

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ただけの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見ると、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見ると、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
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¹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マイ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。

¹ 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)

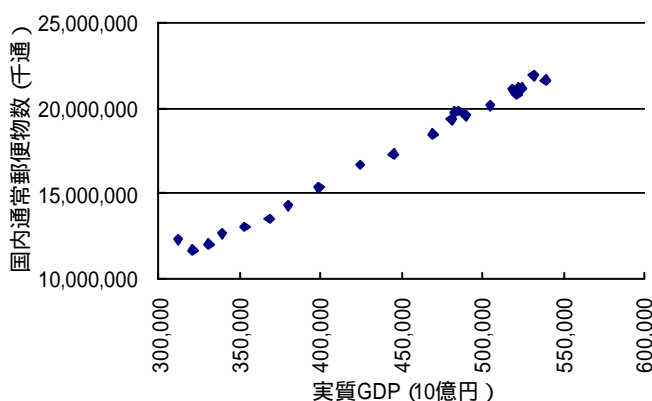
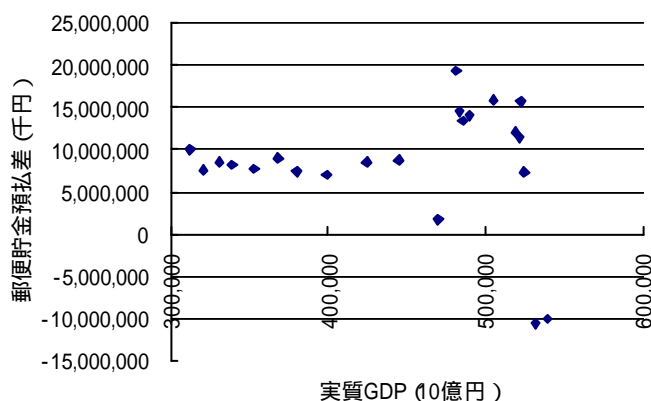
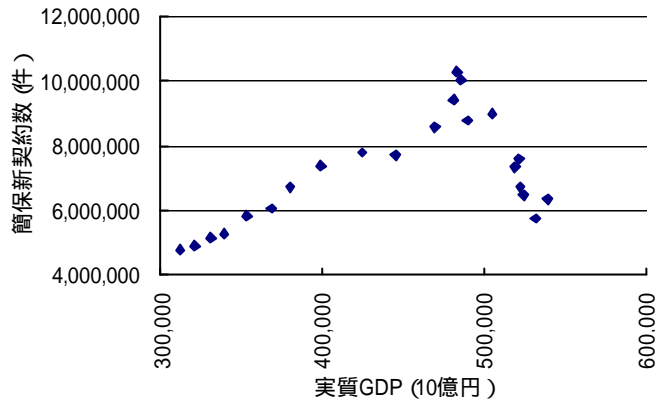


図 1.2 郵貯預払差と実質 GDP(1980-2001 年度)



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²。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。

² 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

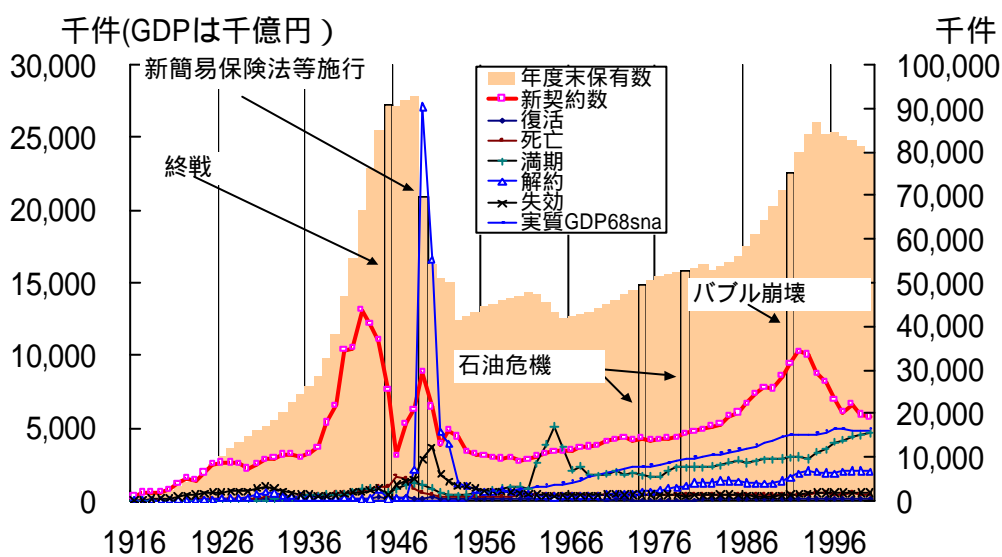
この章では、簡保の新契約数系列について時系列で（時間の経過に沿って）みた場合の変化について確認する。

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³、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。

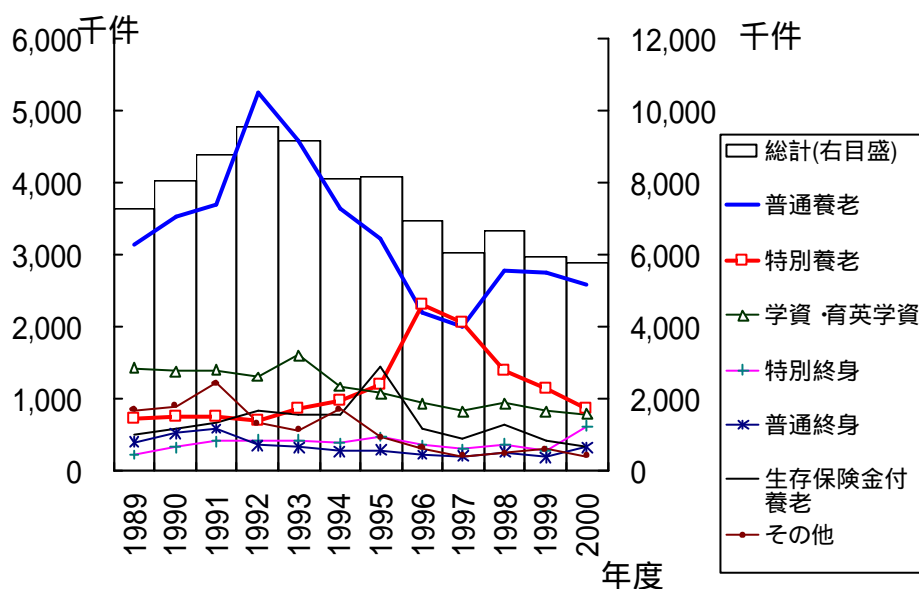
³ 簡易保険事業 80 周年記念事業史編さん委員会(1996)によれば、戦時下の生命保険は国の貯蓄政策、社会政策の両面から重視され、それに伴って簡保・郵便年金事業の性格を変えざるを得なかったこと、また、終戦直後の急激なインフレに伴う実質価値の極端な低落により、戦時中の契約が保険的効用を失ったこと、それらの契約を 49 年に整理したこと、などが述べられている。

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⁴。

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)

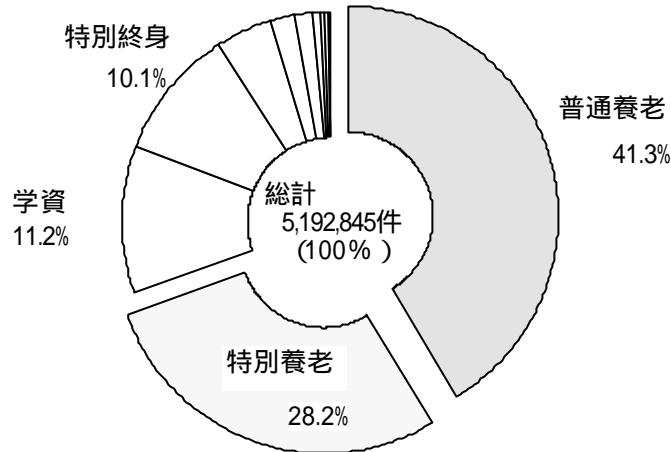
2.3 新契約数と年齢階級の関係

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

⁴ 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。

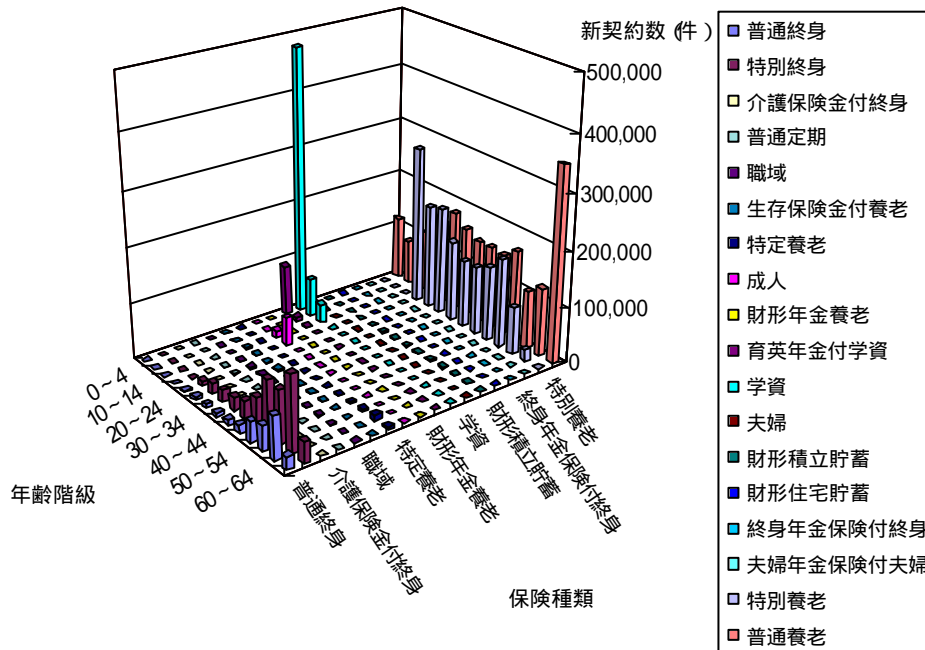
のとおりであり、種類ごとの新契約数の件数規模が大きく異なっていること、および保険種類によって加入している年齢層が大きく異なっていることが明らかである。

