)が見出した若年層ほど未加入率が高いという結果が、仮説通りコホート効果を反映してものであったことが確認された。

もっとも、グラフ 2-3 の年齢効果をみると、26 歳から 35-40 歳程度まで未加入率が減少した後、再び未加入率が高まるという結果になっており、やや解釈に苦しむ結果である。これは、熟年離婚による未加入者の増加や手続きを忘れた事による三号未加入者の増加などが反映しているものとも解釈できるが、集計された疑似パネルデータからはこれ以上の分析はできない。

5.3 消費性向の分解

グラフ 3-1 は「国民生活基礎調査疑似パネルデータ」による各年(3年おき)の消費性向の年齢別推移をみたものである。各年とも年齢層が高まるにつれ消費性向が低下する姿が鮮明である。しかしながら、年金政策に対して家計が合理的に反応していれば、若いコホートほど将来の年金受給額が少なくなる為⁵、自己防衛として貯蓄行うはずであり、したがって消費性向は低くなると考えられる。グラフ 3-1 のような各年別の推移ではそのような動きは確認できないため、前節(1)式による分解を行った。

推定結果は表 3-1、各効果の推定された係数は表 3-2 から 3-4 の通りである。グラフ 3-2 をみると、やはり若いコホートほど消費性向が低いという傾向が鮮明であり、家計における合理的な反応が示唆される。一方、消費性向自体は一般に考えられている通り年齢が高まる程低下して行く(グラフ 3-3)。また、消費性向の年効果は景気循環を反映して 1990 年をピークに低下し、1995 年の景気の回復期に上昇しており、概ね妥当な結果となっている(グラフ 3-4)。

5.4 対数消費性向の分散の分解

最後に対数消費性向の分散の動きを分解する。将来の年金給付に対する不確実性は若い

⁵ 年金に加えて医療保険、介護保険の世代間の不公平を計算した赤井・鈴木(1999)によれば、社会保障全体の世代間不公平は年金のみの計算値よりもさらに拡大する。したがって、以下の結果は年金に限らず、社会保障全体に対する家計の反応とみることができる。

コホートほど高いものと想像される。この場合、若いコホートほど消費性向にバラツキがみられ、したがって消費性向の分散は拡大すると思われる。「国民生活基礎調査疑似パネルデータ」には、対数家計消費分散、対数世帯所得分散、対数家計消費・対数世帯所得共分散のデータが存在するため、「対数消費性向分散 = 対数家計消費分散 + 対数世帯所得分散 - 2*対数家計消費・対数世帯所得共分散」という関係を用いて、対数消費性向分散を計算した。グラフ 4-1 は各年別の年齢別推移を見たものである。年齢が高まるほど対数消費性向の分散は高まっており、ライフステージの進展に伴う所得格差を反映した動きであると解釈できる。しかしながら、前節(1)式による分解を行った結果をみると、コホート効果の係数であるグラフ 4-2 では若いコホートほど分散が高まっており、仮説と整合的な動きである。一方、年齢別の対数消費性向の分散自体はグラフ 4-3 のように年齢階層に比例するものとなっている。

6 . 結語

本稿は、「国民生活基礎調査疑似パネルデータ」および「生命保険に関する全国実態調査」のプールデータを用いて、年金政策に対して家計が合理的に反応しているかどうかを検証した。具体的には、Deaton and Paxon(1993,1994),Deaton(1997)によって考案された疑似パネルデータの分析手法を用いて、個人年金加入率、国民年金未加入率、消費性向、対数消費性向の分散を、コホート効果、年齢効果、年効果に分解した。

その結果は、一見、家計行動は無反応のように見えるクロスセクションデータの観察結果を覆すものであり、年金政策に対して家計行動が合理的に反応しているという仮説と整合的な結果になった。したがって、現行の年金財政再計算や年金改正で行われている家計行動を一定とした年金政策の策定は、誤差の大きいミスリーディングな方法であることが示唆される。今後は、「年金政策に対する家計行動の反応」に関する基礎的な実証研究をさらに蓄積し、こうした反応を明示的に織り込んだ年金政策の策定が不可欠である。

参考文献

- 赤井伸郎・鈴木亘(2000)「年金・医療・介護保険債務を考慮した政府のバランスシートと世代間損益計算書」(共著)『エコノミックス』(東洋経済新報社)第3号、pp.125-160
- 浅野哲(1998)「公的年金制度と個人年金、生命保険需要 1990、94年度日経レーダーデータの分析」『日本経済研究』No.36、pp.83-102
- 麻生良文(2000)「公的年金の所得移転 「5つの選択肢」と1999年度改正案」『経済研究』vol.5, No.2, pp.152-161
- 安部由起子(1998)「1980~1990年代の男性高齢者の労働供給と在職老齢年金制度」『日本経済研究』第36号、pp.50-82.
- 安部由起子(1999)「女性パートタイム労働者の社会保険加入の分析」『季刊社会保障研究』第35巻第1号、pp.77-95.

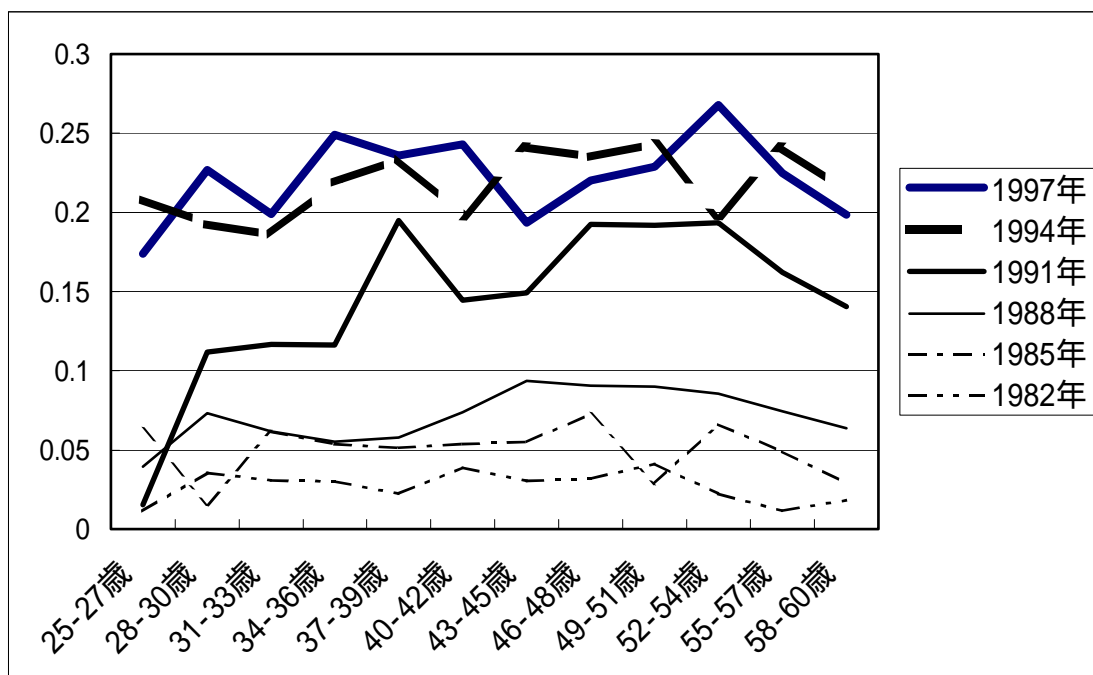
- 安部由起子・大竹文雄(1995)「税制・社会保障制度とパートタイム労働者の労働供給」、『季刊 社会保障研究』、第 31 巻、第 2 号、pp.120-134
- 安部正浩・山田篤裕 (1998)「中高年齢における独立開業の実態 「高齢者における独立・自営支援に関する調査」結果から 」『日本労働研究雑誌』第 452 号 , pp.26-40 .
- 阿部彩 (2001)「国民年金の保険料免除制度改正：未加入、未能率と逆進性への影響、日本経済研究」『日本経済研究』No.43 掲載予定
- アルバート安藤, 山下道子, 村山淳喜 ,(1986)「ライフ・サイクル仮説に基づく消費・貯蓄の行動分析」『経済分析第 101 号』経済企画庁経済研究所 .
- 岩本康志・古家康博 (1995)「生命保険需要と遺産動機」『郵政研究レビュー』6 号, 郵政研究所, pp.59-90
- 岩本康志・古家康博 (1996)「遺贈可能資産の調整行動と生命保険需要」高山憲之, チャールズ・ユウジ・ホリオカ, 太田清『高齢化社会の貯蓄と遺産相続』, 日本評論社, pp.247-262
- 岩本康志(2000)「国民生活基礎調査」による疑似パネルデータ：1989-1995 年」国立・社会保障人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』, 東京大学出版会, 2000 年 9 月, 329-356 頁
- 大石亜希子(1996)「女性と年金」『季刊年金と雇用』Vol.15 No.2 ,年金総合研究センター .
- 大石亜希子・小塩隆士 (2000)「高齢者の引退行動と社会保障資産」『季刊社会保障研究』第 35 巻第 4 号 , pp.405-419 .
- 大竹文雄(1990)「公的年金資産と家計の資産選択行動」貯蓄経済研究センター編『人口の高齢化と貯蓄・資産選択』ぎょうせい, pp.99-131
- 大竹文雄・猪木武徳(1997)「労働市場における世代効果」, 浅子和美・福田慎一・吉野直行編『現代マクロ経済分析』東京大学出版会
- 太田清, 桜井俊行 (1996)「公的年金と貯蓄行動, 高齢期就業」高山憲之, チャールズ・ユウジ・ホリオカ, 太田清『高齢化社会の貯蓄と遺産相続』日本評論社 .
- 小川浩 (1998)「年金・雇用保険改正と男性高齢者の就業行動の変化」『日本労働研究雑誌』第 461 号 , pp.52-64 .
- 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』第 49 巻第 3 号 , pp.245-258 .
- 小川浩 (1997)「年金と男性高齢者の就業行動」『年金制度の改革が就業・引退行動に及ぼす影響』日本労働研究機構 .
- 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
- 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
- 後藤尚久・福重元嗣 (1996)「貯蓄動機と生命保険需要-個票データによる実証分析-」『ファイナンス研究』 No.21, August, pp.85-102

- 駒村康平・渋谷孝人・浦田房江（2000）『年金と家計の経済分析』東洋経済新報社
- 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」(単著)『季刊社会保障研究』37巻2号掲載予定
- 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, pp.44-60
- 清家篤（1980）「年金給付と高齢者の労働供給」『三田商学研究』第23巻4号．
- 清家篤（1986）「高齢者就業の趨勢と公的年金」『日本労働研究機構雑誌』328号．
- 清家篤（1993）『高齢化社会の労働市場』東洋経済新報社．
- 清家篤・山田篤裕（1998）「引退決定過程に及ぼす社会保障・雇用制度の影響にかんするハザード分析」『三田商学研究』第41巻第4号，pp.115-144．
- 高山憲之編（1992）『ストック・エコノミー』東洋経済新報社．
- 高木真吾、1997、Repeated Cross-Section Data を用いた経済モデルの推定・検定、伴金美編『ネットワーク型パネルデータベースの構築と統計分析の研究』、平成8年度科学研究費補助金（重点領域研究）研究成果報告書、166-212.
- 田近栄治，中川和明（1991）「わが国家計の資産選択と資産需要の代替性」『フィナンシャル・レビュー』3月号．
- 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
- 伴金美・高木真吾、1999、疑似パネルデータの作成実験、伴金美編『ネットワーク型パネルデータベースの構築と統計分析の研究』、平成10年度科学研究費補助金（特定領域研究）研究成果報告書.
- 本間正明，跡田直澄，岩本康志，大竹文雄（1987）「年金：高齢化社会と年金制度」浜田宏一，黒田昌裕，堀内昭義『日本経済のマクロ分析』東京大学出版会．
- Alessie, R., M.P. Devereux, G. Weber, 1997, Intertemporal Consumption: Durables and Liquidity Constraints: A Cohort Analysis, *European Economic Review* 41, 37-59.
- Attansio O.P. and G. Weber, 1993, Consumption Growth, the Interest Rate and Aggregation, *Review of Economic Studies* 60, 631-649.
- Attansio, O.P. and M. Browning, 1995, Consumption over the Life Cycle and over the Business Cycle, *The American Economic Review* 85, 1118-1137.
- Attanasio, O.P., and G. Weber, 1995, Is Consumption Growth Consistent with Intertemporal Optimization? Evidence from the Consumer Expenditure Survey, *Journal of Political Economy* 103, 1121-1157.
- Browning, M., and A. Deaton, and M. Irish, 1985, A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands over the Life-Cycle, *Econometrica* 53, 503-543.
- Brundell, R., and C. Meghir, 1993, Labour Supply and Intertemporal Substitution, *Journal of Econometrics* 59, 137-160.
- Brundell, R., M. Browning and C. Meghir, 1994, Consumer Demand and the Life-Cycle Allocation of Household Expenditures, *Review of Economic Studies* 61, 57-80.

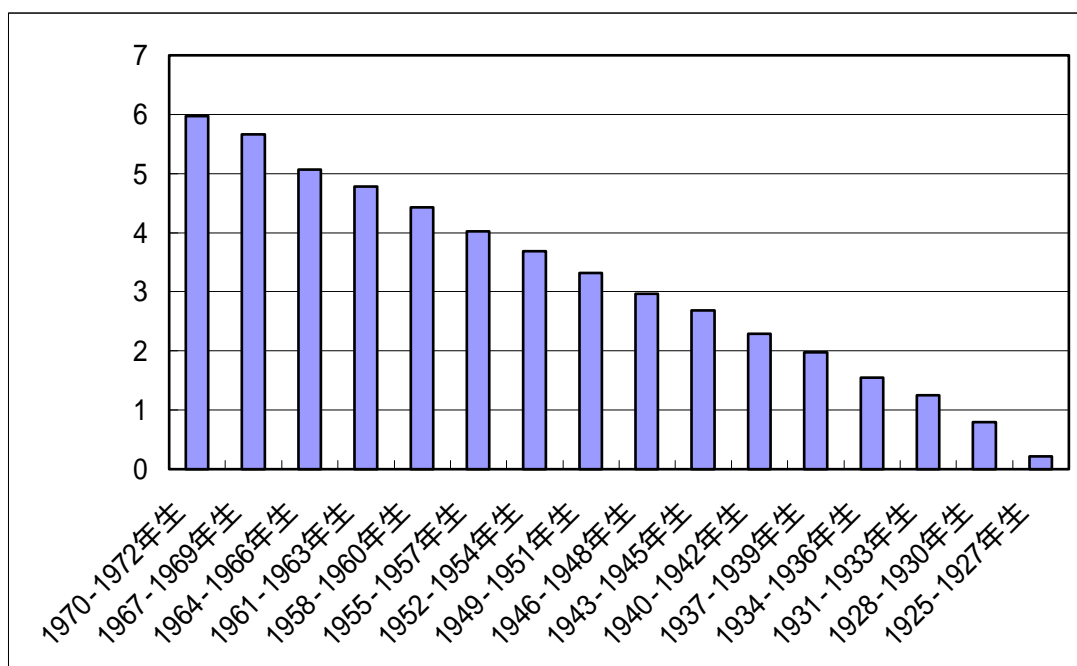
- Card D., and T. Lemieux, 1996, Wage Dispersion, Returns to Skill, and Black-White Wage Differentials, *Journal of Econometrics* 74, 319-361.
- Deaton, A., 1997, *The Analysis of Household Surveys A Microeconomic Approach to Development Policy*, The World Bank, Washington
- Deaton A., and C. Paxson, 1993, Saving, Growth and Aging in Taiwan, NBER Working Paper, No.4330
- Deaton A., and C. Paxson, 1994, Intertemporal Choice and Inequality, *Journal of Political Economy* 102, 437-467.
- Feldstein, M. (1974) "Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy* Vol.82, Sep/Oct.
- Yashiro, Naohiro and Takashi Oshio (1999) "Social Security and Retirement in Japan," in Gruber and Wise eds., *Social Security and Retirement Around the World*, Univ. of Chicago Press, pp.239-267.
- Wakabayashi, Midori (2001) "Retirement Saving in Japan : With Emphasis on the Impact of Social Security and Retirement Payments," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.15, pp.131-159.

