

地域マクロデータを用いた  
事業データ分析手法の研究報告書

平成 1 5 年 3 月  
総務省 郵政研究所

本文中の EViews は Quantitative Micro Software 社の登録商標であり、その他本文中に現れる社名・製品名は、それぞれの会社の商標または登録商標である。なお、本文中には ™ および ( R ) 記号は明記していない。

はじめに

郵便、郵便貯金および簡易生命保険・郵便年金の各事業は外部環境たる社会・経済情勢に少なからず影響を受け、その制約の下で運営されていると捉えることができる。

実際に、例えば簡易生命保険の総新契約数を長期時系列で眺めると、2度のオイルショックやバブル経済といった国全体の経済の動きと似た傾向を示していることが分かる。

しかし、実際の事業運営の場をみると、地方（組織の末端）に行くほど組織内部および外部のデータ制約等から、経済関係データを勘案することが難しく、その方法も十分に確立していない現状がある。

そこで、当部では、地方郵政局等において事業の現状把握や運営計画の段階での一定地域単位で集約されたデータの利用可能性を探るため、郵政局が把握可能な管内の社会経済統計を明確化するとともに、それらが郵政事業データとどのような関係にあるのかを検討した。

この報告書は、それらの検討結果である全国単位の時系列、都道府県単位の年次、同擬似 PANEL、県ごとの月次の各データと簡易生命保険の新契約数との関係をまとめるとともに、実際にそれらの情報を各郵政局等で活用できるよう、基本的にはインターネットブラウザと表計算ソフトによって収集・分析が可能な部分の手順を示したものである。

この研究においては、全般にわたって根本二郎客員研究官（名古屋大学大学院経済学研究科助教授）および伊藤薫岐阜聖徳学園大学経済情報学部助教授にご指導頂いた。また、事業データの季節調整について溝口敏行所長より示唆を得た。分析データについては、郵政事業庁簡易保険部、岐阜県知事公室統計調査課、静岡県企画部統計利用室、愛知県企画振興部統計課、三重県知事公室統計調査課のご担当各氏にご協力を頂いた。さらに、今回の事業データの季節調整に際しては、統計数理研究所（佐藤整尚助教授）から「Web Decom」および「E-Decomp」の利用についてご快諾頂いた。

なお、実際の研究は、効果の実効性を勘案して東海郵政局の協力を得て、同局各事業部門および共通部門の方々のご参加を随時得て進めた。

この報告書が、各郵政局等における地域に密着した経営支援情報の策定などの一助となれば幸いである。

平成 15 年 3 月

総務省郵政研究所 第三経営経済研究部

客員研究官 根本二郎（名古屋大学大学院）

伊藤 薫（岐阜聖徳学園大学）

研究官 小原 宏

研究官 内炭克之

「地域マクロデータの分析手法に関する研究会」参加者

根本二郎 客員研究官（名古屋大学大学院経済学研究科助教授）  
伊藤 薫 岐阜聖徳学園大学経済情報学部助教授  
小原 宏 総務省郵政研究所第三経営経済研究部研究官  
内炭克之 総務省郵政研究所第三経営経済研究部研究官  
岩田秀二 東海郵政局総務部企画課長補佐  
加藤昌嗣 東海郵政局保険部営業課長補佐  
内ヶ島義和 東海郵政局保険部営業課普通局推進係長

（2002年夏以前の参加者：肩書きは参加時のもの）

田町典子 総務省郵政研究所第三経営経済研究部長  
須澤 淳 総務省郵政研究所第三経営経済研究部主任研究官  
岡田晴之 総務省郵政研究所第三経営経済研究部研究官  
田中 学 東海郵政局総務部企画課長補佐  
石原一憲 東海郵政局総務部企画課地域政策係長  
斎藤芳秋 東海郵政局郵務部管理課長補佐兼総括係長  
森 秀之 東海郵政局貯金部営業課長補佐兼営業係長  
阿部裕人 東海郵政局保険部営業課特定局推進係長

## 地域マクロデータを用いた事業データ分析手法の研究報告書 要約

この研究においては、公表された地域の社会経済データによって事業データである簡保の新契約数を説明することを試みた。

月次の郵政事業データと地域経済データを見比べることは比較的多く見受けられるが、計量的な手法によって前者を後者で説明したものはほとんど確認できなかった。そこでこの研究では、各地域の特性を表現するデータの所在を確認することから始め、事業データの特徴の確認、季節調整、回帰等による分析へと進んだ。

その結果、利用可能な事業データと地域の社会経済データの確認、その結果として選定した簡易保険の新契約数を対象とした年度データによる時系列分析、クロスセクション分析、擬似 PANEL 分析、および月次データによる時系列分析について、次のようなことが確認できた。

### 1．都道府県公表のデータ利用が容易であること

地域単位で集約された社会経済データについては、各省庁等ほか、各地方機関、都道府県庁、地域のシンクタンク、市区町村等が公表しており、地域の経済情勢等を表す独自の指標が含まれていることがある。そのうち、全国を横並びで比較するには都道府県のデータが年次の長期時系列でも、月次でも比較的容易に早期に入手可能であり、利用も相対的に容易である。

### 2．事業データは簡易保険のものの利用が容易であること

郵政事業データについて、研究着手時に確認した結果、月次で地域別に分析をする際に十分なデータ量を持ち、公表データの入手が相対的に容易であったのは簡易保険のそれであったこと、また、様々なデータが右肩上がりで推移する中、簡易保険の新契約数については92年をピークとして低下傾向を示していることから、この研究における主な分析対象を簡易保険の新契約数として選定した。

### 3．年次の時系列でみた簡易保険の新契約数の特徴

簡保の新契約数の年度データを相当長期的にみると、その動きは社会経済の変動を反映しており、特にバブル経済の崩壊前後においてはそれが顕著であることが窺える。なお、最近10年程度では新商品や営業の注力方向等により比較的大きな変動が認められ、それはほぼ全国的な傾向であることが分かる。また、対象年齢人口や社会経済データによって相当程度変動を説明できる（データ数が僅少のためこの結果は参考程度に留めるべきである）。

家計部門の金融資産額や世帯の貯蓄保有額の中でみると、個人の生命保険や年金は一定程度の割合を占めているが、前者の伸びは低下してきており、その新契約数も93年度をピークに減少傾向にある。それを提供主体別にみると外国会社やJA共済の規模に対して国内生保と簡易保険のそれは相対的に類似しているが、1件当たりの保険金額をみると国内会社が簡易保険の5倍程度と大きいことなどが明らかである。

#### 4．年次のクロスセクションでみた簡易保険の新契約数の特徴

年度データのクロスセクション分析からは、過去実績が非常に高い説明力を有するほか、昼間人口等も相当程度高い説明力があり、クロスセクションで見した場合の簡保の新契約については都道府県間の関係性が非常に安定的であることが明らかである。また、提供主体別では国内会社と正の関係が、JA共済とは簡易保険の規模の大きい都道府県で負の関係が窺われる。

なお、データが確保できた国内生保について都道府県単位の新契約数と営業員数の関係をみると、分析対象とした91年度も99年度も右上がりの一次近似線上に点がほぼ並んでおり、その傾きも類似しているため、両者に強い正の関係があり、時間を隔ててもその関係が大きく変化していないことが窺われる。

#### 5．擬似 PANEL 分析による簡保新契約数の都道府県間関係

89年度から00年度までの年次のクロスセクションデータを時系列方向に積み上げた擬似 PANEL データを対象として、都道府県に特有の効果があると仮定して社会経済データで説明するように PANEL 分析を行うと、相当高い説明力を有するモデルが得られる。なお、簡易保険全体、普通養老、特別養老、および学資のモデルを比較すると、全体が最も説明力が高く、特別養老が最も低い。前者の変動が相対的に緩やかであるのに対して後者のそれは96年度前後の営業の方針転換が大きく影響しており、その反映であると考えられる。また、4系列のモデルの回帰係数をみると、特別養老のみが多くの系列で符号が逆転しているが、これも96年度前後の影響であることが考えられる。

#### 6．月次データによる時系列分析結果

月次の簡保新契約数は大きな季節変動を示しているため、社会経済系列の変動と比較するには季節調整が必要であり、この研究ではインターネット上で利用可能な Web Decomp を用いて季節調整値を作成した。

その上で、東海郵政局管内の各県（岐阜、静岡、愛知、三重）が公表する DI の採用系列を入手し、簡易保険の新契約数の季節調整値とともに単位根検定を実施した後、レベル定常であることが確認された簡保新契約数（季節調整値）と複数の経済系列を用いて回帰分析を実施した。

その結果、簡易保険の新契約数（季節調整値）を被説明変数とした単回帰においては各県とも5%水準で有意な系列が複数あるものの、概ね決定係数が低く、それが0.4以上であるものは静岡県の貸出残高と大口電力使用量、および三重県の鋳工業生産指数の3系列のみであったこと、また、簡易保険の構造変化ダミーを入れた重回帰においては、ダミー変数の符号が4県とも整合的であり、説明力も単回帰よりは向上していると認められるが、自由度修正済み決定係数が最も高い静岡県でさえもその値は0.67であり、年次の PANEL 分析のような高いものとはならないことが明らかとなった。なお、これについては、季節調整値でも簡易保険の月次の変動が相当程度大きいものであることが一因と考えられ、その改善のためには、四半期データ等変動のより少ないデータの活用も一つの方法と考える。

# **Research report on methods for the analysis of operational data using regional macroeconomic data**

## **Summary**

In this research, we have sought to explain postal operations data, more specifically the number of new postal life insurance contracts issued, using publicly available regional social and economic data.

Monthly data on new contracts of postal life insurance is frequently compared with regional economic data but there have been few attempts to explain the former in terms of the latter using econometric techniques. In the present research, therefore, we needed first to confirm where data revealing some of the characteristic features of Japan's various regions are stored. Thereafter, we went on to identify those areas of operational data and to analyze them with the help of techniques such as seasonal adjustment and regression.

Having identified usable operational data, namely the number of new postal life insurance contracts issued, and relevant regional socioeconomic data, we subjected the annual data to time series analysis, cross-sectional analysis, and pseudo-panel analysis and the monthly data to time series analysis. Our results provided us with the following insights.

### 1. Publicly available prefectural data readily usable

Organizations at every level from ministries and public agencies to regional bodies, prefectural offices, regional think-tanks, and municipalities collect social and economic data pertaining to their jurisdictions, including a number of indicators of their own that reflect, among other things, local economic conditions. For parallel analysis of conditions throughout the country, there are long-term time series of annual prefectural data and also monthly data, both of which are not only accessible with comparative speed and ease but are also relatively straightforward to use.

### 2. Operational data pertaining to postal life insurance easy to use

Having considered the pros and cons of using various types of operational data, we finally decided to focus primarily on postal life insurance data, first because there was plenty of it that could be used for monthly regional analysis and the relevant public data was also relatively easy to access, and second because, although most data tends to

following an increasing trend over time, the number of new postal life insurance contracts issued has, in fact, trended downwards from a peak in 1992.

### 3. Features of new postal life insurance contracts observable in annual time series

The movement of annual data pertaining to the number of new postal life insurance contracts issued has tended over the years to reflect changes in Japan's social and economic conditions. This was particularly evident in the periods immediately before and after the collapse of the bubble. This last decade has, in fact, been one of comparatively substantial change due, among other things, to the launch of new products and a change in the focus of sales of postal life insurance. This trend is, moreover, in evidence almost everywhere in the country. Much of this change can be explained by reference to target age groups and socioeconomic data (given the limited quantity of data used, these results should be used purely as reference material).

Individual life insurance and pension contributions account for a more or less fixed proportion of household sector financial assets and household savings but the growth rate of the former has been slowing and the number of new contracts issued has trended downwards from its 1993 peak. A breakdown by provider shows domestic life insurers and postal life insurance to be relatively similar in terms of size compared with foreign corporations and JA mutual aid. On the other hand, domestic life insurers tend to insure policyholders for approximately five times as much as postal life insurance.

### 4. Features of new postal life insurance contracts viewed in annual cross-sectional terms

From a cross-sectional analysis of annual data, we see not only that past data can be highly explanatory but that daytime populations also have relatively high explanatory power. In cross-sectional terms, there is an extremely stable correlation between prefectures in the issuance of new postal life insurance contracts. A breakdown by provider also points to a positive correlation between postal life insurance and domestic life insurers but to a negative correlation with JA mutual aid in prefectures in which postal life insurance has a sizable market.

Examination on a prefectural basis of the correlation between numbers of new contracts issued and numbers of sales staff employed by those domestic life insurers for which we were able to obtain the relevant data suggests a strong positive correlation between the two in 1991 and 1999, even when analyzed at significantly different points in time.



## 5. Correlation between prefectures in numbers of new postal life insurance contracts issued as revealed by pseudo-panel analysis

We prepared pseudo-panel data consisting of prefectural data for years from 1989 through 2000 by stacking annual cross-section data. Next, on the assumption that there would be differences of effect between prefectures, we carried out panel analysis of the data in an effort to explain it by means of prefecture-specific social and economic data. This enabled us to develop a model with relatively high explanatory power. A comparison between all types of postal life insurance, ordinary endowment insurance, special endowment insurance, and the educational endowment insurance shows our model to have the highest explanatory power with respect to all types of postal life insurance and the lowest with respect to special endowment insurance. Variations in the former have been relatively mild whereas those in the latter clearly show the effects of changes in sales policy in and around 1996. The regression coefficients of the four-series model also show that the signs of many variables are different in special endowment insurance from those in the other postal life insurances, which also seems due to the effects of the changes made around 1996.

## 6. Results of time series analysis carried out using monthly data

Given large seasonal variations in the numbers of new postal life insurance contracts issued, we needed to carry out seasonal adjustment to enable the data to be compared with changes in social and economic series. To create the required seasonally adjusted values, we used the Web-Decomp seasonal adjustment and time series analysis tools available online via the Internet.

We obtained series used in the construction of diffusion indices published by the prefectures (Gifu, Shizuoka, Aichi, Mie) within Tokai Regional Bureau of Postal Services' jurisdiction and tested them for a unit root along with the seasonally adjusted numbers of new postal life insurance contracts issued. Then we ran regressions using the numbers of new contracts (seasonally adjusted), whose stationarity had been confirmed, and various economic series.

Our results show that although, in simple regressions in which we used the number of new postal life insurance contracts issued (seasonally adjusted) as dependent variables, there were plenty of series significant at the 5% level in every prefecture, their coefficients of determination were by and large low. Only three series had coefficients of determination of 0.4 or better, specifically Shizuoka Prefecture's "loans and discounts outstanding" and "electric power consumed by heavy users", and Mie Prefecture's

"index of industrial production". On the other hand, in multiple regressions into which we introduced a dummy capturing a structural change, the dummy signs conformed in all four prefectures and the explanatory power of the multiple regressions was confirmed to be greater than that of the simple regressions. However, although Shizuoka Prefecture had the highest coefficient of determination adjusted for degrees of freedom of 0.67, it was well short of the values achieved in annual panel analysis. This appears to have been due, in part at least, to the substantial variations in postal life insurance that remain even after adjustment for seasonal factors. One way of improving this would be to use less variable data such as quarterly data.

## 目次

|                                     | 頁   |
|-------------------------------------|-----|
| 第1部 地域マクロデータによる事業データ分析 .....        | 1   |
| 第1章 事業データおよび地域マクロデータの現状 .....       | 2   |
| 1.1 利用データの前提条件の確認 .....             | 2   |
| 第2章 時系列でみた事業データと社会経済データの関係 .....    | 5   |
| 2.1 超長期的にみた簡保新契約数等の推移 .....         | 5   |
| 2.2 過去10年における簡保新契約数の推移 .....        | 6   |
| 2.3 新契約数と年齢階級の関係 .....              | 6   |
| 2.4 簡保の保険種類別新契約数と年齢階級の関係 .....      | 11  |
| 2.5 都道府県別年次データでみた保険種類別新契約数の推移 ..... | 20  |
| 2.6 全国値の推移と社会経済データとの関係 .....        | 24  |
| 2.7 民間生保と簡保の新契約数の推移 .....           | 34  |
| 第3章 都道府県単位のデータによる県間の関係性分析 .....     | 39  |
| 3.1 簡保新契約数の都道府県間構造 .....            | 39  |
| 3.2 都道府県別人口と簡保新契約数との関係 .....        | 41  |
| 3.3 民間生保と簡保の新契約数の関係 .....           | 43  |
| 3.4 民間生保の新契約数と営業員数の関係 .....         | 44  |
| 第4章 都道府県単位の擬似 PANEL データによる分析 .....  | 45  |
| 4.1 対象データの説明 .....                  | 45  |
| 4.2 簡保新契約数と社会経済系列との2変数間関係 .....     | 46  |
| 4.3 簡保新契約数と複数の社会経済系列との関係 .....      | 55  |
| 4.4 まとめ .....                       | 61  |
| 第5章 都道府県別の月次データによる時系列分析 .....       | 63  |
| 5.1 データの前提 .....                    | 63  |
| 5.2 東海各県における月次の簡保新契約数(原系列)の推移 ..... | 64  |
| 5.3 事業データの季節調整 .....                | 67  |
| 5.4 事業データの原系列と季節調整された系列との比較 .....   | 71  |
| 5.5 都道府県別の社会経済データの整理・調整 .....       | 73  |
| 5.6 散布図による簡保新契約数と社会経済系列の関係確認 .....  | 78  |
| 5.7 対象系列の定常性の確認 .....               | 95  |
| 5.8 簡保新契約数と社会経済系列との単回帰分析 .....      | 100 |
| 5.9 簡保新契約数と社会経済系列との重回帰分析 .....      | 104 |
| 第6章 結果のまとめと今後の課題 .....              | 108 |
| 6.1 結果のまとめ .....                    | 108 |
| 6.2 今後の課題 .....                     | 110 |

|                               | 頁     |
|-------------------------------|-------|
| 参考文献 .....                    | 1 1 2 |
| データの出所・加工 .....               | 1 1 5 |
| <br>                          |       |
| 第2部 各種データについての利用手順、留意点等 ..... | 1 1 9 |
| 第1 データの入手 .....               | 1 1 9 |
| 第2 データの整理・加工 .....            | 1 2 0 |
| 2.1 データの整理 .....              | 1 2 0 |
| 2.2 データの加工 .....              | 1 2 0 |
| 第3 季節調整の手順 .....              | 1 2 2 |
| 第4 散布図の作成手順とその意味合い .....      | 1 2 4 |
| 1 . 利用データの準備 .....            | 1 2 4 |
| 2 . グラフ作成の準備 .....            | 1 2 5 |
| 3 . 折れ線グラフの作成 .....           | 1 2 5 |
| 4 . 散布図の作成 .....              | 1 2 6 |
| 5 . 近似線の追加 .....              | 1 2 6 |
| 6 . 一次の近似線と数式の意味 .....        | 1 2 7 |
| 7 . 表計算ソフトによる回帰分析 .....       | 1 2 7 |
| 8 . 実務における留意点等 .....          | 1 2 9 |

## 第1部 地域マクロデータによる事業データ分析

郵便局において提供されている郵便、郵便貯金および簡易生命保険・郵便年金の各事業は、外部環境たる社会・経済情勢に少なからず影響を受け、その制約の下で運営されていると捉えることができる。例えば簡易生命保険の契約数を長期時系列で眺めると、2度の石油危機やバブル経済の崩壊といった国全体の経済変動の影響が窺える。

しかし、実際の事業運営の場をみると、組織の末端に行くほど組織内・外のデータの蓄積・整備が遅れており、その活用が難しい状況であることから、それらの組織では事業運営に経済関係データ等を十分に勘案することが難しく、その活用方法に関する検討も少ない状況である。

そこで、当部では、総務省本省や郵政事業庁本庁の地方機関である地方郵政局等の所掌エリア内<sup>1</sup>において、それらの地域において事業が置かれている状況を認識し、計画段階でそれらの状況を勘案することができるよう、一定地域単位で集約されたデータの入手およびその利用可能性を探るため、郵政局等が容易に把握し利用することが可能な経済等の統計データを明確化するとともに、それらが事業データとどのような関係にあるのかをケース・スタディすることで、データ活用の事前整理を試みることにした。

なお、地域における個別の営業視点からは世帯あるいは企業の個別データといったミクロデータの活用が想起されるが、この研究では上で述べたとおり、事業を取巻く社会経済の変化（を反映するデータ）と事業（データ）との変動の関係性をみるため、また、それを地方機関で活用することを念頭に置くため、事業データの入手や扱いの容易性、より中・長期的な視点でのデータ活用等を考慮することとして、一定の範囲（地域）を単位とする集計データを対象とすることとしたものである。

---

<sup>1</sup> 地方郵政局とは、郵政事業庁本庁と郵便局の間にある中間管理機能的な地方機関であり、全国を11に分割して各エリアを管轄している。これに沖縄県を担当する沖縄総合通信事務所を加えた12ブロックが郵政事業データの地方単位となっている。

## 第1章 事業データおよび地域マクロデータの現状

### 1.1 利用データの前提条件

この節では、この研究全体にわたる対象データの選択の前提を整理する。

まず、地域の単位については全国的な比較が可能なものとする。また、期間の単位については長期での変動と直近の状況を把握可能とすることを考慮して、事業データについても部外データについても一定地域内を単位とした年次、四半期、月次等の単位で集約されたものを検討の対象とする。

さらに、郵政局等で比較的容易に把握可能であること、この研究において定量的な手法により事業データと経済等データとの関係を効率的に確認し、その活用可能性を探ることを考慮して、インターネット上に公開されたデータ等、可能な限り電子データの形で入手可能なものを分析対象とすることとした。

#### 1.1.1 事業データの状況と分析対象の選定

郵便、郵便貯金、簡易生命保険・郵便年金のデータについてみると、それぞれ郵政事業庁のウェブサイトや各種統計年報などにより様々なデータが公開されている。このうち、都道府県単位の年次または月次であって、時系列が最も長く、相対的に入手・利用が容易なのは簡易生命保険（以下「簡保」という。）のデータである。

この研究では、地域マクロデータと事業データの関係性の確認について、その手法の検討を一つの目的としているので、いずれか一つの事業（またはその中の限られた種類）のデータに着目して検討を進めることが効率的である。このため、図 1.1 から図 1.3 のように、経済との反応性という面では郵便と比較して若干弱い可能性があるが、公開データの充実している簡保のデータを事業データとして取り上げることとした。

図 1.1 郵便物数と実質 GDP(1980-2001 年度)

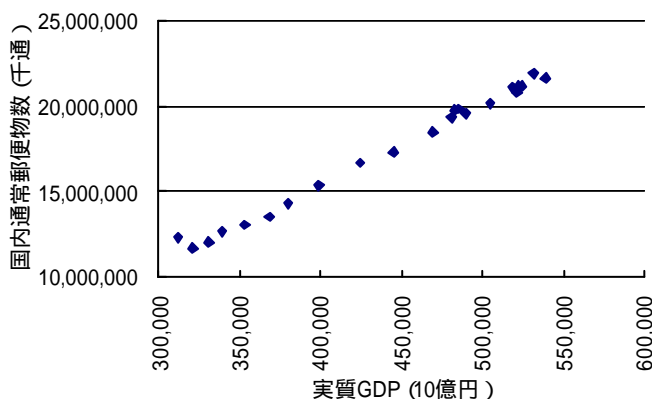
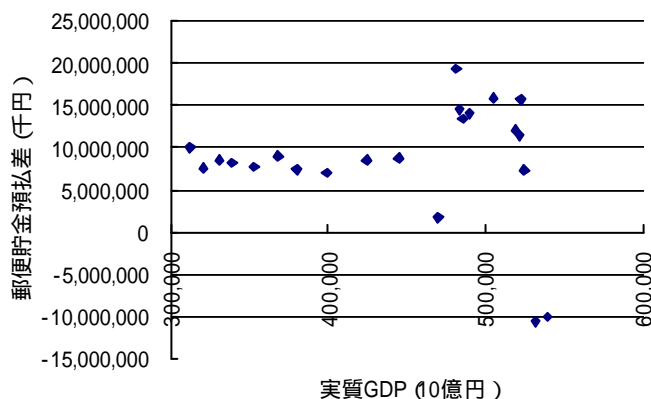
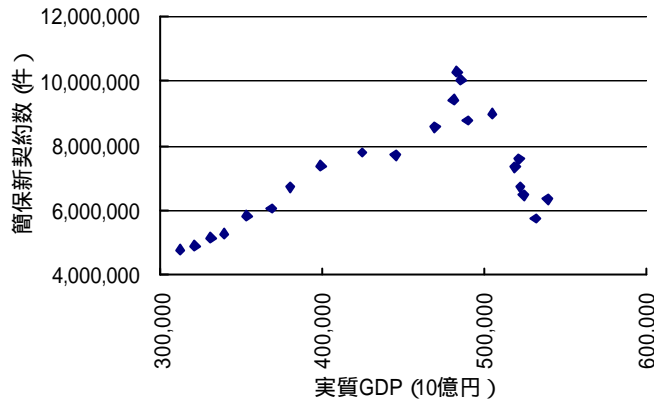


図 1.2 郵貯預払差と実質 GDP(1980-2001 年度)



備考：GDP は内閣府、郵便物数（年賀・選挙郵便を除く）および郵便貯金は郵政事業庁から入手。預払差は郵政研究所が算出。

図 1.3 簡保新契約数と実質 GDP (1980-2001 年度)



備考：GDP は内閣府、簡保は郵政事業庁から入手。

### 1.1.2 地域マクロデータの状況と分析対象の選定

マクロデータは、大まかにいうと国、都道府県、大規模な都市、小規模な市、町村の順に公表データの種類の多さ、入手の容易さ、把握から公表までの期間が変わる傾向がある。また、国の地方機関や地方のシンクタンク等の中には独自のデータを公表していることがあるし、都道府県でも自県のDI（景気動向指数）などのように国からは公表されない独自のデータを公表していたり、国と同じ項目のデータが早期に公表されることがある。一方、郵政局等での利用や全国での横並び比較を念頭に置けば、事業データとの地域単位の整合性が保たれていることや対象地域すべてのデータが入手可能であることが望ましい。

ここで、各機関の公表データの特徴・問題を整理すると、概ね次のことがいえる。

#### 1) 国の地方機関が公表するデータ

本省・本庁からは公表されない地域特有の状況を反映したデータの公表がある場合があるが、省庁ごとの地方割りが異なるため、各機関の地域割りに従った集約データでは事業データとの横並び比較ができないという問題がある。

#### 2) 地方のシンクタンクが独自に公表するデータ

各地域の特性を反映したデータとなっていることが想定されるが、独自のデータ系列については他の地域で同様のものを確保することが困難であり、横並び比較ができないという問題がある。また、会員等一定範囲の関係者に有料で配付しているものについては、データへのアクセス、費用等の問題が存在する場合がある。

#### 3) 都道府県の公表するデータ

地域独自の系列もあるが、他の都道府県と比べて多くの一致または類似の系列が公表されている。調査・集計・加工に関する手法が確立されており、公表の際の付加情報も比較的整備されていてデータの信頼性が高く、比較的使いやすいデータとなっていることが多い。都道府県によりデータの公開時期、調査から発表までの期間が異なるという問題があ

るが、例えば愛知県の雇用保険受給者実人員のように、全国と比べて数か月先行して確定値が公表されるようなものもあり、対象となる都道府県のデータの公表状況によっては、全国よりも相当程度早期の分析が可能となる場合がある。なお、自県の集約データは充実している一方で、地域単位が小さいものは公表系列が極端に少ない。例えば、平成13年秋の段階で、東海管内の各県のインターネットサイトに公表されたデータを確認したところ、市町村単位の経済関係の月次データは人口関係系列のみが確認可能であった。

#### 4) 市町村等の公表するデータ

地域単位が細かいことから、より詳細な地域の状況を把握することが可能であると想定されるが、実際に公表される系列は相対的に少なく、横並びでの比較を試みるために全市町村からインターネットサイトでデータを入手しようとする、規模の小さい市町村からの入手ができないことが多いという問題がある。