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。

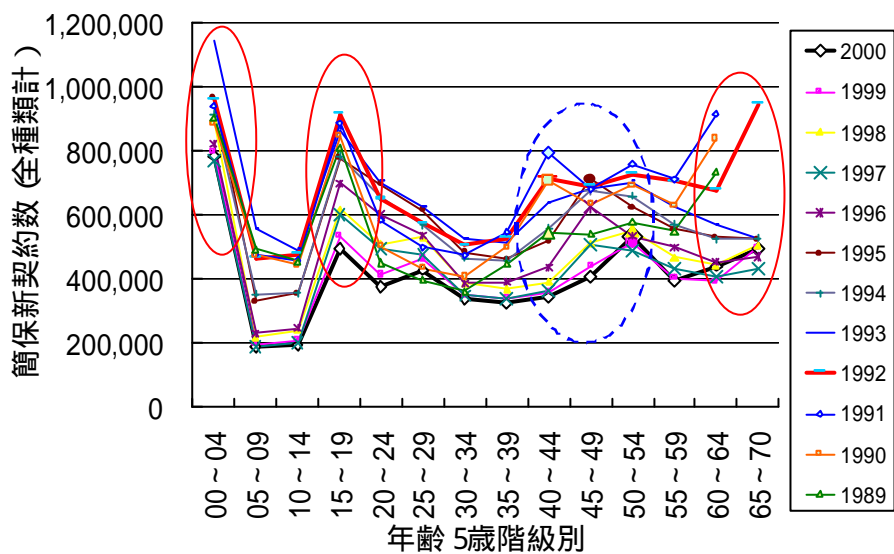
図 2.4 簡保新契約における年齢 5 歳階級別種類別件数（01 年度）



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

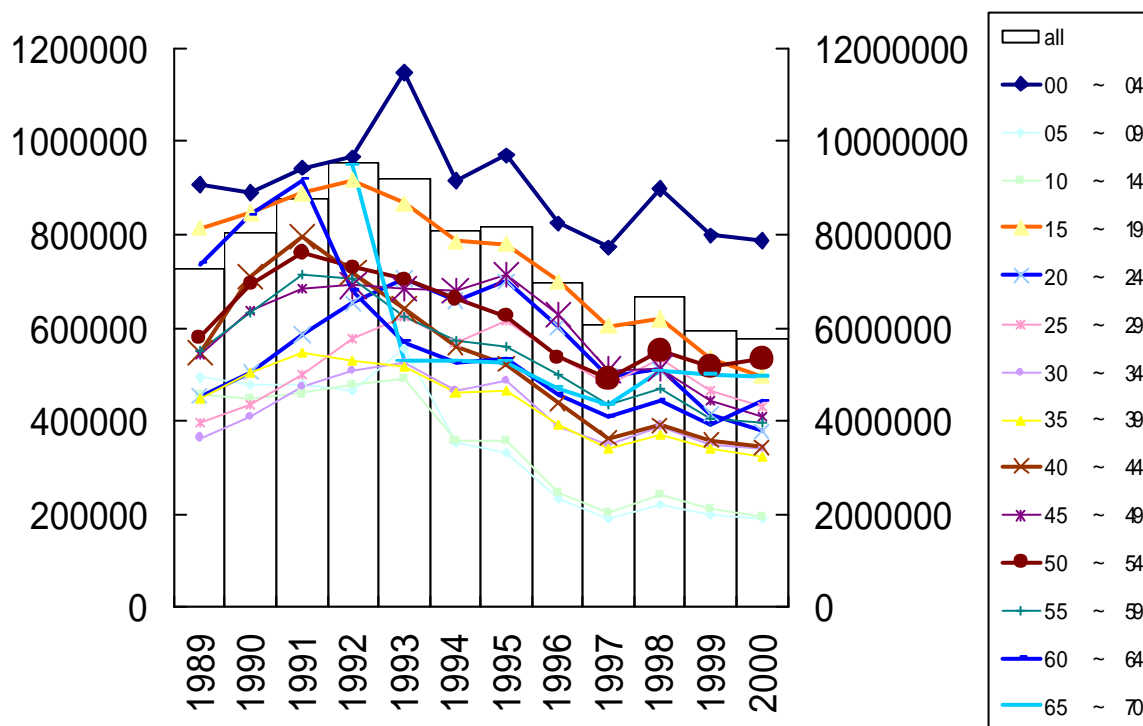
	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
15 - 19	15 - 18	16 - 19	17 - 19	18・19	19							
20 - 24			20	20・21	20 - 22	20 - 23	21 - 24	22 - 24	23・24	24		
25 - 29								25	25・26	25 - 27	25 - 28	26 - 29
40 - 44	40 - 42	41 - 43	42 - 44	43・44	44							
45 - 49				45	45・46	45 - 47	46 - 48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

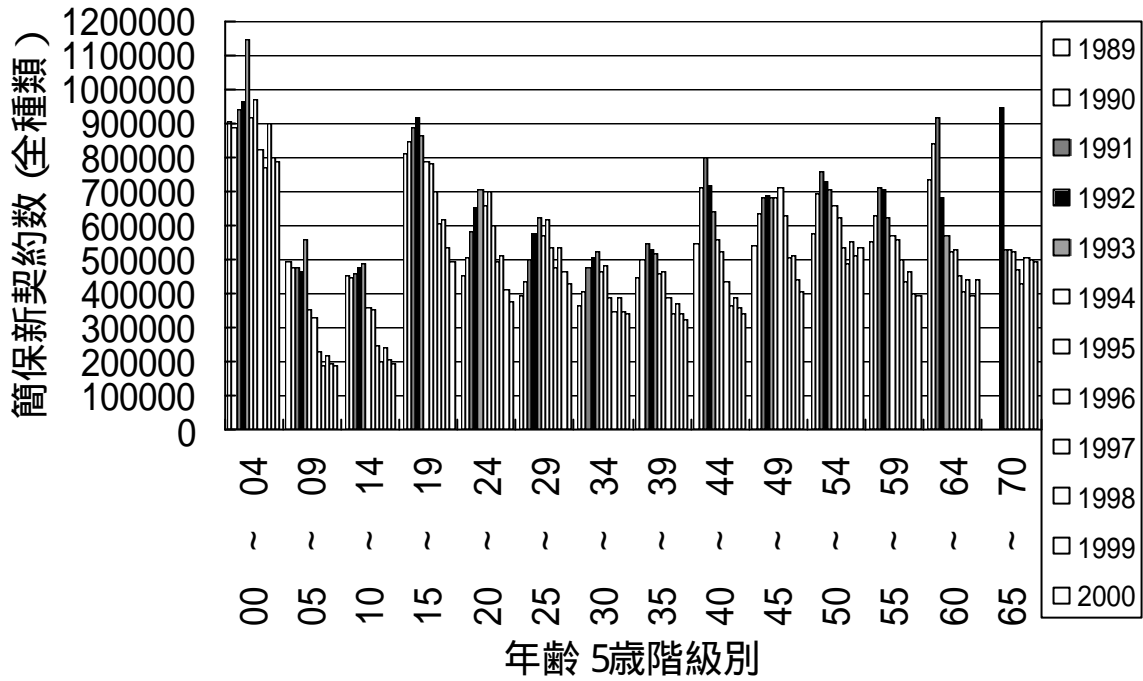
なお、特に図 2.7 から、92 年度の 65 歳から 70 歳階級および 93 年度の 0 歳から 4 歳階級が他の年度と比較して著しく高い値を示しているが、定性的な原因の推測が困難なので、次節で保険種類別の分析を行うこととする。

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）

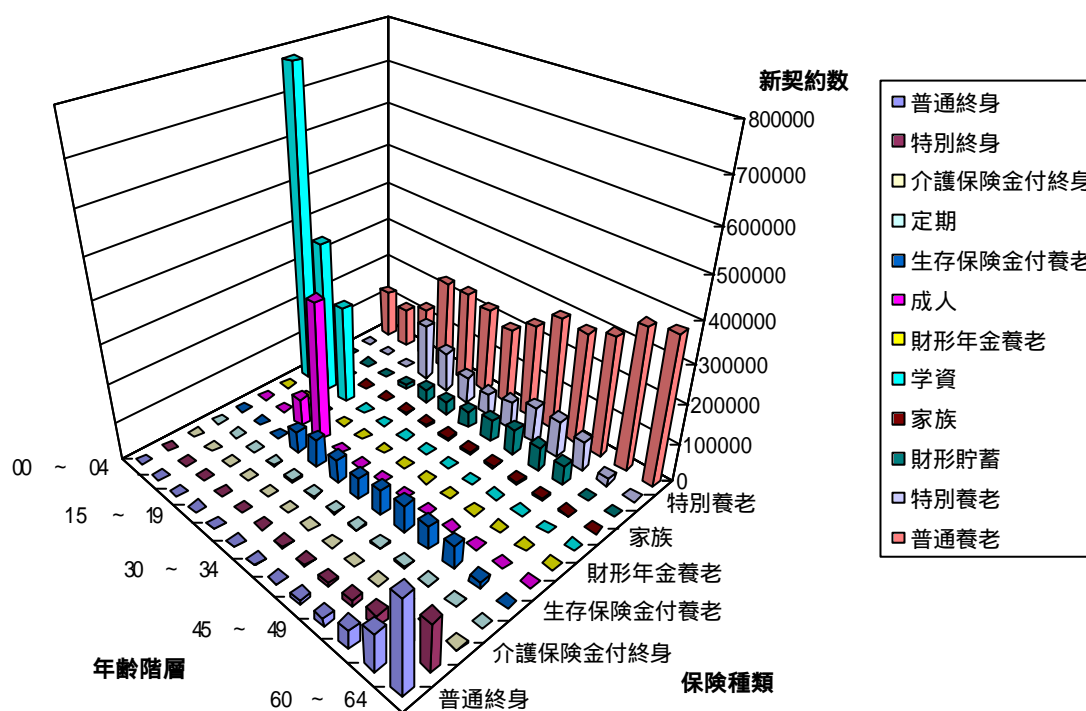


備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

2.4 簡保の保険種別別新契約数と年齢階級の関係

年度別に保険種別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 歳階級別種別別件数（89 年度）



備考：郵政事業庁「保険新契約保険種別別年齢別統計」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。図で明らかなように、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。