分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データ・アーカイブから「生命保険に関する全国実態調査」(生命保険文化センター)の個票データの提供を受けました。

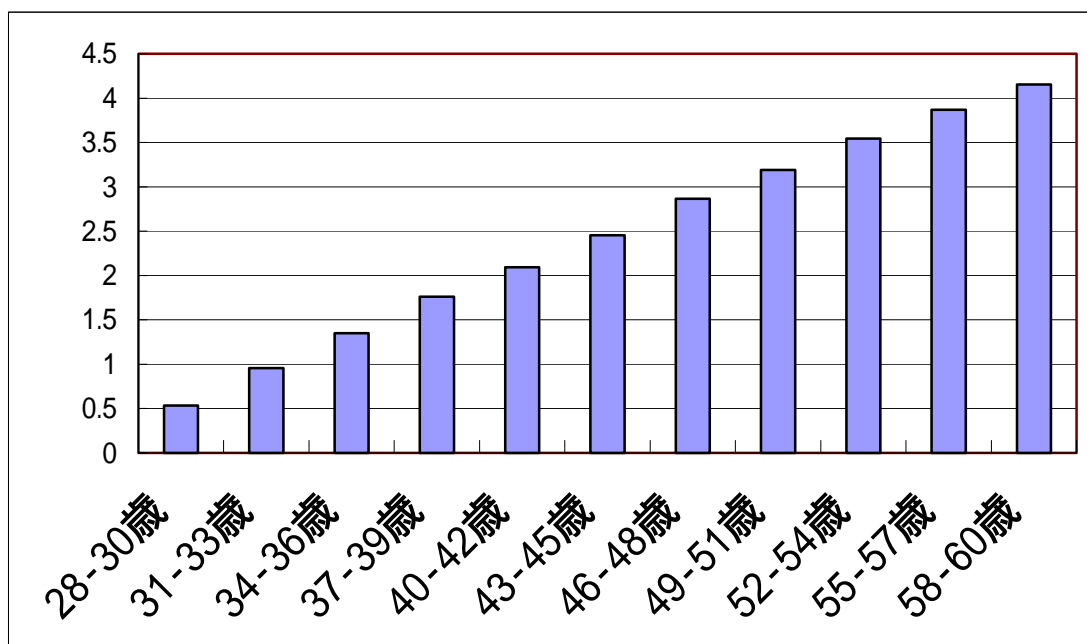
グラフ 1-1 個人年金加入率の年齢別推移



グラフ 1-2 個人年金加入率のコホート効果



グラフ 1-3 個人年金加入率の年齢効果



グラフ 1-4 個人年金加入率の年効果

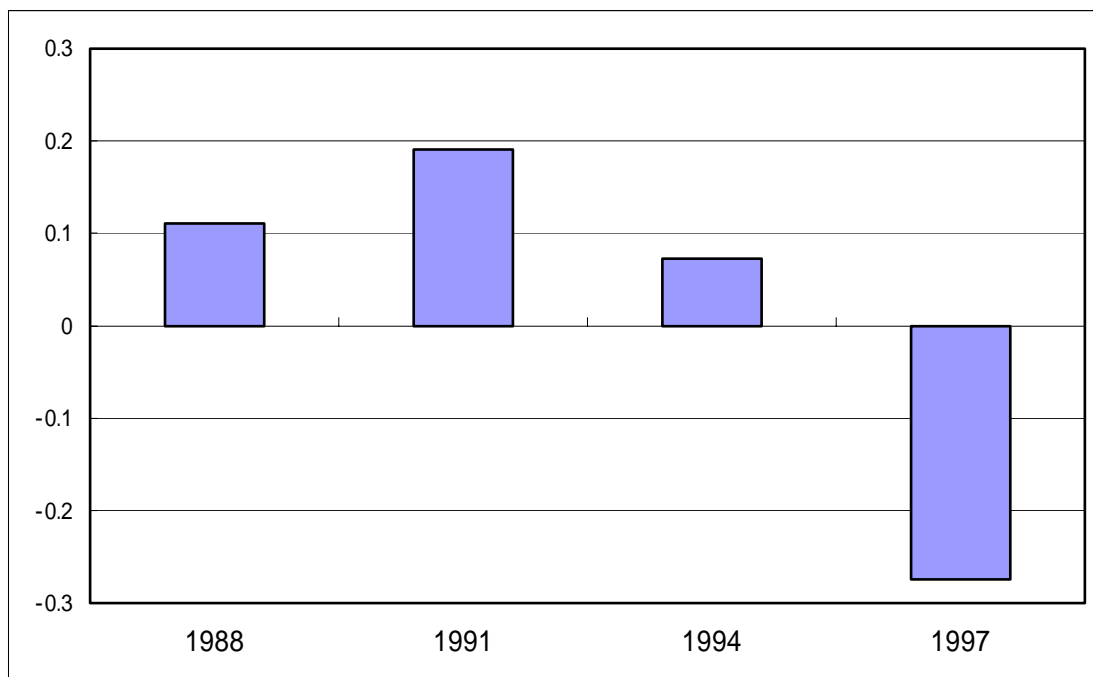
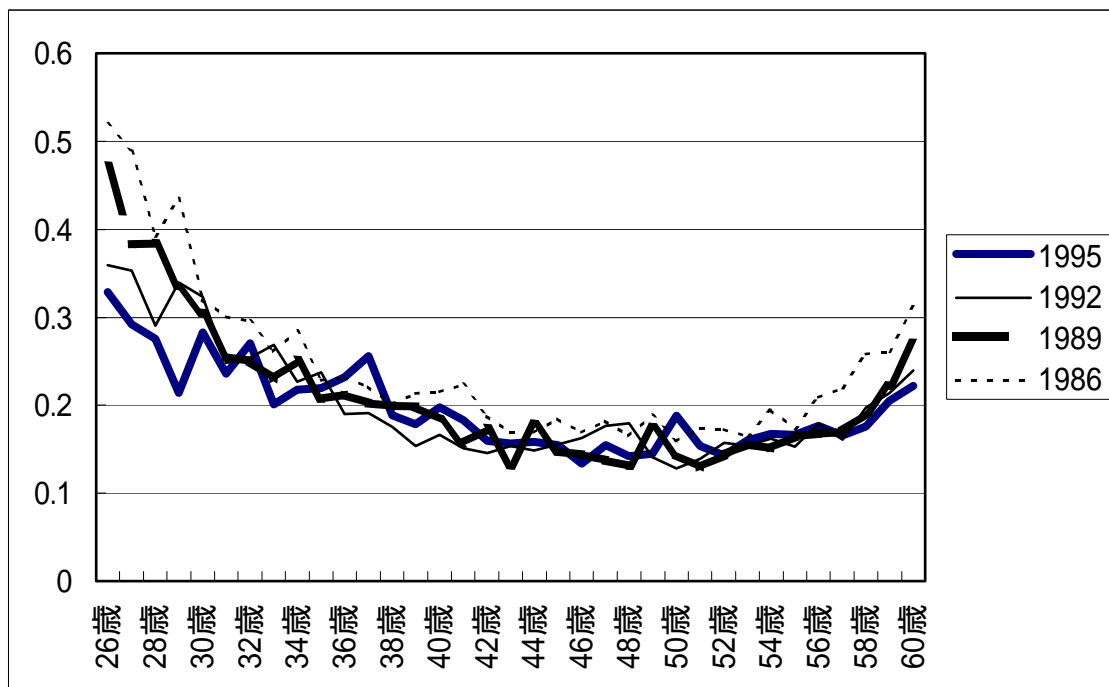


表 1-1 個人年金加入率関数の推定結果

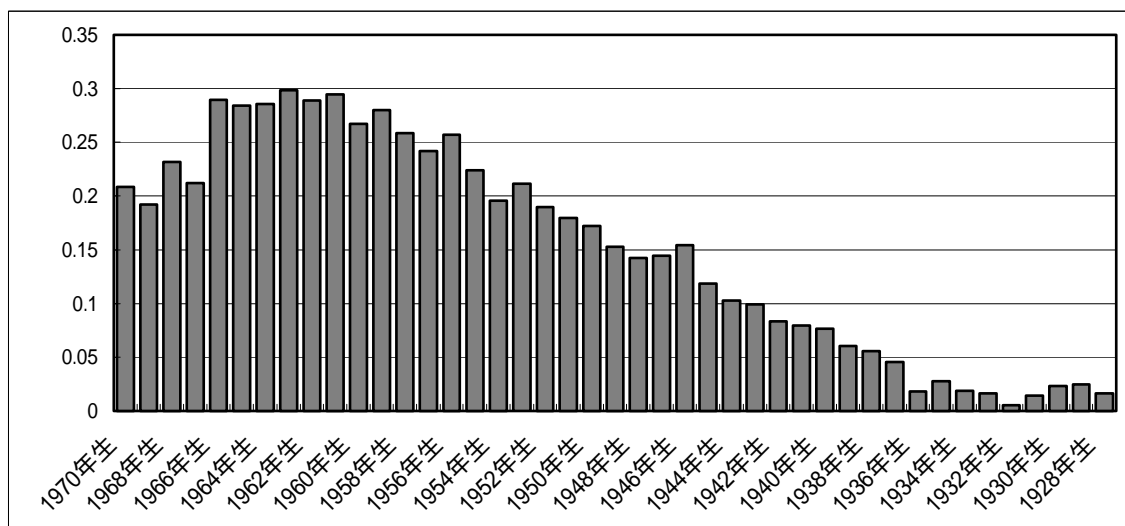
	係数	t 値	p 値
28-30 歳ダミー	0.5322906	2.72	0.007
31-33 歳ダミー	0.9546581	2.87	0.004
34-36 歳ダミー	1.349265	2.82	0.005
37-39 歳ダミー	1.759775	2.8	0.005
40-42 歳ダミー	2.094689	2.69	0.007
43-45 歳ダミー	2.454047	2.64	0.008
46-48 歳ダミー	2.864279	2.65	0.008
49-51 歳ダミー	3.189584	2.59	0.01
52-54 歳ダミー	3.544705	2.56	0.01
55-57 歳ダミー	3.868344	2.52	0.012
58-60 歳ダミー	4.154702	2.47	0.014
1925-1927 年生ダミー	0.2182597	0.88	0.38
1928-1930 年生ダミー	0.7965539	2.39	0.017
1931-1933 年生ダミー	1.249428	2.7	0.007
1934-1936 年生ダミー	1.549028	2.56	0.011
1937-1939 年生ダミー	1.979276	2.63	0.008
1940-1942 年生ダミー	2.29414	2.55	0.011
1943-1945 年生ダミー	2.688595	2.56	0.01
1946-1948 年生ダミー	2.970859	2.48	0.013
1949-1951 年生ダミー	3.317185	2.46	0.014
1952-1954 年生ダミー	3.687117	2.46	0.014
1955-1957 年生ダミー	4.021942	2.43	0.015
1958-1960 年生ダミー	4.429169	2.45	0.014
1961-1963 年生ダミー	4.780841	2.44	0.015
1964-1966 年生ダミー	5.07299	2.4	0.016
1967-1969 年生ダミー	5.661839	2.5	0.013
1970-1972 年生ダミー	5.968405	2.46	0.014
1988 ダミー	0.11039	0.42	0.675
1991 ダミー	0.1905958	1.8	0.072
1994 ダミー	0.0723677	1.28	0.2
1997 ダミー	-0.2748675	-1.31	0.189
定数項	-6.632352	-2.99	0.003