地方や都道府県における経済変動は、当所をはじめとする各種機関の分析にあるように一様ではない<sup>2</sup>。また、郵政局等の段階で地域マクロデータを利用することを考えれば、その担当地域内を複数に分割できる地域単位とするデータであることが望ましい。

以上を総合的に勘案して、この調査研究の対象とする地域マクロデータの地域単位は都道府県とし、都道府県独自のDIの策定に採用された経済データ等、地域の特性をより強く反映する系列については個別の都道府県の公表データを利用することとした。

---

<sup>2</sup> 郵政研究所(2003)『日本経済地域見通しに関する調査研究報告書』等を参照。



## 第2章 時系列でみた事業データと社会経済データの関係

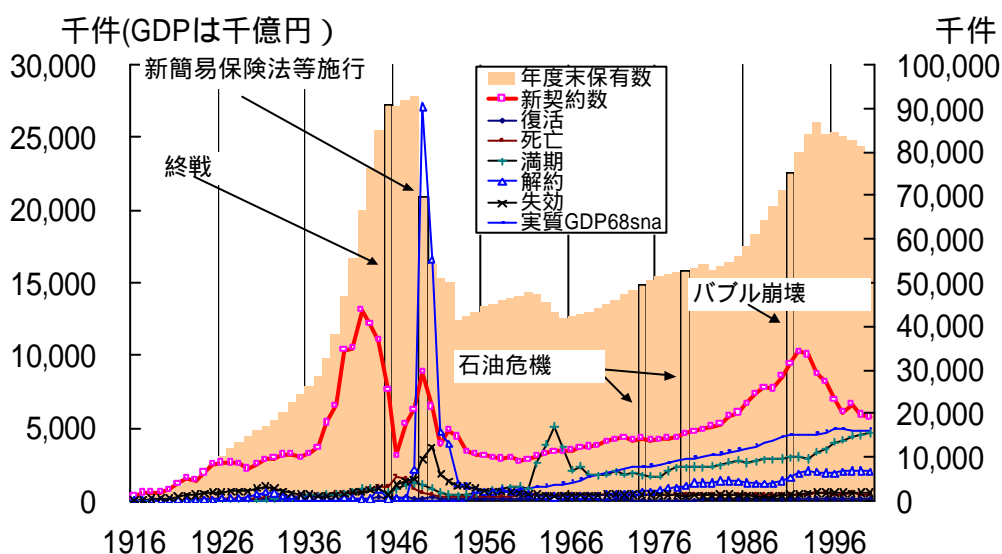
この章では、簡保の新契約数系列について時系列で（時間の経過に沿って）みた場合の変化について確認する。

### 2.1 超長期的にみた簡保新契約数等の推移

分析対象とした簡保について、その制度が創設された16年度（大正5年度）以降の契約数や原因別契約異動数の推移をみると、図2.1のとおりとなっている。新契約・保有契約数とも戦中から戦後に大きく変動した後<sup>3</sup>、49年6月の新制度実施に伴って安定的な推移となり、第二次石油危機後から上昇幅が拡大した後、バブル崩壊から数年を経て減少傾向となっている。

新制度後の推移を具体的にみると、棒グラフで表された年度末保有契約数では、新制度実施に伴う契約の満期と推測される65年度前後に一度底を打ち、その後はバブル期に新契約の伸びとともに保有契約も増加し、満期の影響もあって新契約のピークの翌々年度である94年にピークを迎え、以後は減少傾向を示している。新契約数では、80年代に入って上昇が強まり、バブル崩壊後、92年度にピークとなって以後若干の上下があるものの減少傾向が続いている。

図2.1 簡易保険契約数等の推移



備考：簡保は郵政事業庁、実質 GDP は内閣府より入手。郵政研究所が作図。

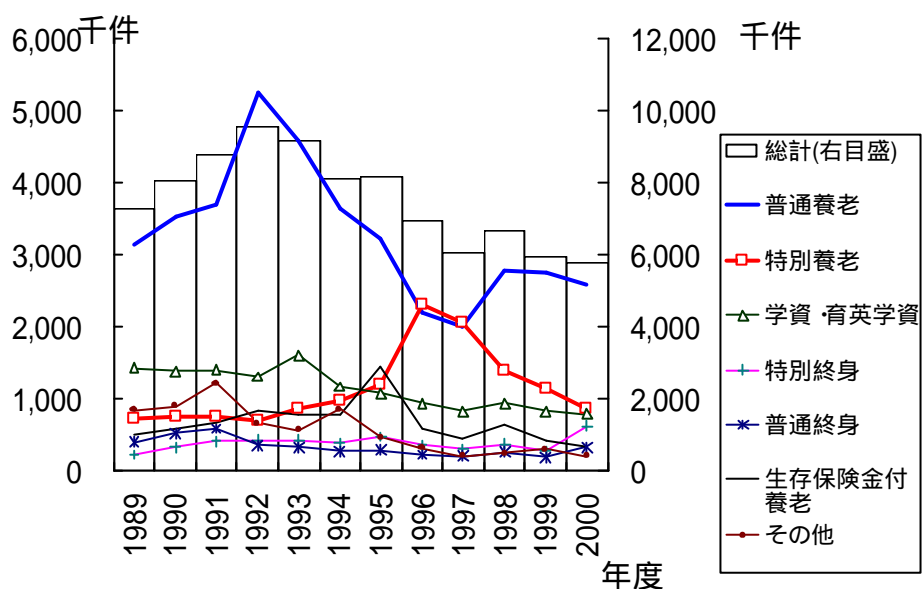
<sup>3</sup> 簡易保険事業 80 周年記念事業史編さん委員会(1996)によれば、戦時下の生命保険は国の貯蓄政策、社会政策の両面から重視され、それに伴って簡保・郵便年金事業の性格を変えざるを得なかったこと、また、終戦直後の急激なインフレに伴う実質価値の極端な低落により、戦時中の契約が保険的効用を失ったこと、それらの契約を 49 年に整理したこと、などが述べられている。

## 2.2 過去 10 年における簡保新契約数の推移

ここで、最近における簡保新契約数の推移について、保険種類別に分解してその動きを確認しておく。具体的には 89 年から 00 年までの間、多数ある保険種類のうち、契約数の割合が高いものを個別に切り出し、その他をまとめることにより、養老、特別養老、学資・育英学資、特別終身、普通終身、およびその他の 6 系列としてみることにする。

結果は図 2.2 のとおりとなっており、貯蓄性と保障性の両面の特徴が顕著な特別養老等を除いて、全体のピークであった 92 年前後に多くの種類がピークを迎えている。特別養老は 96 年頃に急上昇を示しているが、この時期は全国的に保障性の高い特別養老等の販売に注力した時期であり、提供者側の要因が大きく働いた可能性が推測される<sup>4</sup>。

図 2.2 種類別簡保新契約数の推移



備考 1：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

備考 2：凡例に表示された種類の内容は次のとおり。

- A 普通養老 = 普通養老
- B 特別養老 = 特別養老
- C 学資・育英学資 = 学資 + 育英年金付学資
- D 特別終身 = 特別終身
- E 普通終身 = 普通終身
- F その他 = 総計 - (A + B + C + D + E)

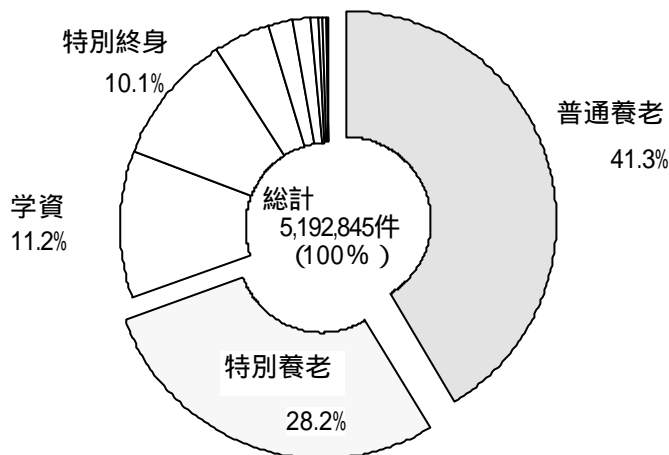
## 2.3 新契約数と年齢階級の関係

前節に掲げた種類別新契約数がこのような推移となった原因を探るため、まずは 01 年度における種類別の新契約数を年齢 5 歳階級別にみしてみる。その結果は図 2.3 および図 2.4

<sup>4</sup> 1997 年 5 月 26 日郵政省報道発表「平成 8 年度簡易保険新契約状況について」には、「保険種類別には、生存保険金付養老保険等貯蓄性の高い保険が減少している反面、保障性の高い特別養老保険が大幅増」となった旨が述べられている。

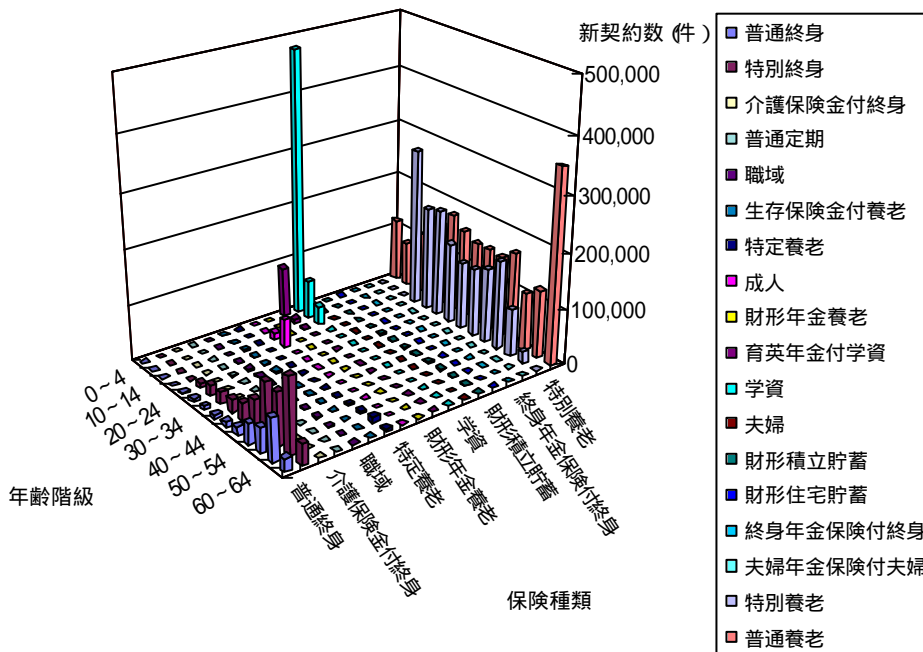
のとおりであり、種類ごとの新契約数の件数規模が大きく異なっていること、および保険種類によって加入している年齢層が大きく異なっていることが明らかである。

図 2.3 簡保の新契約数全体に占める種類別の構成割合（01 年度）



備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別統計」より郵政研究所作成。

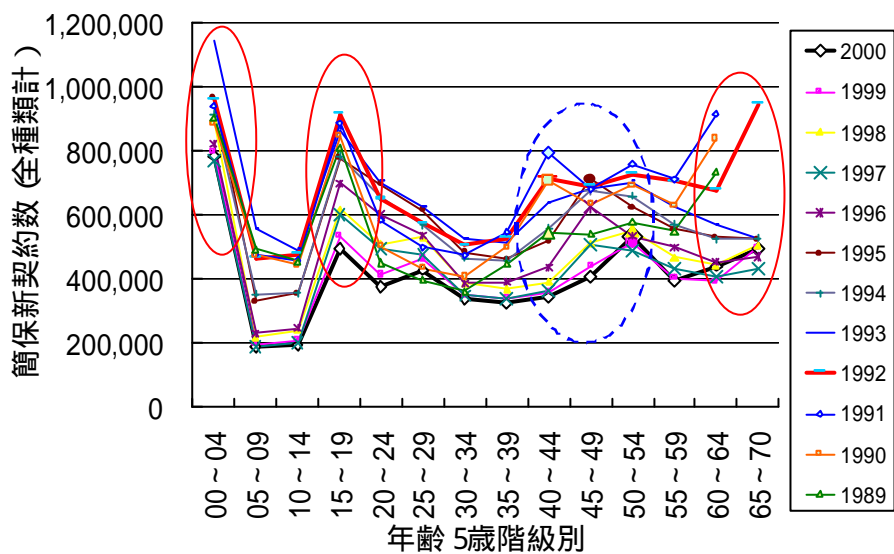
図 2.4 簡保新契約における年齢 5 歳階級別種類別件数（01 年度）



備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

家計における金融資産選択の視点から貯蓄目的を分析した先行研究をみると、例えばホリオカ・渡辺（1998）や郵政研究所（2001）では、世帯主の年齢階級が 50 歳代の世帯で他の年齢階級のそれに比べて病気等に備える目的の割合が高くなることが述べられている。一方、簡保の被保険者の年齢階級に着目してみると、図 2.5 のように 0 歳から 4 歳までが対象期間のすべての年度で最大となっており、15 歳から 19 歳まで、および加入年齢の上限付近でも多くの年度において高い値となっている。また、各年度間で相当の幅を持ってはいるものの、その関係はほぼ類似の傾向を示していることもわかる。これらについては、前者が貯蓄全体を対象として世帯単位でみていること、後者は簡保という特定の保険の被保険者個人を対象としていること等から違いがあつて当然であるが、後者については、各対象年齢の者やその保険料を支払う者に対する営業、例えば誕生を契機とした学資保険、就職や進学を契機とした成人保険、加入年齢上限を契機とした養老保険等を販売するといった営業の実態が反映されていることが考えられる。なお、40 から 50 歳代で他と異なる急激な変動が認められるが、これは団塊の世代の参入・退出効果の可能性が考えられる。

図 2.5 年齢階級別にみた簡保新契約数の推移



備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

表 2.1 対象期間における団塊および同ジュニア世代の年齢階級の推移

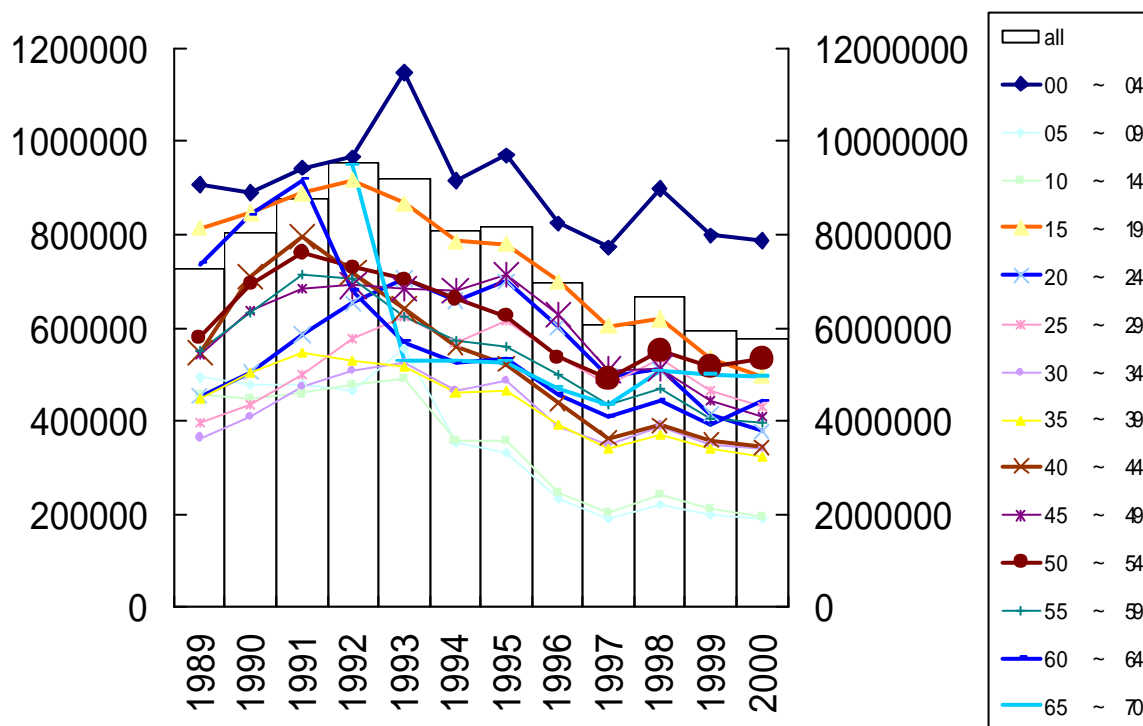
|         | 1989    | 1990    | 1991    | 1992  | 1993    | 1994    | 1995    | 1996    | 1997  | 1998    | 1999    | 2000    |
|---------|---------|---------|---------|-------|---------|---------|---------|---------|-------|---------|---------|---------|
|         |         |         |         |       |         |         |         |         |       |         |         |         |
| 15 - 19 | 15 - 18 | 16 - 19 | 17 - 19 | 18・19 | 19      |         |         |         |       |         |         |         |
| 20 - 24 |         |         | 20      | 20・21 | 20 - 22 | 20 - 23 | 21 - 24 | 22 - 24 | 23・24 | 24      |         |         |
| 25 - 29 |         |         |         |       |         |         |         | 25      | 25・26 | 25 - 27 | 25 - 28 | 26 - 29 |
|         |         |         |         |       |         |         |         |         |       |         |         |         |
| 40 - 44 | 40 - 42 | 41 - 43 | 42 - 44 | 43・44 | 44      |         |         |         |       |         |         |         |
| 45 - 49 |         |         |         | 45    | 45・46   | 45 - 47 | 46 - 48 | 47 - 49 | 48・49 | 49      |         |         |
| 50 - 54 |         |         |         |       |         |         |         |         | 50    | 50・51   | 50 - 52 | 51 - 53 |

次に、同じデータを年齢階級に着目してその変動の推移をみると、図 2.6 および図 2.7 のとおりであり、0 歳から 4 歳までが第 1 位であることは前述のとおりであるが、当初は第 2 位であった 15 歳から 19 歳の階級が 92 年度のピークから大きく減少し、00 年度には以前の 3 位以下のグループに近接し、50 歳から 54 歳の階級と順位が入れ替わっていることが分かる。また、20 歳から 24 歳、65 歳から 69 歳の階級でも特異な変化が認められる。

また、00 年の近傍で他の年齢階級が減少する中、50 歳から 54 歳階級と 25 歳から 29 歳階級が微増または横這いとなっているが、これは先に述べたように団塊の世代およびそのジュニア世代の参入や退出の効果の影響が出ている可能性が考えられる。

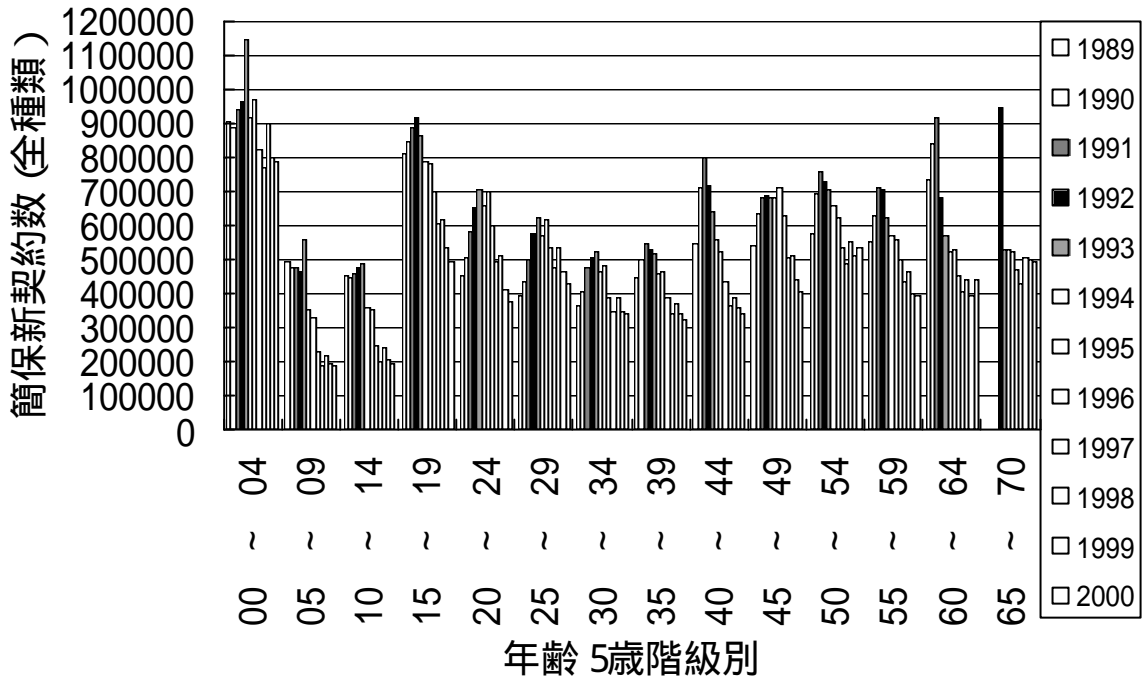
なお、特に図 2.7 から、92 年度の 65 歳から 70 歳階級および 93 年度の 0 歳から 4 歳階級が他の年度と比較して著しく高い値を示しているが、定性的な原因の推測が困難なので、次節で保険種類別の分析を行うこととする。

図 2.6 年齢階級別簡保新契約数の推移



備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

図 2.7 年齢階級別新契約数の推移（全種類）

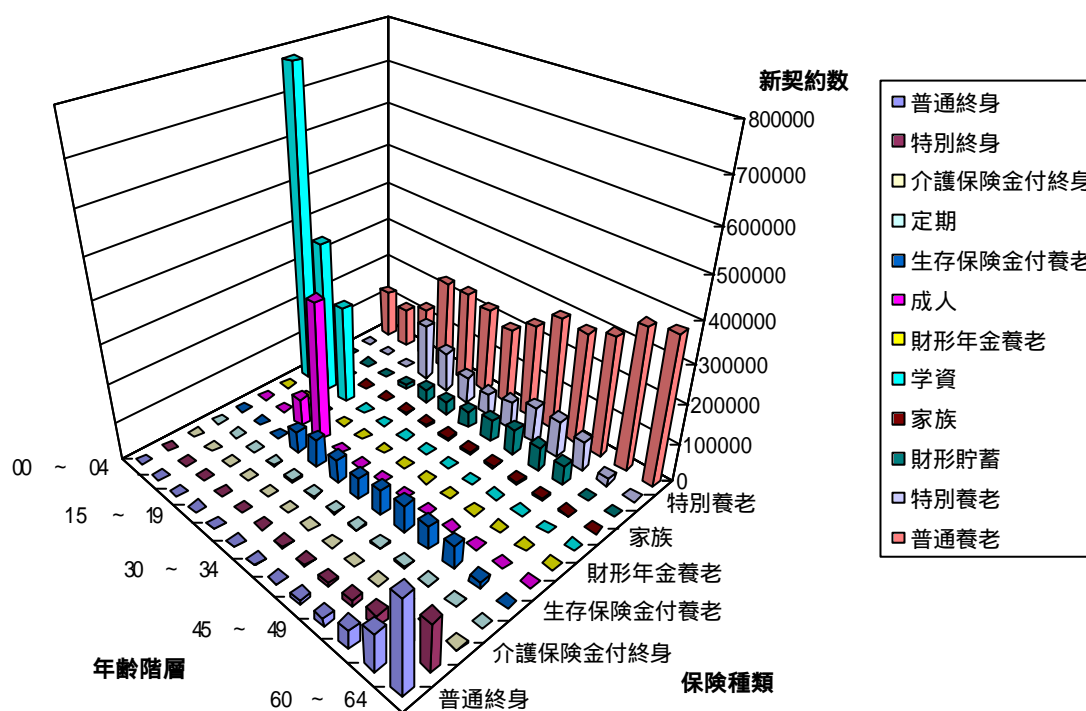


備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

## 2.4 簡保の保険種類別新契約数と年齢階級の関係

年度別に保険種類別の年齢階級別新契約数をみるため、まず、分析対象期間の最近年である 01 年度と初年度である 89 年度についてみると、前者は図 2.4 のとおりであり、後者は図 2.8 のとおりとなっている。両年度とも、最大の契約数であった 0 歳から 4 歳までの階級は学資保険の影響が大きいことが明らかである。また、加入上限年齢付近の階級については普通養老が大きく影響しており、普通終身および特別終身も影響していることが分かる。さらに、15 歳から 19 歳までの階級については、特別養老および成人保険の影響が大きいほか、普通養老が影響していることが分かる。両年度間では保険種類が若干異なっているが、主な種類の年齢階級別契約数の傾向はほぼ類似していることが分かる。

図 2.8 簡保新契約における年齢 5 歳階級別種類別件数（89 年度）



備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

次に、図 2.2 で明らかになった種類別での年度間の変動や図 2.7 で明らかになった個別年度での年齢階級ごとの特異な変動の原因を探るため、主な保険種類別に年度ごとの年齢階級別の新契約数をみる。

具体的な保険種類としては、00 年度における種類の計の値が同年度の全種類計の 5 % 以上であるか、または、各種類内に全種類計の 1 % (約 6 万件) 以上の年齢階級を含むものを対象としてとりあげることとした。この基準に合致した対象種類の合計値を 00 年度で見ると、同年度の全種類計の 99.5% となっている。

#### 1) 普通養老 (00 年度新契約数全体に占める割合 (以下この節において同じ) 45.1%)

普通養老についてみると図 2.9 のとおりであり、92 年に加入年齢の上限が 65 歳から 70 歳に上げられた効果によりその年度のみ 66 歳から 70 歳までの者の加入数が大幅に増えたことが窺える。これにより、図 2.7 で明らかとなった特異な変動のうち 92 年度の 65 歳から 70 歳階級の変動が普通養老のこの動きに大きく影響されていたことが明らかとなった。全体のピークが 92 年度に現れた原因の一つがこの加入年齢上限の引き上げによっていた可能性がある。仮にこの年齢層の加入実績が翌年度と同一だった場合には、図 2.10 のように全体のピークが翌年度にずれ込むこととなる。また、総数のピークとなった 92 年に多くの年齢階級でもピークを迎え、特に 15 歳以上の階級については 94 年度以降に相当程度の減少を示している。これに対して、65 歳から 70 歳の階級については、92 年度を除くと大きな変化を示していないことも明らかとなった。

#### 2) 特別養老 (同 15.1%)

特別養老については、図 2.11 のとおりであり、各年度において 15 歳から 64 歳までの間で新契約がある。それらのどの年齢階級においても 96 年度および 97 年度が高い値を示している。図 2.2 の種類別総数でみた特別養老の大きな伸びはすべての年齢階級において同様の傾向を示しており、重点的な営業の推進等、種類全体を対象とした要因が働いたことが窺われる。

#### 3) 生存保険金付養老 (同 5.8%)

生存保険金付養老については、図 2.12 のとおりであり、95 年度から若年層の加入が認められる。各年齢階級をみても、95 年度の値は前後の年度と比較して 1.5 倍から 2 倍程度の値となっており、それを境に近年は相当程度の減少傾向を示している。

#### 4) 学資および育英年金付学資 (同 13.7%)

学資および育英年金付学資については、図 2.13 のとおりであり、0 歳から 4 歳までの階級の加入が最も多く、5 歳から 9 歳、10 歳から 14 歳と順に少ない値となっている。また、この 3 階級とも近年に近づくほど少なくなっているが、その中では 0 歳から 4 歳階級での



減少が緩やかなものとなっている。なお、期間を通した年度別でみると、93年度の0歳から4歳の契約数が飛び抜けて高い値となっている。これは、同年度（94年1月）に創設された育英年金付学資の影響と認められる。育英年金付学資の販売初年度であった同年度においては、その後の年度の状況と異なり、一般の学資の新契約数の減少がほとんど認められず、育英年金付学資の契約分がほぼ新規の増分となった。このことから、前節で原因の特定を保留した93年度の0歳から4歳までの高い契約数はこれが原因であったことが明らかとなった。次年度以降、この階級の契約は学資と育英年金付学資の合計がそれまでの学資の水準に回帰したようにみえる。