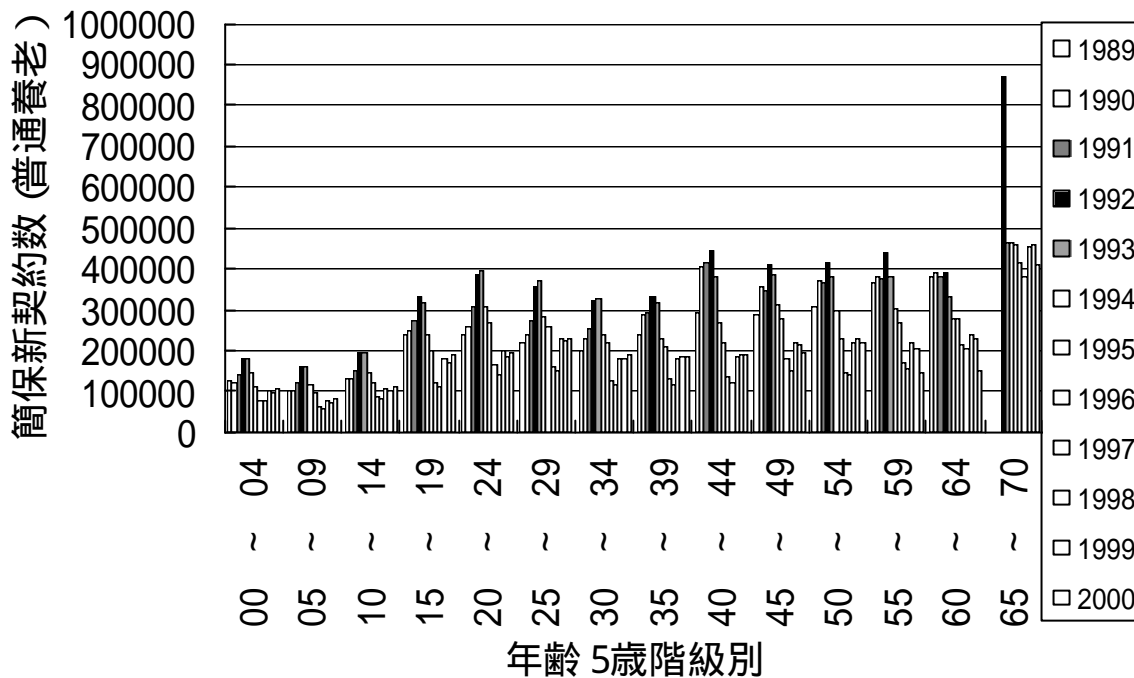


図 2.10 加入上限拡大効果を是正した場合の総数の推移（ピークは 93 年度に移行。）

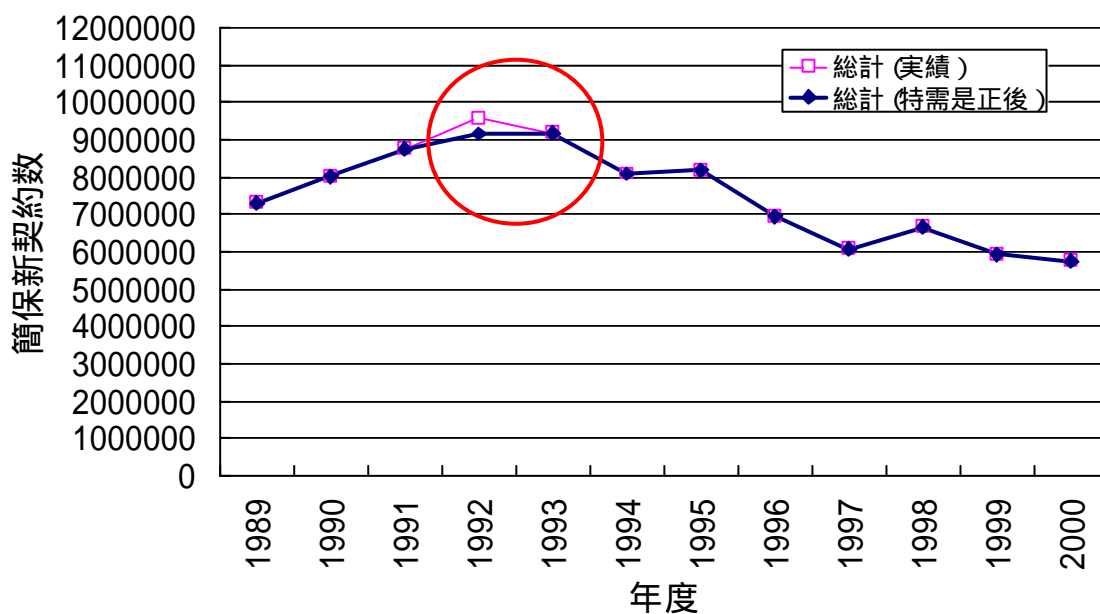
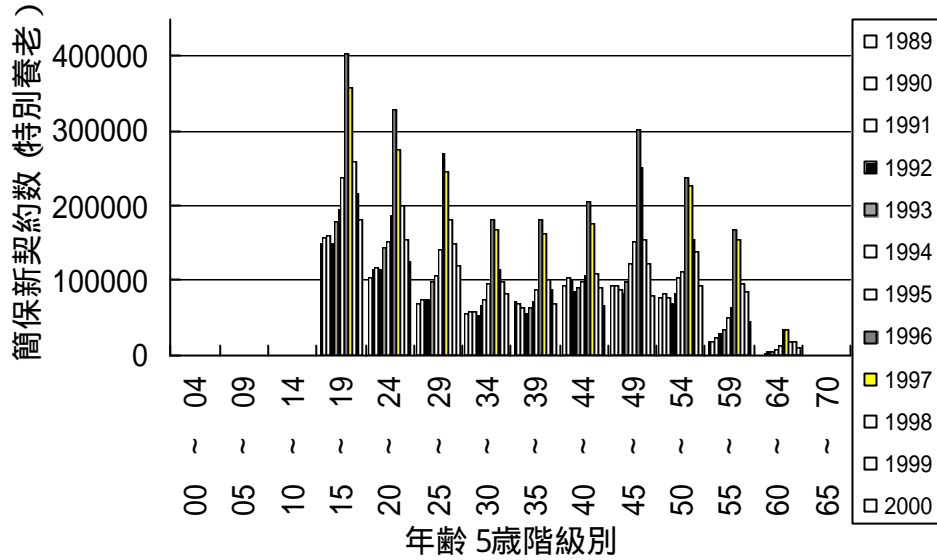
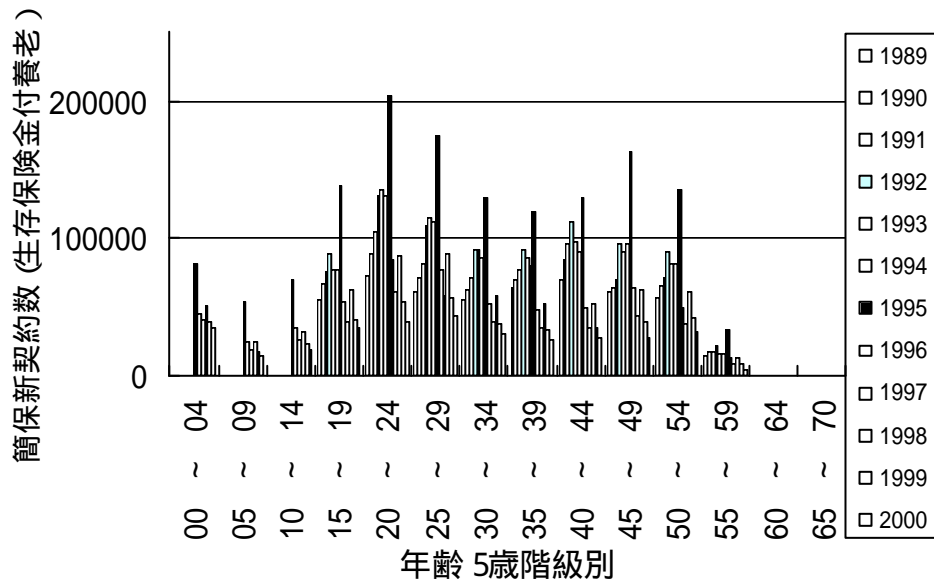