注) プロビットモデルによる推定。サンプル数は、 22606。対数尤度は、-7625.9972。Pseudo R2 は、 0.0859。

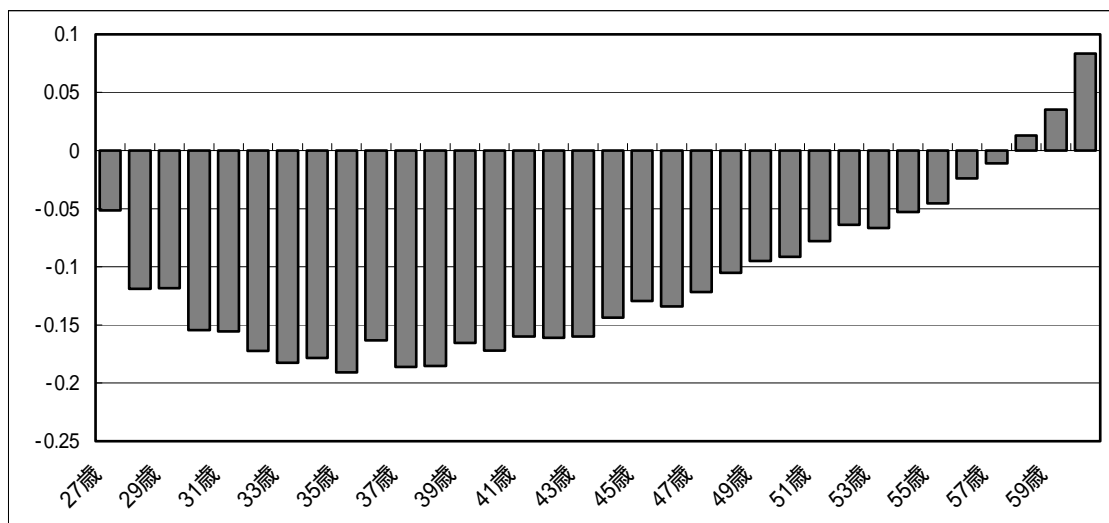
グラフ 2-1 年金未加入率の年齢別推移



グラフ 2-2 年金未加入率のコホート効果



グラフ 2-3 年金未加入率の年齢効果



グラフ 2-4 年金未加入率の年効果

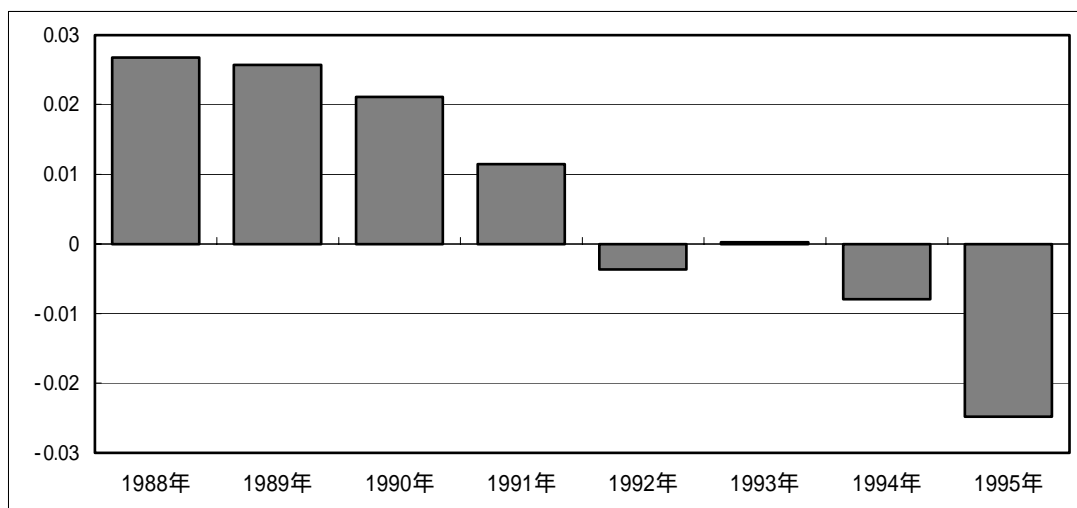


表 2-1 年金未加入率関数の推定結果

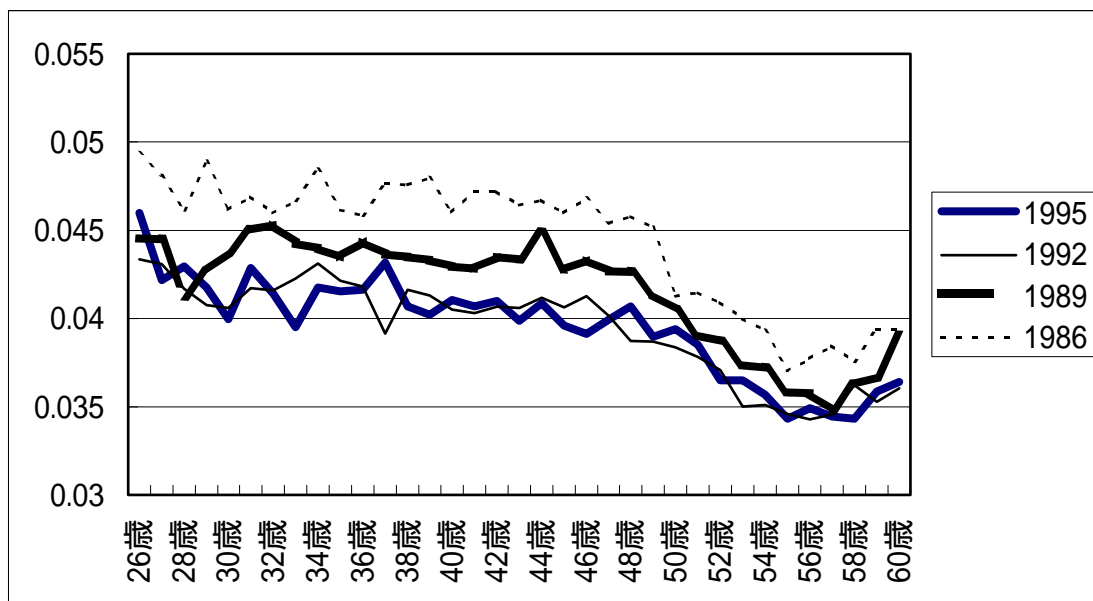
	係数	t 値	p 値
27 歳ダミ-	-0.0512232	-4.45	0
28 歳ダミ-	-0.1186635	-9.96	0
29 歳ダミ-	-0.1185099	-9.57	0
30 歳ダミ-	-0.1546554	-11.93	0
31 歳ダミ-	-0.155721	-11.43	0
32 歳ダミ-	-0.1726232	-12	0
33 歳ダミ-	-0.1825544	-11.99	0
34 歳ダミ-	-0.1783249	-11.05	0
35 歳ダミ-	-0.1910067	-11.15	0
36 歳ダミ-	-0.1633084	-9	0
37 歳ダミ-	-0.1862135	-9.72	0
38 歳ダミ-	-0.1851082	-9.17	0
39 歳ダミ-	-0.1654965	-7.79	0
40 歳ダミ-	-0.1718676	-7.7	0
41 歳ダミ-	-0.1601915	-6.85	0
42 歳ダミ-	-0.1611465	-6.58	0
43 歳ダミ-	-0.1602183	-6.26	0
44 歳ダミ-	-0.1437238	-5.38	0
45 歳ダミ-	-0.1293008	-4.64	0
46 歳ダミ-	-0.1340862	-4.62	0
47 歳ダミ-	-0.1215627	-4.03	0
48 歳ダミ-	-0.1048843	-3.35	0.001
49 歳ダミ-	-0.0951678	-2.93	0.004
50 歳ダミ-	-0.0912171	-2.71	0.007
51 歳ダミ-	-0.0780775	-2.25	0.026
52 歳ダミ-	-0.0638134	-1.78	0.077
53 歳ダミ-	-0.0664543	-1.79	0.074
54 歳ダミ-	-0.052779	-1.38	0.169
55 歳ダミ-	-0.0452993	-1.15	0.252
56 歳ダミ-	-0.0237369	-0.58	0.559
57 歳ダミ-	-0.0110454	-0.26	0.792
58 歳ダミ-	0.0127196	0.3	0.768
59 歳ダミ-	0.0352961	0.8	0.427
60 歳ダミ-	0.0836029	1.82	0.07
1928 年生ダミ-	0.016265	0.52	0.603
1929 年生ダミ-	0.0247697	0.82	0.411
1930 年生ダミ-	0.0232323	0.78	0.435
1931 年生ダミ-	0.0142951	0.48	0.63
1932 年生ダミ-	0.0055585	0.19	0.852
1933 年生ダミ-	0.0164895	0.55	0.583
1934 年生ダミ-	0.0188412	0.62	0.536
1935 年生ダミ-	0.0279468	0.91	0.365
1936 年生ダミ-	0.0181423	0.58	0.562
1937 年生ダミ-	0.0457685	1.42	0.156
1938 年生ダミ-	0.0555046	1.69	0.093
1939 年生ダミ-	0.0607459	1.8	0.073
1940 年生ダミ-	0.0764759	2.22	0.027

1941 年生ダミー	0.0796759	2.26	0.025
1942 年生ダミー	0.0834942	2.31	0.022
1943 年生ダミー	0.0991464	2.68	0.008
1944 年生ダミー	0.1028979	2.71	0.007
1945 年生ダミー	0.1185579	3.05	0.002
1946 年生ダミー	0.1545893	3.89	0
1947 年生ダミー	0.144673	3.56	0
1948 年生ダミー	0.1425165	3.42	0.001
1949 年生ダミー	0.1529754	3.59	0
1950 年生ダミー	0.1722894	3.95	0
1951 年生ダミー	0.179498	4.03	0
1952 年生ダミー	0.1898369	4.17	0
1953 年生ダミー	0.2114284	4.54	0
1954 年生ダミー	0.1955642	4.11	0
1955 年生ダミー	0.2236577	4.6	0
1956 年生ダミー	0.2572296	5.18	0
1957 年生ダミー	0.2419503	4.77	0
1958 年生ダミー	0.2586357	5	0
1959 年生ダミー	0.2799752	5.3	0
1960 年生ダミー	0.267168	4.96	0
1961 年生ダミー	0.2941782	5.36	0
1962 年生ダミー	0.2890635	5.13	0
1963 年生ダミー	0.2981891	5.2	0
1964 年生ダミー	0.2852375	4.88	0
1965 年生ダミー	0.2837371	4.77	0
1966 年生ダミー	0.2893705	4.78	0
1967 年生ダミー	0.2118278	3.43	0.001
1968 年生ダミー	0.2318345	3.67	0
1969 年生ダミー	0.1919848	2.96	0.003
1970 年生ダミー	0.2087327	3.05	0.003
1988 年ダミー	0.026801	4.94	0
1989 年ダミー	0.0256795	5.23	0
1990 年ダミー	0.0210918	4.7	0
1991 年ダミー	0.0114245	2.75	0.006
1992 年ダミー	-0.003648	-0.92	0.357
1993 年ダミー	0.0002352	0.06	0.952
1994 年ダミー	-0.0079261	-2.01	0.045
1995 年ダミー	-0.0247786	-5.96	0
定数項	0.1451291	2.36	0.019

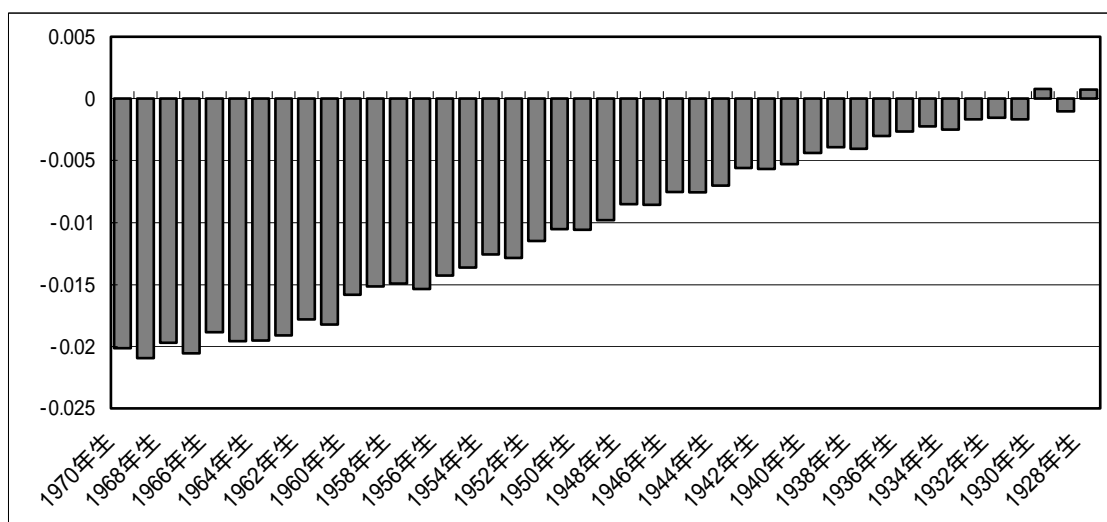
注) OLS による推定。サンプル数は 350。

Adj R-squared は、0.08866。

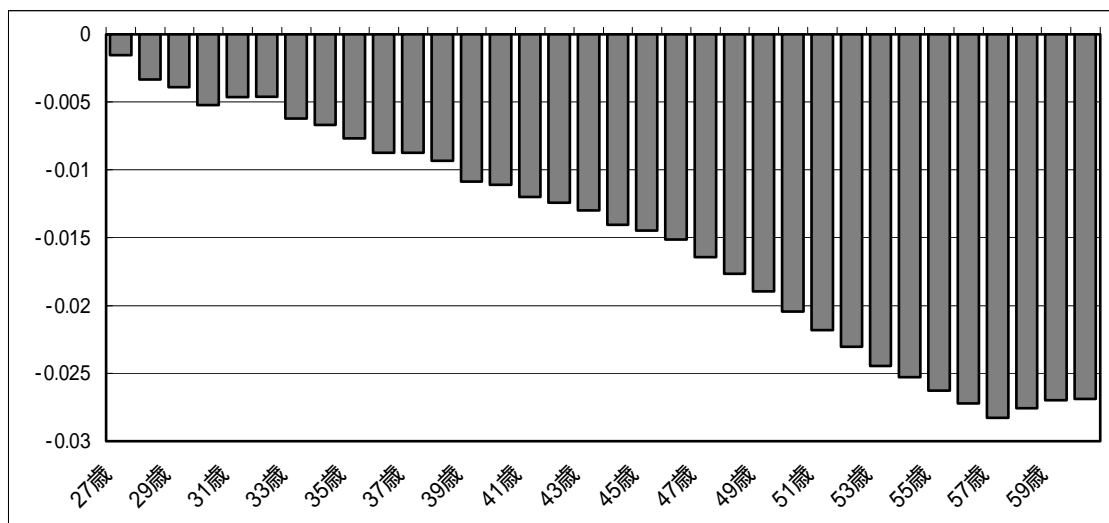
グラフ 3-1 消費性向の年齢別推移



グラフ 3-2 消費性向のコホート効果



グラフ 3-3 消費性向の年齢効果



グラフ 3-4 消費性向の年効果

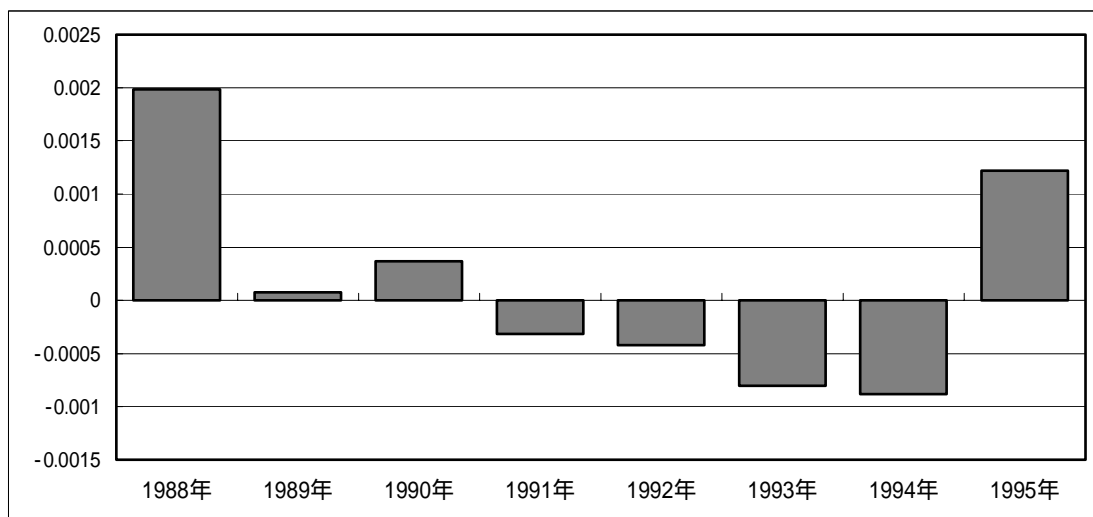


表 3-1 消費性向関数の推定結果

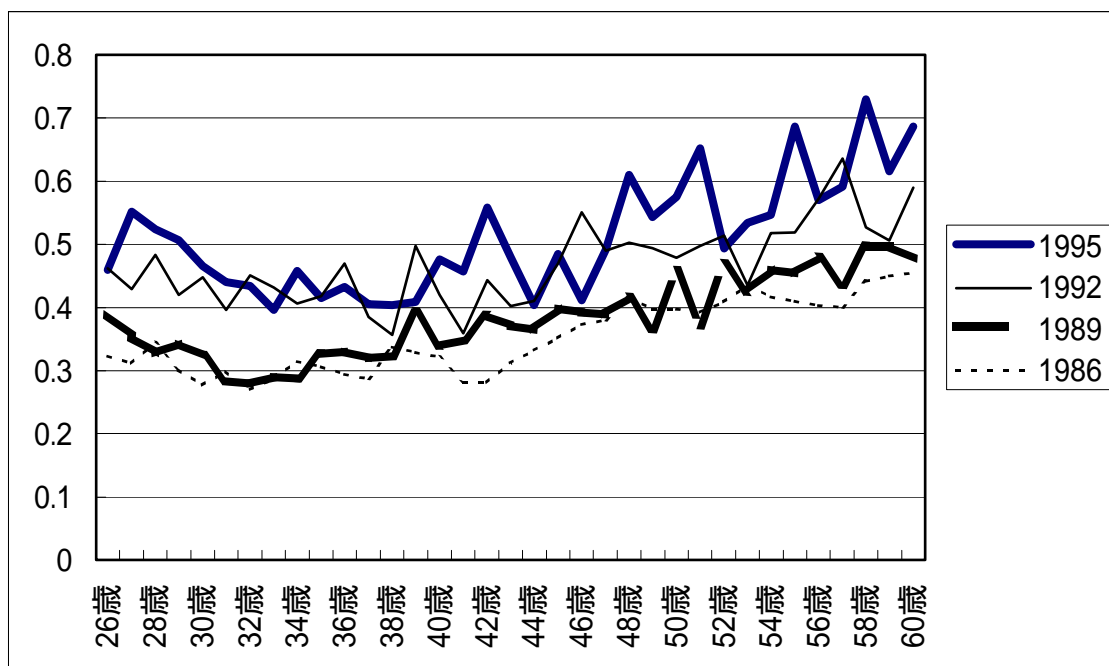
	係数	t 値	p 値
27 歳ダミー	-0.0015322	-2.41	0.017
28 歳ダミー	-0.0033588	-5.104	0
29 歳ダミー	-0.0038872	-5.678	0
30 歳ダミー	-0.0052165	-7.284	0
31 歳ダミー	-0.00465	-6.175	0
32 歳ダミー	-0.0046028	-5.791	0
33 歳ダミー	-0.0062028	-7.373	0
34 歳ダミー	-0.0066732	-7.481	0
35 歳ダミー	-0.0076771	-8.11	0
36 歳ダミー	-0.008742	-8.72	0
37 歳ダミー	-0.0087321	-8.252	0
38 歳ダミー	-0.0093348	-8.37	0
39 歳ダミー	-0.0108458	-9.242	0
40 歳ダミー	-0.0111034	-9.006	0
41 歳ダミー	-0.0120103	-9.288	0
42 歳ダミー	-0.0124144	-9.169	0
43 歳ダミー	-0.0129584	-9.155	0
44 歳ダミー	-0.0140409	-9.504	0
45 歳ダミー	-0.0144733	-9.399	0
46 歳ダミー	-0.0151449	-9.45	0
47 歳ダミー	-0.016422	-9.858	0
48 歳ダミー	-0.0176462	-10.204	0
49 歳ダミー	-0.0189502	-10.568	0
50 歳ダミー	-0.0204425	-11.007	0
51 歳ダミー	-0.021825	-11.356	0
52 歳ダミー	-0.0230471	-11.603	0
53 歳ダミー	-0.0244391	-11.917	0
54 歳ダミー	-0.0252963	-11.96	0
55 歳ダミー	-0.0262543	-12.045	0
56 歳ダミー	-0.0272209	-12.127	0
57 歳ダミー	-0.0282733	-12.235	0
58 歳ダミー	-0.0275699	-11.587	0
59 歳ダミー	-0.0269835	-11.001	0
60 歳ダミー	-0.0268852	-10.577	0
1928 年生ダミー	0.0007266	0.421	0.674
1929 年生ダミー	-0.0010273	-0.618	0.537
1930 年生ダミー	0.0007702	0.47	0.639
1931 年生ダミー	-0.0016657	-1.017	0.31
1932 年生ダミー	-0.0015478	-0.941	0.348
1933 年生ダミー	-0.0016544	-0.997	0.32
1934 年生ダミー	-0.0024901	-1.483	0.139
1935 年生ダミー	-0.0022095	-1.298	0.195
1936 年生ダミー	-0.0026535	-1.536	0.126
1937 年生ダミー	-0.0029996	-1.686	0.093
1938 年生ダミー	-0.0040372	-2.218	0.027
1939 年生ダミー	-0.0038883	-2.088	0.038
1940 年生ダミー	-0.00438	-2.298	0.022