#### 5) 特別終身（同 10.8%）

特別終身については図 2.16 のとおりであり、45歳から49歳の階級以降60歳から64歳の階級まで順次増加する傾向にある。最も契約数の多い60歳から64歳の階級を時系列でみると91年度が最大となっており、近年まで徐々に減少傾向にあったが00年度に再度増加している。

#### 6) 普通終身（同 5.8%）

普通終身については図 2.17 のとおりであり、50歳から54歳の階級以降60歳から64歳の階級まで順次増加する傾向にある。最も契約数の多い60歳から64歳の階級を時系列でみると91年度まで増加し、翌年度半減した後、近年まで徐々に減少傾向にあったが00年度に増加している。

#### 7) 成人（1.8%）

普通終身については図 2.18 のとおりであり、10歳から14歳の階級および15歳から19歳の階級で構成されているが、後者がこの種類の新契約数のほとんどを占めている。その推移をみると、92年度から減少し始め、95年度までにほぼ半減した後、96年度までに3分の1程度まで減少し、その後は微減傾向にある。

#### 8) 職域（0.7%）

職域については、図 2.19 のとおりである。この種類は92年10月に創設されたが、93年度から15歳以上の階級において実績の報告がある。図で明らかのように、94年度が特異値で他の年度の倍程度となっている。

#### 9) 特定養老（0.7%）

特定養老については、図 2.20 のとおりである。00年4月に創設されたものであり、実績は当該年度分しか示していない。種類内では60歳から65歳階級の割合が高く、高年齢層に偏っていることが分かる。

図 2.9 普通養老の年齢階級別新契約数の推移

備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

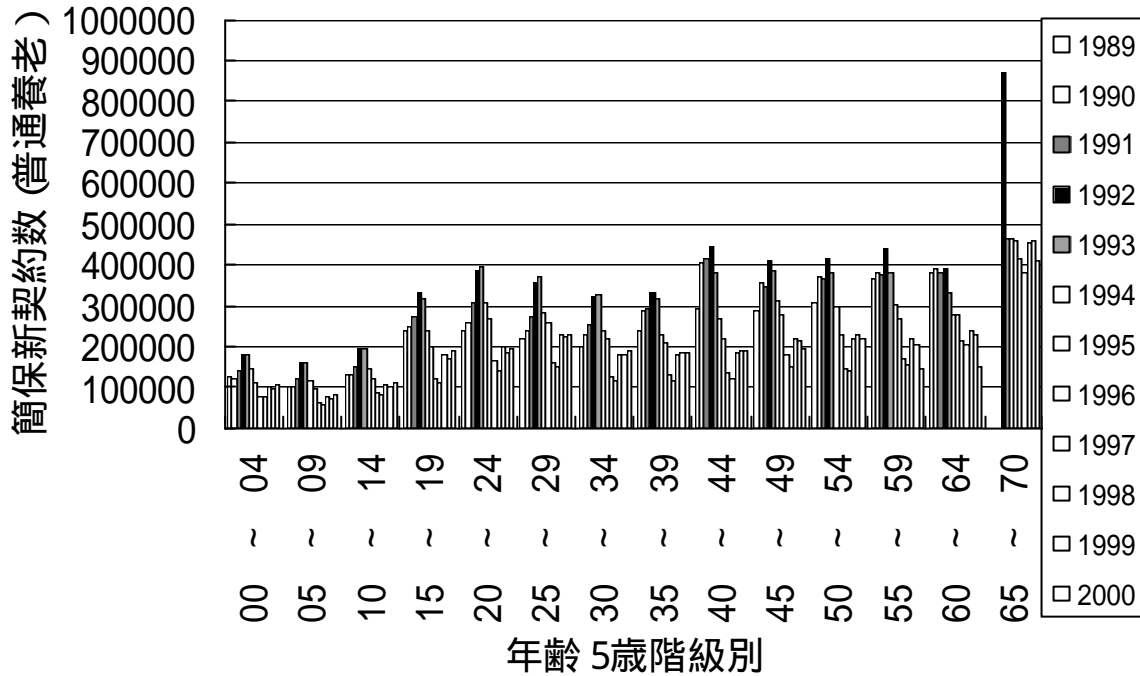


図 2.10 加入上限拡大効果を是正した場合の総数の推移（ピークは 93 年度に移行。）

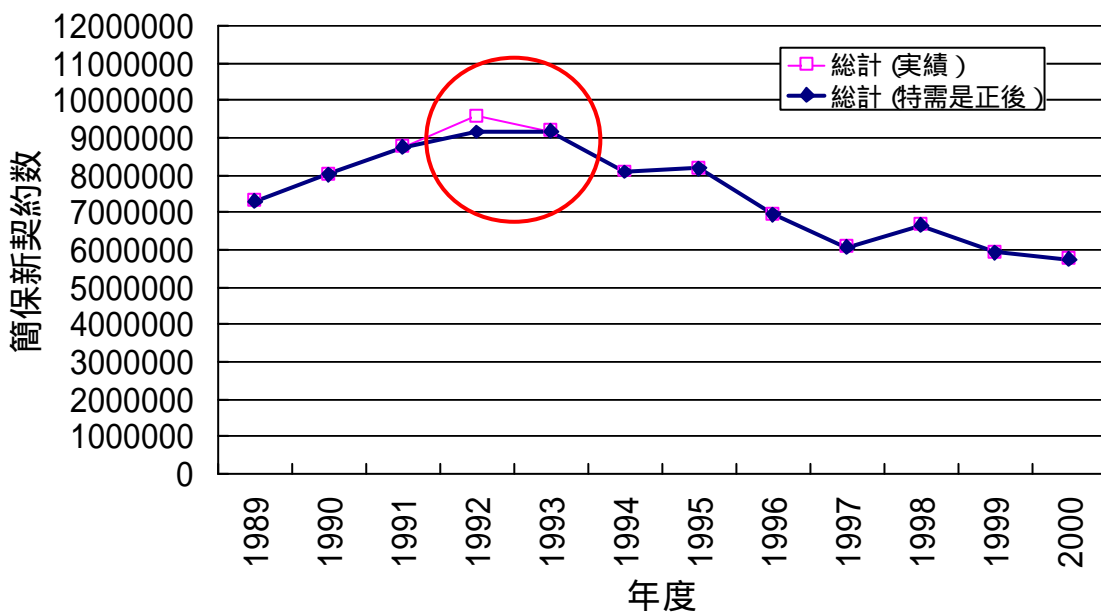
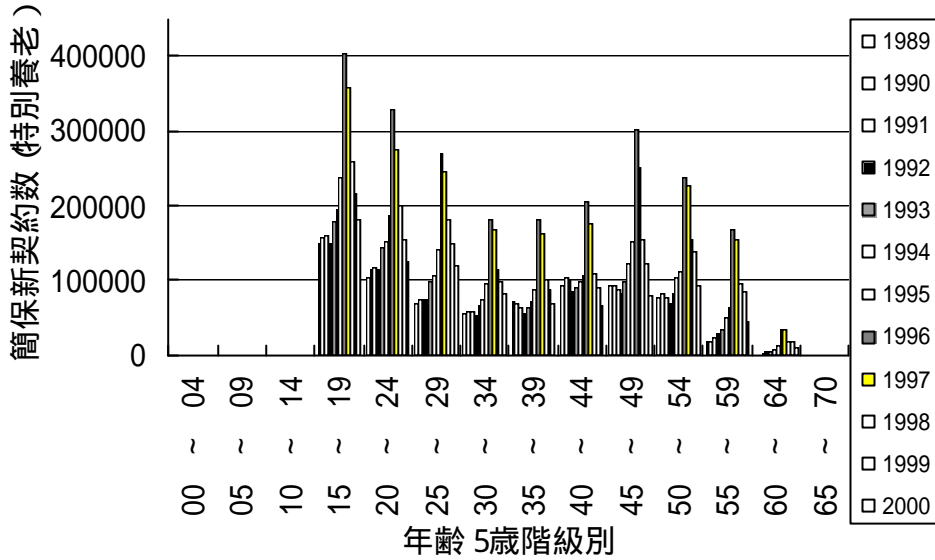
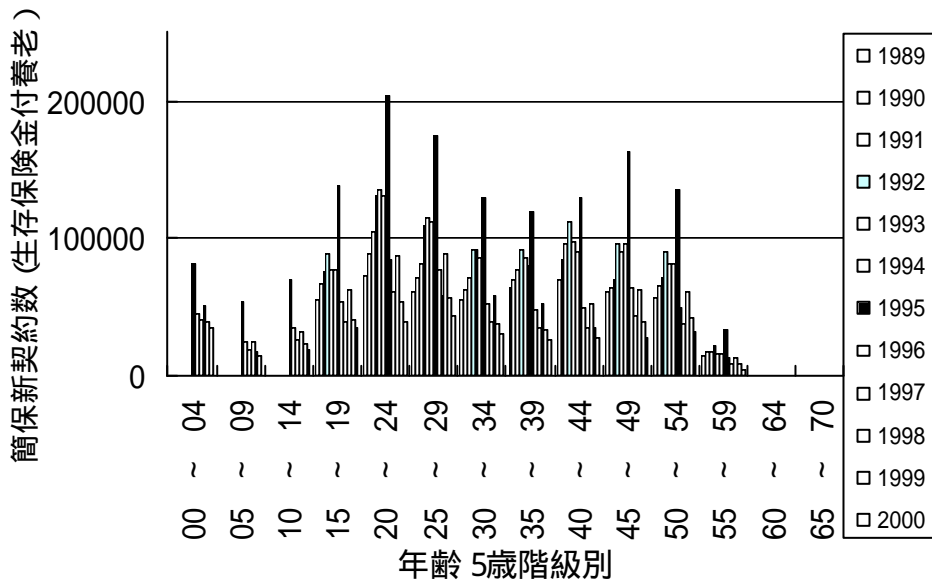


図 2.11 特別養老の年齢階級別新契約数の推移



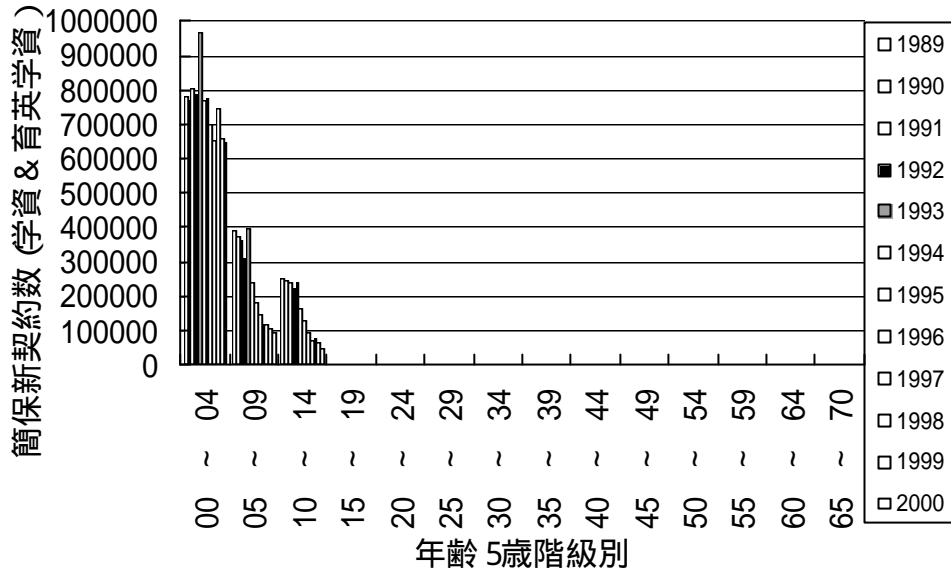
備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

図 2.12 生存保険金付養老の年齢階級別新契約数の推移



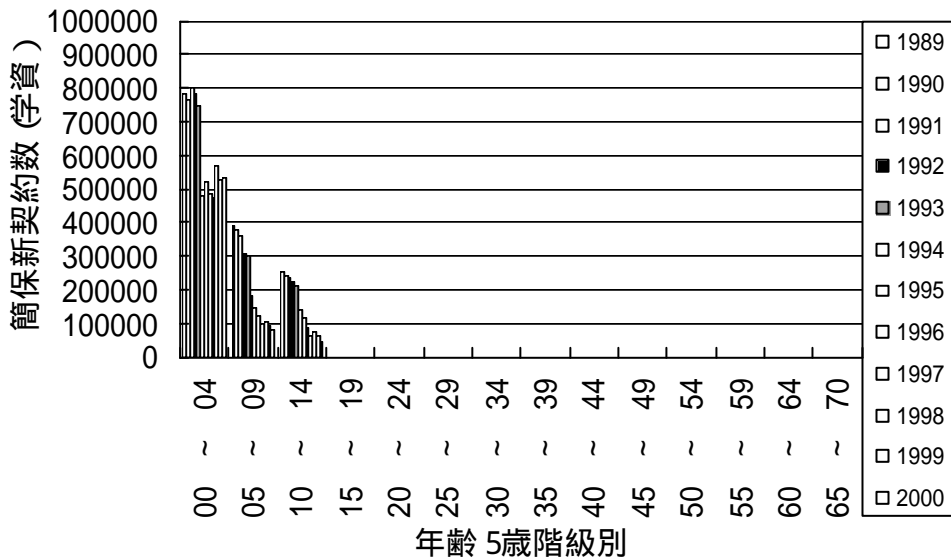
備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

図 2.13 学資および育英年金付学資の年齢階級別新契約数の推移



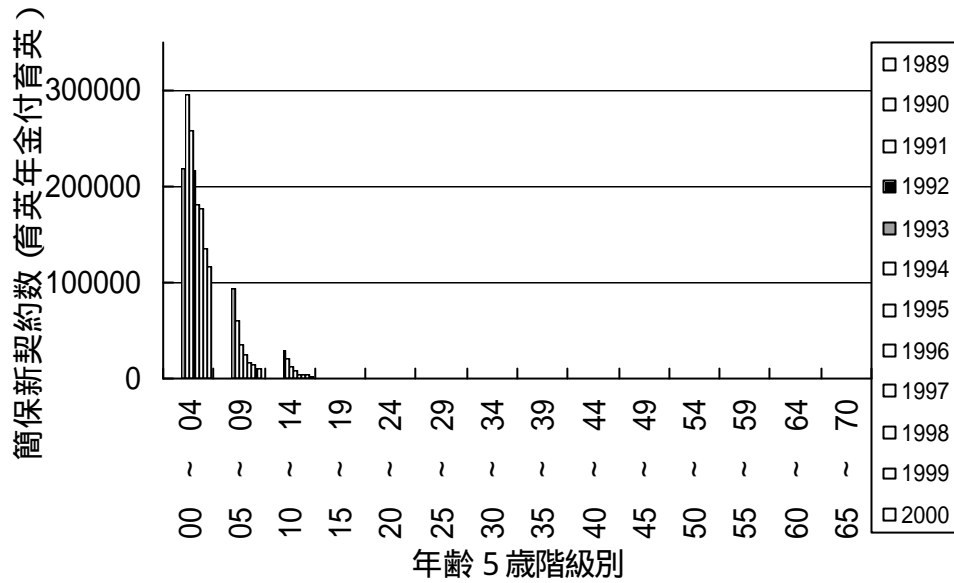
備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

図 2.14 学資の年齢階級別新契約数の推移



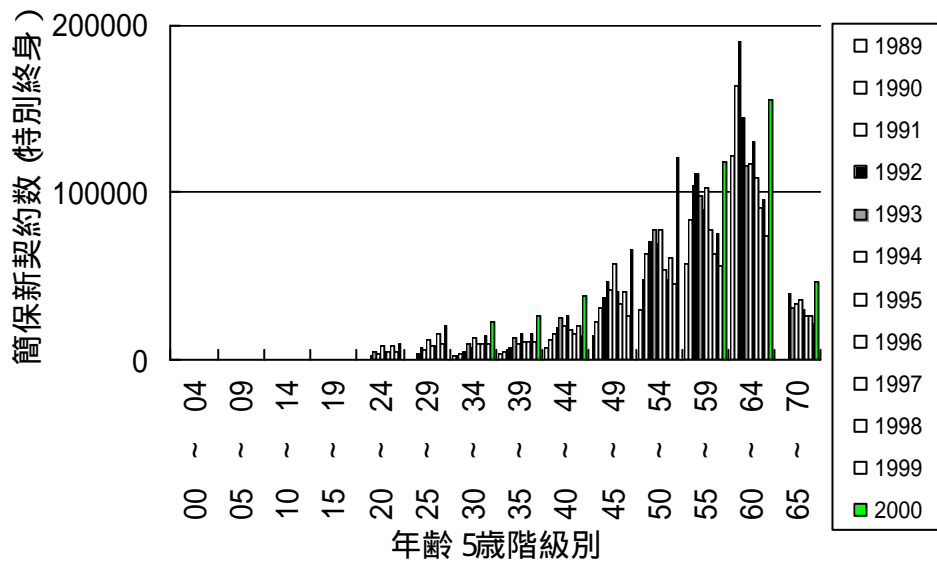
備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

図 2.15 育英年金付学資の年齢階級別新契約数の推移



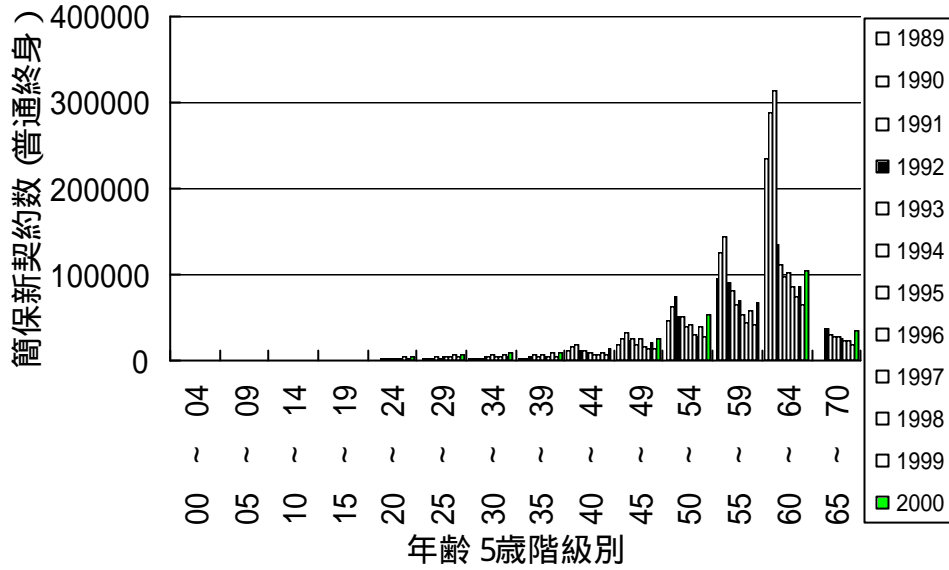
備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

図 2.16 特別終身の年齢階級別新契約数の推移



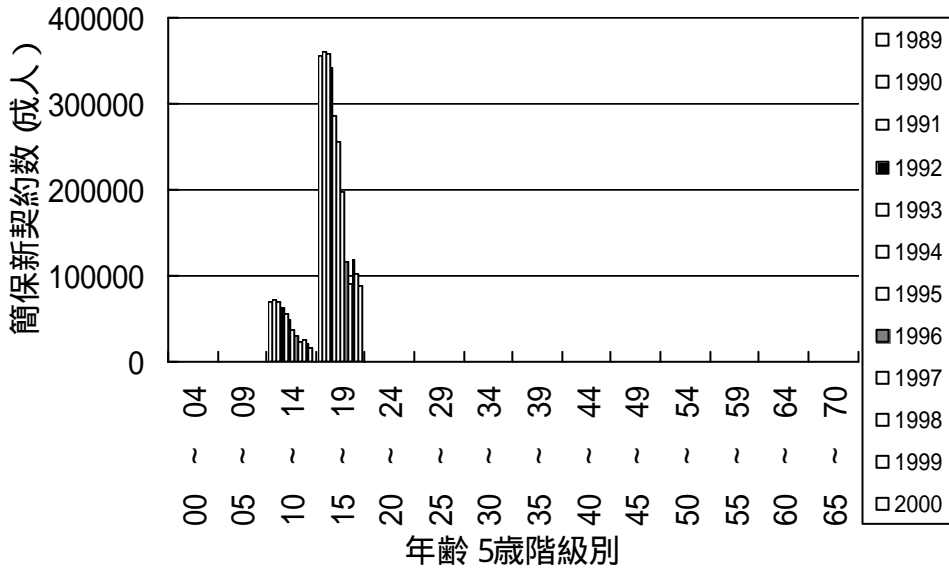
備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

図 2.17 普通終身の年齢階級別新契約数の推移



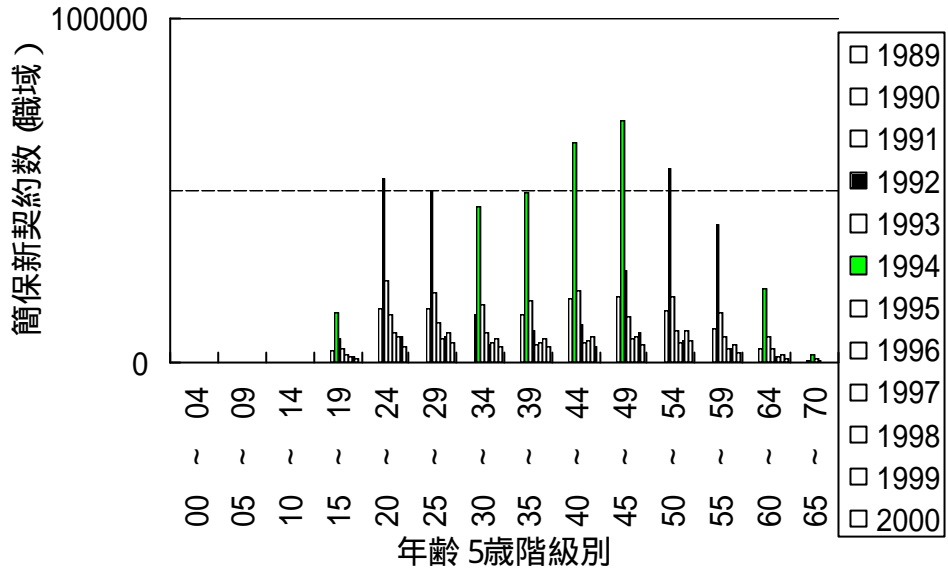
備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

図 2.18 成人の年齢階級別新契約数の推移



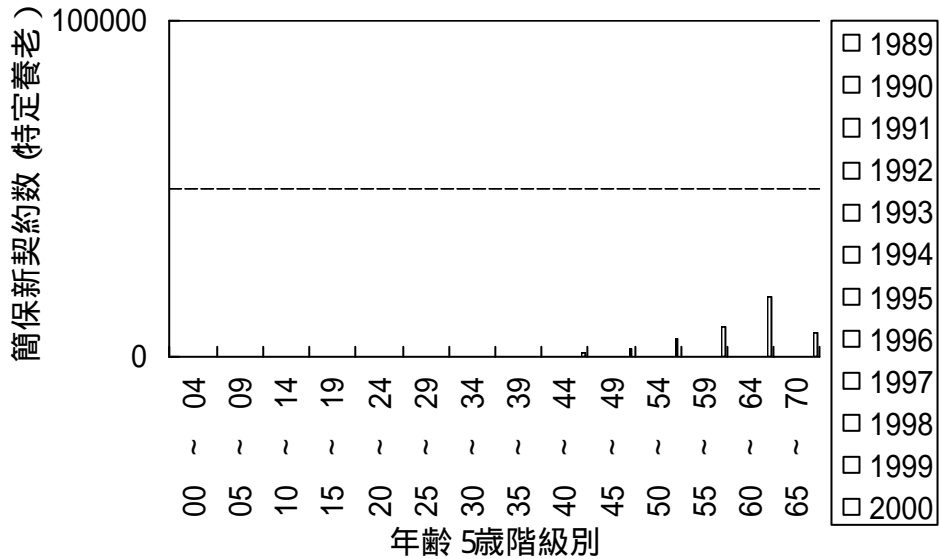
備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

図 2.19 職域の年齢階級別新契約数の推移



備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

図 2.20 特定養老の年齢階級別新契約数の推移



備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

## 2.5 都道府県別年次データでみた保険種別新契約数の推移

全国値の種別別の推移をみると、前節の図 2.2 で明らかなように、年度により種別間での出入が窺われる動きがあった。以下では 96 年度前後で新契約数がシフトした可能性が推測される普通養老と特別養老について、その動きが全国的なものであったのか確認するため、都道府県の件数を時系列でみてみる。

### 2.5.1 普通養老の都道府県別推移

普通養老（保険種別データ集約の都合から、「生存保険金付養老保険」を含む。）の新契約数を時系列でみると、図 2.21 から図 2.23 のとおりとなっており、ほぼすべての都道府県で 92 年度をピークとし、96 年度に急激に減少して翌 97 年度に底を打ち、98 年度に一旦増加した後、減少傾向となっている。この種類については、東京のように 95 年度の上昇が明確なところと横這い程度で上昇が明確でないところがあるが、その部分を除けば、概ねどの県も類似の推移を示している。したがって、図 2.2 でみた普通養老の推移は、都道府県単位でみても各々ほぼ同様の傾向であったことが確認できた。

### 2.5.2 特別養老の都道府県別推移

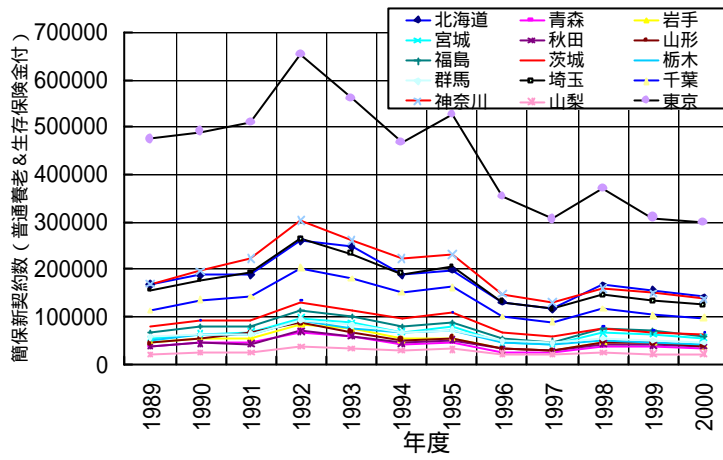
特別養老の新契約数を時系列で都道府県別にみると、図 2.24 から図 2.26 のとおり、東京都を除くほぼすべての道府県で 96 年度をピークとして、95 年度と 96 年度の間急激な増加および 97 年度と 98 年度の間急激な減少を示している。ピークとなる 96 年度の前後の増減の差異により県間の順位は若干入れ替わっているが、ほぼすべての道府県で類似の傾向を示している。東京都は他と同様に 95 年度と 96 年度の間で高い増加を示したが、他より 1 年遅れて 97 年度にピークを迎えている。若干の差異はあるものの、特別養老についても概観すると、この間の急激な変化が全国的な傾向であったことが確認できた。

このように特異な動きを示した特別養老の新契約数について、96 年度に着目してみる。まず、95 年度と 96 年度との全国値ではその差は約 112 万件となっており、96 年度は 95 年度のほぼ倍に増加している。次に、全国値に占める各都道府県別の割合をみると、第 1 位は東京都で 7.6%、続いて大阪府（6.2）、愛知県（5.6）、神奈川県（5.3）、埼玉県（4.7）、北海道（4.4）、福岡県（4.2）となっており、兵庫県、千葉県、広島県が 3% 台で続いている。