図 2.11 特別養老の年齢階級別新契約数の推移



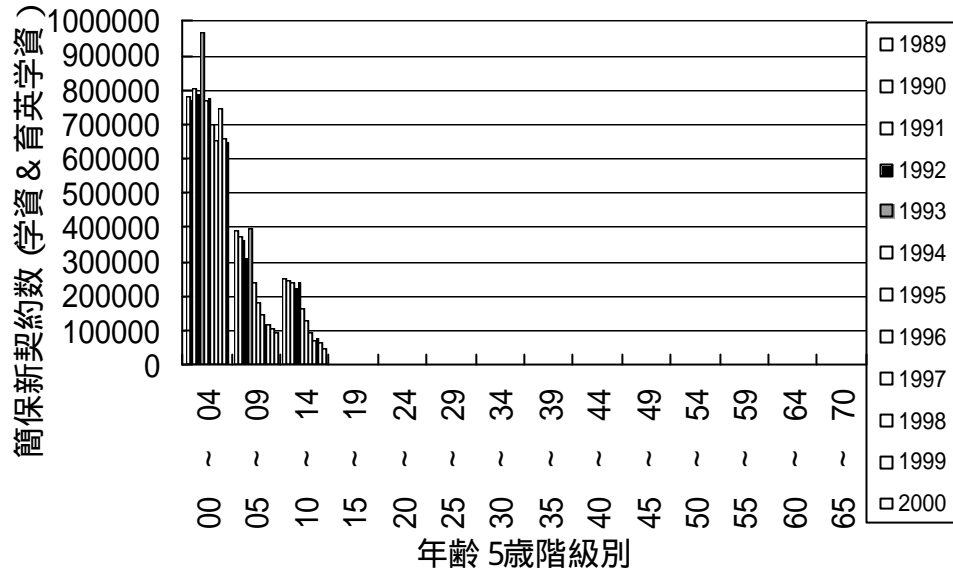
備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

図 2.12 生存保険金付養老の年齢階級別新契約数の推移



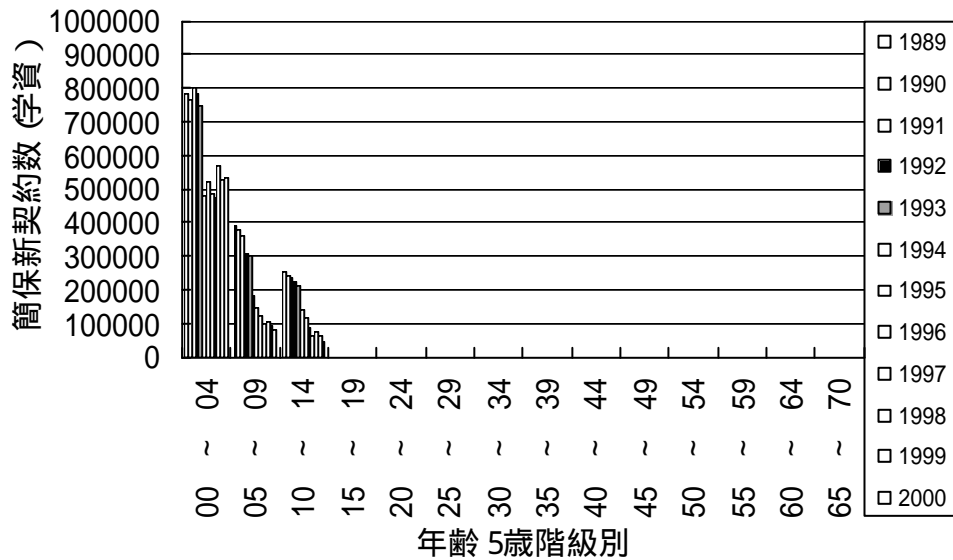
備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

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



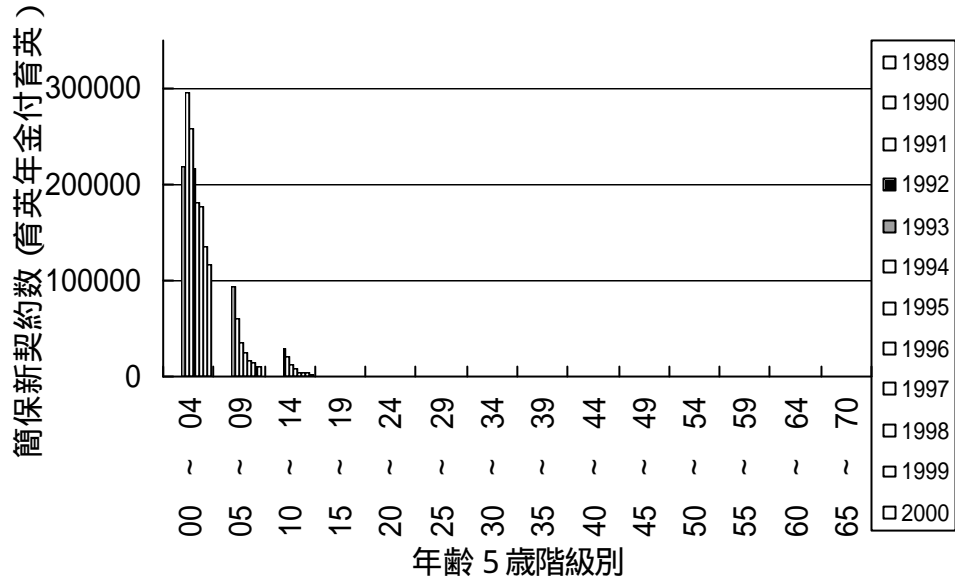
備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

図 2.14 学資の年齢階級別新契約数の推移



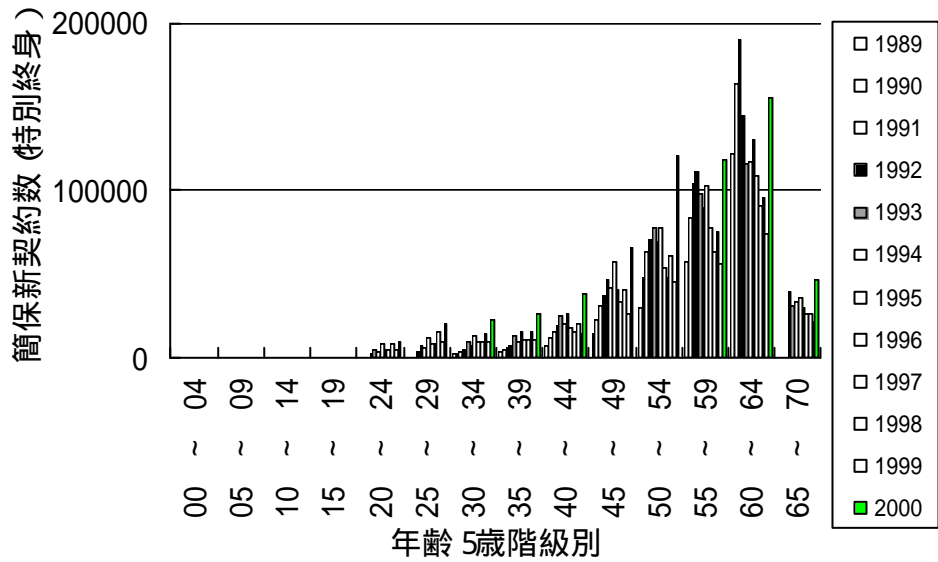
備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

図 2.15 育英年金付学資の年齢階級別新契約数の推移



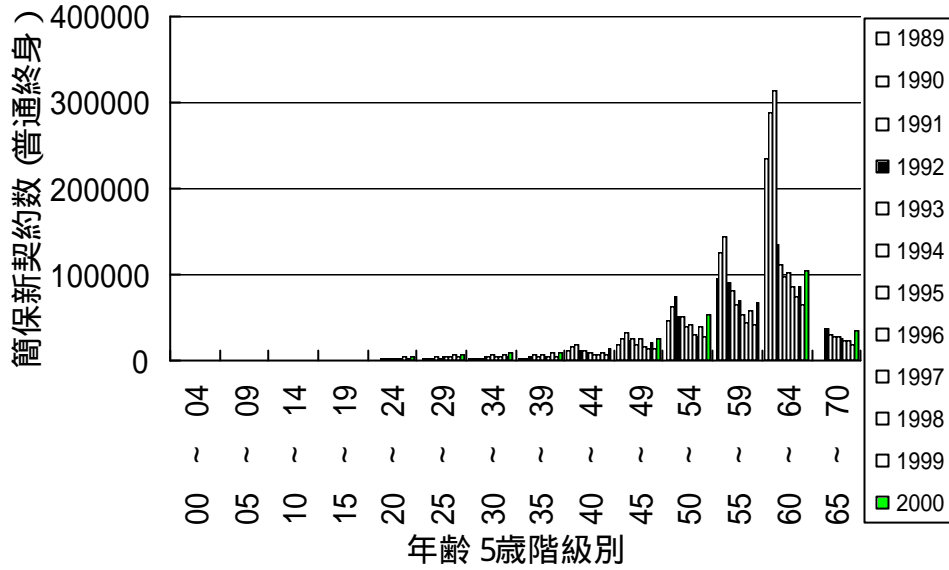
備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