1941 年生ダミー	-0.0052821	-2.707	0.007
1942 年生ダミー	-0.0056821	-2.844	0.005
1943 年生ダミー	-0.0055877	-2.731	0.007
1944 年生ダミー	-0.0070086	-3.345	0.001
1945 年生ダミー	-0.0075542	-3.521	0.001
1946 年生ダミー	-0.0075415	-3.434	0.001
1947 年生ダミー	-0.0085507	-3.804	0
1948 年生ダミー	-0.0085341	-3.709	0
1949 年生ダミー	-0.0097871	-4.158	0
1950 年生ダミー	-0.0105802	-4.394	0
1951 年生ダミー	-0.0105569	-4.286	0
1952 年生ダミー	-0.0114937	-4.564	0
1953 年生ダミー	-0.0128589	-4.995	0
1954 年生ダミー	-0.0125592	-4.774	0
1955 年生ダミー	-0.0136438	-5.076	0
1956 年生ダミー	-0.0142741	-5.199	0
1957 年生ダミー	-0.0153627	-5.481	0
1958 年生ダミー	-0.014946	-5.224	0
1959 年生ダミー	-0.0151375	-5.186	0
1960 年生ダミー	-0.0158148	-5.312	0
1961 年生ダミー	-0.0182606	-6.017	0
1962 年生ダミー	-0.0178266	-5.724	0
1963 年生ダミー	-0.0191058	-6.026	0
1964 年生ダミー	-0.01954	-6.053	0
1965 年生ダミー	-0.0195759	-5.956	0
1966 年生ダミー	-0.0188289	-5.624	0
1967 年生ダミー	-0.0205725	-6.027	0
1968 年生ダミー	-0.0196996	-5.646	0
1969 年生ダミー	-0.0209602	-5.841	0
1970 年生ダミー	-0.0201298	-5.322	0
1988 年ダミー	0.0019825	6.61	0
1989 年ダミー	0.0000759	0.28	0.78
1990 年ダミー	0.0003692	1.489	0.138
1991 年ダミー	-0.0003166	-1.377	0.17
1992 年ダミー	-0.000423	-1.936	0.054
1993 年ダミー	-0.0008043	-3.754	0
1994 年ダミー	-0.0008802	-4.042	0
1995 年ダミー	0.0012179	5.297	0
定数項	0.0649154	19.081	0

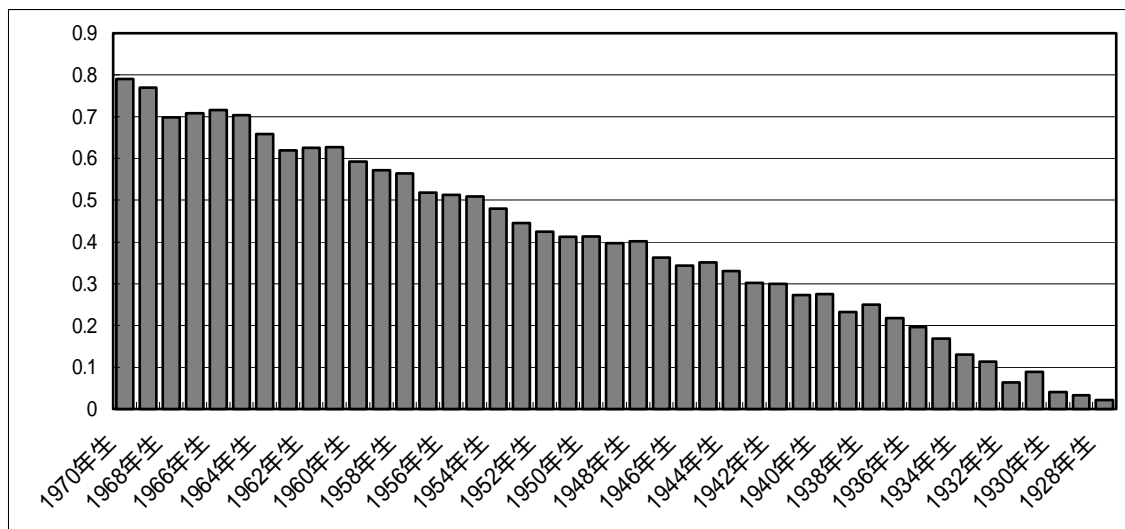
注) OLS による推定。サンプル数は 350。

Adj R-squared は、0.8819。

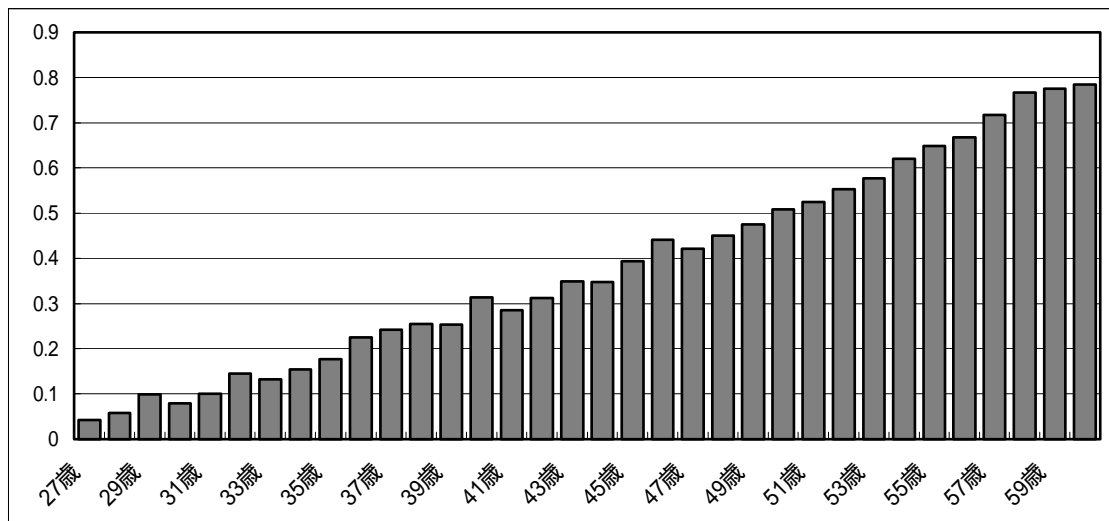
グラフ 4-1 対数消費性向の分散の年齢別推移



グラフ 4-2 対数消費性向分散のコホート効果



グラフ 4-3 対数消費性向分散の年齢効果



グラフ 4-4 対数消費性向分散の年効果

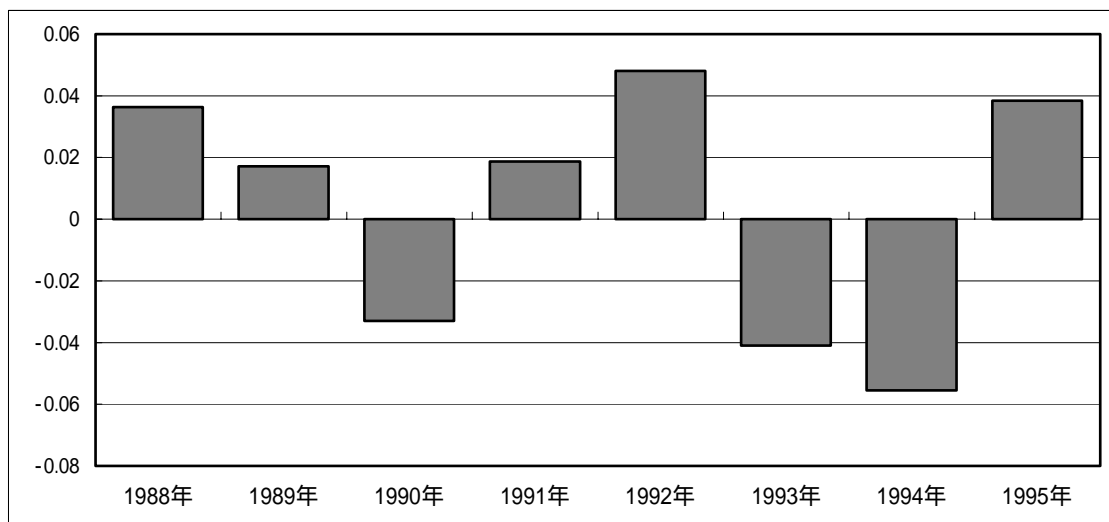


表 4-1 対数消費分散関数の推定

	係数	t 値	P 値
27 歳ダミ-	0.042132	1.517	0.13
28 歳ダミ-	0.057794	2.011	0.045
29 歳ダミ-	0.099368	3.323	0.001
30 歳ダミ-	0.079158	2.531	0.012
31 歳ダミ-	0.10074	3.063	0.002
32 歳ダミ-	0.144613	4.166	0
33 歳ダミ-	0.132122	3.596	0
34 歳ダミ-	0.154403	3.963	0
35 歳ダミ-	0.176659	4.273	0
36 歳ダミ-	0.224975	5.138	0
37 歳ダミ-	0.241804	5.232	0
38 歳ダミ-	0.254951	5.234	0
39 歳ダミ-	0.253321	4.942	0
40 歳ダミ-	0.313276	5.818	0
41 歳ダミ-	0.285527	5.056	0
42 歳ダミ-	0.312057	5.277	0
43 歳ダミ-	0.349434	5.653	0
44 歳ダミ-	0.348	5.393	0
45 歳ダミ-	0.394487	5.866	0
46 歳ダミ-	0.440696	6.296	0
47 歳ダミ-	0.420982	5.786	0
48 歳ダミ-	0.451115	5.973	0
49 歳ダミ-	0.47478	6.063	0
50 歳ダミ-	0.507999	6.263	0
51 歳ダミ-	0.525144	6.256	0
52 歳ダミ-	0.553273	6.378	0
53 歳ダミ-	0.576566	6.437	0
54 歳ダミ-	0.620211	6.714	0
55 歳ダミ-	0.649231	6.82	0
56 歳ダミ-	0.667059	6.804	0
57 歳ダミ-	0.717724	7.111	0
58 歳ダミ-	0.766162	7.373	0
59 歳ダミ-	0.775314	7.237	0
60 歳ダミ-	0.784116	7.063	0
1928 年生ダミ-	0.022031	0.292	0.77
1929 年生ダミ-	0.032977	0.454	0.65
1930 年生ダミ-	0.041487	0.579	0.563
1931 年生ダミ-	0.089849	1.256	0.21
1932 年生ダミ-	0.06355	0.884	0.377
1933 年生ダミ-	0.113321	1.563	0.119
1934 年生ダミ-	0.129967	1.772	0.077
1935 年生ダミ-	0.168717	2.27	0.024
1936 年生ダミ-	0.196892	2.61	0.01
1937 年生ダミ-	0.218292	2.809	0.005
1938 年生ダミ-	0.24994	3.144	0.002
1939 年生ダミ-	0.232772	2.861	0.005
1940 年生ダミ-	0.275371	3.307	0.001

1941 年生ダミ-	0.273739	3.212	0.001
1942 年生ダミ-	0.299483	3.432	0.001
1943 年生ダミ-	0.302525	3.385	0.001
1944 年生ダミ-	0.330171	3.608	0
1945 年生ダミ-	0.351665	3.753	0
1946 年生ダミ-	0.343414	3.58	0
1947 年生ダミ-	0.363	3.697	0
1948 年生ダミ-	0.402561	4.006	0
1949 年生ダミ-	0.39686	3.86	0
1950 年生ダミ-	0.413776	3.934	0
1951 年生ダミ-	0.412455	3.835	0
1952 年生ダミ-	0.424506	3.86	0
1953 年生ダミ-	0.444947	3.958	0
1954 年生ダミ-	0.480153	4.179	0
1955 年生ダミ-	0.508995	4.336	0
1956 年生ダミ-	0.513813	4.285	0
1957 年生ダミ-	0.518078	4.232	0
1958 年生ダミ-	0.564516	4.518	0
1959 年生ダミ-	0.571971	4.487	0
1960 年生ダミ-	0.592174	4.555	0
1961 年生ダミ-	0.627291	4.733	0
1962 年生ダミ-	0.625212	4.597	0
1963 年生ダミ-	0.618645	4.467	0
1964 年生ダミ-	0.658423	4.67	0
1965 年生ダミ-	0.70282	4.896	0
1966 年生ダミ-	0.716704	4.902	0
1967 年生ダミ-	0.70871	4.754	0
1968 年生ダミ-	0.698839	4.586	0
1969 年生ダミ-	0.770291	4.915	0
1970 年生ダミ-	0.790522	4.785	0
1988 年ダミ-	0.036312	2.772	0.006
1989 年ダミ-	0.017188	1.45	0.148
1990 年ダミ-	-0.03299	-3.047	0.003
1991 年ダミ-	0.018606	1.852	0.065
1992 年ダミ-	0.048007	5.031	0
1993 年ダミ-	-0.04099	-4.381	0
1994 年ダミ-	-0.05545	-5.83	0
1995 年ダミ-	0.038395	3.824	0
定数項	-0.36967	-2.488	0.013

注) OLS による推定。サンプル数は 350。

Adj R-squared は、0.6127。

第4章 死亡保障市場としての「中間層」 - 『一億総中流』崩壊の議論の中で -

ニッセイ基礎研究所 栗林敦子¹

1. はじめに

わが国の生命保険市場は、1960～70年代の高度経済成長期に大きく拡大した。その背景の一つとして、産業化の進展により「雇用者」という、それ以前とは異なる生活保障ニーズを持つ層が増加したことがあげられる。

この時代に増加した雇用者は、地方から都市部に流入した人口であったと考えられ、彼らは、いわゆる「核家族」を形成し、地方における地縁血縁を中心とした相互扶助システムから切り離され、企業の福利厚生制度や自らが加入する生命保険という近代的制度に依存するようになった。また、高度経済成長期には所得の大きな伸びがあったが、特にホワイトカラー雇用者の所得の伸びは大きく、「新中間層」²といわれる階層が出現した。この層は、今の言葉でいえば「自助努力」型の生活保障である「生命保険」を積極的に導入することが必要でありまたそれが可能であったといえよう。

その後、バブル経済期、バブル崩壊を経て生命保険業界の経営環境は大きく変化し、また、拡大を続けてきた伝統的な保障市場も飽和状態となるなど、現在は、生命保険業界は転換期に差しかかっているといえる。また、「一億総中流」の中にも新たな格差が見え始め³、「中流は崩壊する」とまでいわれている。これまで「保障中核層」と呼ばれ生命保険業界の中心的顧客であったはずの中間層にも、これまでのような期待ができない時代となっている。

本稿では、生命保険市場の中でも最も基本的な保障である「死亡保障（万一の際の遺族の生活に対する経済的な備えとしての生命保険）」に注目して、中間層 - ホワイトカラー雇用者の「依存度」を分析し、今後の市場について考察する。

2. 分析の考え方と内容

本稿における「万一の際の生命保険への依存度」についての考え方は次の通りである（図1参照）。

万一の際に、生命保険に依存するかどうかは、万一の際に対する不安の大きさによる。不安の大きさは、必要となる生活費と確保が見込める生活費との差が大きいほど大きい。既に死亡保障の保険に加入していれば軽減される。

必要となる生活費は、希望する生活水準、住宅の状況、ライフステージ、扶養家族などにより決まる。希望する生活水準には、子どもに受けさせようとしている教育水準も含む。親が高学歴の中間層の場合、子にも高学歴を望むことが多い。

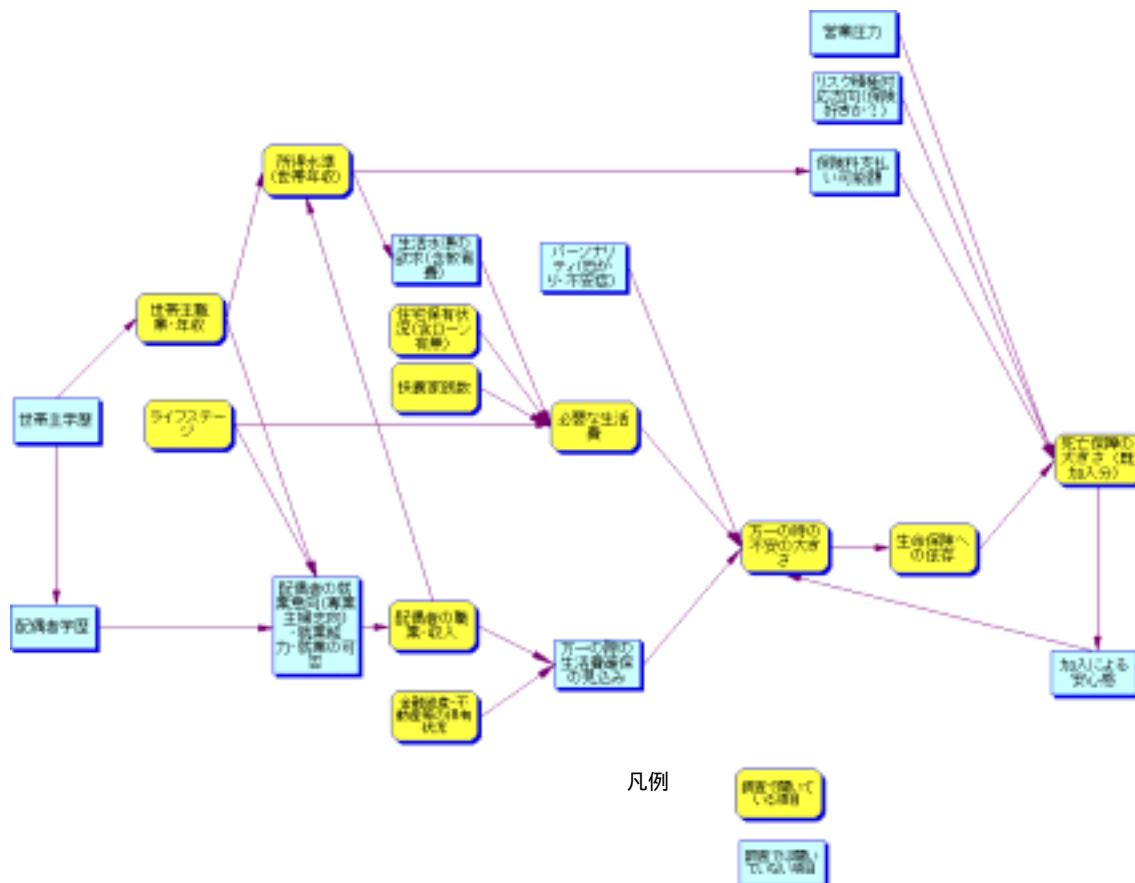
¹ akuri@nli-research.co.jp

² 『新中間層』という概念は、村上泰亮の「新中間大衆の時代」1984年、中央公論社に使われて有名になったが、新中間層の定義をめくっては、70年代後半から様々な議論がある。