また、両年度間の増加分に着目し、その全国値に占める都道府県の割合（つまり、増分に対する各都道府県の寄与割合）をみると、第 1 位は東京都で 8.5%、続いて大阪府（6.8）、愛知県（6.4）、北海道（4.8）、福岡県（4.8）、兵庫県（4.7）となっており、神奈川県・埼玉県が 3% 台で続いている。これを上記の全体での都道府県の割合と比較してみると、東京都、愛知県および兵庫県が 1% ポイント程度高くなっており、神奈川県および埼玉県は 1% ポイント程度低くなっている。千葉県（2.9）および広島県（2.5）は 3% 未満となっている。



図 2.21 都道府県別にみた普通養老等の新契約数の推移（北海道～東京）



備考：郵政事業庁「保険新契約都道府県別保険種別統計」より郵政研究所作成。以下、図 2.26 まで同じ。

図 2.22 都道府県別にみた普通養老等の新契約数の推移（新潟～和歌山）

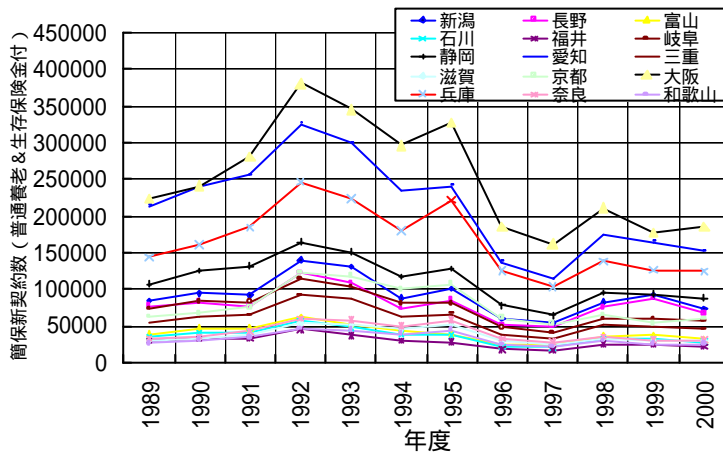


図 2.23 都道府県別にみた普通養老等の新契約数の推移（鳥取～沖縄）

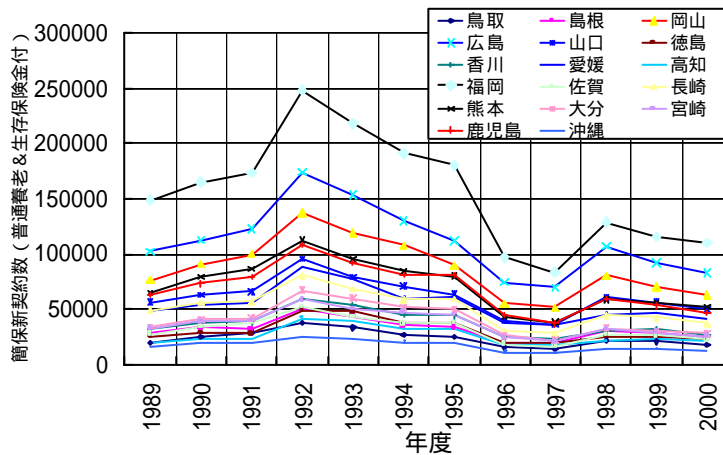


図 2.24 都道府県別にみた特別養老の新契約数の推移（北海道～東京）

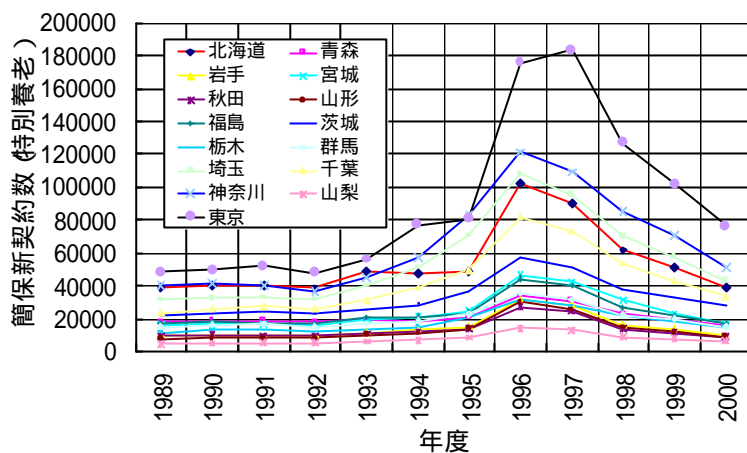


図 2.25 都道府県別にみた特別養老の新契約数の推移（新潟～和歌山）

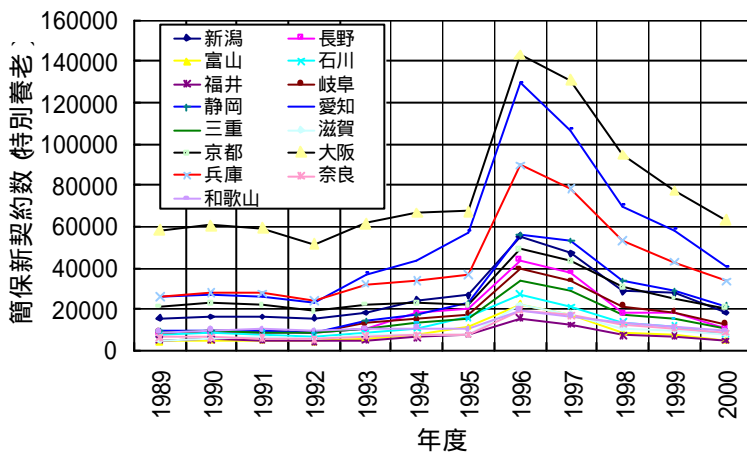
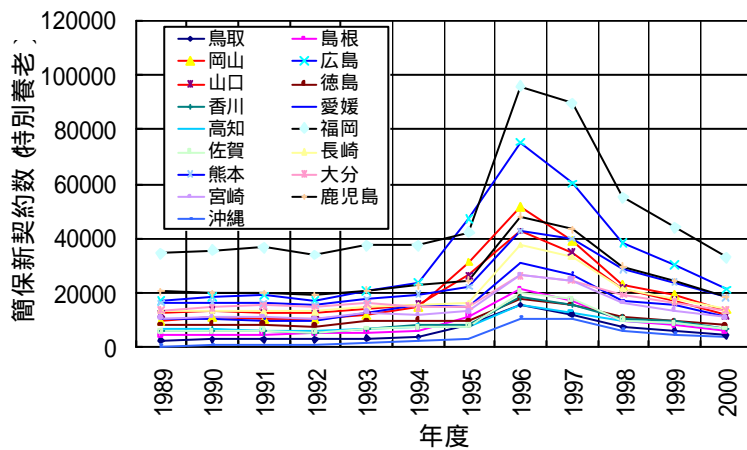


図 2.26 都道府県別にみた特別養老の新契約数の推移（鳥取～沖縄）



さらに、各都道府県の対前年変化率をみると、表 2.2 のとおり、95 年度から 96 年度では北海道、東京、東海、近畿および九州北部の都道府県で高い伸びを示している。反面、前年度に伸びが比較的大きかった関東、北陸、中国の各県は低い伸びに留まっている。

表 2.2 全国値に占める都道府県別特別養老新契約数の割合の対前年度変化率

|     | 90-89 | 91-90 | 92-91 | 93-92 | 94-93 | 95-94 | 96-95 | 97-96 | 98-97 | 99-98 | 00-99 |
|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 北海道 | -0.08 | -0.02 | 0.15  | 0.199 | -0.79 | -0.79 | 0.36  | -0.02 | 0.04  | 0.00  | 0.08  |
| 青森  | 0.01  | 0.01  | 0.10  | -0.28 | -0.35 | -0.19 | -0.25 | 0.04  | 0.16  | 0.01  | 0.07  |
| 岩手  | -0.03 | -0.04 | 0.14  | -0.06 | 0.04  | -0.11 | 0.11  | 0.02  | -0.20 | 0.02  | -0.08 |
| 宮城  | -0.06 | 0.01  | 0.06  | 0.03  | -0.09 | -0.07 | -0.07 | 0.04  | 0.19  | -0.25 | -0.10 |
| 秋田  | 0.06  | -0.09 | 0.07  | -0.02 | -0.05 | -0.06 | 0.02  | 0.01  | -0.19 | -0.01 | 0.03  |
| 山形  | -0.04 | 0.00  | 0.09  | 0.04  | -0.05 | 0.04  | 0.16  | -0.05 | -0.20 | -0.04 | 0.00  |
| 福島  | 0.04  | -0.08 | 0.10  | 0.07  | -0.29 | -0.16 | -0.04 | 0.05  | -0.06 | -0.04 | 0.10  |
| 茨城  | 0.08  | 0.14  | -0.05 | -0.19 | -0.09 | 0.14  | -0.58 | 0.03  | 0.25  | 0.12  | 0.37  |
| 栃木  | 0.12  | 0.06  | -0.01 | -0.15 | -0.05 | 0.18  | -0.35 | -0.04 | 0.20  | 0.04  | 0.15  |
| 群馬  | 0.05  | 0.07  | -0.06 | -0.17 | -0.07 | 0.03  | -0.40 | 0.01  | 0.08  | 0.12  | -0.02 |
| 埼玉  | -0.06 | 0.08  | 0.11  | 0.19  | 0.54  | 0.75  | -1.27 | -0.01 | 0.41  | -0.09 | -0.03 |
| 千葉  | 0.17  | 0.19  | 0.05  | -0.03 | 0.33  | 0.18  | -0.61 | 0.03  | 0.30  | -0.14 | 0.14  |
| 神奈川 | -0.13 | -0.14 | -0.11 | 0.10  | 0.62  | 1.13  | -1.74 | 0.07  | 0.83  | -0.05 | -0.18 |
| 山梨  | -0.01 | 0.09  | 0.03  | -0.05 | 0.01  | 0.01  | -0.11 | 0.03  | 0.01  | 0.03  | 0.08  |
| 東京  | -0.15 | 0.38  | -0.09 | -0.26 | 1.33  | -1.05 | 0.81  | 1.35  | 0.23  | -0.34 | -0.05 |
| 新潟  | 0.02  | -0.02 | 0.08  | -0.11 | 0.36  | -0.22 | 0.15  | -0.10 | -0.23 | 0.32  | -0.27 |
| 長野  | -0.03 | 0.01  | 0.02  | 0.03  | 0.68  | -0.14 | 0.17  | -0.07 | -0.54 | 0.30  | -0.36 |
| 富山  | 0.05  | -0.04 | -0.01 | 0.10  | 0.06  | 0.18  | 0.02  | -0.11 | -0.24 | 0.05  | -0.10 |
| 石川  | -0.02 | -0.11 | 0.02  | -0.04 | 0.14  | 0.25  | -0.15 | -0.14 | -0.06 | 0.04  | -0.10 |
| 福井  | -0.01 | -0.08 | 0.00  | -0.03 | 0.05  | 0.00  | 0.04  | -0.06 | -0.09 | 0.08  | -0.05 |
| 岐阜  | 0.01  | -0.03 | -0.01 | 0.32  | 0.00  | -0.03 | 0.23  | -0.06 | -0.10 | 0.06  | -0.14 |
| 静岡  | -0.02 | -0.06 | -0.01 | 0.42  | 0.09  | 0.17  | 0.51  | 0.16  | -0.15 | 0.04  | 0.00  |
| 愛知  | -0.03 | -0.10 | -0.16 | 1.00  | 0.12  | 0.39  | 0.78  | -0.38 | -0.16 | -0.01 | -0.43 |
| 三重  | 0.03  | -0.07 | -0.02 | 0.06  | 0.12  | -0.09 | 0.22  | -0.05 | -0.17 | 0.04  | -0.07 |
| 滋賀  | 0.10  | 0.07  | -0.02 | 0.07  | -0.10 | -0.12 | 0.29  | -0.09 | -0.06 | 0.06  | 0.06  |
| 京都  | 0.07  | -0.11 | -0.17 | -0.12 | -0.23 | -0.51 | 0.29  | -0.01 | 0.10  | -0.03 | 0.19  |
| 大阪  | -0.05 | -0.13 | -0.56 | -0.10 | -0.37 | -1.13 | 0.53  | 0.18  | 0.46  | -0.14 | 0.54  |
| 兵庫  | 0.12  | -0.07 | -0.26 | 0.39  | -0.34 | -0.33 | 0.80  | -0.06 | 0.03  | -0.14 | 0.13  |
| 奈良  | -0.01 | -0.03 | -0.06 | 0.06  | -0.07 | -0.11 | 0.22  | -0.02 | 0.06  | 0.05  | 0.04  |
| 和歌山 | 0.04  | 0.06  | -0.01 | -0.12 | -0.12 | -0.22 | -0.01 | -0.04 | 0.16  | 0.00  | 0.13  |
| 鳥取  | 0.02  | -0.01 | 0.02  | -0.01 | 0.02  | 0.29  | -0.01 | -0.08 | -0.05 | -0.01 | -0.04 |
| 島根  | 0.04  | 0.02  | 0.05  | -0.06 | 0.01  | 0.32  | -0.04 | -0.10 | -0.13 | 0.00  | -0.04 |
| 岡山  | 0.08  | -0.09 | 0.10  | -0.09 | 0.13  | 1.15  | -0.40 | -0.32 | -0.25 | -0.01 | -0.08 |
| 広島  | 0.08  | 0.06  | -0.06 | -0.05 | 0.06  | 1.51  | -0.69 | -0.34 | -0.15 | -0.16 | -0.17 |
| 山口  | 0.08  | -0.06 | 0.05  | -0.14 | -0.02 | 0.62  | -0.37 | -0.16 | -0.13 | -0.07 | -0.15 |
| 徳島  | 0.00  | 0.00  | -0.02 | 0.04  | -0.11 | -0.20 | -0.03 | -0.03 | 0.03  | 0.05  | 0.06  |
| 香川  | -0.03 | -0.05 | 0.01  | 0.02  | 0.02  | -0.13 | 0.11  | -0.02 | 0.00  | 0.04  | -0.03 |
| 愛媛  | 0.01  | -0.09 | 0.09  | 0.08  | 0.10  | -0.30 | 0.07  | -0.04 | -0.10 | 0.14  | -0.04 |
| 高知  | -0.03 | -0.05 | 0.02  | -0.04 | -0.02 | -0.15 | 0.04  | -0.05 | 0.05  | 0.08  | 0.01  |
| 福岡  | -0.07 | 0.14  | -0.04 | -0.42 | -0.57 | -0.25 | 0.61  | 0.22  | -0.39 | -0.16 | 0.00  |
| 佐賀  | -0.03 | 0.07  | -0.03 | 0.00  | -0.06 | -0.07 | 0.22  | -0.02 | -0.13 | 0.04  | 0.02  |
| 長崎  | -0.14 | -0.02 | 0.10  | -0.11 | -0.17 | -0.18 | 0.26  | -0.01 | -0.07 | -0.02 | 0.07  |
| 熊本  | -0.08 | -0.03 | 0.06  | -0.14 | -0.06 | -0.13 | -0.02 | 0.09  | 0.12  | 0.00  | 0.04  |
| 大分  | 0.04  | 0.11  | 0.09  | -0.23 | -0.38 | -0.23 | -0.13 | 0.06  | 0.19  | 0.05  | 0.15  |
| 宮崎  | -0.02 | 0.00  | 0.03  | 0.02  | -0.29 | -0.11 | 0.05  | 0.04  | -0.02 | 0.00  | 0.07  |
| 鹿児島 | -0.22 | 0.03  | 0.11  | -0.29 | -0.13 | -0.25 | 0.02  | 0.03  | 0.04  | -0.04 | 0.02  |
| 沖縄  | 0.02  | 0.03  | 0.02  | 0.06  | 0.07  | 0.02  | 0.19  | 0.03  | -0.04 | -0.03 | 0.00  |
| 全国  | 0     | 0     | 0     | 0     | 0     | 0     | 0     | 0     | 0     | 0     | 0     |

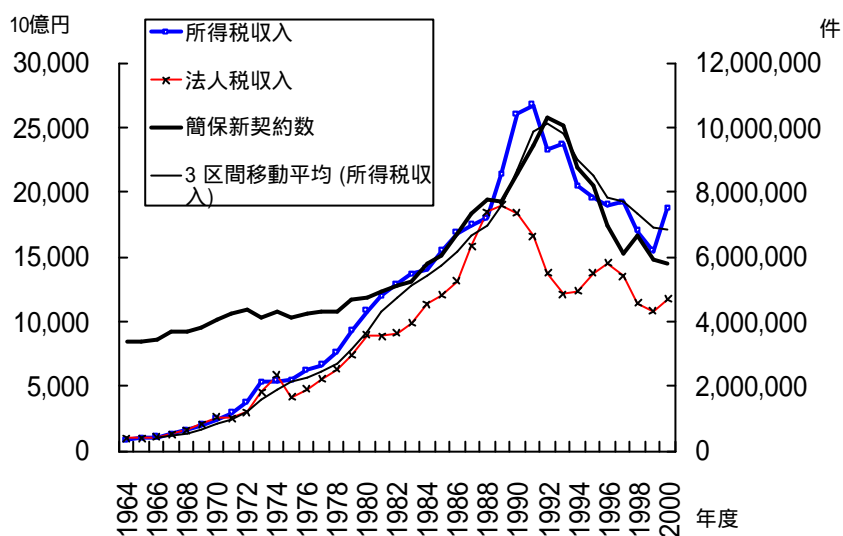
備考 1 :  は、増減幅が 0.2 ( 100/47 ) % を超えるもの  
 は、符号が前年度と同じで、増減幅が 0.2 % を超えるもの  
 は、増減幅が + 0.5 % を上回るもの  
 は、増減幅が - 0.5 % を下回るもの

## 2.6 全国値の推移と社会経済データとの関係

この節では、簡保新契約数の時系列での動きと社会経済系列の動きの関係をみてる。

まず、比較的長期間でデータの入手が容易なものとして、税収入額を取り上げる。これらをグラフに示すと図 2.27 のとおりとなっており、特に所得税収入は簡保新契約数と比べて若干先行しているものの、表示対象期間の 60 年代から 00 年度までを概観すると、ピークを含めて相当程度類似の推移を示していることが分かる。

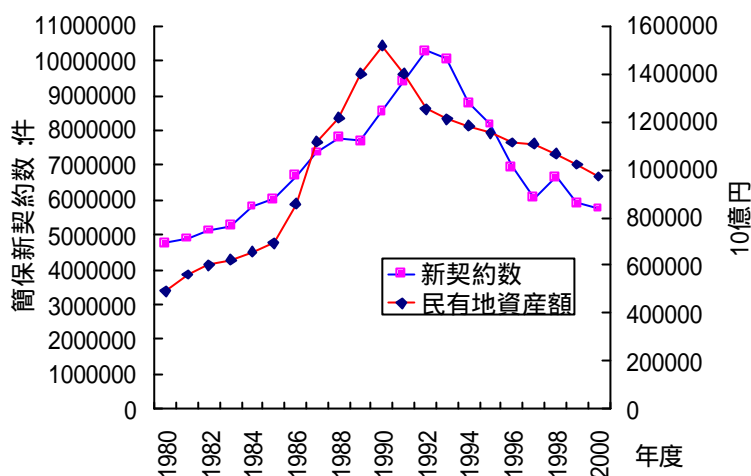
図 2.27 長期でみた簡易保険と税収入額の推移



備考：簡保は郵政事業庁、所得税および法人税は財務省主税局『租税及び印紙収入、収入額調』より入手。

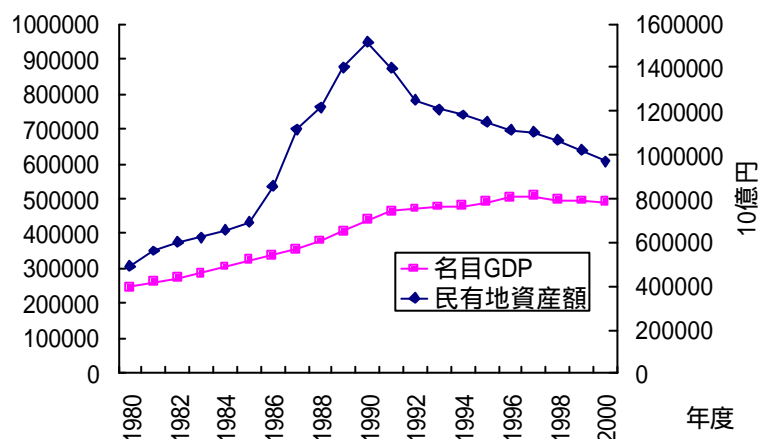
また、簡保の対象となる家計部門のデータから、簡保新契約数に類似の動きを示す系列をみると、ここ 20 年程度の期間では例えば図 2.28 のような個人企業を含む民有地（森林を含む）の資産額の推移などがある。これは、図 2.29 に示す GDP と比較すると、簡保新契約に対して 1 年ほど先行した形となっはいるものの、ほぼ類似の変動傾向を示している。

図 2.28 簡保新契約数と個人企業を含む家計の保有土地の資産額の推移



備考：簡保は郵政事業庁より入手。民有地資産額は「国民経済計算年報」の68SNA 値により郵政研究所が集計。

図 2.29 民有地資産額と GDP の推移

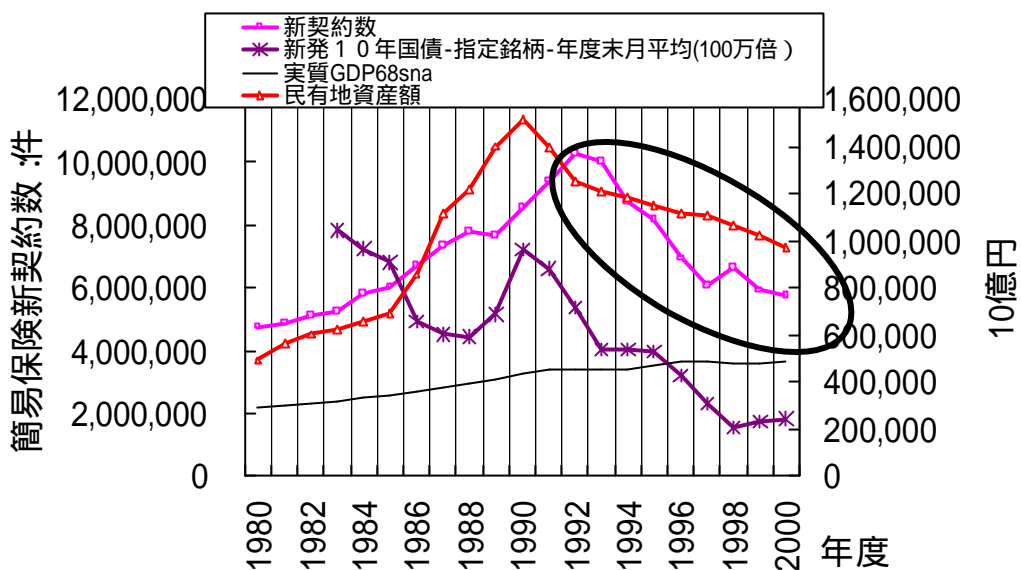


備考：GDPは内閣府より入手。民有地資産額は「国民経済計算年報」の68SNA 値により郵政研究所が集計。

このほか、80年代中ごろから上昇傾向を示し、90年代前半で急なピークを作った後、減少傾向に転じる系列をみると、例えば『経済白書平成10年版』や『日本経済の現況2000』には「土地資産額」、「中小企業における貸出態度判断状況(新規貸出約定平均金利(総合))」、「床面積当たり公示費予定額単価(鉄筋コンクリート)」などが散見される。

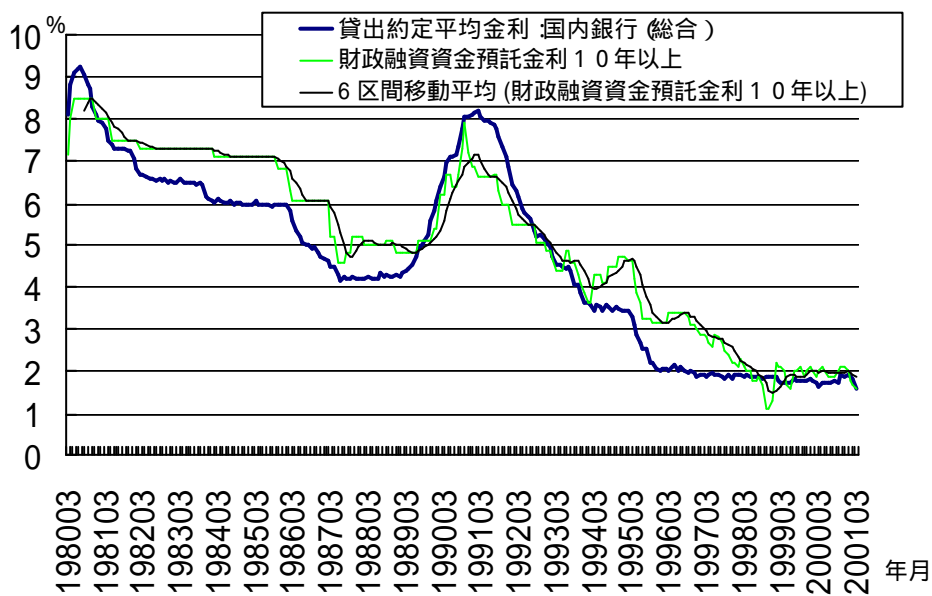
さらに、直近10年程度をみると、図2.30および2.31のとおり、自由化後の金利も類似の動きを示していることが分かる。

図 2.30 簡保新契約数と経済関係データの推移



備考：新発10年国債の金利は「金融経済統計月報」、実質GDP及び民有地資産額は「国民経済計算年報」の68SNA値により郵政研究所が集計。

図 2.31 最近20年間の金利の推移



備考：各金利は「金融経済統計月報」より入手。

これらのうち、基礎的な部分の条件として簡保の対象となる70歳までの人口（データの都合により70歳未満の者）を捉え、これに加えて上に挙げた各種系列のうちデータの入手が容易で、かつピーク前後の動きが類似している経済系列の関係を2変数間で回帰すると、表2.3のとおりであった。なお、いずれも88年から00年までの13年次のデータである。

5%水準で有意となっているものを確認すると、その関係性（回帰係数の符号）が正であるのは、人口、所得税、約定平均金利および建築着工床面積の4系列であり、同じく負であるのは雇用保険受給者実人員の1系列である。

これらの実データおよび推定値を示すと図2.32から図2.36のとおりであり、簡保新契約数が多くの系列に対して若干遅行しているように見える。

表 2.3 簡保新契約数と社会・経済要因との関係（単回帰、n=13）

|                 | 回帰係数  | 標準誤差 | 値    | P値     | 決定係数 | 回帰の標準誤差 |
|-----------------|-------|------|------|--------|------|---------|
| 70歳未満推計人口       | 32.89 | 5.26 | 6.3  | 0.000  | 0.78 | 0.097   |
| 給与総額(全産業、30人以上) | -0.88 | 0.97 | -0.9 | 0.384  | 0.07 | 0.199   |
| 雇用保険受給者実人員      | -0.47 | 0.14 | -3.4 | 0.006  | 0.51 | 0.145   |
| 所得税             | 0.94  | 0.23 | 4.1  | 0.002  | 0.60 | 0.131   |
| 法人税             | 0.35  | 0.29 | 1.2  | 0.247  | 0.12 | 0.194   |
| 約定平均金利          | 0.06  | 0.02 | 3.1  | 0.0098 | 0.47 | 0.150   |
| 経常利益            | -0.14 | 0.26 | -0.5 | 0.596  | 0.03 | 0.204   |
| 建築着工床面積(非居住用)   | 0.55  | 0.24 | 2.3  | 0.040  | 0.33 | 0.169   |