図 2.16 特別終身の年齢階級別新契約数の推移



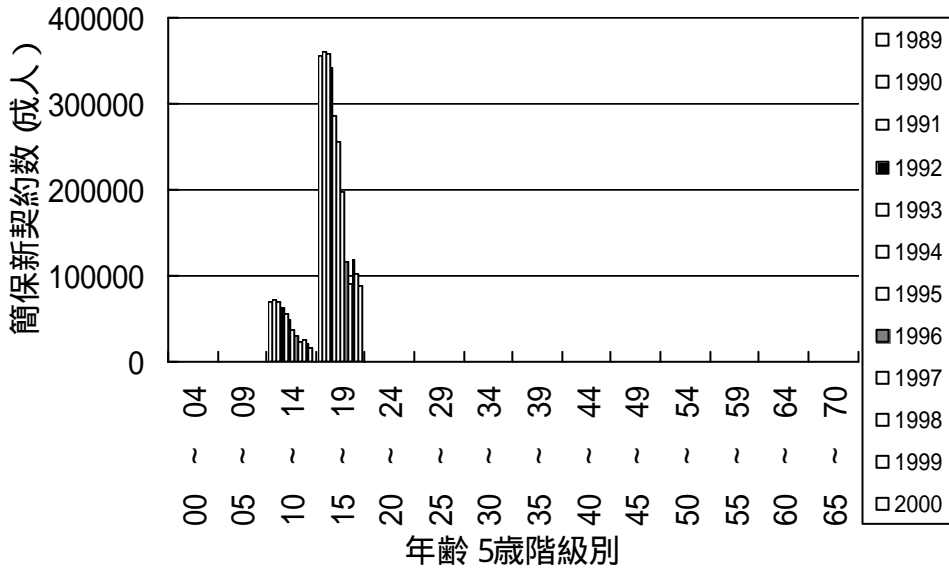
備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

図 2.17 普通終身の年齢階級別新契約数の推移



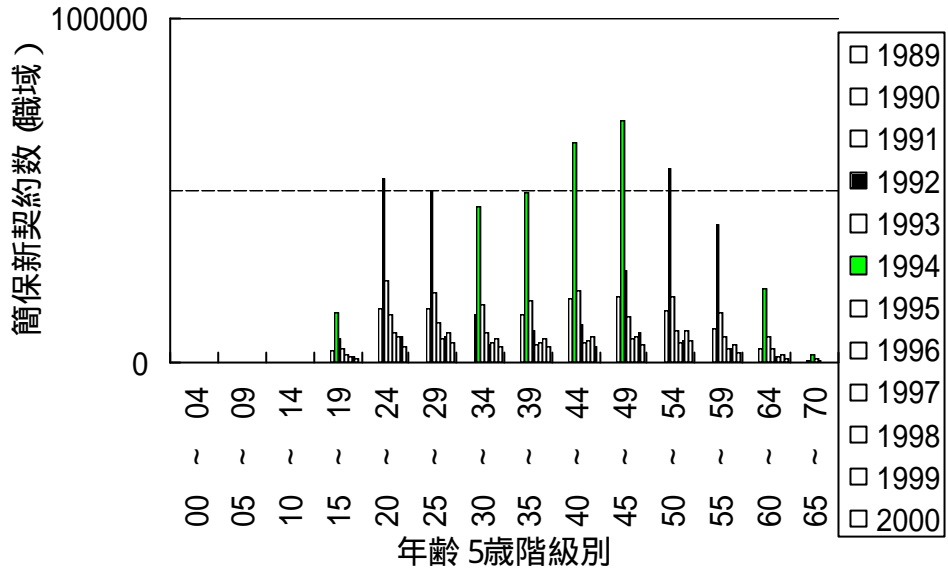
備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

図 2.18 成人の年齢階級別新契約数の推移



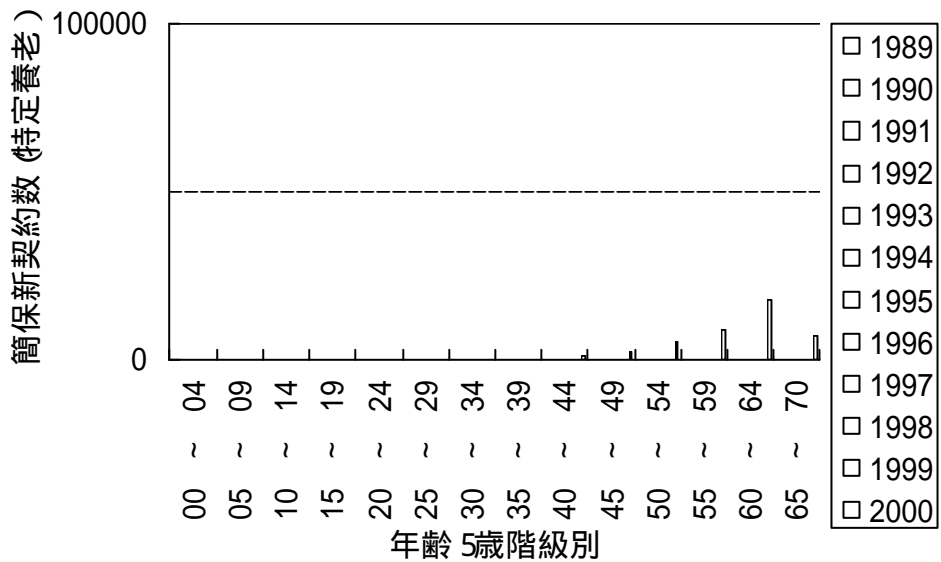
備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より郵政研究所作成。