³ 橋木俊詔、日本の経済格差、橋木俊詔、1998年、岩波書店

世帯主が万一の際に確保が見込める生活費は、配偶者（妻）の職業や収入と、現在保有する金融資産、不動産などによる。配偶者の職業・収入は、妻が専業主婦志向かどうかに関わる。夫が高学歴である中間層の場合、妻も高学歴の場合が多いが、女性は高学歴であっても専業主婦願望が強く、また中間層は相対的に高所得であり、夫が高所得の場合、妻は就業しない傾向がある。

図1 分析の枠組み



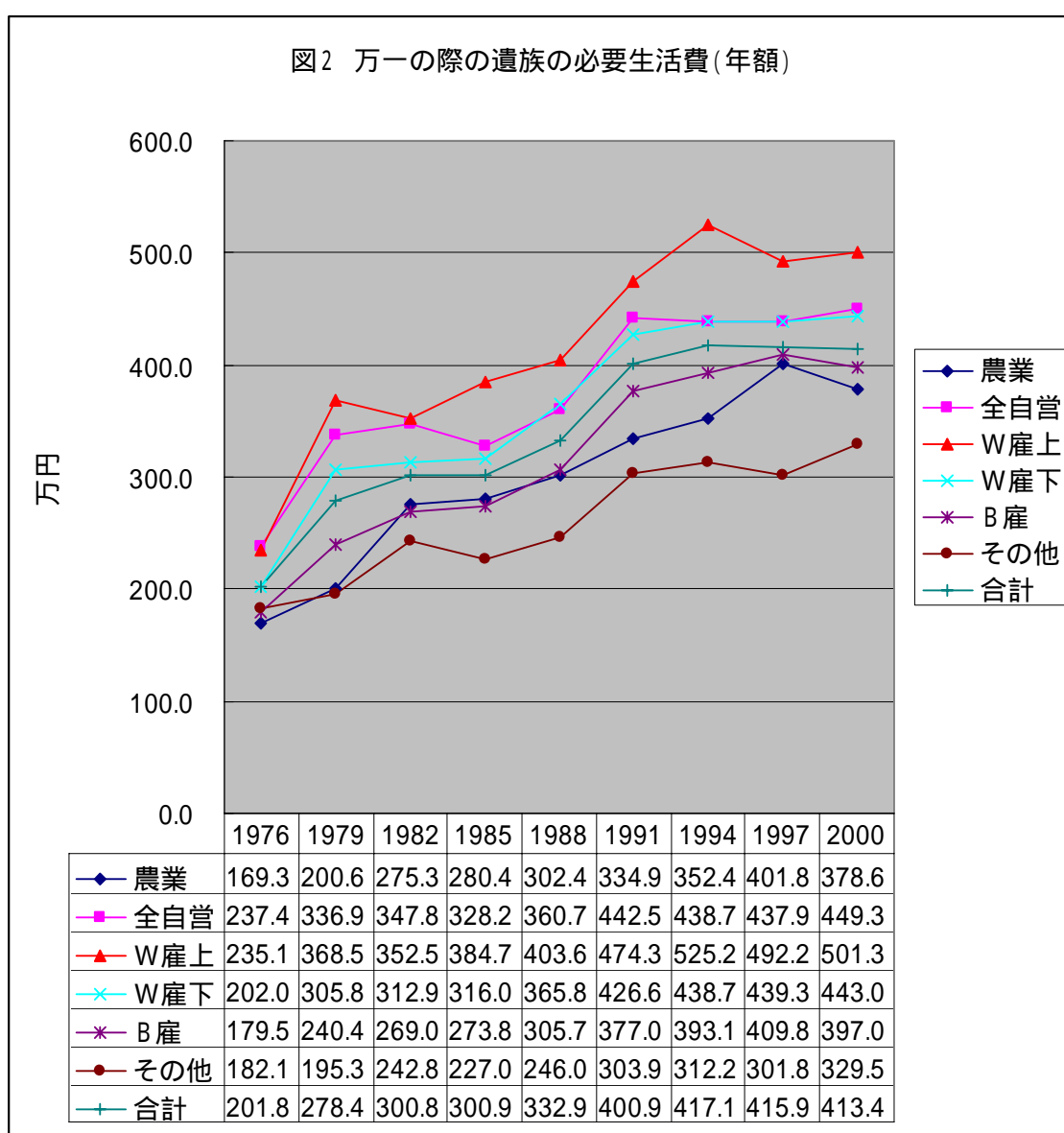
本稿では、以上のような考え方を基本として、財団法人生命保険文化センターが1976年から3年ごとに実施している「全国生命保険加入実態調査」の個票データを使用して、使用可能な項目を中心に次の3点について分析を行った。

- (1) 中間層の「必要な生活費」の特徴と動向
- (2) 中間層の「万一の際の経済的な不安」の特徴と動向
- (3) 中間層の「万一の際の生命保険への依存」の特徴と動向

また、「中間層」は前述の通り、ホワイトカラーの雇用者とし、最後に、中間層崩壊の要因である「資産格差」を加味して(1)～(3)の連関分析を行った。

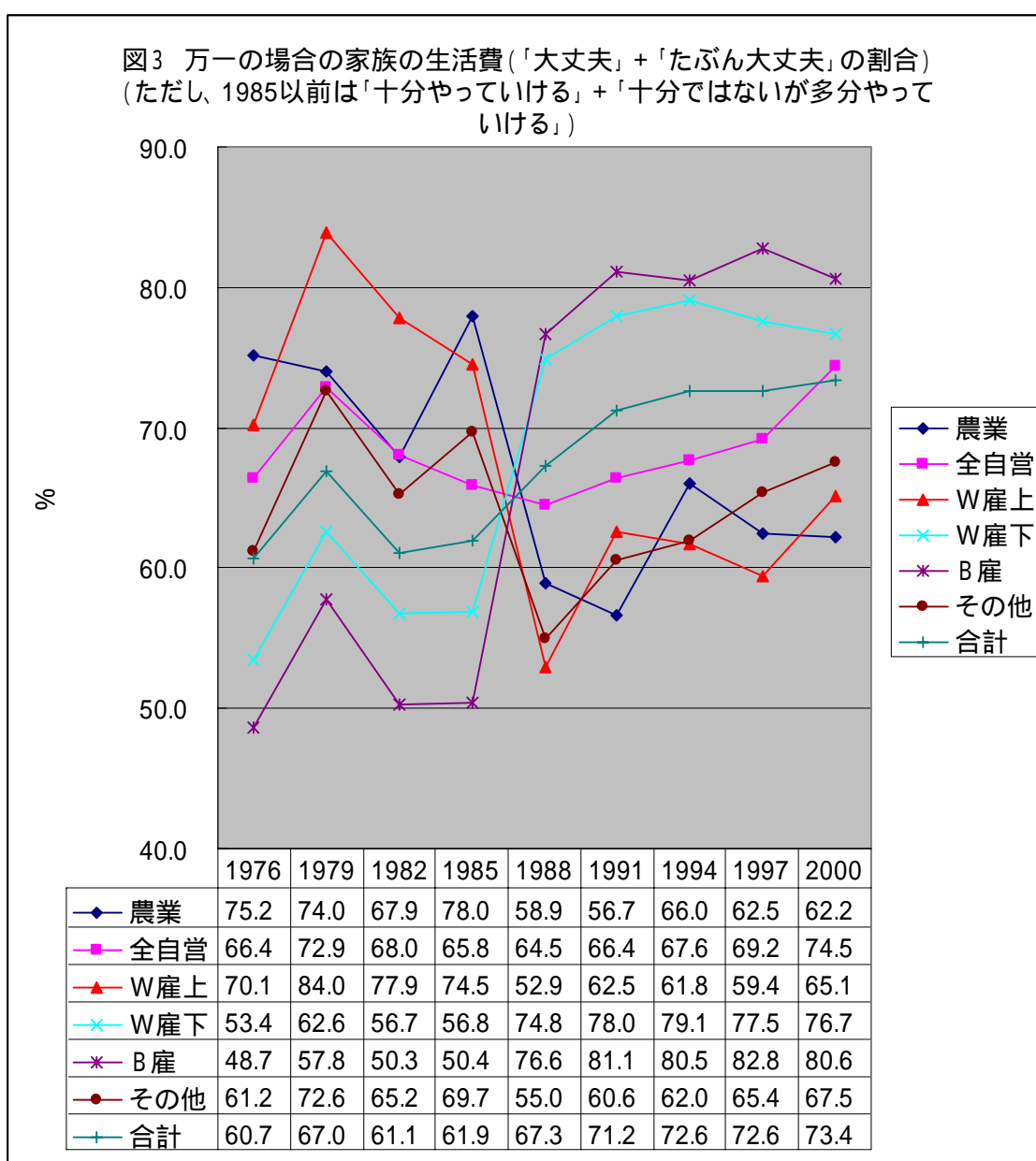
3. 中間層の「万一の際に遺族に必要な生活費」の特徴と動向

万一の時の遺族の生活に必要な年間の生活費を、中間層であるホワイトカラー雇用者を、管理職・専門職（「W雇上」と表記）、事務職（「W雇下」）に分け、他の社会階層 - 農林水産業（「農業」）、自営業・自由業（「全自営」）、労務系雇用者（「B雇」）と比較すると、W雇上は76年以降2000年に至るまで、最も高いランクを維持し、全自営、W雇下がそれに次いでいる。W雇上は、所得水準が他より高く、現状の生活レベルを維持したいという願望や、子どもの大学進学費用などを確保するために、必要だと思う生活費の水準は高いまま推移していると考えられる（図2）。



4. 中間層の「万一の際の経済的な不安」の特徴と動向

万一の際の遺族の生活資金の準備ができていれば不安がなく、準備ができていなければ不安であるといえる。この準備状況を聞いた質問について、3.と同様に社会階層で比較をすると、中間層であるホワイトカラー雇用者のうちW雇上だけは、1988年以降は「大丈夫」が相対的に低下して経済的な不安が増加する。一方、W雇下やB雇は「大丈夫」とする楽観的な意識が高まる。3.で示したとおり、W雇上は1988年以降は必要な生活費を大きく伸ばしている。バブル経済の初期には、実生活の面でも求める生活水準に対してストックが追いつかなかったと考えられ、「万一」についても同様な結果となったと推測される(図3)。



5. 中間層の「万一の際の生命保険への依存」の特徴と動向

万一の際に期待する経済的手段を複数回答で聞いた中から、生命保険についてを取りだし、社会階層別に比較した。中間層を形成するW雇上とW雇下は、1976年以降ずっと他の階層より上位に位置している。1994年以降は、多くの階層で生保への期待は減少に転じているが、W雇上だけは少し遅れ、1997年になってから減少に転じた(図4)。1994年以降は、生命保険以外の経済的手段についても全体として依存度の減少がみられ、バブル経済崩壊の影響が出たものと考えられる。W雇上については、バブル期に死亡保障が大型化したことと(図表5)、4.で示した不安の増加が依存度を維持させたと考えられる。

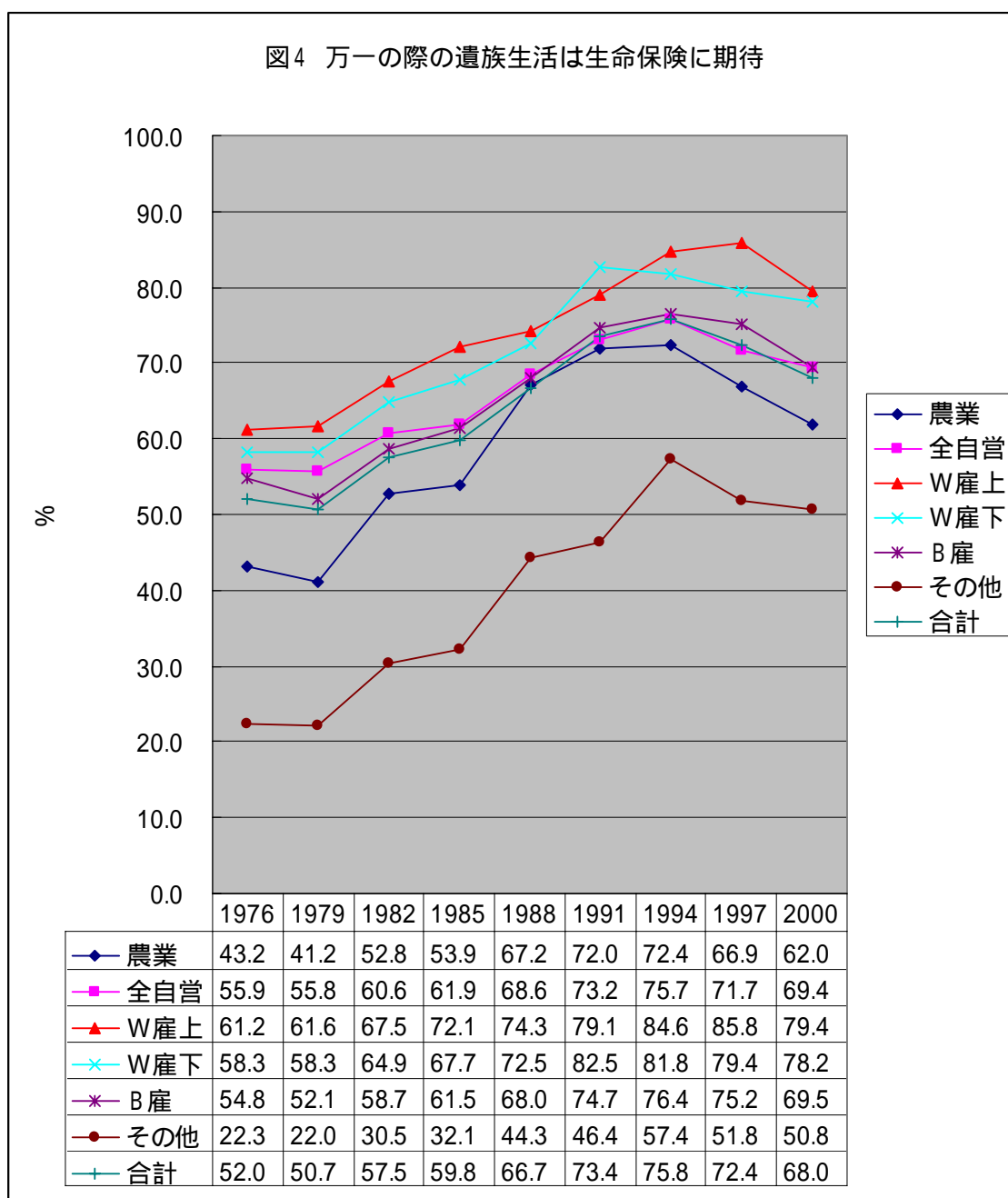
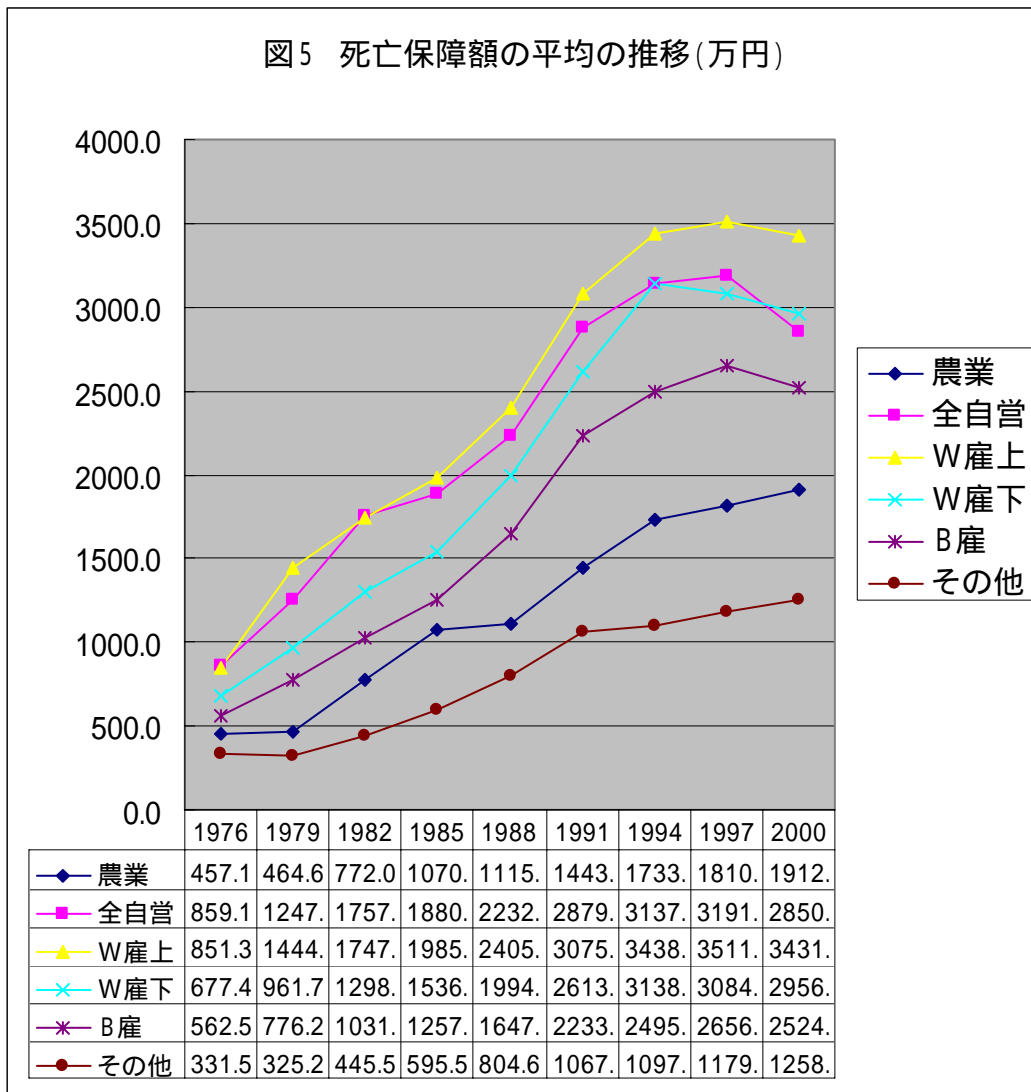