図 2.32 簡保新契約数と70歳未満推計人口

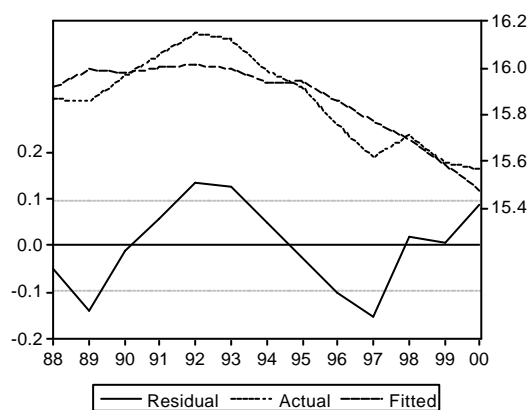


図 2.33 簡保新契約数と給与総額



図 2.34 簡保新契約数と雇用保険受給者実人員

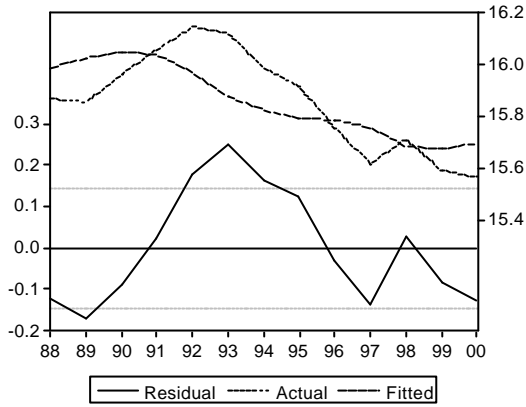


図 2.35 簡保新契約数と所得税

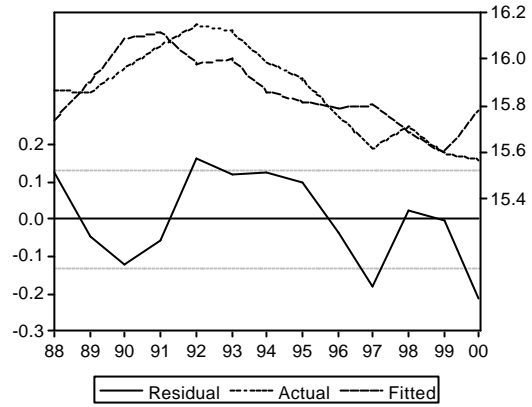


図 2.36 簡保新契約数と法人税

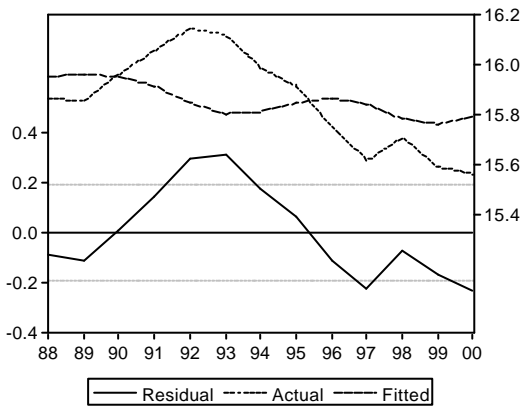


図 2.37 簡保新契約数と約定平均金利

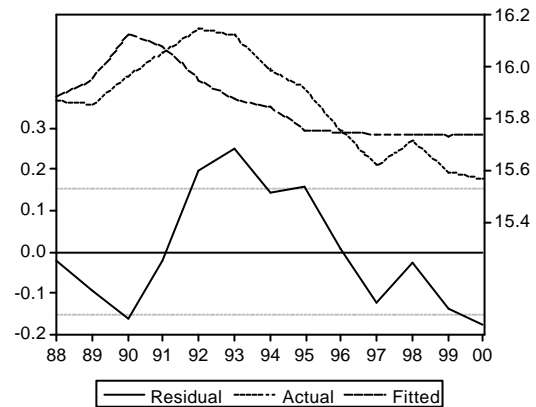


図 2.38 簡保新契約数と経常利益

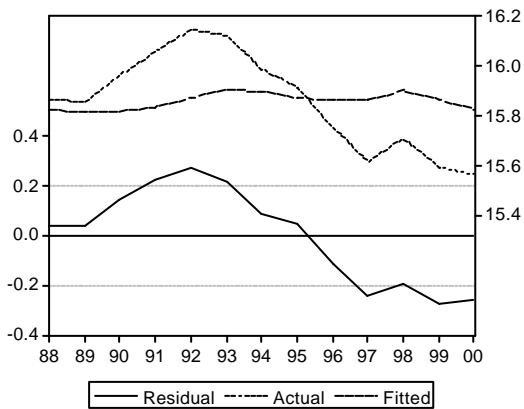
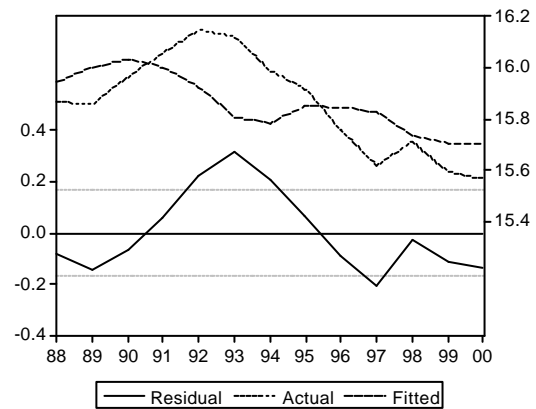


図 2.39 簡保新契約数と建築着工床面積





そこで、これらの系列について1年または2年のタイムラグを考慮してその相関を確認してみると、表 2.4 のとおりすべての系列が5%水準で有意である。それらをグラフにすると図 2.37 から図 2.43 のようになっており、ピークが調整された形の推定結果が示されている。表の決定係数やグラフから、2年前の失業者<sup>5</sup>の増加が当期の簡保新契約数の減少を、また、1年前の所得の増加および2年前の約定平均金利の上昇が簡保新契約数の増加を比較的良好に説明している。

表 2.4 簡保新契約数と社会・経済要因との関係  
(単回帰、タイムラグが1期の場合 n=12、同2期の場合 n=11)

|                 | ラグ  | 回帰係数  | 標準誤差 | t値    | P値    | 決定係数 | 回帰の標準誤差 |
|-----------------|-----|-------|------|-------|-------|------|---------|
| 70歳未満推計人口       | なし  | 32.89 | 5.26 | 6.3   | 0.000 | 0.78 | 0.097   |
| 給与総額(全産業、30人以上) | - 2 | -2.51 | 0.74 | -3.4  | 0.008 | 0.56 | 0.151   |
| 雇用保険受給者実人員      | - 2 | -0.77 | 0.06 | -13.3 | 0.000 | 0.95 | 0.050   |
| 所得税             | - 1 | 1.11  | 0.16 | 6.8   | 0.000 | 0.82 | 0.091   |
| 法人税             | - 2 | 0.86  | 0.27 | 3.1   | 0.012 | 0.52 | 0.157   |
| 約定平均金利          | - 2 | 0.09  | 0.01 | 8.8   | 0.000 | 0.90 | 0.073   |
| 経常利益            | - 2 | 0.60  | 0.24 | 2.6   | 0.031 | 0.42 | 0.174   |
| 建築着工床面積(非居住用)   | - 2 | 1.05  | 0.20 | 5.3   | 0.001 | 0.75 | 0.113   |

図 2.37 簡保新契約数と給与総額(-2)

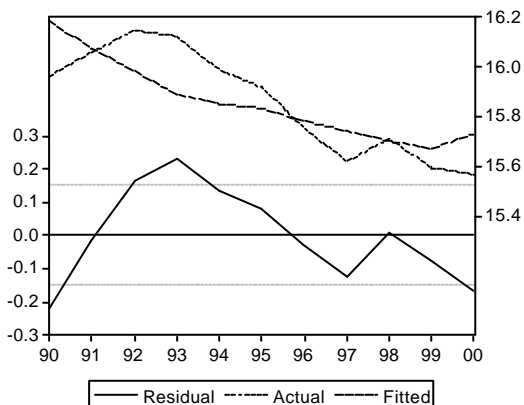
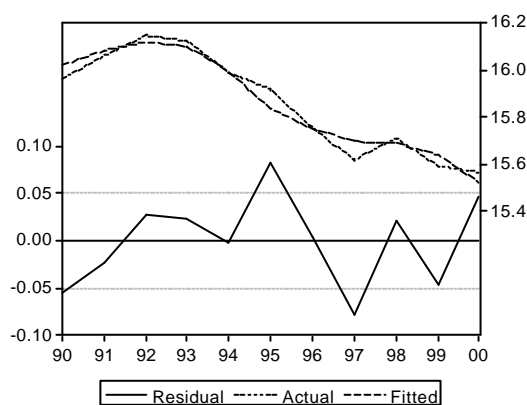


図 2.38 簡保新契約数と雇用保険受給者実人員(-2)



<sup>5</sup> 厳密にいうと、被保険者でなかった者や保険需給期間終了者は「雇用保険受給者」に含まれていない。

図 2.39 簡保新契約数と所得税(-1)

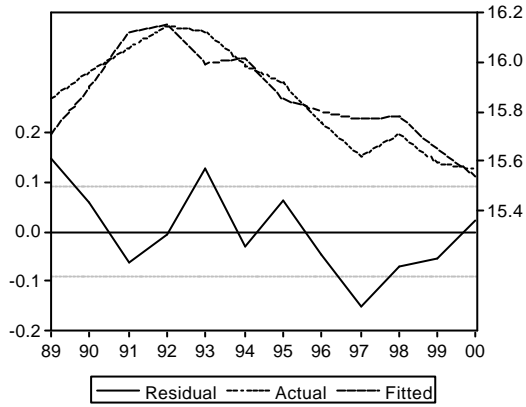


図 2.40 簡保新契約数と法人税(-2)

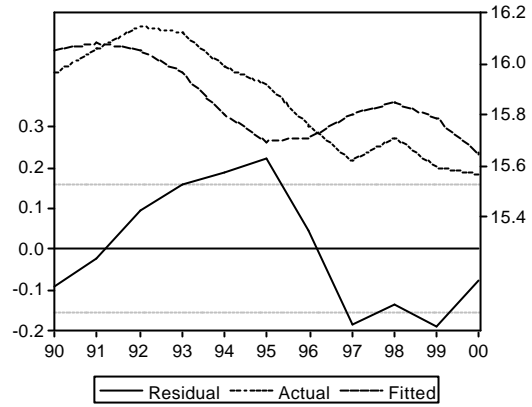


図 2.41 簡保新契約数と約定平均金利(-2)

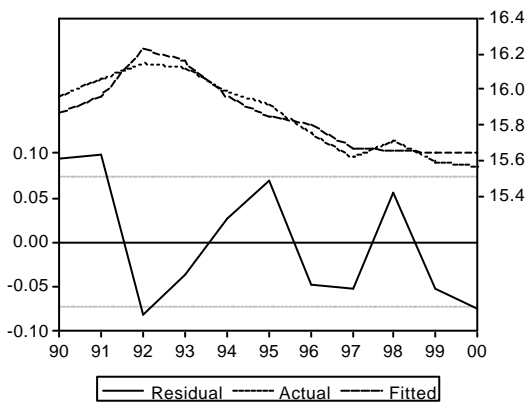


図 2.42 簡保新契約数と経常利益(-2)

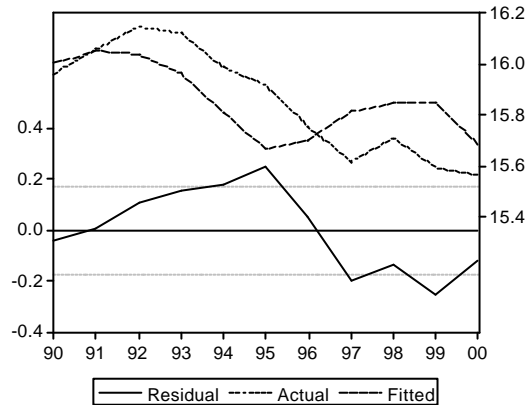
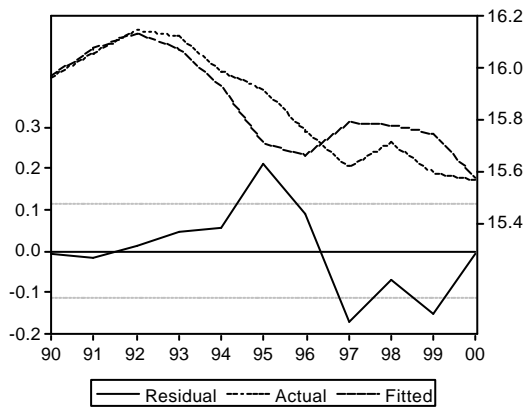


図 2.43 簡保新契約数と建築着工床面積(-2)



次に、これらすべての系列を説明変数としたモデルにより重回帰分析を行ってみる。結果は表 2.5 のとおりであり、すべての系列が 10%水準でも有意でない。

表 2.5 簡保新契約数と社会・経済要因との関係（重回帰、n=13）

|                 | 回帰係数    | 標準誤差   | 値     | P値    |
|-----------------|---------|--------|-------|-------|
| 定数項             | -258.41 | 193.78 | -1.33 | 0.253 |
| 70歳未満推計人口       | 31.21   | 20.50  | 1.52  | 0.203 |
| 給与総額(全産業、30人以上) | -0.68   | 1.57   | -0.43 | 0.688 |
| 雇用保険受給者実人員      | -0.27   | 0.73   | -0.37 | 0.731 |
| 所得税             | 0.30    | 0.56   | 0.53  | 0.623 |
| 法人税             | -0.73   | 0.57   | -1.28 | 0.271 |
| 約定平均金利          | 0.0004  | 0.05   | 0.01  | 0.994 |
| 経常利益            | 0.02    | 0.37   | 0.06  | 0.955 |
| 建築着工床面積(非居住用)   | -0.11   | 0.88   | -0.13 | 0.903 |
| 自由度修正済決定係数      | 0.887   |        |       |       |
| 回帰の標準誤差         | 0.066   |        |       |       |
| Durbin-Watson値  | 2.71    |        |       |       |

このモデルを始点に説明変数の選択を行うと、表 2.6 のとおり、すべての説明変数が 1%水準で有意となるモデルを得た。同表のとおり、70歳未満推計人口および所得税が正の相関を、給与総額（事業所規模 30 人以上の全産業）および法人税が負の相関を示しており、自由度修正済決定係数も単回帰の場合より高くなっている。

表 2.6 簡保新契約数と社会・経済要因との関係（重回帰、変数選択後、n=13）

|                 | 回帰係数    | 標準誤差  | 値     | P値    |
|-----------------|---------|-------|-------|-------|
| 定数項             | -275.54 | 38.06 | -7.24 | 0.000 |
| 70歳未満推計人口       | 33.38   | 4.18  | 7.99  | 0.000 |
| 給与総額(全産業、30人以上) | -1.20   | 0.35  | -3.44 | 0.009 |
| 所得税             | 0.48    | 0.13  | 3.84  | 0.005 |
| 法人税             | -0.69   | 0.13  | -5.33 | 0.001 |
| 自由度修正済決定係数      | 0.941   |       |       |       |
| 回帰の標準誤差         | 0.048   |       |       |       |
| Durbin-Watson値  | 2.62    |       |       |       |

さらに、単回帰と同様にタイムラグを考慮したすべての系列を説明変数として重回帰を行うと、ほとんどの系列が 10%水準でも有意でない結果となっていた。そこで、これらの説明変数のすべての組合せにより各モデルの確認を行った結果、すべての説明変数が 10%水準で有意となるモデルのうち決定係数の最も高いものは表 2.7 のとおりであった。

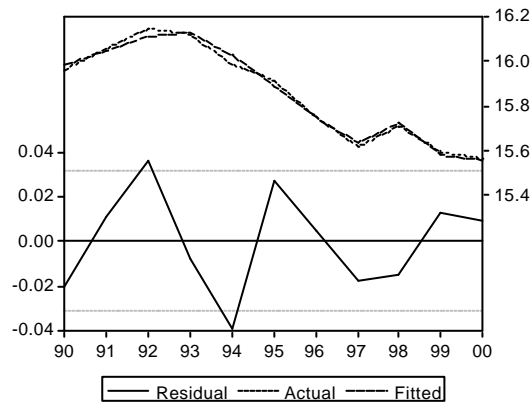
表 2.7 簡保新契約数と社会・経済要因との関係  
(タイムラグを考慮した場合、重回帰、変数選択後、n=11)

|                    | 回帰係数   | 標準誤差  | 値     | P値    |
|--------------------|--------|-------|-------|-------|
| 定数項                | 302.57 | 92.42 | 3.27  | 0.022 |
| 70歳未満推計人口          | -31.13 | 10.16 | -3.06 | 0.028 |
| 給与総額(全産業、30人以上、-2) | 0.98   | 0.44  | 2.23  | 0.076 |
| 雇用保険受給者実人員(-2)     | -1.52  | 0.22  | -7.02 | 0.001 |
| 法人税(-2)            | 2.22   | 0.82  | 2.72  | 0.042 |
| 経常利益(-2)           | -1.84  | 0.59  | -3.12 | 0.026 |
| 自由度修正済決定係数         | 0.979  |       |       |       |
| 回帰の標準誤差            | 0.031  |       |       |       |
| Durbin-Watson値     | 2.16   |       |       |       |

この結果は重回帰であるので、説明変数の係数の解釈は、他の変数が一定の場合における解釈の対象となる変数の影響についてみることとなる。表 2.7 からは、他の変数が一定であれば、当該年の 70 歳未満推計人口、2 年前の雇用保険受給者実人員および企業の経常利益は簡保新契約数と負の関係にあり、同じく 2 年前の給与総額および法人税は正の関係にあって、これらによるモデルにより簡保新契約数の変動を相当程度説明しているといえる。

この推定結果をグラフで表すと図 2.44 のようになり、グラフ上方の実現値と推定値が同様に推移していることが分かる。

図 2.44 タイムラグを考慮した場合の簡保新契約数と社会・経済要因との関係



なお、表 2.7 に掲げたモデルについて、例えば人口の係数を解釈しようとすると、本来、契約対象である年齢人口が負の相関を示しており、給与総額が増えないのに人口が増えると簡保の加入が少なくなる等、他の要因との関係が複雑で解釈が難しい。そこで、より単純なモデルによる説明を試みる。具体的には、すべての説明変数が 10%水準で有意となるモデルのうち決定係数の最も高いものであって、70 歳未満推計人口の係数が正であるものをみてる。

結果は表 2.8 のとおりであり、当該年の 70 歳未満推計人口および 2 年前の約定平均金利のいずれも正の相関を示すモデルが得られた。時系列データであるので、加入対象人口の増加および金利の上昇（2 年のタイムラグあり）によって簡保の新加入数の増加がおおむね説明されている。この推定結果をグラフで表すと図 2.45 のようになっており、図 2.44 ほどではないものの、グラフ上方の実現値と推定値が同様に推移していることが分かる。しかし、このモデルは例えば 2 年前の雇用保険受給者実人員のみを説明変数とするモデルと同程度の説明力であり、図 2.38 と図 2.45 のグラフの比較によってもそれが分かる。

表 2.8 簡保新契約数と社会・経済要因との関係（推計人口の回帰係数の符号が正のもの）  
（タイムラグを考慮した場合、重回帰、変数選択後、n=11）

|                    | 回帰係数    | 標準誤差  | 値     | P値    |
|--------------------|---------|-------|-------|-------|
| 定数項                | -134.76 | 49.16 | -2.74 | 0.025 |
| 70歳未満推計人口          | 16.11   | 5.27  | 3.06  | 0.016 |
| 約定平均金利(-2)         | 0.06    | 0.01  | 4.41  | 0.002 |
| 自由度修正済決定係数         | 0.940   |       |       |       |
| 回帰の標準誤差            | 0.053   |       |       |       |
| Durbin-Watson stat | 1.86    |       |       |       |

図 2.45 タイムラグを考慮した場合の簡保新契約数と社会・経済要因との関係  
（表 2.8 のモデルによるもの）



なお、この節の分析については対象としたデータが 13 個（タイムラグを考慮した場合の分析については 11 個）と少なく、説明変数の増加に伴う自由度の低下もあって、回帰係数が不安定であることが予想されることから、これらの結果については参考程度に留めることが妥当と考えられる。

## 2.7 民間生保と簡保の新契約数の推移

最後に、簡保の外部環境として、家計部門における生命保険の状況や他の生命保険提供主体の新契約数との関係を確認しておく。

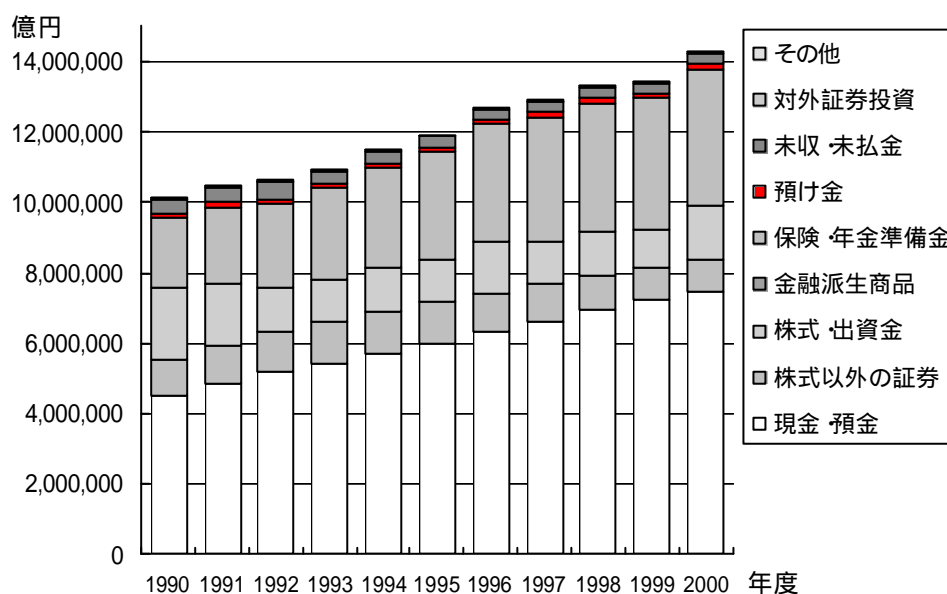
### 2.7.1 家計部門における生命保険の状況

まず、わが国全体でみた家計部門における金融資産（土地・住宅等の実物資産を除く）の状況を確認する。具体的には、『資金循環表』からその総額および種類別内訳を確認する。

#### 2.7.1.1 家計部門全体の貯蓄保有状況

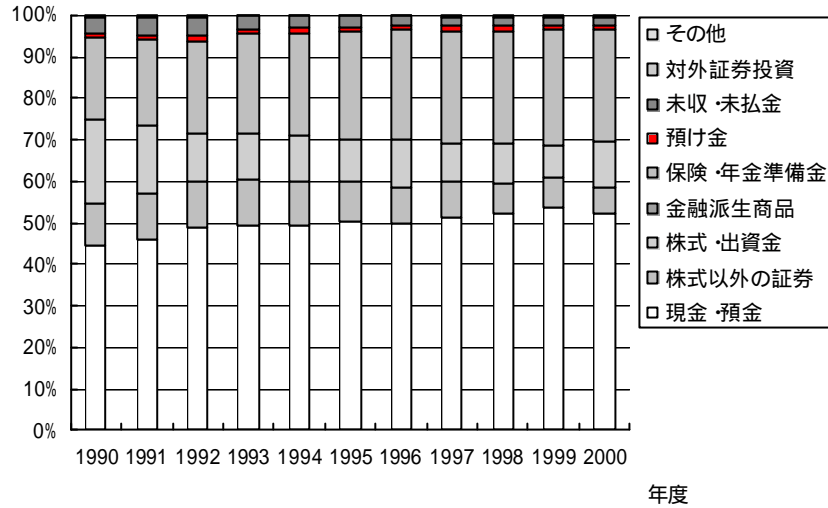
日本銀行が01年に発表した「資金循環表」から家計の貯蓄保有総額をみると、図 2.46 のとおりとなっており、91年度から00年度までの10年間で、家計における貯蓄保有量は1,048兆円から徐々に上昇し、1,418兆円まで約35%上昇している。

図 2.46 家計の貯蓄保有総額



これを種類別の内訳でみると、図 2.47 のとおり、割合の大きい種類の中では「現金・預金」および「保険・年金準備金」の割合が増加し、「株式・出資金」および「株式以外の証券」の割合が減少している（種類の別は資金循環表の項目による）。

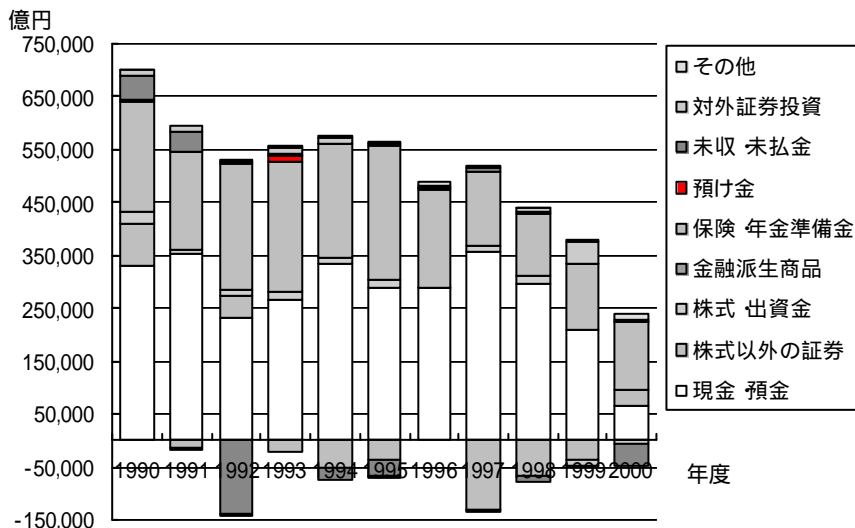
図 2.47 家計の資産ストック（種類別の割合）



### 2.7.1.2 家計部門全体の貯蓄の変化（流量）の状況

同じく、資金循環表の家計の貯蓄の変化量を見ると、図 2.48 のとおりであり、期間内の伸びが鈍化している。種類別で見ると、「現金・預金」、「保険・年金準備金」等の伸びの鈍化や「株式以外の証券」の減少の影響が伺われる。

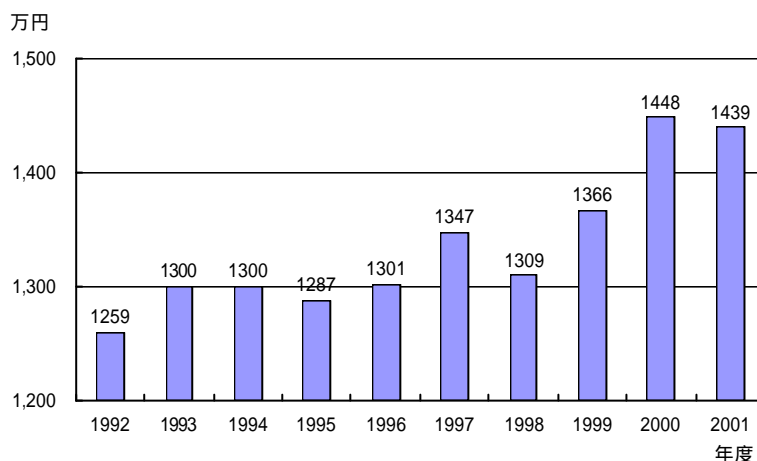
図 2.48 家計の資産フロー



### 2.7.1.3 個別の世帯の状況

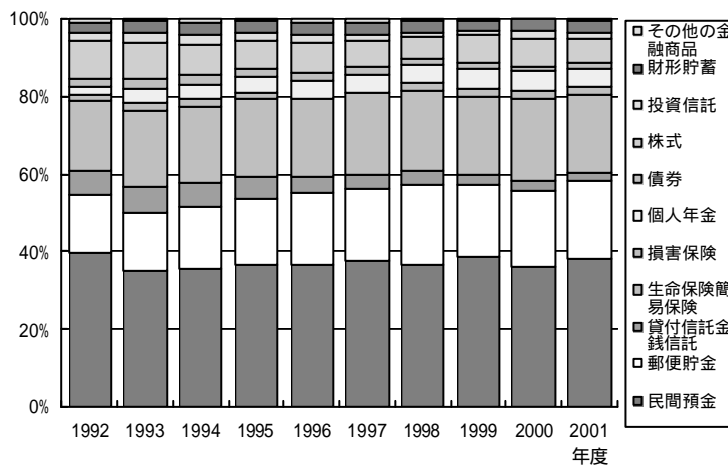
一方、個別の世帯における貯蓄の状況についてみるため、貯蓄広報中央委員会（事務局は日本銀行）発表の『家計の金融資産に関する世論調査』をみると、貯蓄保有世帯の貯蓄総額の平均値をみると図2.49のとおりであり、92年から01年までの10年間で1,259万円から1,439万円へ約14%増加している。