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。

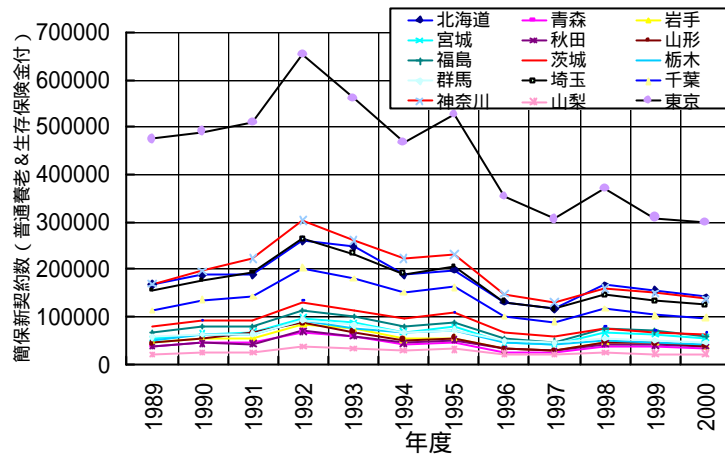
2.5.2 特別養老の都道府県別推移

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）

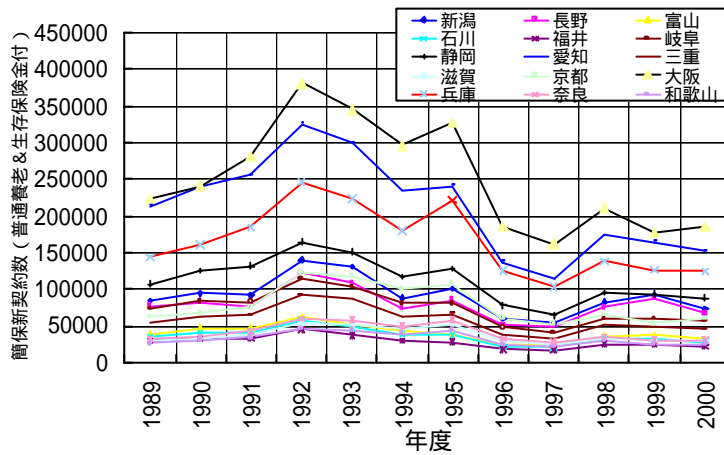


図 2.23 都道府県別にみた普通養老等の新契約数の推移（鳥取～沖縄）

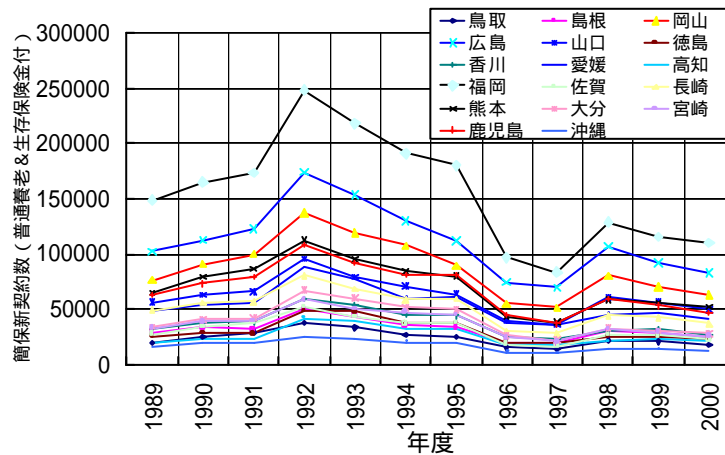


図 2.24 都道府県別にみた特別養老の新契約数の推移（北海道～東京）

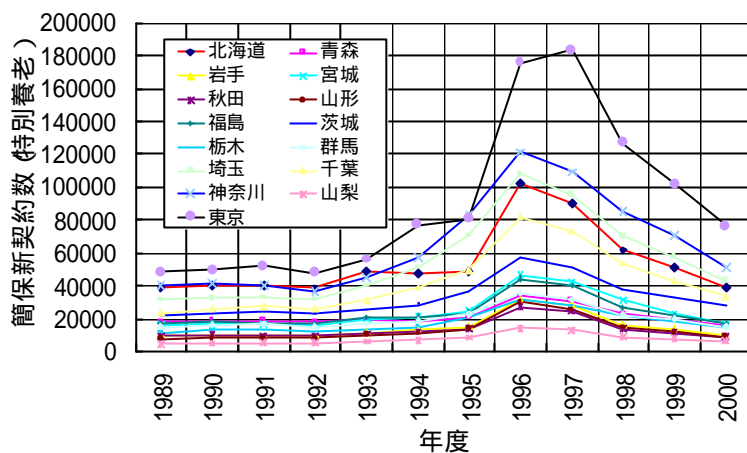


図 2.25 都道府県別にみた特別養老の新契約数の推移（新潟～和歌山）

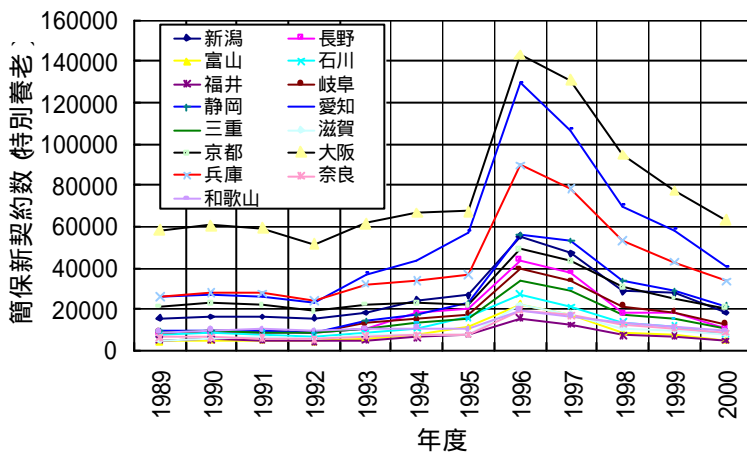
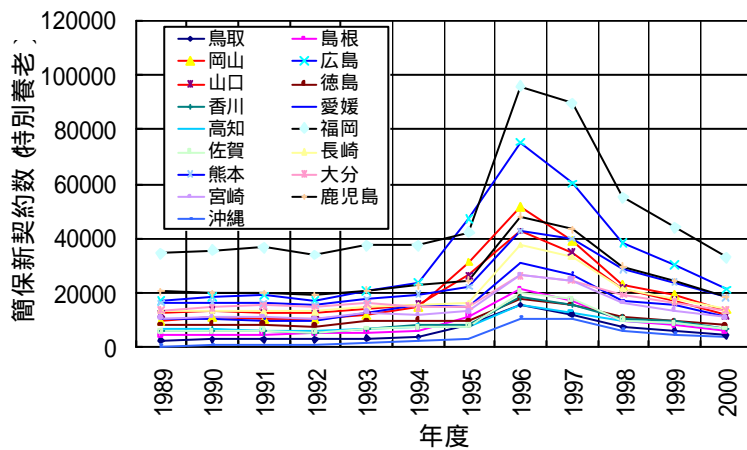


図 2.26 都道府県別にみた特別養老の新契約数の推移（鳥取～沖縄）



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

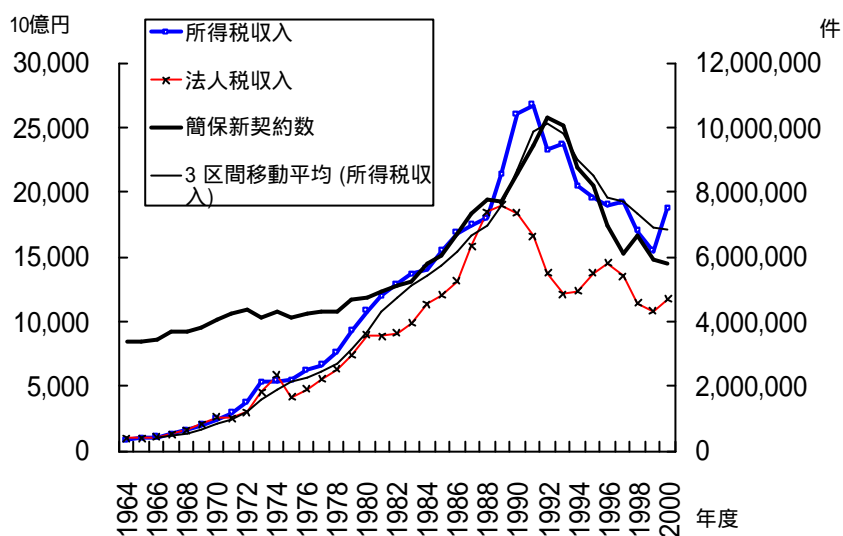
備考 1 : は、増減幅が 0.2 (100/47) % を超えるもの
 は、符号が前年度と同じで、増減幅が 0.2 % を超えるもの
 は、増減幅が + 0.5 % を上回るもの
 は、増減幅が - 0.5 % を下回るもの

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。

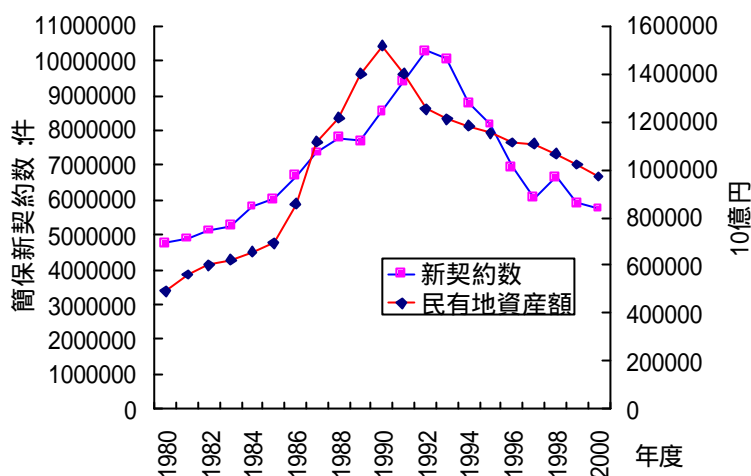
図 2.27 長期でみた簡易保険と税収入額の推移



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。

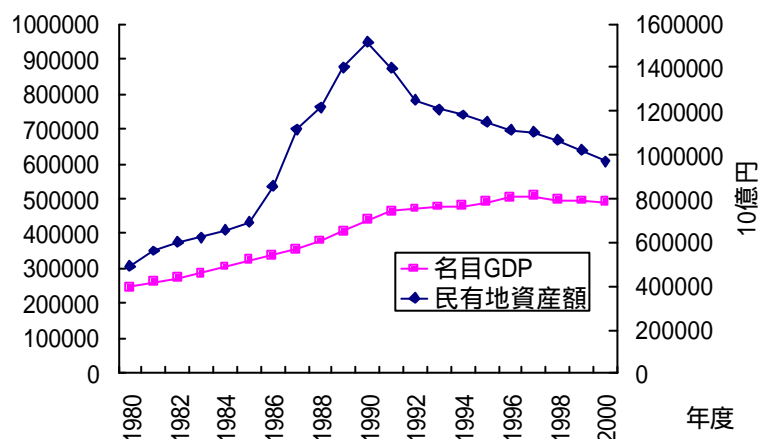
また、簡保の対象となる家計部門のデータから、簡保新契約数に類似の動きを示す系列をみると、ここ 20 年程度の期間では例えば図 2.28 のような個人企業を含む民有地（森林を含む）の資産額の推移などがある。これは、図 2.29 に示す GDP と比較すると、簡保新契約に対して 1 年ほど先行した形となっはいるものの、ほぼ類似の変動傾向を示している。