図5 死亡保障額の平均の推移(万円)



6. 中間層の資産格差と死亡保障ニーズ

ここで使う資産格差に関する項目は、調査内容の制約により、住宅の状況(「持ち家ローン無」とそれ例外)、保有金融資産の合計額の2つである。集計ベースで、

- ・持ち家でローンが無い層はそれ以外(ローン有、または借家)より万一の場合に必要なとする生活費が少ないこと

- ・金融資産残高が2000万円以上の層は、それ以下の層に比べ、万一の場合の経済的不安が少なく、生保への依存も少ないこと

の2点が明らかになった(図表略)ので、必要な生活費と、不安の大きさについて、

(1) 必要な生活費(年額) = f (世帯年収、住宅保有状況、仕送りが必要な子供有無)

(2) 万一の時の不安の大きさ = g (必要な生活費、配偶者の年収、保有金融資産合計額)

の2つの回帰モデルを想定し、2000年の調査データで社会階層別にパラメータを予測した

ところ、表1、2の通りとなった。

まず、表1より、必要な生活費に関しては、どの階層においても、住宅ローンがないことが必要額を下げ、世帯年収の多さ、仕送りが必要な子供の存在が必要額を上げていることがわかる。住宅ローンが無いことに関する係数はどの階層であっても有意ではないので厳密な議論はできないが、W雇上に関しては、他より影響が小さいと推測できる。世帯年収の係数は、どの階層でも有意であるが、W雇上や全自営については、相対的に影響が小さいといえる。

表2からは、万一の際の不安の大きさに関しては、どの階層においても、必要な生活費が不安を増加させ、配偶者の年収や保有金融資産合計額が多いことが不安を減少させることがわかる。金融資産による影響は、中間層であるW雇上、W雇下は、他の階層より小さい。

以上より、中間層に関しては、住宅や金融資産といった資産格差や世帯年収などが死亡保障ニーズの要因である「万一の際の不安の大きさ」に影響する度合いは相対的に少ないといえる。したがって、「中流の崩壊」として今後中間層にストック・フローの格差が生じたとしても、それが直接的に死亡保障ニーズに影響することはないであろう。

表1 万一の際に必要な生活費の予測モデル

		非標準化係数		標準化係数	t	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
農業	(定数)	202.360	82.372		2.457	0.015 *
	持ち家ローン無	-40.061	75.875	-0.039	-0.528	0.598
	家族の合計年収	37.361	7.679	0.365	4.865	0.000 **
	別居の子ども・未婚で働いていない	75.984	115.146	0.050	0.660	0.510
全自営	(定数)	363.360	52.294		6.948	0.000 **
	持ち家ローン無	-69.569	42.034	-0.095	-1.655	0.099
	家族の合計年収	16.165	6.127	0.151	2.638	0.009 **
	別居の子ども・未婚で働いていない	0.024	0.040	0.034	0.590	0.556
W雇上	(定数)	334.198	102.661		3.255	0.001 **
	持ち家ローン無	-9.449	47.020	-0.014	-0.201	0.841
	家族の合計年収	11.870	10.275	0.081	1.155	0.249
	別居の子ども・未婚で働いていない	171.049	54.853	0.221	3.118	0.002 **
W雇下	(定数)	277.648	66.106		4.200	0.000
	持ち家ローン無	-51.600	40.044	-0.092	-1.289	0.199
	家族の合計年収	24.896	7.980	0.222	3.120	0.002 **
	別居の子ども・未婚で働いていない	90.542	45.457	0.142	1.992	0.048 *
B雇	(定数)	213.626	62.329		3.427	0.001 **
	持ち家ローン無	-45.550	49.323	-0.055	-0.924	0.357
	家族の合計年収	33.896	9.176	0.218	3.694	0.000 **
	別居の子ども・未婚で働いていない	0.021	0.046	0.026	0.449	0.654

表2 万一の際の不安の大きさの予測モデル

		非標準化係数	標準誤差	標準化係数	t	有意確率
		B		ベータ		
農業	(定数)	3.192	0.141		22.590	0.000 **
	年間必要額	0.000	0.000	0.093	1.473	0.142
	配偶者の年収	-0.056	0.034	-0.104	-1.638	0.103
	保有金融資産合計額	-0.126	0.035	-0.226	-3.573	0.000 **
全自営	(定数)	3.575	0.086		41.374	0.000 **
	年間必要額	0.000	0.000	0.084	2.242	0.025 *
	配偶者の年収	-0.012	0.019	-0.024	-0.622	0.534
	保有金融資産合計額	-0.177	0.021	-0.320	-8.257	0.000 **
W雇上	(定数)	3.447	0.117		29.475	0.000 **
	年間必要額	0.000	0.000	0.081	1.864	0.063
	配偶者の年収	-0.035	0.022	-0.071	-1.625	0.105
	保有金融資産合計額	-0.159	0.025	-0.280	-6.438	0.000 **
W雇下	(定数)	3.341	0.087		38.509	0.000 **
	年間必要額	0.000	0.000	0.065	1.933	0.054
	配偶者の年収	-0.030	0.017	-0.060	-1.747	0.081
	保有金融資産合計額	-0.112	0.021	-0.184	-5.377	0.000 **
B雇	(定数)	3.558	0.072		49.713	0.000 **
	年間必要額	0.000	0.000	0.011	0.322	0.748
	配偶者の年収	-0.022	0.018	-0.039	-1.187	0.235
	保有金融資産合計額	-0.145	0.022	-0.221	-6.724	0.000 **

7. おわりに

二次データの分析ということで、膨大な量の時系列データの分析に取り組み始めたものの、データの整備ばかりに時間を取られ、肝心の仮説構築、検証のプロセスが疎かになってしまった感がある。

しかし、今回は、「社会階層と生命保険の関係」という、マーケティング・リサーチという範疇では扱いにくいテーマであったにもかかわらず、既に蓄積されたデータがあったため歴史的な分析まですることができ非常に有意義であったと思う。また、この経験で、日ごろ思い描いていたモヤモヤとしていたモデルの一端に触れたことができ、今後のより精緻な仮説・モデルの構築に向けての第一歩となったことは確かである。

機会を与えてくださりレポート提出まで長時間お待ち下さった、生命保険文化センターの西久保さんに御礼を申し上げたい。

分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データ・アーカイブから〔「生命保険に関する全国実態調査」(生命保険文化センター)〕の個票データの提供を受けました。

第5章 生命保険選択行動における加入経路の影響

西久保 浩二

問題意識

わが国の生命保険産業の戦後販売体制の大きな特色のひとつとして、一社専属性に基づく女性販売員組織の存在がある。これは生命保険が複雑な構造をもつ無形財（サービス）であること。あるいは商品ニーズの潜在性や消費者側での非探索性などの商品性に適応したチャンネル形態（訪問型・双方向型）として評価され、その有効性が支配的な市場プレーヤーによって長らく支持されてきた。結果的には、世界最高水準の世帯加入率と一人当たり加入額など商品普及に大きく貢献をしたものと考えられる。

生命保険における人的チャンネル販売の有効性に関しては Crosby(1987)¹において消費者に提供される情報価値の担い手として割高な保険料を受容させること。あるいは長井(1999)によって消費者の満足形成に対する最も強い影響力を持つことなどが指摘されている。これらは、人的対応による非対称性の解消や潜在的なニーズの喚起行動が奏功していることを指摘するものである。

しかし、一方で専属型の人的チャンネルに対しては、高いターンオーバー率、多額の教育コストや報酬などの問題点が指摘され、高率の付加保険料を余儀なくさせる高コスト構造の主因であるとの批判的な認識も広がりつつある。

また、圧力的な販売行動により、必ずしも消費者のニーズに的確に対応せず、ミスマッチも生じているため、その結果が近年の高い契約減少（解約行動）に表出しているとの批判もある。

特に近年、情報技術の進展によって代替可能性の高い新しい双方向型のチャンネル・システムの開発・導入が始まっており、人的チャンネルの機能とその競争優位性について再検証が求められる時期にもあると考えられる。

本稿はこうした現状の中で、人的チャンネルが実際に消費者の生命保険選択にどのような影響を与えるものかという点について多面的に議論することを目的とする。

1. 人的チャンネルの実態

生命保険会社の営業体制は、全国に配置した支社等の下に営業機関を組織し、その機関に属する営業職員が募集・サービス活動などを行う形態が多いが、生命保険会社と委託関係にある募集代理店による営業活動や、通信販売も行われている。

平成12年度末の全国の営業組織数は17,016であった。圏域別にみると、首都圏が4,473、京阪神が2,544、東海圏が1,815となっている。

生命保険の募集は、保険業法により生命保険募集人登録をした者に限り行うことが

¹ この場合、必ずしも専属エージェントだけではなく、独立型エージェントも含まれる

できる。登録は、営業職員、募集代理店（個人、または法人）、および代理店で募集に従事する使用人について行う必要がある。

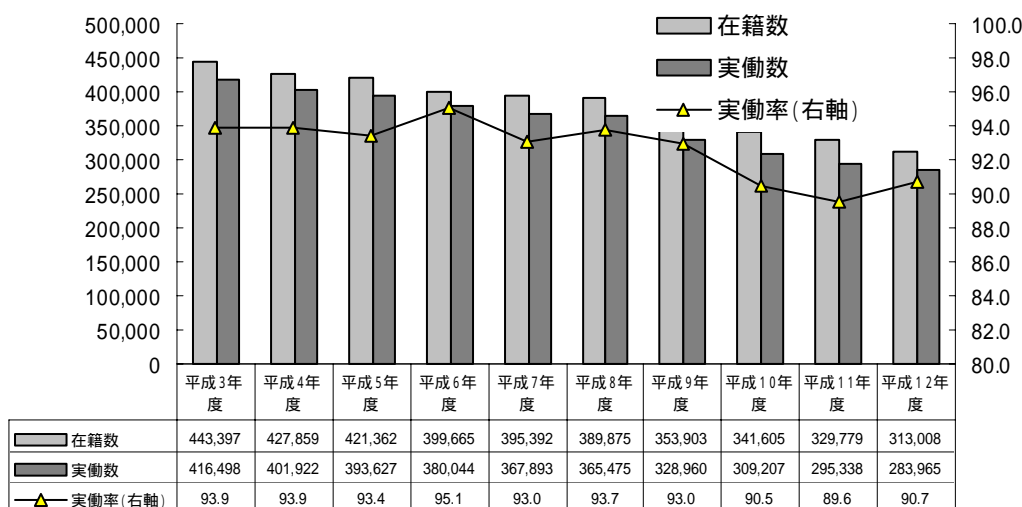
平成12年度末登録営業職員数は、313,008人、月平均の実働営業職員数は283,965人であった。一方、同年度末登録代理店数は、法人代理店30,006店、個人代理店152,098店、登録代理店使用人数は232,212人であった。

表1 現在の営業組織

地域名	支社数	営業所数	営業職員 実働数	稼働 代理店数
首都圏	519	3,954	75,117	18,501
京阪神圏	268	2,276	43,798	8,876
東海圏	189	1,626	31,023	6,761
その他の地域	885	7,299	134,027	21,923
合計	1,861	15,155	283,965	56,061

この営業職員数は近年、明らかな減少傾向を続けている（図1）平成3年度においては在籍数で約44万人、実働数で約41万人を越えていたが、直近の平成12年度ではそれぞれ約13万人程度減少している。これは、この営業組織での報酬制度が明確な成果主義に基づいて運営されていることに起因する。すなわち、生命保険契約の獲得ができなければ、収入を維持することが難しいからである。近年の生命保険に対する需要の低迷によって、新契約を獲得することが困難な情勢にある中で退職数が採用数を大きく上回り、結果的に在籍数、実働数ともに大幅に減少したのである。この点は実働率（実働数 / 在籍数）の長期的な低迷にも現れている。

図1 民間営業職員の推移



2. 近年の生命保険加入の動向

2-1. 加入内容

販売チャネルとしての人的チャネルの影響力についての検討にはいる前に、現在の生命保険に対する加入動向について確認しておきたい。

表2は、平成9年及び12年度調査時点での世帯単位（2人以上世帯）での生命保険の加入実態である。

表2 加入実態(全生保)

世帯加入率は91.8%となっており、世帯の大半が何らかの生命保険に加入していることがわかる。しかし、前回調査（平成9年）に比べると、1.2ポイント減少している。平均加入件数は4.6件で、年間での支払い保険料総額は61万円である。

加入世帯での平均普通死亡保険金は約4140万円、また平均満期保険金が12

		全生保			
		H9	H12	増減幅	対前比
世帯	加入率(%)	93.0	91.8	1.2	
	満期保険金等金額(万円)	1443.0	1234.0	209.0	85.5
	普通死亡保険金額(万円)	4565.9	4140.7	425.2	90.7
	疾病入院給付金額(千円)	21.0	20.4	0.6	97.2
	加入件数(件)	4.9	4.6	0.3	93.9
	年間払込保険料総額(万円)	67.6	61.0	6.6	90.3
世帯主	加入率(%)	89.4	87.9	1.5	
	満期保険金等金額(万円)	819.4	709.1	110.3	86.5
	普通死亡保険金額(万円)	2731.9	2523.5	208.4	92.4
	疾病入院給付金額(千円)	9.9	9.8	0.1	99.1
	加入件数(件)	2.0	1.9	0.1	95.0
	加入率(%)	75.7	76.6	0.9	
妻	満期保険金等金額(万円)	511.1	447.7	63.4	87.6
	普通死亡保険金額(万円)	1222.8	1130.7	92.1	92.5
	疾病入院給付金額(千円)	7.6	7.6	0.0	100.1
	加入件数(件)	1.8	1.7	0.1	94.4
子	加入率(%)	59.7	58.1	1.6	