図 2.49 貯蓄保有世帯の貯蓄総額



これらの内訳として貯蓄種類別をみると、図 2.50 のとおりであり、構成割合が大きいものは3種類ある。それぞれ民間預金が約40%、郵便貯金が約15から20%、および民間保険・簡保が約20%であり、それら3種類で約80%を占めている。

図 2.50 貯蓄保有世帯の貯蓄種類別構成割合





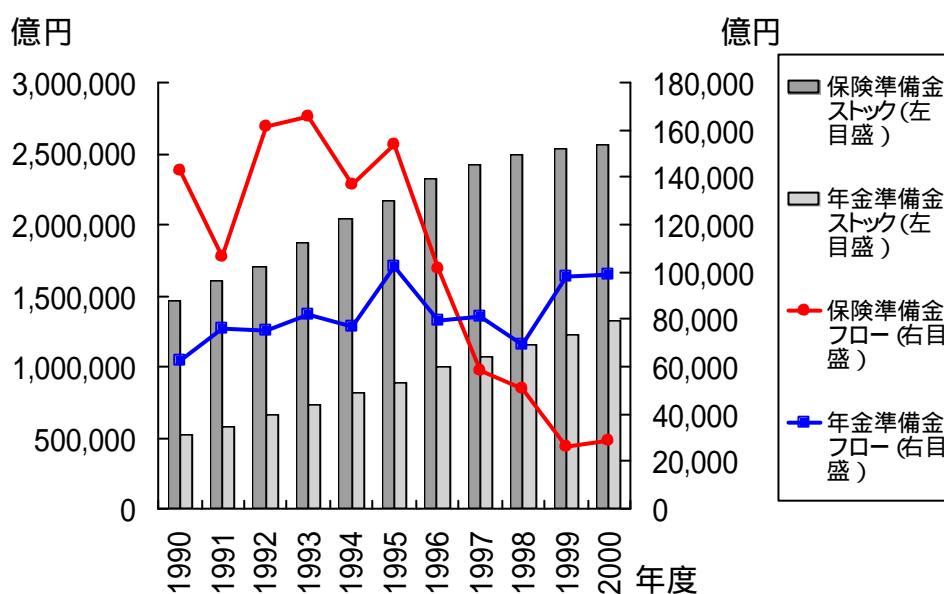
## 2.7.2 保険・年金データの状況

以上では、わが国の家計部門の金融資産に関する状況を概観したが、以下ではこれらのうちから保険・年金を切り出してそれらの状況を概観する。

### 2.7.2.1 資金循環表でみた保険・年金の状況

「資金循環表」の準備金の保有額をみると、保険および年金とも徐々に増加しているものの、その変化量をみると、保険準備金の増加が下降していることが窺える。

図 2.51 保険・年金準備金のストックおよびフローの推移（額ベース）

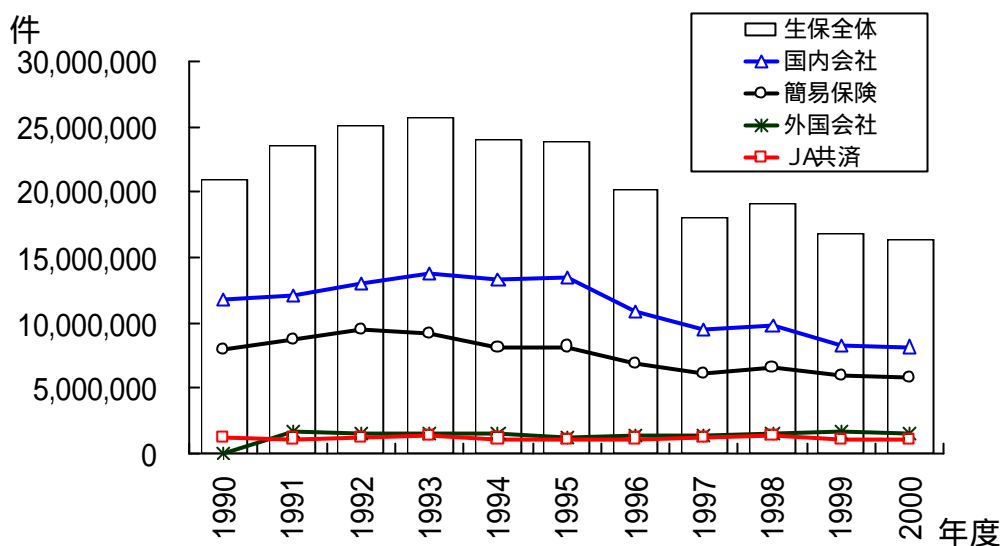


### 2.7.3 保険全体の状況

わが国の個人生命保険の新契約件数についてみると、図 2.52 の棒グラフのとおりであり、若干の上下変動を繰り返しつつ、93 年度をピークとして減少傾向を示している。これを提供主体別にみると、各折れ線グラフのとおりであり、国内会社と簡易保険が概ね同じような動きを示している。

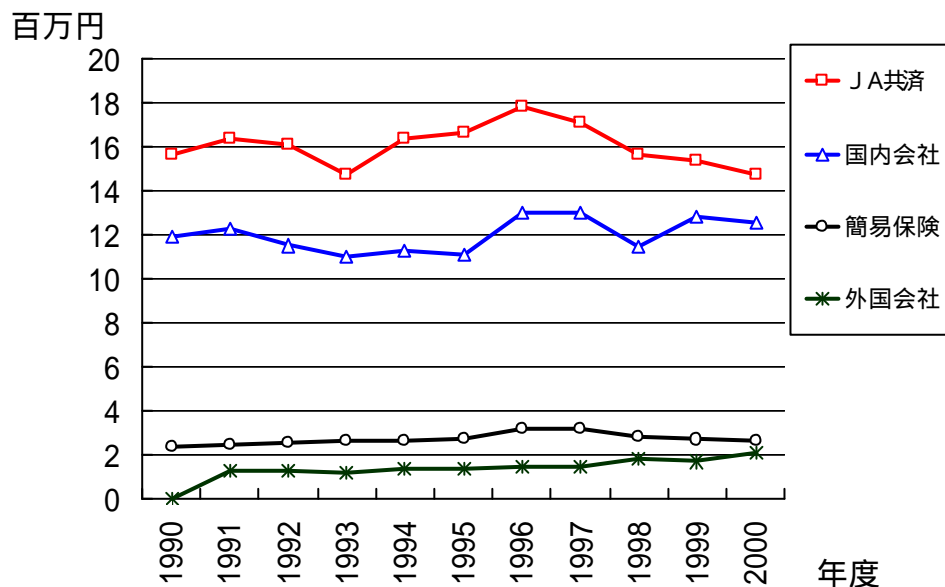
また、提供主体別の 1 件当たり保険金額でみると、図 2.53 のとおりであり、図 2.52 で相対的に件数が類似していた国内会社と簡易保険のそれは大きく乖離している。

図 2.52 全国における提供主体別の個人保険新契約数の推移



備考：『インシュアランス』各年より郵政研究所作成。

図 2.53 全国における提供主体別の個人保険新契約 1 件当たり保険金額の推移



備考：『インシュアランス』各年より郵政研究所作成。

以上のように、家計部門で一定の割合を占めている保険・年金についてみると、資金の保有額では最近 10 年程度で増加傾向が認められるものの、生命保険の新契約数では減少傾向にあること、また、それを提供主体別で見ると相対的に契約数が類似している簡保と国内会社について、1 件当たりの保険金額を見ると大きく異なっていることが確認でき、両者が異なるニーズに対応してきた可能性が推測される。

### 第3章 都道府県単位のデータによる県間の関係性分析

この章では、都道府県を地域単位とするクロスセクションデータを用いた分析を行う。対象は年次の事業データおよび社会経済データとし、事業データの都道府県間の構造を分析する。

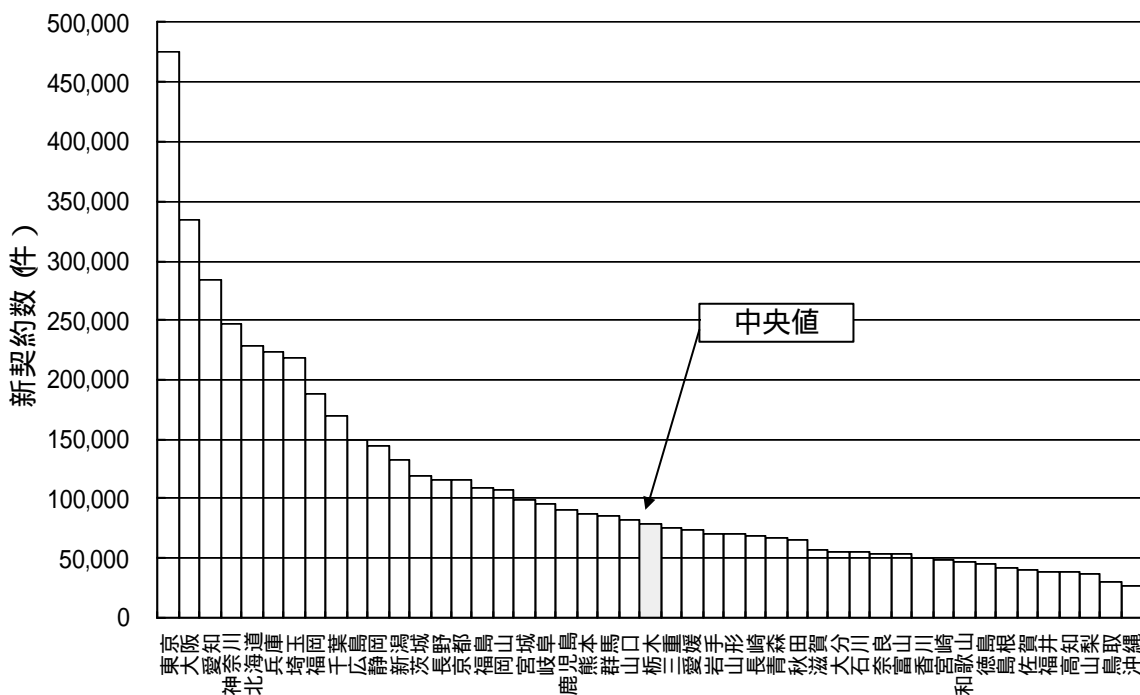
#### 3.1 簡保新契約数の都道府県間構造

この節では、分析対象とした事業データである簡保の新契約数について、都道府県間の関係を見る。

##### 3.1.1 単年度でみた簡保新契約数の都道府県間の関係

01年度のデータにより契約数を比較すると、図3.1のようになっており、件数の多いほうから東京都(47万件)、大阪府(33万件)、愛知県(28万件)、神奈川県(25万件)、北海道(23万件)となっている。中央値は栃木県で8万件、最も少ないのは沖縄県で3万件であり、平均は11万件である。00年度の上記順位も同一であり、短期間での構造は安定的であることが推測される。

図 3.1 都道府県別の簡保新契約数(01年度)

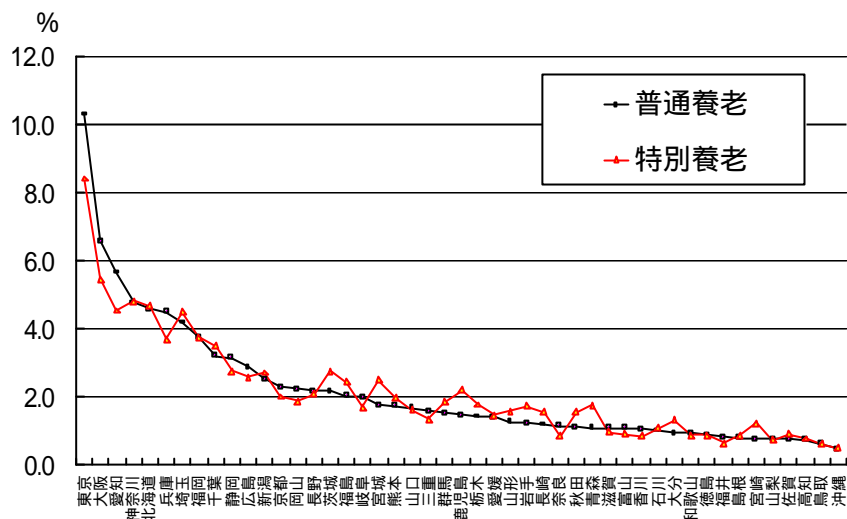


備考：郵政事業庁データより郵政研究所作成。

なお、参考までに簡保新契約数の多くの部分を占める普通養老および特別養老について、全体に占める都道府県別の割合をみると、図3.2のように上位から東京都、大阪府、愛知県、

神奈川県、北海道の順となっており、全体と同様の傾向がある。これらのうち、上位3都府県では普通養老の割合が高くなっていることが分かる。

図 3.2 都道府県別の普通養老・特別養老の構成割合



備考：郵政事業庁データより郵政研究所作成。

### 3.1.2 簡保新契約数でみた都道府県間の関係の推移

次に、この関係が時系列でどのように推移してきたかを確認するため、都道府県単位の年度別簡保新契約数について、前年度の実績で対象年度の実績をどの程度説明できるかをみる。具体的には、89年度から01年度までのデータを対数化し、それぞれ前年度と対象年度のデータを単回帰した決定係数をみる。結果は表 3.1 のとおりとなっており、各年度間とも非常に高い正の相関が確認された。

表 3.1 簡保新契約数における都道府県間の関係の推移 (n=47)

|      | 89年度  | 90年度  | 91年度  | 92年度  | 93年度  | 94年度   | 95年度  | 96年度   | 97年度  | 98年度  | 99年度   | 00年度  | 01年度  |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|--------|-------|-------|--------|-------|-------|
| 89年度 | - - - | 0.998 | 0.994 | 0.995 | 0.989 | 0.9902 | 0.982 | 0.986  | 0.984 | 0.987 | 0.989  | 0.984 | 0.983 |
| 90年度 |       | - - - | 0.996 | 0.994 | 0.987 | 0.989  | 0.981 | 0.984  | 0.982 | 0.987 | 0.988  | 0.982 | 0.982 |
| 91年度 |       |       | - - - | 0.998 | 0.993 | 0.994  | 0.989 | 0.9895 | 0.987 | 0.991 | 0.988  | 0.987 | 0.986 |
| 92年度 |       |       |       | - - - | 0.997 | 0.998  | 0.993 | 0.993  | 0.992 | 0.994 | 0.9905 | 0.992 | 0.991 |
| 93年度 |       |       |       |       | - - - | 0.999  | 0.995 | 0.995  | 0.994 | 0.994 | 0.988  | 0.994 | 0.991 |
| 94年度 |       |       |       |       |       | - - -  | 0.996 | 0.996  | 0.995 | 0.996 | 0.9897 | 0.995 | 0.992 |
| 95年度 |       |       |       |       |       |        | - - - | 0.998  | 0.997 | 0.995 | 0.987  | 0.997 | 0.994 |
| 96年度 |       |       |       |       |       |        |       | - - -  | 0.999 | 0.997 | 0.9902 | 0.998 | 0.996 |
| 97年度 |       |       |       |       |       |        |       |        | - - - | 0.997 | 0.989  | 0.998 | 0.995 |
| 98年度 |       |       |       |       |       |        |       |        |       | - - - | 0.993  | 0.996 | 0.996 |
| 99年度 |       |       |       |       |       |        |       |        |       |       | - - -  | 0.993 | 0.994 |
| 00年度 |       |       |       |       |       |        |       |        |       |       |        | - - - | 0.998 |
| 01年度 |       |       |       |       |       |        |       |        |       |       |        |       | - - - |

備考：表側を被説明変数とし、表頭を説明変数として単回帰した決定係数。網掛け部分は決定係数が 0.99 以上の組合せであることを示す。

### 3.2 都道府県別人口と簡保新契約数との関係

この節では、簡保の新契約数と基礎的な社会経済データの一つである都道府県別人口との関係を見る。具体的には、都道府県別の年度別簡保新契約数と国勢調査時の人口との関係を見ることとし、それらのデータを対数化し、それぞれを単回帰してその説明力をみることにした。なお、事業データの対象とした簡保新契約数については、92年度に加入対象年齢の上限が65歳から70歳に引き上げられたことから、95年および00年の対象年齢を考慮した人口については昼間および定住とも70歳未満の者を対象として分析した。その結果は表3.2から表3.5のとおりである。

各表は89年度から01年度における単年度の簡保新契約数を被説明変数とし、85年から00年の国勢調査年次ごとに、昼間人口、常住人口（夜間人口）、昼間の65歳または70歳未満人口および夜間の65歳または70歳未満人口を説明変数として単回帰した際の決定係数を示している。

これらの結果をみると、前節の前年度実績による説明ほどではないものの、それぞれの系列が非常に高い正の相関を示しており、さらに、すべての年度の新契約数がどの国勢調査結果によっても相当程度説明力を有していることが分かった。

これは、この20年間ににおける都道府県間の人口構造が比較的安定的に推移したこと、年単位でみた簡保新契約数の都道府県間の関係を年度ごとに比較してみると、その関係の推移も相当程度安定していることによるものと考えられる。

なお、人口が新契約数と相関が高いのは、簡易保険が個人を対象としていることからその外枠を制約していると考えることが可能である。その一方で、いずれも対象年齢の上限を超えた年齢階層人口を含む常住人口や昼間人口の説明力が高いことに着目すれば、簡保の目標設定時に使用されるデータと整合的であることから、設定された目標の達成に向けた事業活動が反映されやすい事業の特性を反映したものとみることが可能である。

同様に、90年以降は昼間人口の説明力が高いことが示されている。これは、簡保の営業活動が昼間に行われているため、その対象もその時間帯に営業エリア内に存在する者であることが考えられるが、対象人口の若干の多寡による制約よりも、設定された目標達成に向かって営業を実施する事業の姿勢が反映されているとみることが可能である。

これらから、少なくとも、単年度ごとに見た簡保新契約に関する都道府県間の関係は非常に安定的に推移しており、過去の実績のほか、人口も非常に高い説明力を有することが明らかとなった。

表 3.2 都道府県ごとの年度別簡保新契約数と 85 年人口の関係 (n=47)

|          | 85年昼間人口 | 85年常住人口 | 85年昼間65歳未満 | 85年常住65歳未満 |
|----------|---------|---------|------------|------------|
| 89年度新契約数 | 0.928   | 0.935   | 0.920      | 0.928      |
| 90年度新契約数 | 0.922   | 0.929   | 0.914      | 0.922      |
| 91年度新契約数 | 0.926   | 0.932   | 0.918      | 0.925      |
| 92年度新契約数 | 0.936   | 0.941   | 0.929      | 0.934      |
| 93年度新契約数 | 0.947   | 0.949   | 0.940      | 0.943      |
| 94年度新契約数 | 0.946   | 0.950   | 0.939      | 0.944      |
| 95年度新契約数 | 0.95271 | 0.95273 | 0.947      | 0.948      |
| 96年度新契約数 | 0.957   | 0.958   | 0.951      | 0.953      |
| 97年度新契約数 | 0.961   | 0.963   | 0.955      | 0.958      |
| 98年度新契約数 | 0.948   | 0.951   | 0.941      | 0.946      |
| 99年度新契約数 | 0.938   | 0.942   | 0.931      | 0.936      |
| 00年度新契約数 | 0.957   | 0.959   | 0.951      | 0.954      |
| 01年度新契約数 | 0.952   | 0.956   | 0.946      | 0.950      |

備考：国勢調査人口は表頭表示年 10 月実施の国勢調査結果（以下表 3.5 まで同じ）。

表 3.3 都道府県ごとの年度別簡保新契約数と 90 年人口の関係 (n=47)

|          | 90年昼間人口 | 90年常住人口 | 90年昼間65歳未満 | 90年常住65歳未満 |
|----------|---------|---------|------------|------------|
| 89年度新契約数 | 0.929   | 0.919   | 0.920      | 0.908      |
| 90年度新契約数 | 0.923   | 0.913   | 0.914      | 0.902      |
| 91年度新契約数 | 0.926   | 0.917   | 0.917      | 0.907      |
| 92年度新契約数 | 0.935   | 0.928   | 0.927      | 0.918      |
| 93年度新契約数 | 0.944   | 0.940   | 0.937      | 0.931      |
| 94年度新契約数 | 0.945   | 0.939   | 0.937      | 0.929      |
| 95年度新契約数 | 0.950   | 0.947   | 0.943      | 0.939      |
| 96年度新契約数 | 0.955   | 0.951   | 0.948      | 0.943      |
| 97年度新契約数 | 0.960   | 0.955   | 0.953      | 0.946      |
| 98年度新契約数 | 0.947   | 0.940   | 0.939      | 0.931      |
| 99年度新契約数 | 0.937   | 0.930   | 0.928      | 0.920      |
| 00年度新契約数 | 0.956   | 0.951   | 0.949      | 0.942      |
| 01年度新契約数 | 0.952   | 0.946   | 0.945      | 0.937      |

表 3.4 都道府県ごとの年度別簡保新契約数と 95 年人口の関係 (n=47)

|          | 95年昼間人口 | 95年常住人口 | 95年昼間70歳未満 | 95年常住70歳未満 |
|----------|---------|---------|------------|------------|
| 89年度新契約数 | 0.922   | 0.910   | 0.915      | 0.901      |
| 90年度新契約数 | 0.916   | 0.904   | 0.908      | 0.895      |
| 91年度新契約数 | 0.919   | 0.909   | 0.912      | 0.900      |
| 92年度新契約数 | 0.929   | 0.919   | 0.922      | 0.911      |
| 93年度新契約数 | 0.939   | 0.932   | 0.932      | 0.925      |
| 94年度新契約数 | 0.939   | 0.931   | 0.932      | 0.923      |
| 95年度新契約数 | 0.946   | 0.941   | 0.940      | 0.934      |
| 96年度新契約数 | 0.951   | 0.945   | 0.945      | 0.938      |
| 97年度新契約数 | 0.955   | 0.948   | 0.950      | 0.941      |
| 98年度新契約数 | 0.941   | 0.933   | 0.935      | 0.925      |
| 99年度新契約数 | 0.932   | 0.923   | 0.924      | 0.914      |
| 00年度新契約数 | 0.951   | 0.945   | 0.945      | 0.938      |
| 01年度新契約数 | 0.947   | 0.939   | 0.941      | 0.932      |

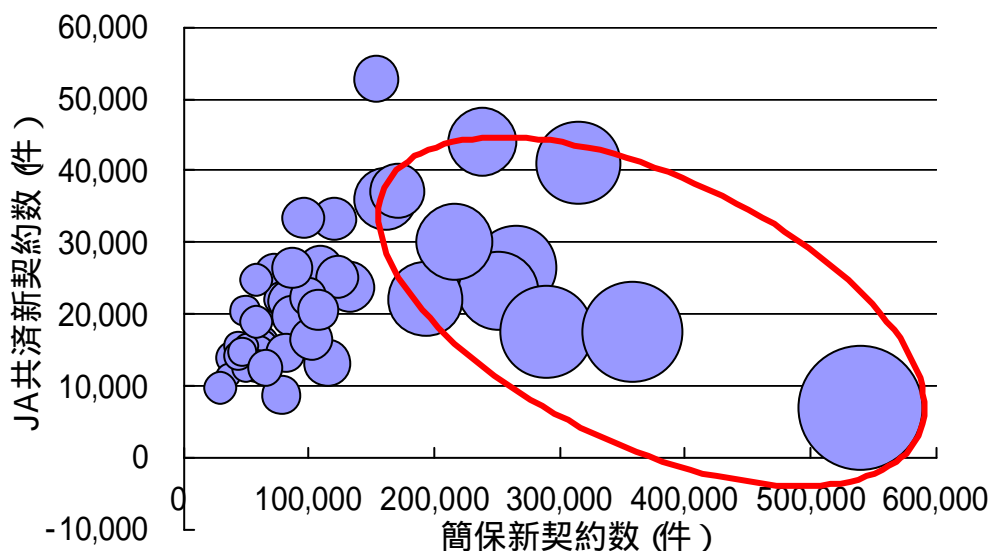
表 3.5 都道府県ごとの年度別簡保新契約数と00年人口の関係 (n=47)

|          | 00年昼間人口 | 00年常住人口 | 00年昼間70歳未満 | 00年常住70歳未満 |
|----------|---------|---------|------------|------------|
| 89年度新契約数 | 0.916   | 0.904   |            | 0.892      |
| 90年度新契約数 | 0.909   | 0.897   |            | 0.885      |
| 91年度新契約数 | 0.913   | 0.902   |            | 0.891      |
| 92年度新契約数 | 0.923   | 0.913   |            | 0.902      |
| 93年度新契約数 | 0.934   | 0.927   |            | 0.917      |
| 94年度新契約数 | 0.934   | 0.925   |            | 0.915      |
| 95年度新契約数 | 0.942   | 0.937   |            | 0.928      |
| 96年度新契約数 | 0.947   | 0.940   |            | 0.931      |
| 97年度新契約数 | 0.951   | 0.943   |            | 0.934      |
| 98年度新契約数 | 0.936   | 0.927   |            | 0.917      |
| 99年度新契約数 | 0.926   | 0.917   |            | 0.906      |
| 00年度新契約数 | 0.947   | 0.940   |            | 0.930      |
| 01年度新契約数 | 0.943   | 0.934   |            | 0.925      |

### 3.3 民間生保と簡保の新契約数の関係

ここで、民間生保と簡保の新契約数について確認するため、99年度の簡保とJA共済のデータによる散布図に、国内生保の件数規模を円の大きさで表現して重ねてみると図 3.3 のとおりとなっている。簡保とJAの新契約数には楕円で囲まれた都道府県のように、一部負の相関を表す点が現れる。その一方で、簡保の規模を表す横軸方向に沿って各点の円が大きくなっており、簡保と国内生保の新契約数とはほぼ正の相関であることが窺える。

図 3.3 提供主体別の新契約数の関係 (99年度)