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

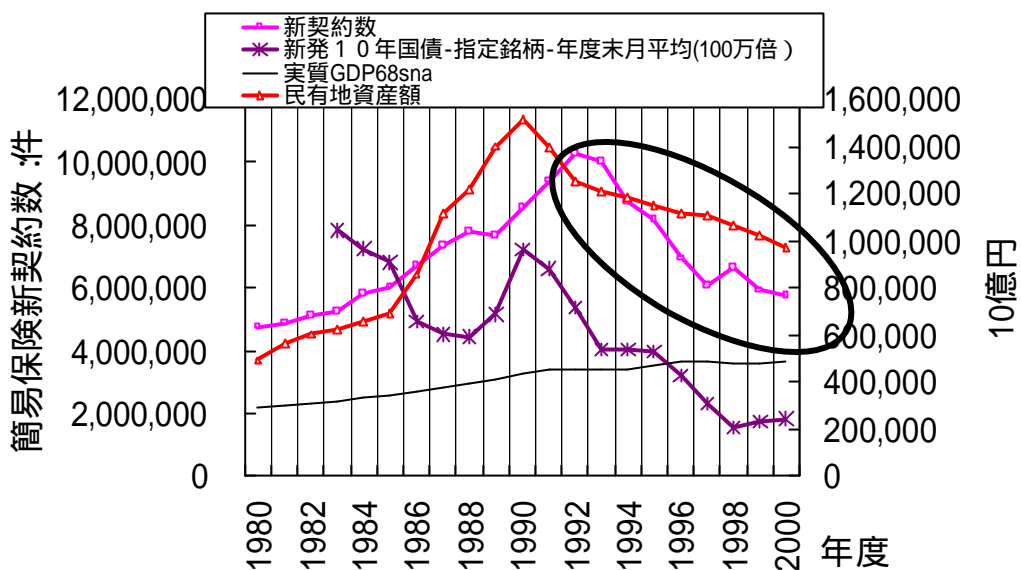


備考：GDPは内閣府より入手。民有地資産額は「国民経済計算年報」の68SNA 値により郵政研究所が集計。

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。

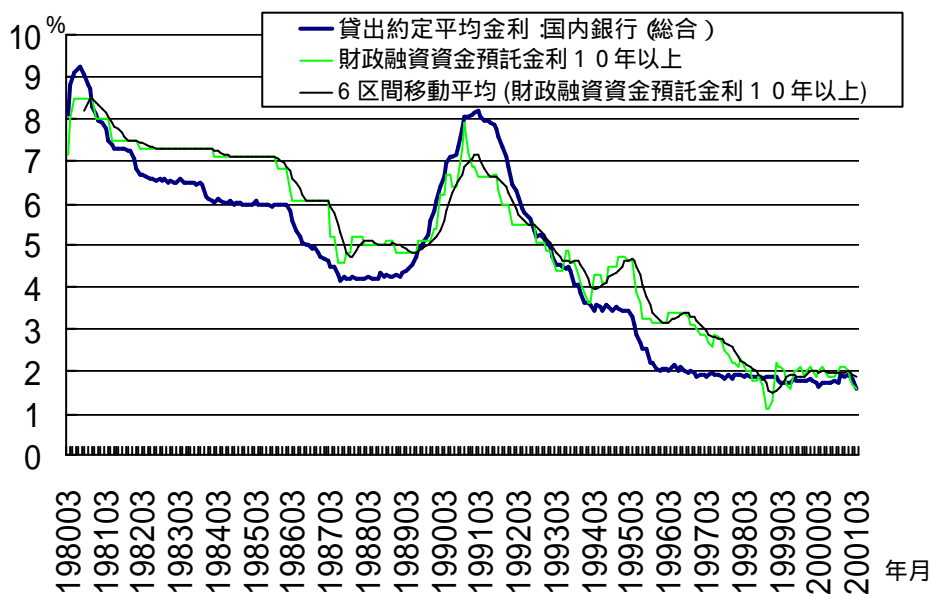
さらに、直近10年程度をみると、図2.30および2.31のとおり、自由化後の金利も類似の動きを示していることが分かる。

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、簡保新契約数が多い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

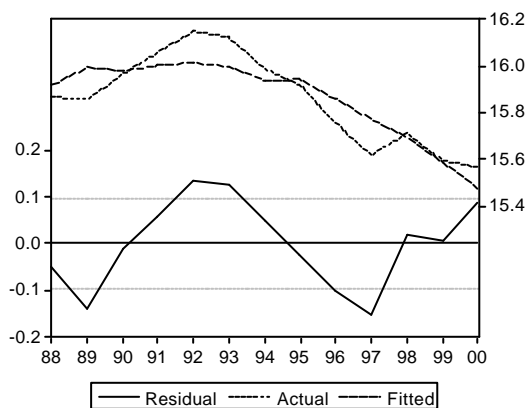


図 2.33 簡保新契約数と給与総額

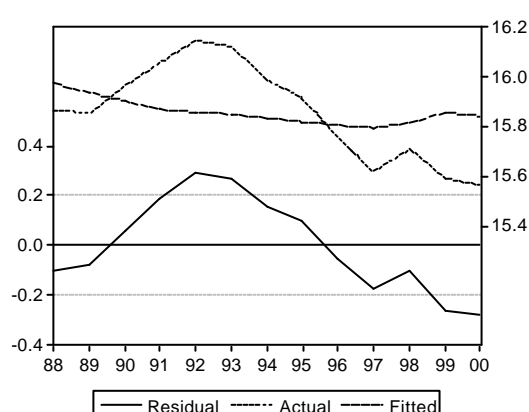


図 2.34 簡保新契約数と雇用保険受給者実人員

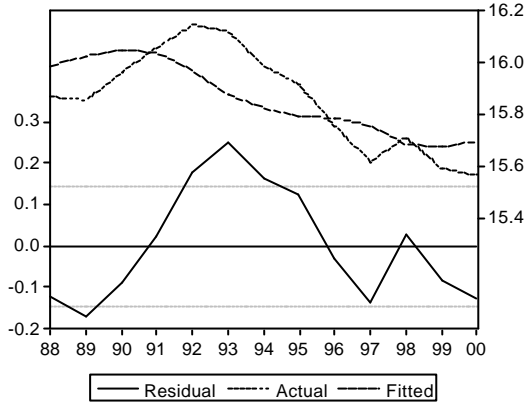


図 2.35 簡保新契約数と所得税

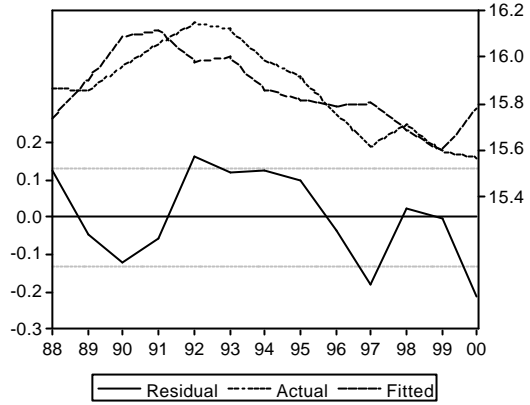


図 2.36 簡保新契約数と法人税

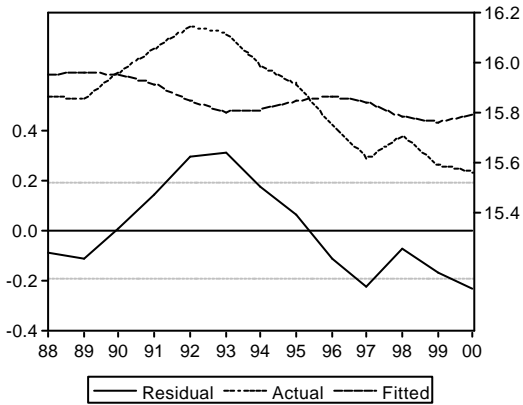


図 2.37 簡保新契約数と約定平均金利

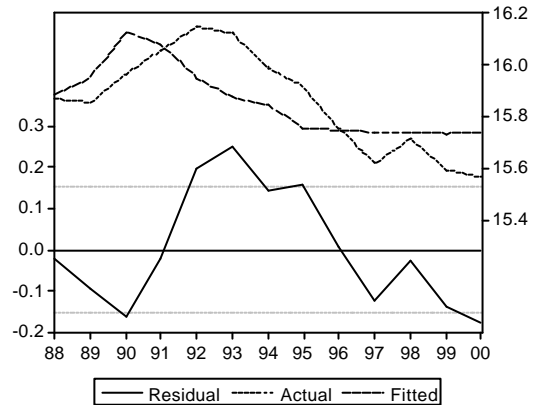


図 2.38 簡保新契約数と経常利益

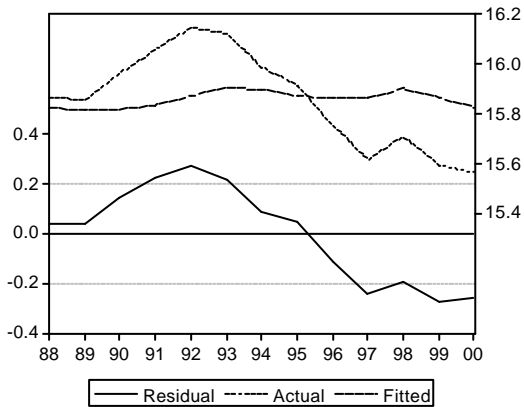
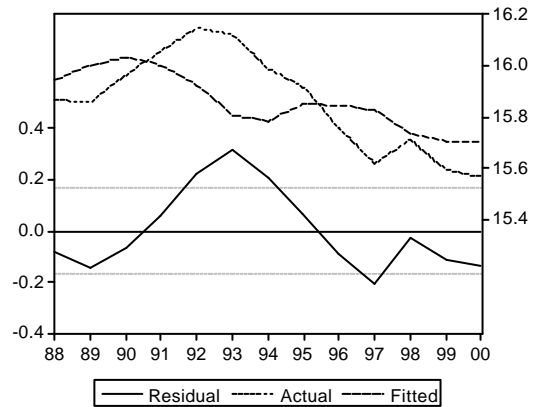


図 2.39 簡保新契約数と建築着工床面積



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⁵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)

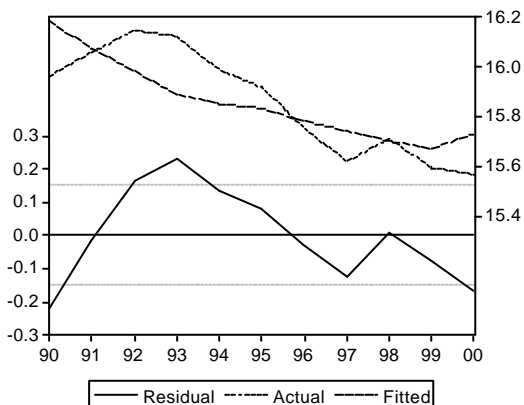
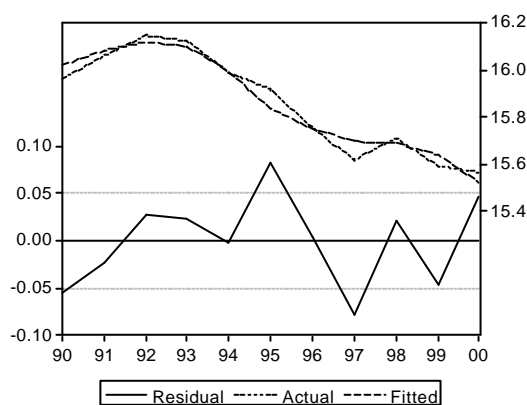


図 2.38 簡保新契約数と雇用保険受給者実人員(-2)



⁵ 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)