34万円である。これは世帯主、その配偶者や子どもの保険金額の総計である。ここでも前回比較してみると前者が約425万円の減少、後者が209万円の減少となっている。また、両保険金の減少率をみると、満期保険金が85.5%(-14.5%)、死亡保険金が90.7%(-9.3%)とやや較差がある。満期保険金とは多くの契約の場合、キャッシュ・バリューの大きい積立部分であり、単位保険金当の保険料の

表3 業態別加入実態

		民間生命保険				簡易保険				農協			
		H9	H12	増減幅	対前比	H9	H12	増減幅	対前比	H9	H12	増減幅	対前比
世帯	加入率(%)	80.8	79.0	1.8		53.4	52.0	1.4		17.0	15.7	1.3	
	満期保険金等金額(万円)	1224.7	1017.3	207.4	83.1	602.4	552.8	49.6	91.8	617.9	589.9	28.0	95.5
	普通死亡保険金額(万円)	4179.6	3780.9	398.7	90.5	947.7	878.0	69.7	92.6	2898.5	2690.4	208.1	92.8
	疾病入院給付金額(千円)	16.1	16.1	0.0	99.9	10.8	10.0	0.8	92.9	13.6	12.3	1.3	90.5
	加入件数(件)	3.2	3.1	0.1	96.9	2.8	2.7	0.1	96.4	2.6	2.4	0.2	92.3
	年間払込保険料総額(万円)	49.4	43.3	6.1	87.7	35.4	34.3	1.1	96.8	31.8	30.0	1.8	94.3
世帯主	加入率(%)	74.6	73.2	1.4		30.4	29.7	0.7		12.2	10.7	1.5	
	満期保険金等金額(万円)	797.8	679.2	118.6	85.1	387.7	348.8	38.9	90.0	369.7	367.3	2.4	99.4
	普通死亡保険金額(万円)	2791.4	2560.5	230.9	91.7	586.5	548.1	38.4	93.5	1622.5	1630.8	8.3	100.5
	疾病入院給付金額(千円)	8.3	8.5	0.2	102.5	7.0	6.5	0.6	92.0	7.5	7.3	0.3	96.7
	加入件数(件)	1.6	1.6	0.0	100.0	1.5	1.4	0.1	93.3	1.4	1.4	0.0	100.0
	加入率(%)	55.4	55.5	0.1		33.6	33.7	0.1		9.7	8.8	0.9	
妻	満期保険金等金額(万円)	500.0	422.1	77.9	84.4	301.2	294.0	7.2	97.6	259.6	275.8	16.2	106.2
	普通死亡保険金額(万円)	1181.3	1079.0	102.3	91.3	443.2	445.8	2.6	100.6	1172.2	1182.2	10.0	100.9
	疾病入院給付金額(千円)	6.3	6.5	0.2	103.3	5.6	5.4	0.2	95.9	5.9	5.9	0.1	99.0
	加入件数(件)	1.4	1.3	0.1	92.9	1.4	1.4	0.0	100.0	1.2	1.2	0.0	100.0
子	加入率(%)	33.2	31.5	1.7		31.1	30.6	0.5		4.0	3.9	0.1	

高い。この部分での圧縮が総体的に目立っているようである。

被保険者属性別にみると、まず世帯主の加入率では89.4%と最も高く、普通亡保険金が2523万円、満期保険金が709万円となっている。平均加入件数は2件である。ここでも前回比較ではいずれの項目も減少している。

一方、女性が大半を占める配偶者では、普通死亡保険金は1130万円、満期保険金は447万円となり、世帯主と比較すると、それぞれ4割、6割程度となっている。加入率では76.6%と世帯主に比べると低いものの、前回調査からは上昇している。

このような生命保険の加入実態を、保険販売の業態別に比較したものが表3である。ここでの業態としては、民間生命保険会社、簡易保険、農協の三業態である。

世帯ベースで加入率が最も高いのは民間生命保険会社で79.0%、次いで簡易保険が52.0%、農協が15.7%となる。前回調査に比べるといずれの業態も加入率を下けているが、減少率として最も大きいのは農協である。普通死亡保険金では、民間生命保険会社、簡易保険、農協がそれぞれ3780万円、878万円、2690万円となり、それぞれ較差がある。これは規制を含めた商品政策の違いである。前回との比較では、民間生命保険会社での減少率が最も高く1割近い。また、満期保険金では、民間生命保険会社の減少率はさらに高く、83%(-17%)と2割近い減少となっている。先に、営業職員数の長期的な減少傾向をみたが、この満期保険金の減少はその傾向を裏付けるものとみることができる。なぜなら、契約全体に占める満期保険金部分が営業職員の報酬水準と連動しているからである。この部分が減少することが報酬水準の低下に繋がり、結果的に退職に至っている可能性が高い。簡易保険や農協では満期保険金についてこれほどの減少傾向は見せていない。

2 - 2 . 加入理由

次に、直近の生命保険契約への加入理由についてみる。

加入理由で最も多かったのは、「希望に合った保険だったので」で32.5%でほぼ3分の一となっている。次いで多かったのが「セールスマンや代理店の人が知り合いだったので」というもので23.9%である。セールスマンが加入の要因のひとつとなっていると考えられる。

この他にもセールスマンが加入の要因となっていることを示す回答としては「以前から加入していたセールスマンや代理店の人にすすめられたので(17.8%)」「セールスマンや代理店の人が親身になって説明してくれたので(15.5%)」などがあり、いずれも上位にきている。この三つのセールスマン要因を単純に合計すると57%に達し、生命保険加入におけるセールスマン要因の大きさがわかる。

このような加入傾向は、以前から観測されているものである。

図2 加入理由(複数回答)

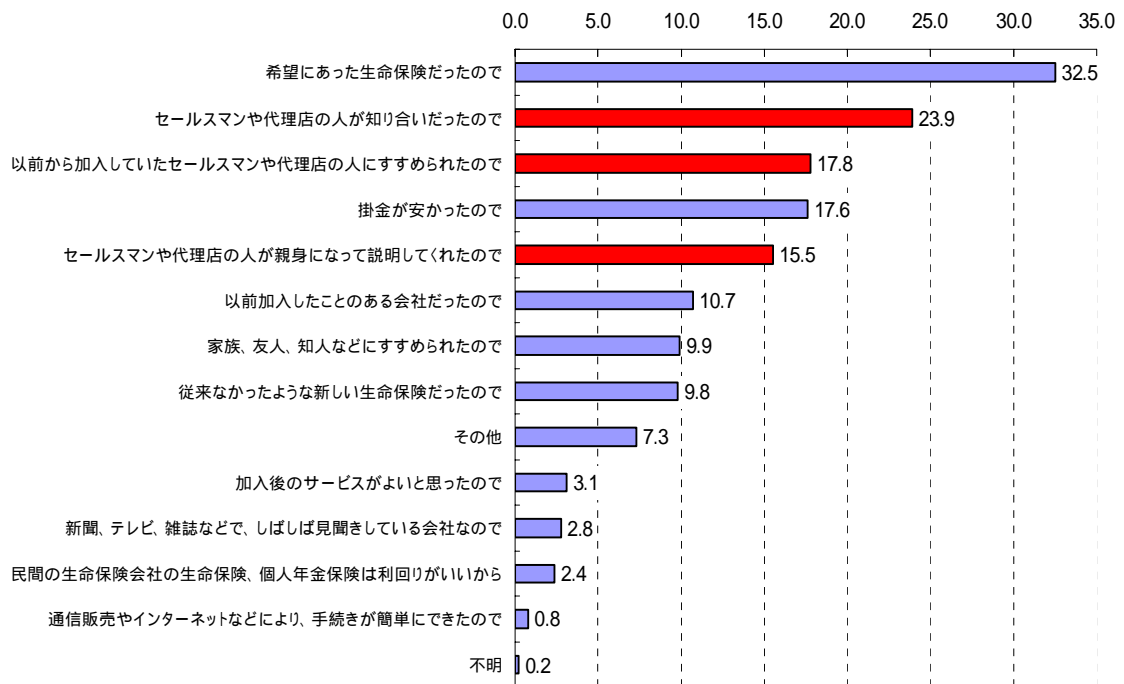


図3 直近契約の加入理由

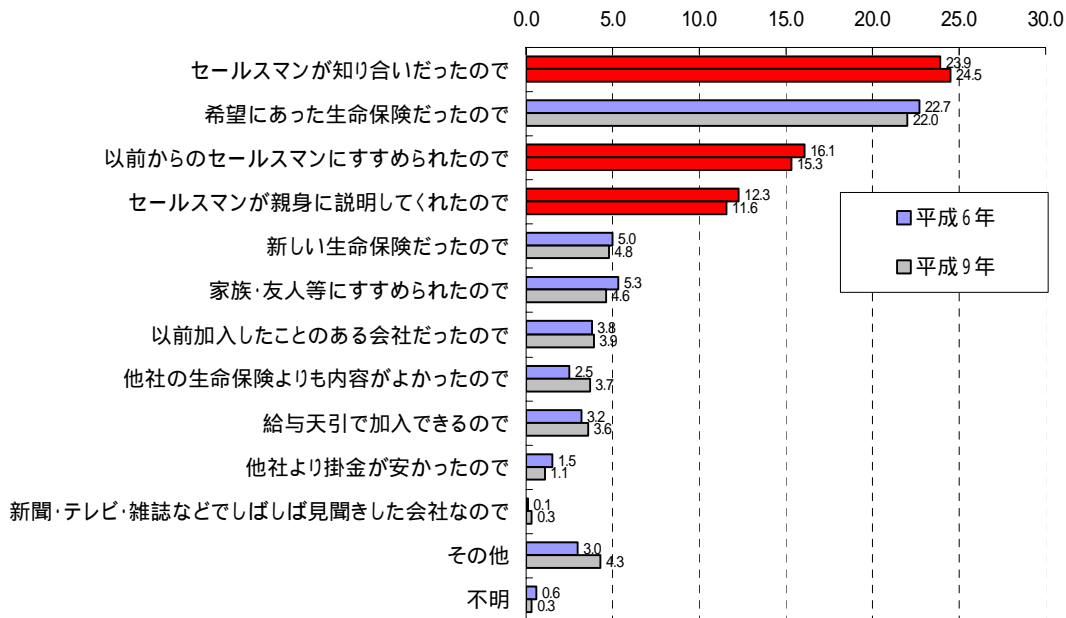


図3は、平成6年度、同9年度での同じく加入理由についての調査結果である。直近（平成12年度）の調査とはカテゴリー（回答選択肢）編成が若干異なるため直接の比較は難しいが、加入に対するセールスマン要因が大きいことはよく現れている。

この過去の二調査ではいずれも、「セールスマンや代理店の人が知り合いだったので」が加入理由として最も回答率が高くなっている。同時に、「以前から加入…」「セールスマンや代理店の人が親身に…」という理由も同様に上位にきている。

ただし、平成12年度調査と、同9年、6年との調査をあえて比較してみると、直近調査で「希望に合った保険だったので」という理由が最上位にきたことには注目しなければならないだろう。三時点だけの比較だが、それまでのセールスマン要因という、どちらかといえば他律的、受動的な理由から、加入者自身の希望という自律的、能動的なニュアンスの理由へとシフトしようとしている様子がうかがえるからである。セールスマン要因が弱くなったのか、あるいは消費者の加入意識や行動に変化が表れ始めたのかはわからないが変化が起きている可能性があると考えられる。

この加入理由についても、これまでの傾向を業態別にみておこう。データソースは旧郵政省が行った「簡易保険に関する市場調査」である。この調査でも民間生命保険会社、簡易保険、JA（農協）での生命保険加入どの理由を尋ねている。

民間生命保険の加入理由で最も上位にきているのは平成5年、平成9年ともに「生命保険会社の職員が熱心に勧めたから（46.0% - 44.1%）」であり、次いで「生命保険会社に知人がいるから（41.7% - 39.4%）」となっている。三番目には、セールスマン以外の「良い商品があるから（11.7% - 11.5%）」という商品要因があげられてる。

一方、簡易保険での最上位の理由は「国営で安心だから（48.7% - 56.4%）」である。セールスマン要因は二番目の「郵便職員が熱心に勧めたから（49.5% - 48.8%）」となっている。預け先としての信頼感が加入理由としては強いようである。これはこの業態特有の金融機関要因といえるだろう。

JAについても、基本的には民間生命保険会社の傾向と似ており「JAの職員が熱心に勧めたから（57.8% - 53.2%）」という理由が圧倒的に高くなっている。ただし、この業態と特色ともいえる組合組織の影響も第二位にあげられている「JAの組合員だから（35.9% - 36.4%）」をみることができる。

このように三つの業態を比較してみても、人的チャネルが生命保険の加入行動に及ぼしている影響は相当に強いものであることは明らかである。しかし、調査数値をよくみると、いずれの業態の加入理由でも人的チャネル要因の回答率はわずかだが、減少傾向にあることも示されている。依然として、加入行動対する最大の影響要因である可能性は高いが、その水準は低下傾向を見せ始めていることも読み取ることができる。

表4 他業態での加入理由

(%)

調査名	調査対象	調査項目	H5	H6	H7	H8	H9	H10	H11	H12	
簡易保険に関する市場調査 (郵政省)	全国世帯 標本数 3669	民間生命保険の加入理由(上位7項目)	生命保険会社の職員が熱心に勧めたから		46.0			44.1			
			生命保険会社に親戚・知人がいるから		41.7			39.4			
			よい商品があるから		11.7			11.5			
			簡易保険と生命共済では不十分だから		9.8			10.0			
			信頼できる事業運営を行っているから		-			8.2			
			限度がなく高額保障が可能だから		8.5			7.7			
			生命保険会社の感じがよいから		3.4			3.3			
簡易保険に関する市場調査 (郵政省)	全国世帯 標本数 3044	簡保加入理由(上位7項目)	国営で安心だから		48.7			56.4			
			郵便局員が熱心に勧めたから		49.5			46.8			
			信頼できる事業運営を行っているから		23.8			24.3			
			保険金の支払いが早いから		22.9			23.8			
			無診査だから		20.5			19.3			
			毎月集金に来るから		23.2			19.1			
			郵便局が近くて便利だから		16.8			17.1			
簡易保険に関する市場調査 (郵政省)	全国世帯 標本数 3669	JAの生命共済に加入した理由(上位7項目)	JAの職員が熱心に勧めたから		57.8			53.2			
			JAの組合員だから		35.9			36.4			
			JAに親戚・知人がいるから		30.9			32.4			
			JAは親しみやすいから		16.1			15.0			
			JAが近くて便利だから		15.9			13.7			
			信頼できる事業運営を行っているから		-			6.8			
			簡易保険や民間生命保険だけでは不十分だから		5.3			5.5			

はセールスマン要因と考えられる

3. 直近契約の加入経路

では次に、実際の加入行動における人的チャネルの位置づけを確認してみよう。民間生命保険での直近契約での加入経路が何であったかを昭和63年度調査からの5時点の推移をみたものが表5及び図4である。

ここでの加入経路としては「生命保険会社のセールスマン」「保険代理店」「会社の窓口」「銀行・証券会社を通して」「通信販売」「百貨店などの保険コーナー(店頭)」「その他」の7種類である。

この7種のなかで圧倒的な存在であるのが、やはり「生命保険会社のセールスマン」である。

5時点の調査では平成3年時の89.3%をピークとしてほぼ8割を占める加入経路であることがわかる。

第二番目の経路としては「保険代理店」があるがまだ1割にも達していない。

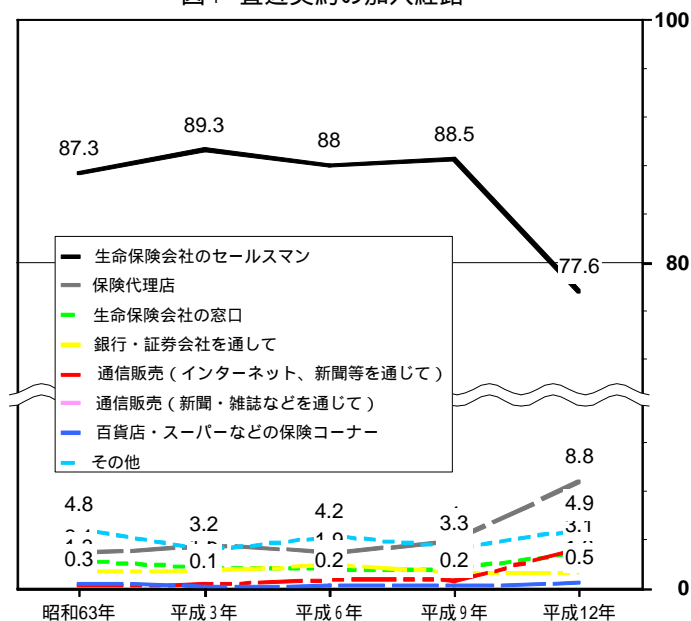
表5 加入経路(民保)