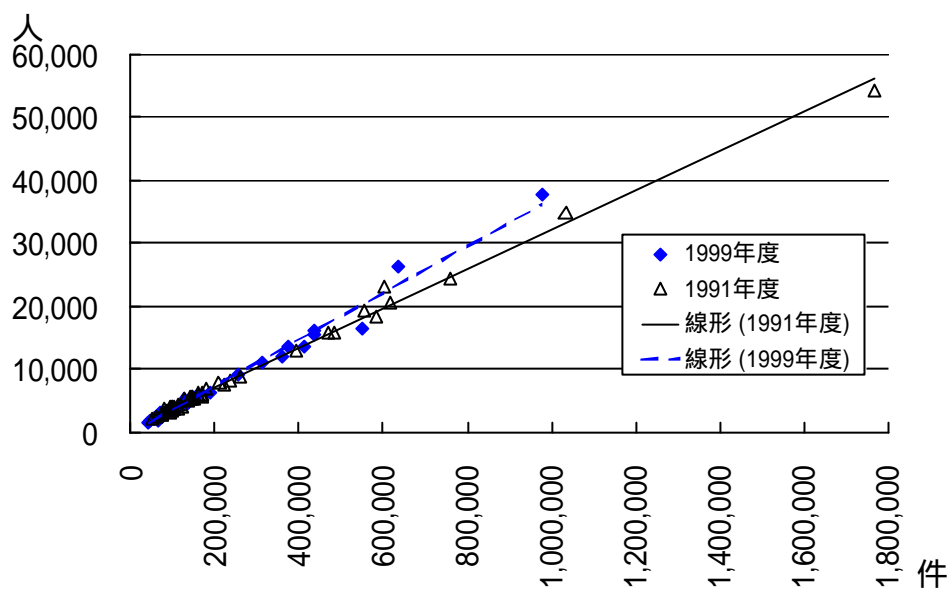


備考：『インシュアランス』各年より郵政研究所作成。

### 3.4 民間生保の新契約数と営業員数の関係

最後に、生命保険の新契約数と営業員数の関係を確認するため、データの入手ができた91年度と99年度における国内生保の実働営業員数と新契約数との関係を散布図に表してみる。結果は図 3.4 のとおり、近似線にほぼ沿った形で各点が分布しており、両年度とも強い正の相関が窺われる。また、両年度の近似線の傾きが類似していることから、これらの系列の関係約 10 年を経てもほぼ一定であることが窺われる。

図 3.4 国内生保の実働営業員数と新契約数との関係



備考：『インシュアランス』各年より郵政研究所作成。



## 第4章 都道府県単位の擬似 PANEL データによる分析

簡保の新契約数について都道府県間の関係性を年度ごとに比較すると、第2章で述べたように相当程度安定的であった。一方、全国または都道府県の集計データの推移をみると相当程度変動しており、その変動が社会経済系列による説明の可能性を示唆しているものの、前章で述べたように単純な回帰による時系列分析ではデータ数の制約があり、結果の解釈には留保が必要であると考えた。

この章では、89年度から00年度の都道府県単位の事業または社会経済に関するクロスセクションデータを時系列に積み重ね（データをプールし）擬似 PANEL データとして捉えて PANEL 分析の手法を用いて分析を試みることにする。

### 4.1 対象データの説明

この節では、この章で分析に利用する対象データの選択について定性的な検討を行う。

まず、データの前提であるが、前章までと同様に、インターネット上のサイト等において電子データで入手が可能なものを原則とし、誤入力等により修正が必要なもののみ印刷物等からの入力とした。また、今回対象とした89年度から00年度までの間において、国勢調査結果のように調査年次等の関係からデータに欠年がある場合は、両端年次のデータがある系列については直線補間を行い、県民所得のように最終年次が00年次に至らない系列については、一定期間の年次平均増（減）分を直近年次データに加算した。

被説明変数となる事業データについては引続き簡保の新契約数を対象とする。ただし、前章までで明らかにしたように、簡保は種類によって時系列での変化や年齢階級別の契約数等が異なることから、1) 簡保全種類の合計のほか、新契約数について全体に対する構成割合の高い2) 普通養老、3) 特別養老、4) 学資（育英年金付き学資を含む）の4系列を対象とする。

説明変数となる社会経済データについては、1) 簡保の対象者たる人口、2) 経済活動・経済状況、3) 金利、4) 簡保の対象者側の各種リスク、5) サービスへのアクセス、6) 簡保自身の構造変化ダミー、の6グループに分けてそれぞれに該当する系列を対象とする。具体的には、次のとおりである。

#### 1) 簡保の対象者たる人口

簡保の対象上限年齢である70歳を考慮して総人口から上限年齢を超える人口を減じた人口（統計の関係で70歳の者の人口も除外した）のほか、都市化度合いに着目して人口集中地区人口を、また、12歳までの者が対象である学資保険を考慮して同種類については15歳未満の年齢5歳階級別人口を対象とする。

#### 2) 経済活動・経済状況

都道府県全体の経済状況を示す県民所得のほか、総事業所数、総従業者数、給与総額、鉱工業生産出荷額、電力使用量、新築着工床面積、新車登録台数、民間金融機関貸出残高、および地方税額を対象とする。

### 3) 金利

簡保予定利率、および民間金融機関預金量を対象とする。

### 4) 簡保の対象者側の各種リスク

病院病床数、医療費総額、雇用保険支給額、および倒産件数を対象とする。

### 5) 生命保険サービスへのアクセス

郵便局数、および民間国内生保会社の店舗数を対象とする。

### 6) 簡保自身の構造変化ダミー

全体にわたるものとしてトレンドダミーを、養老・特別養老については、加入上限年齢の引上げの影響と認められる 92 年度、両種類の大きな出入りが認められる 96 年度および 97 年度の年度ダミーを、学資については育英学資の創設による影響と認められる 93 年度の年度ダミーを対象とする。

## 4.2 簡保新契約数と社会経済系列との 2 変数間の関係

簡保新契約全体と前節で述べた各種系列との関係を 2 系列間でみる。分析に当たっては、各都道府県に固有の観測できない効果があるとの前提で、PANEL 分析の Fixed effects model により実施する。なお、このモデルによる分析では、通常定数項に代わって都道府県特有の効果それぞれを都道府県の時系列的に同一な定数項として扱うこととなる。そのため、説明変数の組合せごとにその部分が変動することから、異なる 1 変数で説明した複数のモデルについて、それぞれの回帰係数のみを単純に横並びで比較するのではなく、それぞれの固定効果を含めた解釈が必要である。

### 4.2.1 簡保新契約数と社会経済系列との関係

簡保新契約数全体と社会経済系列との関係は表 4.1 のとおりであり、ほとんどの系列が 1%水準で有意となっていて、各モデルの説明力も高いが、総従業者数および地方税が 10%水準で有意でないことが分かる。そこで、これらを含めた全変数について、タイムラグを考慮して 1 年または 2 年前の値で説明してみると、表 4.2 のとおりとなっており、変数ごとに説明力の高い年次が異なっている。これら各変数ごとに説明力の高いものを表すと表 4.3 のとおりである。

なお、PANEL 分析においては、都道府県特有の効果（経済主体特有の効果 = individual effects）と説明変数が相関していれば fixed effects model、無相関であれば random effects model を選択することとなるが、例えば簡保新契約数と 1 年前の 70 歳未満人口についてハウスマン検定によりその選択をしてみると、表 4.4 のとおり  $\chi^2$  統計量は 18.6、p 値は 0.000 であることから、fixed effects model が採択されることとなる。

表 4.1 擬似 PANEL データによる簡保新契約数と各系列との 2 変数間の関係  
( n = 564、fixed effects model )

| 変数         | 回帰係数     | 値      | P値    | ARSQ  | 回帰の標準誤差 |
|------------|----------|--------|-------|-------|---------|
| トレンドタミー    | -5532.98 | -15.02 | 0.000 | 0.952 | 30199   |
| 70歳未満人口    | 0.22     | 5.85   | 0.000 | 0.935 | 35058   |
| 人口集中地区人口   | -0.25    | -12.57 | 0.000 | 0.947 | 31675   |
| 県民所得       | -0.01    | -1.96  | 0.050 | 0.931 | 36070   |
| 総事業所数      | 5.86     | 21.53  | 0.000 | 0.963 | 26275   |
| 総従業者数      | -0.05    | -1.33  | 0.184 | 0.931 | 36142   |
| 給与総額       | -0.48    | -6.19  | 0.000 | 0.935 | 34932   |
| 鉱工業生産出荷額   | 2.54     | 11.88  | 0.000 | 0.945 | 32080   |
| 電力使用量      | -21.09   | -19.75 | 0.000 | 0.960 | 27324   |
| 新築着工床面積    | 0.01     | 9.03   | 0.000 | 0.940 | 33642   |
| 新車登録台数     | 0.72     | 11.54  | 0.000 | 0.945 | 32277   |
| 民間金融機関貸出残高 | 0.33     | 3.49   | 0.001 | 0.932 | 35785   |
| 地方税額       | 0.02     | 0.65   | 0.515 | 0.930 | 36189   |
| 簡保予定利率     | 14159.03 | 18.92  | 0.000 | 0.959 | 27821   |
| 民間金融機関預金量  | -0.48    | -9.21  | 0.000 | 0.940 | 33549   |
| 病院病床数      | 21.52    | 14.97  | 0.000 | 0.951 | 30231   |
| 医療費総額      | -22.12   | -20.54 | 0.000 | 0.962 | 26852   |
| 雇用保険支給額    | -1.50    | -21.18 | 0.000 | 0.963 | 26477   |
| 倒産件数       | -94.28   | -10.66 | 0.000 | 0.943 | 32774   |
| 郵便局数       | -1564.12 | -13.07 | 0.000 | 0.948 | 31379   |
| 民間生保店舗数    | 458.46   | 28.11  | 0.000 | 0.972 | 22754   |

表 4.2 擬似 PANEL データによる簡保新契約数と各系列との 2 変数間の関係  
( タイムラグ1年は n = 517、同2年は 470、fixed effects model )

| 変数         | ラグなし   | - 1    | - 2    |
|------------|--------|--------|--------|
| 70歳未満人口    | 0.935  | 0.928  | 0.919  |
| 人口集中地区人口   | 0.947  | 0.951  | 0.953  |
| 県民所得       | 0.931  | 0.930  | 0.935  |
| 総事業所数      | 0.963  | 0.955  | 0.942  |
| 総従業者数      | 0.931  | 0.939  | 0.961  |
| 給与総額       | 0.935  | 0.940  | 0.949  |
| 鉱工業生産出荷額   | 0.945  | 0.947  | 0.935  |
| 電力使用量      | 0.960  | 0.964  | 0.974  |
| 新築着工床面積    | 0.940  | 0.945  | 0.950  |
| 新車登録台数     | 0.945  | 0.951  | 0.954  |
| 民間金融機関貸出残高 | 0.932  | 0.925  | 0.929  |
| 地方税額       | 0.930  | 0.931  | 0.930  |
| 簡保予定利率     | 0.959  | 0.960  | 0.953  |
| 民間金融機関預金量  | 0.9402 | 0.938  | 0.9398 |
| 病院病床数      | 0.951  | 0.948  | 0.935  |
| 医療費総額      | 0.962  | 0.978  | 0.988  |
| 雇用保険支給額    | 0.963  | 0.978  | 0.985  |
| 倒産件数       | 0.943  | 0.958  | 0.955  |
| 郵便局数       | 0.948  | 0.957  | 0.968  |
| 民間生保店舗数    | 0.9725 | 0.9724 | 0.959  |

備考：表内の数値は fixed effects model による自由度修正済み決定係数であり、網掛け部分の変数ごとにみた場合の最も高い値を強調したものである。

表 4.3 擬似 PANEL データによる簡保新契約数と各系列との 2 変数間の関係  
(タイムラグなしは n=564、同 1 年は n = 517、同 2 年は 470、fixed effects model)

| 変数           | 回帰係数     | 値     | P値    | ARSQ  | 回帰の標準誤差 |
|--------------|----------|-------|-------|-------|---------|
| 70歳未満人口      | 0.22     | 5.85  | 0.000 | 0.935 | 35058   |
| 人口集中地区人口(-2) | -0.41    | -18.0 | 0.000 | 0.953 | 29800   |
| 県民所得(-2)     | -0.03    | -10.8 | 0.000 | 0.935 | 35035   |
| 総事業所数        | 5.86     | 21.5  | 0.000 | 0.963 | 26275   |
| 総従業者数(-2)    | -0.58    | -21.8 | 0.000 | 0.961 | 27131   |
| 給与総額(-2)     | -1.17    | -16.3 | 0.000 | 0.949 | 31011   |
| 鉱工業生産出荷額(-1) | 3.22     | 14.1  | 0.000 | 0.947 | 31705   |
| 電力使用量(-2)    | -33.04   | -30.7 | 0.000 | 0.974 | 22005   |
| 新築着工床面積(-2)  | 0.03     | 16.7  | 0.000 | 0.950 | 30697   |
| 新車登録台数(-2)   | 1.29     | 18.2  | 0.000 | 0.954 | 29626   |
| 民間金融機関貸出残高   | 0.33     | 3.5   | 0.001 | 0.932 | 35785   |
| 地方税額(-1)     | 0.18     | 6.4   | 0.000 | 0.931 | 36267   |
| 簡保予定利率(-1)   | 16851.75 | 20.3  | 0.000 | 0.960 | 27572   |
| 民間金融機関預金量    | -0.48    | -9.2  | 0.000 | 0.940 | 33549   |
| 病院病床数        | 21.52    | 15.0  | 0.000 | 0.951 | 30231   |
| 医療費総額(-2)    | -35.83   | -49.8 | 0.000 | 0.988 | 15091   |
| 雇用保険支給額(-2)  | -2.47    | -43.4 | 0.000 | 0.985 | 16943   |
| 倒産件数(-1)     | -148.02  | -19.2 | 0.000 | 0.958 | 28298   |
| 郵便局数(-2)     | -2834.39 | -25.6 | 0.000 | 0.968 | 24795   |
| 民間生保店舗数      | 458.46   | 28.1  | 0.000 | 0.972 | 22754   |

表 4.4 簡保新契約数と 70 歳未満人口に関するハウスマン検定の結果

| Hausman test<br>(fixed versus random effects) |       |
|---|-------|
| Chi-square(1d.f.)                             | 18.6  |
| p-value                                       | 0.000 |

#### 4.2.2 普通養老の新契約数と社会経済系列との関係

普通養老の新契約数と社会経済系列との関係は表 4.5 のとおりであり、ほとんどの系列が 1%水準で有意となっていて、各モデルの説明力も高い。さらに簡保新契約数全体と同様にタイムラグを考慮して 1 年または 2 年前の各変数によって説明し、変数ごとにその自由度修正済み決定係数が最も高いものを表すと表 4.6 のとおり、いずれも 1%水準で有意となり、説明力が向上したモデルが多い。

表 4.5 擬似 PANEL データによる普通養老新契約数と各系列との 2 変数間の関係  
( n = 564、fixed effects model )

| 変数         | 回帰係数     | 値     | P値    | ARSQ  | 回帰の標準誤差 |
|------------|----------|-------|-------|-------|---------|
| トレンドタミー    | -3191.11 | -10.8 | 0.000 | 0.879 | 24295   |
| 70歳未満人口    | 0.11     | 4.0   | 0.000 | 0.857 | 26472   |
| 人口集中地区人口   | -0.16    | -10.4 | 0.000 | 0.878 | 24464   |
| 県民所得       | -0.01    | -3.3  | 0.001 | 0.855 | 26607   |
| 総事業所数      | 2.94     | 11.9  | 0.000 | 0.884 | 23808   |
| 総従業者数      | -0.12    | -4.9  | 0.000 | 0.859 | 26274   |
| 給与総額       | -0.39    | -6.8  | 0.000 | 0.865 | 25757   |
| 鉱工業生産出荷額   | 1.41     | 8.4   | 0.000 | 0.870 | 25230   |
| 電力使用量      | -14.54   | -17.4 | 0.000 | 0.907 | 21329   |
| 新築着工床面積    | 0.01     | 5.8   | 0.000 | 0.861 | 26054   |
| 新車登録台数     | 0.32     | 6.4   | 0.000 | 0.863 | 25872   |
| 民間金融機関貸出残高 | 0.12     | 1.7   | 0.097 | 0.853 | 26814   |
| 地方税額       | 0.02     | 0.8   | 0.427 | 0.853 | 26870   |
| 簡保予定利率     | 8760.10  | 14.3  | 0.000 | 0.894 | 22747   |
| 民間金融機関預金量  | -0.24    | -6.0  | 0.000 | 0.862 | 25998   |
| 病院病床数      | 14.68    | 13.3  | 0.000 | 0.890 | 23202   |
| 医療費総額      | -14.72   | -17.1 | 0.000 | 0.906 | 21492   |
| 雇用保険支給額    | -0.94    | -15.9 | 0.000 | 0.901 | 22038   |
| 倒産件数       | -58.85   | -8.7  | 0.000 | 0.871 | 25114   |
| 郵便局数       | -1124.93 | -12.5 | 0.000 | 0.887 | 23541   |
| 民間生保店舗数    | 261.61   | 16.9  | 0.000 | 0.905 | 21556   |

表 4.6 擬似 PANEL データによる普通養老新契約数と各系列との 2 変数間の関係  
( タイムラグなしは n=564、同 1 年は n = 517、同 2 年は 470、fixed effects model )

| 変数           | 回帰係数     | 値     | P値    | ARSQ  | 回帰の標準誤差 |
|--------------|----------|-------|-------|-------|---------|
| 70歳未満人口      | 0.11     | 4.0   | 0.000 | 0.857 | 26472   |
| 人口集中地区人口(-1) | -0.21    | -12.4 | 0.000 | 0.880 | 24295   |
| 県民所得         | -0.01    | -3.3  | 0.001 | 0.855 | 26607   |
| 総事業所数        | 2.94     | 11.9  | 0.000 | 0.884 | 23808   |
| 総従業者数(-2)    | -0.41    | -19.6 | 0.000 | 0.908 | 21209   |
| 給与総額(-2)     | -0.67    | -11.2 | 0.000 | 0.865 | 25735   |
| 鉱工業生産出荷額(-1) | 2.45     | 14.6  | 0.000 | 0.890 | 23242   |
| 電力使用量        | -14.54   | -17.4 | 0.000 | 0.907 | 21329   |
| 新築着工床面積(-2)  | 0.02     | 17.1  | 0.000 | 0.897 | 22521   |
| 新車登録台数(-2)   | 1.02     | 20.5  | 0.000 | 0.912 | 20731   |
| 民間金融機関貸出残高   | 0.12     | 1.7   | 0.097 | 0.853 | 26814   |
| 地方税額(-2)     | 0.28     | 14.3  | 0.000 | 0.882 | 24087   |
| 簡保予定利率       | 8760.10  | 14.3  | 0.000 | 0.894 | 22747   |
| 民間金融機関預金量    | -0.24    | -6.0  | 0.000 | 0.862 | 25998   |
| 病院病床数        | 14.68    | 13.3  | 0.000 | 0.890 | 23202   |
| 医療費総額(-2)    | -22.10   | -24.8 | 0.000 | 0.929 | 18697   |
| 雇用保険支給額(-2)  | -1.56    | -25.0 | 0.000 | 0.929 | 18626   |
| 倒産件数(-2)     | -131.17  | -22.1 | 0.000 | 0.919 | 19959   |
| 郵便局数(-2)     | -1918.69 | -20.9 | 0.000 | 0.914 | 20569   |
| 民間生保店舗数      | 261.61   | 16.9  | 0.000 | 0.905 | 21556   |

#### 4.2.3 特別養老の新契約数と社会経済系列との関係

特別養老の新契約数と社会経済系列との関係は表 4.7 のとおりであり、すべての系列が 1%水準で有意となっていて、各モデルの説明力も高いものとなっている。さらに簡保新契約数全体と同様にタイムラグを考慮して 1 年または 2 年前の各変数によって説明し、変数ごとにその自由度修正済み決定係数が最も高いものを表すと表 4.8 のとおりである。説明力の向上したモデルが多いが、その中に変数が有意でないものもある。これについては、都道府県特有の効果（固定効果）による影響もあるので、解釈の際はその部分に留意する必要がある。

表 4.7 擬似 PANEL データによる特別養老新契約数と各系列との 2 変数間の関係  
( n = 564, fixed effects model )

| 変数         | 回帰係数     | 値    | P値    | ARSQ  | 回帰の標準誤差 |
|------------|----------|------|-------|-------|---------|
| トレンドタミー    | 1542.15  | 9.2  | 0.000 | 0.668 | 13757   |
| 70歳未満人口    | -0.005   | -0.3 | 0.771 | 0.613 | 14839   |
| 人口集中地区人口   | 0.09     | 11.3 | 0.000 | 0.690 | 13287   |
| 県民所得       | 0.01     | 12.2 | 0.000 | 0.700 | 13076   |
| 総事業所数      | -0.43    | -2.8 | 0.005 | 0.619 | 14728   |
| 総従業者数      | 0.20     | 17.9 | 0.000 | 0.762 | 11648   |
| 給与総額       | 0.36     | 12.5 | 0.000 | 0.703 | 12997   |
| 鉱工業生産出荷額   | -0.39    | -4.0 | 0.000 | 0.625 | 14616   |
| 電力使用量      | 7.09     | 14.5 | 0.000 | 0.725 | 12509   |
| 新築着工床面積    | -0.003   | -4.9 | 0.000 | 0.631 | 14502   |
| 新車登録台数     | -0.13    | -4.6 | 0.000 | 0.629 | 14539   |
| 民間金融機関貸出残高 | 0.23     | 6.0  | 0.000 | 0.638 | 14348   |
| 地方税額       | -0.04    | -3.5 | 0.001 | 0.622 | 14669   |
| 簡保予定利率     | -3572.19 | -9.7 | 0.000 | 0.673 | 13641   |
| 民間金融機関預金量  | 0.15     | 6.9  | 0.000 | 0.646 | 14192   |
| 病院病床数      | -4.20    | -6.2 | 0.000 | 0.640 | 14322   |
| 医療費総額      | 8.26     | 17.5 | 0.000 | 0.757 | 11751   |
| 雇用保険支給額    | 0.46     | 13.6 | 0.000 | 0.715 | 12739   |
| 倒産件数       | 37.35    | 10.2 | 0.000 | 0.678 | 13532   |
| 郵便局数       | 659.09   | 13.6 | 0.000 | 0.715 | 12741   |
| 民間生保店舗数    | -57.68   | -5.6 | 0.000 | 0.635 | 14411   |

表 4.8 擬似 PANEL データによる特別養老新契約数と各系列との 2 変数間の関係  
 (タイムラグなしは n=564、同 1 年は n = 517、同 2 年は 470、fixed effects model)

| 変数             | 回帰係数     | 値     | P値    | ARSQ  | 回帰の標準誤差 |
|----------------|----------|-------|-------|-------|---------|
| 70歳未満人口(-2)    | 0.02     | 0.9   | 0.359 | 0.633 | 15266   |
| 人口集中地区人口       | 0.09     | 11.3  | 0.000 | 0.690 | 13287   |
| 県民所得           | 0.01     | 12.2  | 0.000 | 0.700 | 13076   |
| 総事業所数(-2)      | 0.34     | 1.2   | 0.222 | 0.634 | 15255   |
| 総従業者数(-1)      | 0.21     | 19.8  | 0.000 | 0.794 | 11119   |
| 給与総額           | 0.36     | 12.5  | 0.000 | 0.703 | 12997   |
| 鉱工業生産出荷額(-2)   | -1.13    | -9.9  | 0.000 | 0.701 | 13774   |
| 電力使用量          | 7.09     | 14.5  | 0.000 | 0.725 | 12509   |
| 新築着工床面積(-2)    | -0.01    | -7.7  | 0.000 | 0.678 | 14302   |
| 新車登録台数(-2)     | -0.28    | -8.2  | 0.000 | 0.682 | 14204   |
| 民間金融機関貸出残高(-2) | 0.36     | 9.2   | 0.000 | 0.693 | 13953   |
| 地方税額(-2)       | -0.14    | -13.5 | 0.000 | 0.744 | 12762   |
| 簡保予定利率         | -3572.19 | -9.7  | 0.000 | 0.673 | 13641   |
| 民間金融機関預金量(-2)  | 0.18     | 6.3   | 0.000 | 0.664 | 14604   |
| 病院病床数          | -4.20    | -6.2  | 0.000 | 0.640 | 14322   |
| 医療費総額          | 8.26     | 17.5  | 0.000 | 0.757 | 11751   |
| 雇用保険支給額        | 0.46     | 13.6  | 0.000 | 0.715 | 12739   |
| 倒産件数(-2)       | 43.45    | 10.8  | 0.000 | 0.712 | 13526   |
| 郵便局数           | 659.09   | 13.6  | 0.000 | 0.715 | 12741   |
| 民間生保店舗数        | -57.68   | -5.6  | 0.000 | 0.635 | 14411   |

#### 4.2.4 学資の新契約数と社会経済系列との関係

学資の新契約数と社会経済系列との関係は表 4.9 のとおりであり、すべての系列が1%水準で有意である。タイムラグを考慮すると表 4.10 のように説明力が上昇するものが多い。

表 4.9 擬似 PANEL データによる学資新契約数と各系列との 2 変数間の関係  
( n = 564、fixed effects model )

| 変数         | 回帰係数     | 値     | P値    | ARSQ  | 回帰の標準誤差 |
|------------|----------|-------|-------|-------|---------|
| トレンドダミー    | -1466.48 | -23.5 | 0.000 | 0.937 | 5107    |
| 70歳未満人口    | 0.03     | 3.9   | 0.000 | 0.873 | 7246    |
| 0歳から4歳人口   | 0.68     | 20.1  | 0.000 | 0.927 | 5507    |
| 5歳から9歳人口   | 0.42     | 34.5  | 0.000 | 0.960 | 4043    |
| 10歳から14歳人口 | 0.29     | 35.6  | 0.000 | 0.965 | 3953    |
| 人口集中地区人口   | -0.07    | -21.2 | 0.000 | 0.930 | 5377    |
| 県民所得       | -0.01    | -11.6 | 0.000 | 0.896 | 6552    |
| 総事業所数      | 1.03     | 16.8  | 0.000 | 0.915 | 5909    |
| 総従業者数      | -0.07    | -11.7 | 0.000 | 0.897 | 6533    |
| 給与総額       | -0.19    | -13.6 | 0.000 | 0.903 | 6315    |
| 鉱工業生産出荷額   | 0.45     | 9.9   | 0.000 | 0.890 | 6738    |
| 電力使用量      | -5.46    | -34.6 | 0.000 | 0.961 | 4037    |
| 新築着工床面積    | 0.004    | 14.4  | 0.000 | 0.907 | 6214    |
| 新車登録台数     | 0.17     | 14.5  | 0.000 | 0.907 | 6201    |
| 民間金融機関貸出残高 | -0.08    | -4.3  | 0.000 | 0.874 | 7228    |
| 地方税額       | 0.02     | 2.7   | 0.008 | 0.871 | 7304    |
| 簡保予定利率     | 3353.44  | 25.4  | 0.000 | 0.942 | 4898    |
| 民間金融機関預金量  | -0.17    | -18.9 | 0.000 | 0.922 | 5659    |
| 病院病床数      | 3.29     | 10.4  | 0.000 | 0.892 | 6693    |
| 医療費総額      | -5.81    | -39.4 | 0.000 | 0.967 | 3673    |
| 雇用保険支給額    | -0.37    | -32.2 | 0.000 | 0.956 | 4242    |
| 倒産件数       | -23.64   | -14.0 | 0.000 | 0.905 | 6262    |
| 郵便局数       | -420.14  | -19.9 | 0.000 | 0.926 | 5529    |
| 民間生保店舗数    | 83.26    | 22.0  | 0.000 | 0.932 | 5286    |