(%)

	生命保険会社のセールスマン	保険代理店	生命保険会社の窓口	銀行・証券会社を通して	通信販売		百貨店・スーパーなどの保険コーナー	その他
					インターネットを通じて	新聞・雑誌などを通じて		
平成12年	77.6	8.8	2.9	1.3	0.2	3.1	0.5	4.9
平成9年	88.5	4.0	1.6	1.2	0.6		0.2	3.3
平成6年	88.0	2.9	1.5	1.9	0.7		0.2	4.2
平成3年	89.3	3.4	1.6	1.5	0.3		0.1	3.2
昭和63年	87.3	3.0	2.1	1.3	0.2		0.3	4.8

* 通信販売(インターネットを通じて)、通信販売(新聞・雑誌などを通じて)は平成12年からの選択肢

図4 直近契約の加入経路



ただし、約15年間の時系列推移としてみると、明らかに変化があることは読み取れる。特に、平成9年度と平成12年度の二時点間での変化は大きい。すなわち、それまで8割を越えていた「生命保険会社のセールスマン」がはじめて8割を下回っている。10.9ポイントの大幅な減少となったのである。変わって上昇したのが「通信販売(0.6% → 3.3%)²」と「保険代理店(4.0% → 8.8%)」である。まだ確信をもてるものではないが、加入経路が多様化する傾向がはじまったとも考えられる。

このような独占的であった人的チャネルから多様化する背景は、表6に示す取扱セールスマンからの既加入経験にも顕著に現れている。この質問は、直近の加入契約が生命保険会社のセールスマンであるケースで、そのセールスマンからそれ以前にも他の保険契約に加入した経験があるかを尋ねたもの

表6 取扱セールスマンからの既加入経験(民保)

	以前にもそのセールスマンから加入したことがある	以前にそのセールスマンから加入したことがない			不明
		そのセールスマンからの加入は初めてだが、同じ会社の保険には加入したことがある	そのセールスマンからの加入は初めてであり、同じ会社の保険ではなく他社の保険には加入したことがある	今回初めて保険に加入した	
平成12年	51.4	23.8	12.9	11.8	0.2
平成9年	57.5	42.2			0.3
平成6年	58.3	41.4			0.3
平成3年	53.9	45.8			0.3
昭和63年	54.1	45.9			-

² 平成12年度調査ではインターネット経路と新聞・雑誌等の経路を分離した選択肢としたが、ここでは合算して過去との比較をしている。

表7 契約を変更した理由

	平成12年	平成9年
保障内容が現在の自分や自分の家族状況に合っていたから	51.3	55.9
保障の範囲が広がったから	23.4	22.0
掛金が安かったから	33.5	15.7
配当金が多そうだったから	3.0	2.5
加入者へのサービスが良さそうだったから	5.2	3.4
会社(生命保険会社・郵便局・JA(農協)等)の経営内容が良かったから	5.6	2.1
セールスマンや代理店の人が熱心だったから	9.7	8.5
セールスマンや代理店の人の説明が優れていたから	5.2	6.8
セールスマンや代理店の人が縁故者・知人だったから	20.1	18.6
仕事上のつきあいや取引で頼まれたから	4.1	5.9
その他	5.2	4.2
不明	1.5	-

セールスマン要因

平成12年	平成9年
35.0	33.9

*平成12年にカテゴリーを一部変更したため、単純に時系列としては比較できない

*平成12年の変更内容

「セールスマンの人柄が良かったから」 削除

「セールスマンが熱心だったから」 「セールスマンや代理店の人が熱心だったから」

「セールスマンの説明が優れていたから」 「セールスマンや代理店の人の説明が優れていたから」

「セールスマンが縁故者・知人だったから」 「セールスマンや代理店の人が縁故者・知人だったから」

である。要するに、長く継続的に取引関係のあるセールスマンであったか、そうではなくて今回がはじめて取引するセールスマンかどうかを示している。

ここでも平成9年と平成12年の間で変化が見られている。すなわち、「以前にもそのセールスマンから加入したことがある」とする回答に大きな較差が出ている。平成9年度では57.5%であったものが12年度には51.4%に減少している。反対に、「以前にそのセールスマンから加入したことがない」とする回答が合計で48.5%と6.3ポイントも上昇した。先にも示したように民間生命保険会社の営業職員の在籍者数、実働数はこの3年間でそれぞれ35万人から31万人へ、33万人から28万人へと大幅に減少している。この実態からすると、前回加入時に取引したセールスマンが退職したために、このような変化を見せたものと考えられる。結果的には、加入世帯に対する影響力をもつセールスマンが退職し、新規に取引を行うセールスマンが相対的には増えたのだが、全体としては、影響力を弱めてしまい人的チャネル利用層から他のインターネットなどの通信販売や保険代理店といった他の加入経路に移行したのではないかと考えられる。

この点は、直近の加入契約が全くの新規加入ではなく、既契約を転換方式や下取り方式によって変更した層での加入理由(変更理由)をからも推測することができる。

要するに、新規契約でなく、既契約変更の場合においては平成9年と12年で比較してみてもセールスマン要因への回答率は減少せず、むしろ微増している。このデータではその既契約の新契約時点での取扱セールスマンが継続しているという確証はないが、全くの新規契約に比較すると長期的に関係を維持したセールスマンが存在する可能性が高いと考えられる。

わが国経済の長期的な低迷を背景に生命保険に対する全体的な需要が低迷する過程で、営業職員の在籍数、実働数がともに顕著な減少傾向をみせ、ピーク時の在籍44万人から31万人へと実に13万人、3割近い大幅な減少した。このような人的チャネルの絶対数の減少と同時に、インターネットや保険代理店などの比較的新しいチャネルが台頭しはじめ、まだ少数ではあるが消費者の支持を徐々に得るようになってきたと考えられる。

しかし、セールスマンの絶対数が、保険需要の低迷や報酬制度の特性によって減少しているものの、個々の取引においてその機能や効果が後退したとみるところは早計である。セールスマン組織の人的チャネルとしての有効性について検証する必要がある。

4. 加入行動への影響

4-1. 保険料、取引会社

消費者の生命保険加入行動と販売経路との関連性について、まず最初に保険料支払額、取引会社数を取り上げてみる。

第一の仮説としては、従来からの人的チャネルが、比較的新しい他の多様なチャネルに比べて、保険料 消費者の購買量を増加させているのではないかという点である。Crosbyの指摘によれば、保険のエージェントとの人的な相互のコミュニケーションのよって、保険選択時のニーズが契約者自身で明確になり、最適な商品選択を可能とするとしている。結果的には、他の、保険料が割安なチャネルよりも人的チャネル(エイジェント)を選好し、かつ満足度も高いことが報告されている。この観点と同様にここでは、人的チャネルからの加入が、他のチャネルに比べてより高額の保険料支払いが行われているかどうかをみる。

また、第二の仮説は、人的チャネルが取引会社数を減少させる効果があるのではないかという仮説である。すなわち、販売側としては顧客単価、顧客世帯単価を引き上げ、販売効率を高める上での目標とするものと考えられる。できれば、OWN・エイジェント(Own Agent)といわれるように高い信頼関係を築くことで、ひとつの世帯全体の契約を独占したいと願っているのである。こうした独占化が達成できれば、売り手側としては総体的に高コストな人的チャネルを展開する合理性が得られることにもある。この点について取引会社数との関連性から分析を試みた。

分析結果(表8)からは第1の仮説とは整合的であり概ね支持されたと考えられるが、第二の仮説については想定したものと反対の関係性が抽出された。すなわち、

表8 加入実態と直近加入経路との関連性

	民間保険会社の年間保険料	民間保険会社の取引会社数	民間保険会社一社当保険料
	t-value	t-value	t-value
constant	0.2733	-0.3275	1.6497 *
保険会社のセールスマン	5.5417 ****	3.0914 ***	3.8077 ****
保険代理店	1.5802	0.2890	1.6941 *
世帯主性別D	-1.1925	-1.2390	-1.3221
世帯年齢	-2.7779 ***	-0.5114	-3.5702 ***
個人年収	1.1206	0.2010	0.4574
世帯年収	2.6401 ***	0.5677	1.8092 *
生保会社の窓口・店頭	0.0648	0.0365	0.1735
百貨店のコーナー等	-0.0297	0.1086	-0.2112
通信販売(インターネット等)	0.7741	0.4600	0.5622
通信販売(電話等)	0.4753	0.2939	0.2027
銀行・証券会社を通じて	1.3165	1.1159	1.0065
<p>R= .15895510 R= .06549037 R= .12166095 R²= .02526673 R²= .00428899 R²= .01480139 調整済R²= .02234199 調整済R²= .00130131 調整済R²= .01184525 F(11,3666)=8.6390 p<.00000 F(11,3666)=1.4356 p<.14963 F(11,3666)=5.0070 p<.00000 推定値の標準誤差: 1992.5 推定値の標準誤差: 862.63 推定値の標準誤差: 1410.4</p>			
<p>(注1) ****:p<0.001, ***:p<0.01, **:p<0.05, *:p<0 (注2) 強制投入法により変数を設定</p>			

人的チャネルの利用世帯がより多くの取引会社を有していることを示す結果となった。

また、世帯での総支払い保険料を取引写数で除した一社当り平均保険料に対しては、人的チャネルとの明確な関連性が得られている。いわゆる大型契約が人的チャネルからの推奨によって取引されている可能性を示すものである。

4 - 2 . 保険金

・世帯主

次に保険契約での保障内容と加入経路との関連性も詳しくみてみよう。

まず世帯主に関する保障内容では、満期保険金、普通死亡保険金、入院給付金日額と加入経路との関連性を確認した(表9)。

結果は興味深いものとなった。まず、満期保険金ではセールスマンチャネルとの関連性はみられなかった。しかし、普通死亡保険金、入院給付金日額では、顕著な正の関連性が抽出されている。すなわち、人的チャネルを通じた加入が普通死亡保険金、入院給付金日額を高額なものとしていることを示している。営業的推奨によるものともみれば、人的チャネルによって消費者の潜在的なニーズがうまく引き出され必要十分な保障額となったとみるべきか、判定をすることは難しいが、ともあれ販売チャネルとしては機能を発揮したとみることはできるだろう。

・配偶者

次に配偶者についても同様の分析を行ってみた。

結果的には、世帯主ほどの明確な関連性は抽出されなかったが、セールスマンと代理店が入院給付金とは正の関連性があることや、「銀行・証券会社」のチャネル利用が普通死亡保険金と負の関連性があることなどが示されている。

表9 加入実態と直近加入経路との関連性

	世帯主満期保険金	世帯主普通死亡保険金	世帯主入院給付金
	t-value	t-value	t-value
constant	7.2326 ****	10.6038 ****	11.2540 ****
保険会社のセールスマン	0.1485	2.7140 ***	4.0519 ****
保険代理店	-1.5547	0.2617	1.0781
世帯主性別D	-2.9350 ***	0.2163	-2.3962 **
世帯年齢	-4.3322 ****	-13.1198 ****	-2.8029 ***
個人年収	2.9929 ****	5.7644 ****	3.0165 ****
世帯年収	3.1270 ****	2.3883 **	3.8363 ****
生保会社の窓口・店頭	-0.5649	0.8038	0.1431
百貨店のコーナー等	0.4371	-0.9837	0.1222
通信販売(インターネット等)	0.3317	0.3165	-0.4947
通信販売(電話等)	-0.1242	0.9411	0.5513
銀行・証券会社を通じて	0.1037	-0.5182	1.9729 **
	R= .23621279 R ² = .05579648 調整済R ² = .05158812	R= .34090238 R ² = .11621443 調整済R ² = .11337268	R= .23578868 R ² = .05559630 調整済R ² = .05230466
	F(11,2468)=13.258 p<.00000 推定値の標準誤差: 959.99	F(11,3421)=40.895 p<.00000 推定値の標準誤差: 2737.5	F(11,3156)=16.890 p<.00000 推定値の標準誤差: 59.205

(注1) ****: p < 0.001, ***: p < 0.01, **: p < 0.05, *: p < 0.1
(注2) 強制投入法により変数を設定

表10 加入実態と直近加入経路との関連性

	配偶者満期保険金	配偶者普通死亡保険金	配偶者入院給付金
	t-value	t-value	t-value
切片	0.6899	6.3777 ****	4.2650 ****
セールスマン	-0.4020	1.3210	2.3308 **
代理店	-1.1064	0.4705	2.3757 **
世帯主性別D	0.0111	-1.3834	-0.2418
世帯年齢	2.6830 ***	-8.0294 ****	-1.4600
個人年収	-0.8440	-1.0276	-1.2600
世帯年収	4.4995 ****	6.1597 ****	3.9016 ****
生保会社の窓口・店頭	-0.4075	-0.1461	-0.2420
百貨店のコーナー等	0.2189	0.0819	0.6682
通信販売(インターネット等)	-1.0199	-1.8724 *	-0.6752
通信販売(電話等)	-0.9195	-0.0722	-0.3568
銀行・証券会社を通じて	-0.4264	-2.2062 **	-0.7126
	R= .17806981 R ² = .03170886 調整済R ² = .02638059	R= .26129597 R ² = .06827558 調整済R ² = .06402819	R= .14100277 R ² = .01988178 調整済R ² = .01552570
	F(11,1999)=5.9511 p<.00000 推定値の標準誤差: 471.14	F(11,2413)=16.075 p<.00000 推定値の標準誤差: 1095.9	F(11,2475)=4.5641 p<.00000 推定値の標準誤差: 52.944

(注1) ****: p < 0.001, ***: p < 0.01, **: p < 0.05, *: p < 0.1
(注2) 強制投入法により変数を設定

5. まとめ

ここまでの分析結果から消費者の生命保険商品の選択における加入経路としての人的チャネルの影響を総括してみる。

まず、加入行動を喚起させるという点で人的チャネルの影響力は依然として強いも

のであるといえるだろう。一般的な財に比べると商品特性として消費者自身が高関与で顕示的な探索行動を取るものでないことから、売り手側からの働きかけが加入行動に大きな影響をもつからと考えられる。一部の傾向としては消費者自身の自律的な選択行動の兆しがあることは事実だが、まだ全体としては受動的な加入が大勢であり、人的チャネルという対面プッシュ型のチャネルの有効性を確認することができる。

また、実際の加入行動の実態として人的チャネルの利用によってより多額の普通死亡保険金、入院給付金日額の契約をしていることが確認することができた。おそらく、ニーズを喚起させ必要十分な保障額を消費者に認知させた結果として他のチャネル以上の効果があったものと考えられる。この点でも人的チャネルの有効性が発揮されたものと言ってよいだろう。

参考文献

- Anderson, E.W., Claes Formell, & Donald R. Lehmann (1994), "Customer Satisfaction, Market Share, and Profitability: Findings From Sweden" *Journal of Marketing*, Vol.58(July) pp.53-66.
- Crosby, L.A., and Nancy Stephens (1987), "Effects of Relationship Marketing on Satisfaction, Retention, and Prices in the Life Insurance Industry" *Journal of Marketing Research*, Vol. XXIV pp.404-411.
- Keaveney, S.M (1995), "Customer Switching Behavior in Service Industries: An Exploratory Study" *Journal of Marketing*, Vol.59(April) pp.71-82.
- 小野謙司 (1996)「リレーションシップ・マーケティングと顧客維持戦略」, マーケティング・ジャーナル第 62 号, 日本マーケティング協会
- 中谷栄士(1999)「生命保険営業における宣言型知識の実証研究」 *マーケティング・ジャーナル* Vol.19 No.3, 日本マーケティング協会
- 長井毅(1998)「生命保険契約保持におけるセールスパーソンの役割とその効果」筑波大学大学院経営政策科学研究科修士課程 学位論文
- 西久保浩二(1989)「ニーズ構造の変化とチャネル問題」 *生命保険経営*第 57 巻第三号 *生命保険経営学会* pp.81-96
- 西久保浩二(1996)「金融商品選択の異質性」 *生命保険経営*第 64 巻第五号 *生命保険経営学会* pp.43-61
- 西久保浩二(1997)「金融商品選択モデル構築のための基本的検討と試作」1997 *生命保険経営*第 65 巻第二号 *生命保険経営学会* pp.28-45
- 西久保浩二(1998)「手段目的連鎖分析にみる金融商品ベネフィットの構造」1998 *金融ジャーナル* 1998.5 月号
- 山本昭二 (1996)「顧客参加とサービス・オペレーション - 顧客満足の 2 つの意味」 *マーケティング・ジャーナル*第 62 号

分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータ・アーカイブから「生命保険に関する全国実態調査」(生命保険文化センター)の個票データの提供を受けました。