表 4.10 擬似 PANEL データによる特別養老新契約数と各系列との 2 変数間の関係  
( タイムラグ1年は n = 517、同2年は 470、fixed effects model )

| 変数             | 回帰係数    | 値     | P値    | ARSQ  | 回帰の標準誤差 |
|----------------|---------|-------|-------|-------|---------|
| 0歳から4歳人口(-2)   | 0.80    | 26.1  | 0.000 | 0.947 | 4491    |
| 5歳から9歳人口(-2)   | 0.46    | 36.4  | 0.000 | 0.967 | 3573    |
| 県民所得(-2)       | -0.01   | -12.5 | 0.000 | 0.899 | 6209    |
| 総従業者数(-2)      | -0.11   | -21.8 | 0.000 | 0.935 | 4985    |
| 給与総額(-2)       | -0.21   | -15.5 | 0.000 | 0.912 | 5806    |
| 鉱工業生産出荷額(-1)   | 0.52    | 11.2  | 0.000 | 0.895 | 6462    |
| 新築着工床面積(-2)    | 0.005   | 14.1  | 0.000 | 0.906 | 5994    |
| 新車登録台数(-2)     | 0.22    | 16.6  | 0.000 | 0.917 | 5647    |
| 民間金融機関貸出残高(-2) | -0.18   | -9.8  | 0.000 | 0.888 | 6560    |
| 地方税額(-2)       | 0.05    | 8.8   | 0.000 | 0.884 | 6675    |
| 医療費総額(-1)      | -5.87   | -39.2 | 0.000 | 0.969 | 3518    |
| 雇用保険支給額(-1)    | -0.38   | -33.6 | 0.000 | 0.961 | 3941    |
| 倒産件数(-2)       | -29.39  | -18.2 | 0.000 | 0.923 | 5443    |
| 郵便局数(-2)       | -465.92 | -20.0 | 0.000 | 0.929 | 5201    |



#### 4.2.5 社会経済系列に対する簡保各系列間の比較

以上 4.2.1 から 4.2.4 までで述べた各簡保種類別新契約数と社会経済データとの関係のうち、それぞれの組合せごとに最も説明力の高いものの回帰係数の符号を確認すると表 4.11 のとおりであり、その場合の各説明変数のタイムラグをまとめると表 4.12 のとおりである。

表 4.11 説明変数ごとの自由度修正済み決定係数が最も高いモデルの回帰係数の符号

| 変数         | 回帰係数の符号 |      |      |    |
|------------|---------|------|------|----|
|            | 全体      | 普通養老 | 特別養老 | 学資 |
| 70歳未満人口    | +       | +    | (-)  | +  |
| 0歳から4歳人口   |         |      |      | +  |
| 5歳から9歳人口   |         |      |      | +  |
| 10歳から14歳人口 |         |      |      | +  |
| 人口集中地区人口   | -       | -    | +    | -  |
| 県民所得       | -       | -    | +    | -  |
| 総事業所数      | +       | +    | (+)  | +  |
| 総従業者数      | -       | -    | +    | -  |
| 給与総額       | -       | -    | +    | -  |
| 鉱工業生産出荷額   | +       | +    | -    | +  |
| 電力使用量      | -       | -    | +    | -  |
| 新築着工床面積    | +       | +    | -    | +  |
| 新車登録台数     | +       | +    | -    | +  |
| 民間金融機関貸出残高 | +       | (+)  | +    | -  |
| 地方税額       | +       | +    | -    | +  |
| 簡保予定利率     | +       | +    | -    | +  |
| 民間金融機関預金量  | -       | -    | +    | -  |
| 病院病床数      | +       | +    | -    | +  |
| 医療費総額      | -       | -    | +    | -  |
| 雇用保険支給額    | -       | -    | +    | -  |
| 倒産件数       | -       | -    | +    | -  |
| 郵便局数       | -       | -    | +    | -  |
| 民間生保店舗数    | +       | +    | -    | +  |

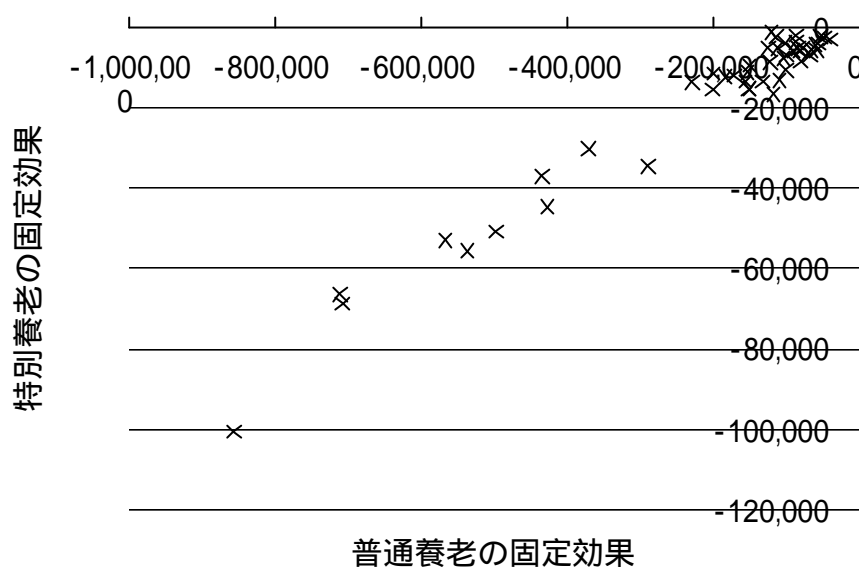
備考：符号に括弧が付いているものは5%水準で有意でないものを表す。

表 4.12 説明変数ごとの自由度修正済み決定係数が最も高いモデルのタイムラグ

| 変数         | タイムラグ |      |      |     |
|------------|-------|------|------|-----|
|            | 全体    | 普通養老 | 特別養老 | 学資  |
| 70歳未満人口    | なし    | なし   | - 2  | なし  |
| 0歳から4歳人口   |       |      |      | - 2 |
| 5歳から9歳人口   |       |      |      | - 2 |
| 10歳から14歳人口 |       |      |      | なし  |
| 人口集中地区人口   | - 2   | - 1  | なし   | なし  |
| 県民所得       | - 2   | なし   | なし   | - 2 |
| 総事業所数      | なし    | なし   | - 2  | なし  |
| 総従業者数      | - 2   | - 2  | - 1  | なし  |
| 給与総額       | - 2   | - 2  | なし   | - 2 |
| 鉱工業生産出荷額   | - 1   | - 1  | - 2  | - 1 |
| 電力使用量      | - 2   | なし   | なし   | なし  |
| 新築着工床面積    | - 2   | - 2  | - 2  | - 1 |
| 新車登録台数     | - 2   | - 2  | - 2  | - 2 |
| 民間金融機関貸出残高 | なし    | なし   | - 2  | - 2 |
| 地方税額       | - 1   | - 2  | - 2  | - 2 |
| 簡保予定利率     | - 1   | なし   | なし   | なし  |
| 民間金融機関預金量  | なし    | なし   | - 2  | なし  |
| 病院病床数      | なし    | なし   | なし   | なし  |
| 医療費総額      | - 2   | - 2  | なし   | - 1 |
| 雇用保険支給額    | - 2   | - 2  | なし   | - 1 |
| 倒産件数       | - 1   | - 2  | - 2  | - 2 |
| 郵便局数       | - 2   | - 2  | なし   | - 2 |
| 民間生保店舗数    | なし    | なし   | なし   | なし  |

ただし、例えば70歳未満人口については、第3章の図3.2などから、普通養老も特別養老もクロスセクションでは回帰係数の符号は正が予想されることから、時系列方向に固定的な各都道府県の固定効果が両種類の符号を反転させていると考えられる。両者のモデルから得られた固定効果の散布図を確認すると、図4.1のとおりであった。

図4.1 普通養老と特別養老の固定効果の関係



このように、各モデルに都道府県の固定効果を表す定数項が含まれているので、単純な回帰のような横並びでの比較はできないが、少なくとも表4.12を概観すると、変数ごとの符号のパターンが、全体、普通養老、および学資で類似の傾向を示しており、特別養老のみがそれらとほぼ逆のパターンになっていることが分かる。

#### 4.3 簡保新契約数と複数の社会経済系列との関係

前節では、簡保新契約全体と各種社会経済系列との関係を PANEL 分析の Fixed effects model により分析した。その結果、普通養老や学資保険と比べて、特別養老に対する各種系列の関係がほぼ逆転していること、また、1変数で特別養老の新契約数を説明しようとする、他の種類の場合と比べてその説明力が相対的に低いことが分かった。

この節では、引続き PANEL 分析の手法を用いて、簡保の種類別に、4.1 節で6グループに分けた社会経済系列から複数の系列を選定してその関係をみることにする。

##### 4.3.1 簡保新契約数と複数の社会経済系列との関係

まず、簡保全体の契約数を説明変数候補とした社会経済系列全体およびトレンドダミーにより説明してみると表 4.13 のとおりであった。回帰係数が 10%水準で有意でないものが複数含まれており、符号の解釈が難しいものがある。

表 4.13 簡保新契約数と複数の社会経済系列との関係  
( n = 564、fixed effects model )

| 変数          | 回帰係数      | 値     | P値    |
|-------------|-----------|-------|-------|
| トレンドダミー     | 2375.1930 | 3.30  | 0.001 |
| 70歳未満人口     | -0.1086   | -2.11 | 0.035 |
| 人口集中地区人口    | 0.0005    | 0.01  | 0.992 |
| 県民所得        | 0.0250    | 9.01  | 0.000 |
| 総事業所数       | -1.5238   | -2.94 | 0.004 |
| 総従業者数       | 0.3522    | 6.09  | 0.000 |
| 給与総額        | 0.1476    | 2.73  | 0.007 |
| 鉱工業生産出荷額    | 0.4358    | 2.19  | 0.029 |
| 電力使用量       | -13.4766  | -8.00 | 0.000 |
| 新築着工床面積     | -0.0070   | -5.36 | 0.000 |
| 新車登録台数      | -0.6147   | -7.75 | 0.000 |
| 民間金融機関貸出残高  | -0.1443   | -1.63 | 0.103 |
| 地方税額        | -0.1094   | -4.21 | 0.000 |
| 簡保予定利率      | 7343.1520 | 5.63  | 0.000 |
| 民間金融機関預金量   | -0.0167   | -0.24 | 0.813 |
| 病院病床数       | 2.6173    | 2.29  | 0.022 |
| 医療費総額       | -34.7314  | -7.20 | 0.000 |
| 雇用保険支給額     | -0.2901   | -1.14 | 0.256 |
| 倒産件数        | -48.4922  | -4.37 | 0.000 |
| 郵便局数        | 468.8271  | 2.60  | 0.010 |
| 民間生保店舗数     | 85.2052   | 2.60  | 0.010 |
| 自由度修正済み決定係数 | 0.990     |       |       |
| 回帰の標準誤差     | 13485     |       |       |
| F値          | 2887      |       |       |
| p値(F値)      | 0.000     |       |       |

次に、契約の対象者である 70 歳未満人口、および全体の経済状況としての県民所得のほか、4.1 節で分けた 6 グループから 1 または 2 系列を回帰係数の符号に注意して選定してみると、表 4.14 のようなモデルを得た。

表 4.14 簡保新契約数と複数の社会経済系列との関係  
(変数選択後、n = 564、fixed effects model)

| 変数          | 回帰係数     | 値        | P値    |
|-------------|----------|----------|-------|
| 92年度ダミー     | 21231.88 | 7.467913 | 0.000 |
| 70歳未満人口     | -0.07    | -2.56    | 0.011 |
| 県民所得        | 0.03     | 10.92    | 0.000 |
| 民間金融機関貸出残高  | 0.70     | 11.49    | 0.000 |
| 簡保予定利率      | 4974.11  | 6.18     | 0.000 |
| 民間金融機関預金量   | -0.12    | -2.10    | 0.036 |
| 医療費総額       | -28.88   | -10.65   | 0.000 |
| 郵便局数        | 347.19   | 1.90     | 0.058 |
| 自由度修正済み決定係数 | 0.983    |          |       |
| 回帰の標準誤差     | 17659    |          |       |
| F値          | 4778     |          |       |
| p値(F値)      | 0.000    |          |       |

これをみると、10%水準ですべての変数の回帰係数が有意となっている。そのうち、92年度ダミー、県民所得、民間金融機関貸出残高、簡保予定利率、および郵便局数の符号が正であり、70歳未満人口、民間金融機関預金量、医療費総額が負となっている。経済活動が活発で経済環境がよければ簡保の新契約数が多いことが窺われる。また、医療費が多いと新契約数が少ないことも窺われる。なお、簡保の対象者たる70歳未満人口の符号については、このモデルに含まれる他の条件が一定ならば、という条件付きで負になっていることを考えれば、生活上のリスク面での状況を表すと考えられる医療費総額が一定という条件で人口が増えた場合を想定することにより、整合的な解釈が可能であると考え。ちなみに、表 4.14 のモデルから医療費総額の系列を除くと、表 4.15 のように、70歳未満人口の回帰係数が正で有意となる。

表 4.15 簡保新契約数と複数の社会経済系列との関係  
(変数選択後、医療費総額を除いたもの。n = 564、fixed effects model)

| 変数          | 回帰係数     | 値      | P値    |
|-------------|----------|--------|-------|
| 92年度ダミー     | 24175.20 | 7.73   | 0.000 |
| 70歳未満人口     | 0.09     | 3.34   | 0.001 |
| 県民所得        | 0.01     | 5.79   | 0.000 |
| 民間金融機関貸出残高  | 0.97     | 15.65  | 0.000 |
| 簡保予定利率      | 7923.53  | 9.49   | 0.000 |
| 民間金融機関預金量   | -0.39    | -7.32  | 0.000 |
| 郵便局数        | -1397.27 | -15.68 | 0.000 |
| 自由度修正済み決定係数 | 0.980    |        |       |
| 回帰の標準誤差     | 19509    |        |       |
| F値          | 4552     |        |       |
| p値(F値)      | 0.000    |        |       |

#### 4.3.2 普通養老新契約数と複数の社会経済系列との関係

普通養老は、死亡時と満期時が同額保障であって、簡保の中にあつては貯蓄性に特徴のある種類である。この種類は、92年度の加入年齢上限の65歳から70歳への引上げに伴って年間新契約数が増加していること、また、96年度および97年度に保障性が特徴である特別養老との新契約数の出入りが窺えるので、これらの構造変化を反映させるダミー変数をモデルに組込む必要がある。そこで、表4.14の説明変数に構造変化を表す年次ダミーを加えたモデルによりPANEL分析を実施すると、表4.16の結果を得た。

これも全体の簡保新契約数と同様の傾向を示していることから、医療費総額の系列を除いてみると、表4.17のような結果となった。70歳未満人口の係数の符号は正を窺わせるが、有意ではない。

表 4.16 普通養老新契約数と複数の社会経済系列との関係  
(変数選択後、n = 564、fixed effects model)

| 変数          | 回帰係数      | 値     | P値    |
|-------------|-----------|-------|-------|
| 92年度ダミー     | 29186.60  | 12.20 | 0.000 |
| 96年度ダミー     | -21948.26 | -9.10 | 0.000 |
| 97年度ダミー     | -20741.91 | -8.45 | 0.000 |
| 70歳未満人口     | -0.07     | -2.94 | 0.003 |
| 県民所得        | 0.01      | 5.84  | 0.000 |
| 民間金融機関貸出残高  | 0.35      | 6.91  | 0.000 |
| 簡保予定利率      | 1485.40   | 2.14  | 0.033 |
| 民間金融機関預金量   | 0.13      | 2.74  | 0.006 |
| 医療費総額       | -18.75    | -8.25 | 0.000 |
| 民間生保店舗数     | 80.50     | 0.53  | 0.599 |
| 自由度修正済み決定係数 | 0.955     |       |       |
| 回帰の標準誤差     | 14784     |       |       |
| F値          | 1345      |       |       |
| p値(F値)      | 0.000     |       |       |

表 4.17 普通養老新契約数と複数の社会経済系列との関係  
(変数選択後、医療費総額を除いたもの。n = 564、fixed effects model)

| 変数          | 回帰係数      | 値      | P値    |
|-------------|-----------|--------|-------|
| 92年度ダミー     | 31010.13  | 12.24  | 0.000 |
| 96年度ダミー     | -22739.42 | -8.87  | 0.000 |
| 97年度ダミー     | -21313.44 | -8.17  | 0.000 |
| 70歳未満人口     | 0.03      | 1.60   | 0.110 |
| 県民所得        | 0.00      | 2.03   | 0.043 |
| 民間金融機関貸出残高  | 0.53      | 10.55  | 0.000 |
| 簡保予定利率      | 3360.08   | 4.81   | 0.000 |
| 民間金融機関預金量   | -0.05     | -1.20  | 0.229 |
| 民間生保店舗数     | -1051.37  | -14.63 | 0.000 |
| 自由度修正済み決定係数 | 0.949     |        |       |
| 回帰の標準誤差     | 15730     |        |       |
| F値          | 1329      |        |       |
| p値(F値)      | 0.000     |        |       |

#### 4.3.3 特別養老新契約数と複数の社会経済系列との関係

特別養老は、死亡時の保障が2倍、5倍または10倍となっており、普通養老と比べて障性に特徴がある。この種類は普通養老と96年度および97年度に出入りを窺わせる変動を示しているため、これらを反映させるダミー変数をモデルに組み込む必要がある。そこで、それらを反映したモデルによりPANEL分析を実施すると、表4.18の結果を得た。

特別養老は前節で指摘したとおり、1変数によって説明すると簡保新契約数全体や普通養老の回帰係数の符号と逆の傾向を示していた。複数の説明変数によってもそれと同様の傾向が現れており、この結果はこれまでの検討と整合的であるとみることができる。そこで、特別養老についても医療費総額の系列を除いてみると、表4.19のような結果となった。70歳未満人口の係数の符号は負となっているが、有意ではない。

表 4.18 特別養老新契約数と複数の社会経済系列との関係

(変数選択後、n = 564、fixed effects model)

| 変数          | 回帰係数     | 値      | P値    |
|-------------|----------|--------|-------|
| 96年度ダミー     | 22779.54 | 18.93  | 0.000 |
| 97年度ダミー     | 17343.21 | 14.10  | 0.000 |
| 70歳未満人口     | 0.05     | 4.54   | 0.000 |
| 県民所得        | 0.00     | 2.80   | 0.005 |
| 民間金融機関貸出残高  | 0.09     | 3.47   | 0.001 |
| 簡保予定利率      | 660.73   | 1.93   | 0.054 |
| 民間金融機関預金量   | -0.24    | -10.29 | 0.000 |
| 医療費総額       | 12.31    | 10.86  | 0.000 |
| 郵便局数        | -216.45  | -2.83  | 0.005 |
| 自由度修正済み決定係数 | 0.903    |        |       |
| 回帰の標準誤差     | 7413     |        |       |
| F値          | 665      |        |       |
| p値(F値)      | 0.000    |        |       |

表 4.19 特別養老新契約数と複数の社会経済系列との関係

(変数選択後、医療費総額を除いたもの。n = 564、fixed effects model)

| 変数          | 回帰係数     | 値     | P値    |
|-------------|----------|-------|-------|
| 96年度ダミー     | 23424.83 | 17.57 | 0.000 |
| 97年度ダミー     | 17760.18 | 13.03 | 0.000 |
| 70歳未満人口     | -0.01    | -1.25 | 0.213 |
| 県民所得        | 0.01     | 8.08  | 0.000 |
| 民間金融機関貸出残高  | -0.02    | -0.91 | 0.363 |
| 簡保予定利率      | -649.16  | -1.83 | 0.068 |
| 民間金融機関預金量   | -0.12    | -5.32 | 0.000 |
| 郵便局数        | 526.82   | 14.02 | 0.000 |
| 自由度修正済み決定係数 | 0.881    |       |       |
| 回帰の標準誤差     | 8220     |       |       |
| F値          | 605      |       |       |
| p値(F値)      | 0.000    |       |       |

#### 4.3.4 学資新契約数と複数の社会経済系列との関係

学資は、0歳から12歳の者を加入対象とし、その学資を積み立てるという仕組み上の特徴を持っている。この種類は93年度から実現値が報告されている育英年金付き学資の追加に伴う当該年度の増加が観察されることから、これを反映させるダミー変数をモデルに組み込む必要がある。また、対象となる年齢が0歳から12歳までであるので、対象人口についてはそれに対応する0歳から4歳、5歳から9歳、10歳から14歳の年齢5歳階級別人口を使うことが妥当である。そこで、これらを表4.14のモデルに反映させたモデルによりPANEL分析すると、表4.20の結果を得た。さらに、年齢階級別人口系列を取捨選択し表4.21の結果を得た。

表 4.20 学資新契約数と複数の社会経済系列との関係

(変数選択後、n = 564、fixed effects model)

| 変数          | 回帰係数     | 値     | P値    |
|-------------|----------|-------|-------|
| 93年度ダミー     | 7624.790 | 18.56 | 0.000 |
| 0歳から4歳人口    | -0.068   | -1.11 | 0.269 |
| 5歳から9歳人口    | -0.003   | -0.04 | 0.970 |
| 10歳から14歳人口  | 0.023    | 0.62  | 0.534 |
| 県民所得        | 0.001    | 2.10  | 0.036 |
| 民間金融機関貸出残高  | 0.031    | 3.02  | 0.003 |
| 簡保予定利率      | 446.088  | 3.80  | 0.000 |
| 民間金融機関預金量   | -0.017   | -1.84 | 0.067 |
| 医療費総額       | -5.605   | -8.82 | 0.000 |
| 郵便局数        | 51.035   | 1.95  | 0.052 |
| 自由度修正済み決定係数 | 0.984    |       |       |
| 回帰の標準誤差     | 2531     |       |       |
| F値          | 3979     |       |       |
| p値(F値)      | 0.000    |       |       |

表 4.21 学資新契約数と複数の社会経済系列との関係

(変数選択後、年齢階級別人口系列選択後、n = 564、fixed effects model)

| 変数          | 回帰係数     | 値      | P値    |
|-------------|----------|--------|-------|
| 93年度ダミー     | 7625.659 | 18.61  | 0.000 |
| 0歳から4歳人口    | -0.069   | -1.88  | 0.061 |
| 県民所得        | 0.001    | 2.18   | 0.030 |
| 民間金融機関貸出残高  | 0.032    | 3.14   | 0.002 |
| 簡保予定利率      | 441.438  | 3.80   | 0.000 |
| 民間金融機関預金量   | -0.020   | -2.38  | 0.018 |
| 医療費総額       | -5.910   | -13.30 | 0.000 |
| 郵便局数        | 44.065   | 1.78   | 0.075 |
| 自由度修正済み決定係数 | 0.985    |        |       |
| 回帰の標準誤差     | 2527     |        |       |
| F値          | 5128     |        |       |
| p値(F値)      | 0.000    |        |       |

表 4.21 をみると、人口の係数が負になっており、普通養老と同様の符号の傾向を示している。そこで、これまでと同様に医療費総額の系列を除いてみると、表 4.22 の結果を得た。0 歳から 4 歳までの年齢階級別人口の係数は正となっており、1%水準で有意である。

表 4.22 学資新契約数と複数の社会経済系列との関係

(年齢階級別人口系列選択後、医療費総額を除いたもの。n = 564、fixed effects model)

| 変数          | 回帰係数    | 値      | P値    |
|-------------|---------|--------|-------|
| 93年度ダミー     | 7729.66 | 16.27  | 0.000 |
| 0歳から4歳人口    | 0.26    | 8.23   | 0.000 |
| 県民所得        | 0.00    | 0.21   | 0.837 |
| 民間金融機関貸出残高  | 0.11    | 11.13  | 0.000 |
| 簡保予定利率      | 934.84  | 7.32   | 0.000 |
| 民間金融機関預金量   | -0.08   | -9.88  | 0.000 |
| 郵便局数        | -236.96 | -15.90 | 0.000 |
| 自由度修正済み決定係数 | 0.979   |        |       |
| 回帰の標準誤差     | 2931    |        |       |
| F値          | 4426    |        |       |
| p値(F値)      | 0.000   |        |       |

#### 4.3.5 複数の社会経済系列に対する簡保各系列間の比較

以上 4.3.1 から 4.3.4 までで述べた各簡保種類別新契約数と複数の社会経済データとの関係について、医療費総額を含む変数選択後のモデルを保険種類別に比較することにより、社会経済データによってこれらのデータの変動がどのように説明されているかをみる。具体的には、保険種類別のモデルにおける回帰係数の符号をみることとし、一覧化すると表 4.23 のとおりである。

表 4.23 保険種類別のモデルにおける回帰係数の符号 (複数の社会経済変数によるもの)

| 変数         | 回帰係数の符号 |      |      |     |
|------------|---------|------|------|-----|
|            | 全体      | 普通養老 | 特別養老 | 学資  |
| 92年度ダミー    | +       | +    |      |     |
| 93年度ダミー    |         |      |      | +   |
| 96年度ダミー    |         | -    | +    |     |
| 97年度ダミー    |         | -    | +    |     |
| 70歳未満人口    | -       | -    | +    |     |
| 0歳から4歳人口   |         |      |      | -   |
| 県民所得       | +       | +    | +    | +   |
| 民間金融機関貸出残高 | +       | +    | +    | +   |
| 簡保予定利率     | +       | +    | (+)  | +   |
| 民間金融機関預金量  | -       | +    | -    | -   |
| 医療費総額      | -       | -    | +    | -   |
| 郵便局数       | (+)     | (+)  | -    | (+) |



年度ダミーをみると、加入年齢の上限が上げられた 92 年度については、その効果を直接受けた普通養老および、それを包含している全体とも正の効果を示している。育英学資がデータに加わった 93 年度の学資についても正の効果が現れている。保険販売の方針が普通養老から特別養老に移行したと考えられる 96 年度および 97 年度については、普通養老、特別養老とも整合的な符号が現れている。

人口については、全体、普通養老、および学資で負であり、特別養老で正となっている。これは、生活上のリスク面での状況を表すと考えられる医療費総額の符号と一致しており、モデルから医療費総額の系列を除いてみると人口系列の符号が逆転することから、貯蓄性に特徴のある種類については医療費総額が一定という状況では対象人口が増加すると新契約が減少することが推測される結果となっている。

また、県民所得、民間金融機関貸出残高、簡保の予定利率については、全体、普通養老、特別養老、および学資のすべてで正であり、県民所得や民間金融機関貸出残高が多いと新契約数が多いこと、簡保の予定利率が高いと新契約数が多いことが窺われる。

さらに、民間金融機関の預金量については、普通養老のみ負であり、それが多いと普通養老の新契約数が少ないことが窺える。

なお、郵便局数については、特別養老で負となっているが、全体、普通養老、および学資では回帰係数が有意となっていない。

#### 4.4 まとめ

都道府県単位の年次データを使った擬似 PANEL データによる PANEL 分析を行うことにより、クロスセクションや時系列での分析に比べて、1 変数による説明の場合も複数変数による場合も、分析対象データの数が増加することなどから、説明変数が有意で説明力の高いモデルが得られた。これらの結果からみると、社会経済データ系列の中には、簡保の新契約数との間に有意な関係が認められるものが多くあった。また、それらの系列を用いたモデルから、簡保新契約数の全体、普通養老、および学資のグループと特別養老との回帰係数の符号の傾向がほぼ逆転していることが明らかとなった。この 4 種類を対象としたモデルの説明力をみると、全体についてのものが最も説明力が高く、特別養老のそれが最も低かった。これは、簡保全体でみると比較的緩やかに変動しているが、普通養老や特別養老では 96 年度、97 年度等における営業の方針が影響しており、特に普通養老よりも新契約数の規模が小さい特別養老でその影響が大きかったものと考えられる。この点に着目すると、回帰係数の符号の逆転についても 96 年度前後の影響が現れている可能性がある。

今回主に用いた PANEL 分析における Fixed effects model には、個別都道府県の固定効果として都道府県ごとの定数項が存在することから、この部分についての検討が残るが、それを含めてみると、年度データでみた簡保新契約数の基本構造は各社会経済データ系列によって相当程度説明が可能であると考えられる。

このように、中、長期の事業運営については、事業の外にある環境をみるため、さらに使いやすいデータの入手やより詳細に事業を捉えたデータの把握・整理が必要と考える。

なお、分析の対象とした簡保新契約数は、中長期で見ると社会経済の変動によって制約を受けているように見えるので、次章では、より短期的な関係について検討を進めることとする。