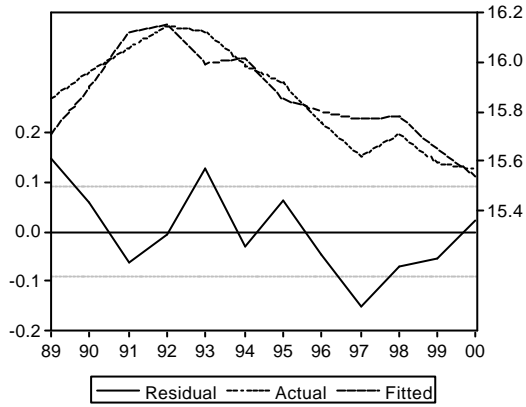


図 2.40 簡保新契約数と法人税(-2)

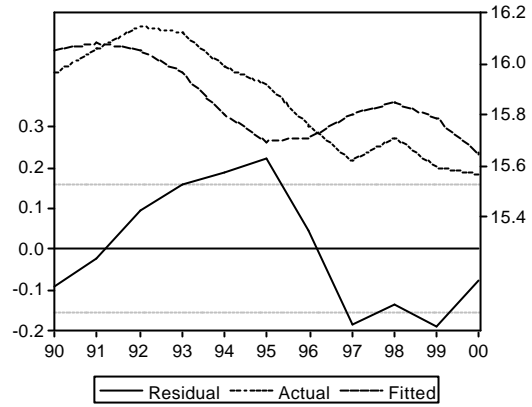


図 2.41 簡保新契約数と約定平均金利(-2)

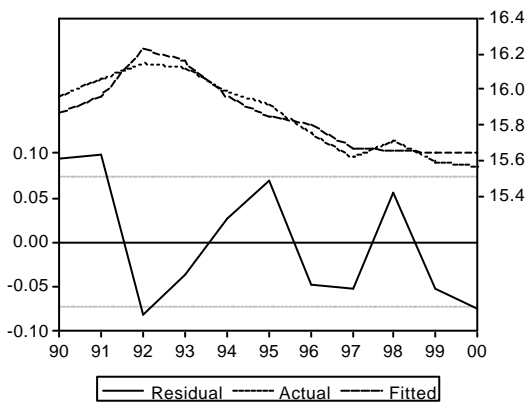


図 2.42 簡保新契約数と経常利益(-2)

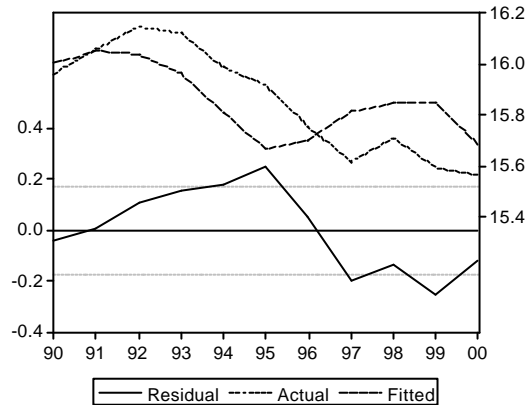
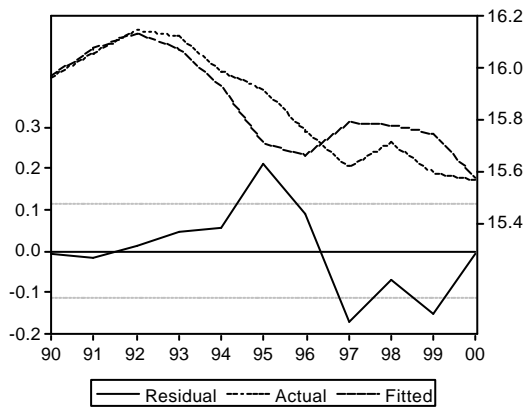


図 2.43 簡保新契約数と建築着工床面積(-2)



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。

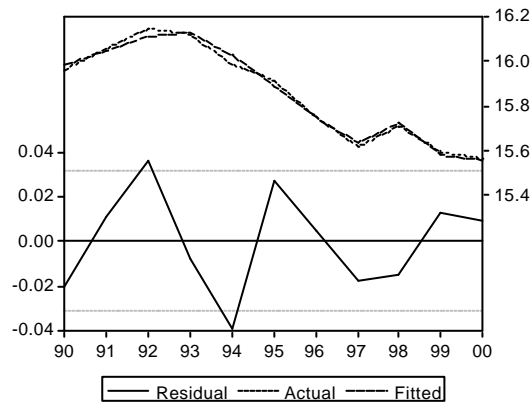
表 2.7 簡保新契約数と社会・経済要因との関係
(タイムラグを考慮した場合、重回帰、変数選択後、n=11)

	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 のようになっており、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、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。

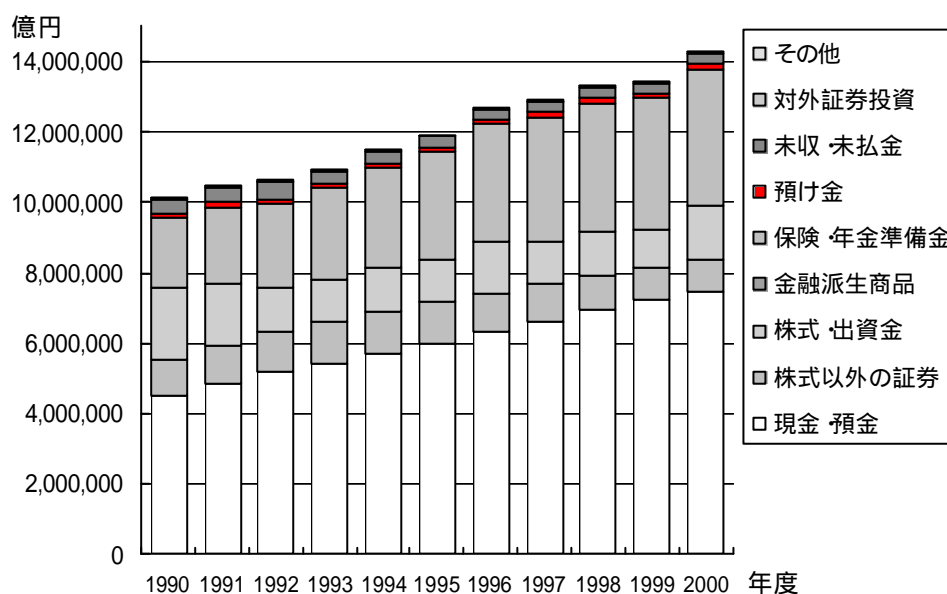
2.7.1 家計部門における生命保険の状況

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

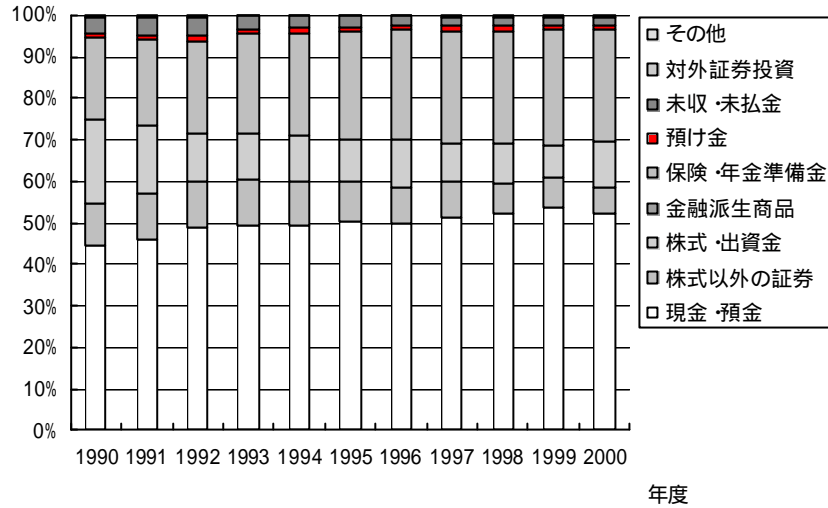
日本銀行が01年に発表した「資金循環表」から家計の貯蓄保有総額をみると、図 2.46 のとおりとなっており、91年度から00年度までの10年間で、家計における貯蓄保有量は1,048兆円から徐々に上昇し、1,418兆円まで約35%上昇している。

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）。

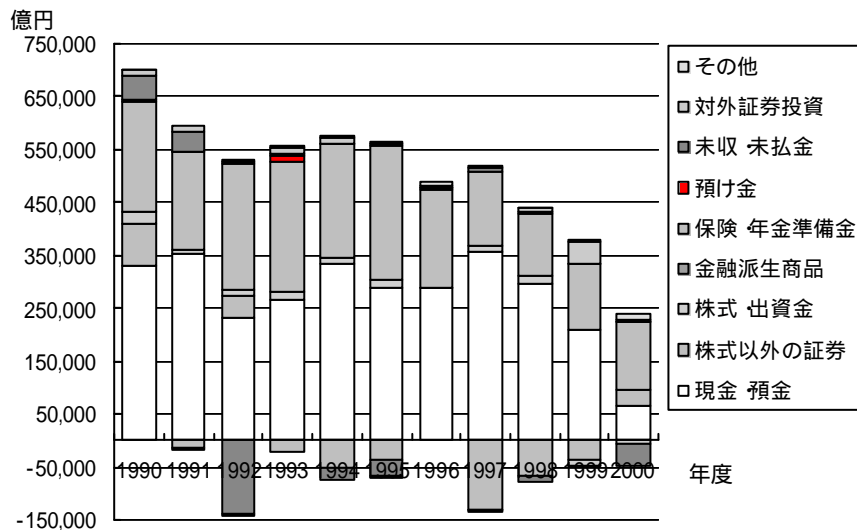
図 2.47 家計の資産ストック（種類別の割合）



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。種類別でみると、「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。

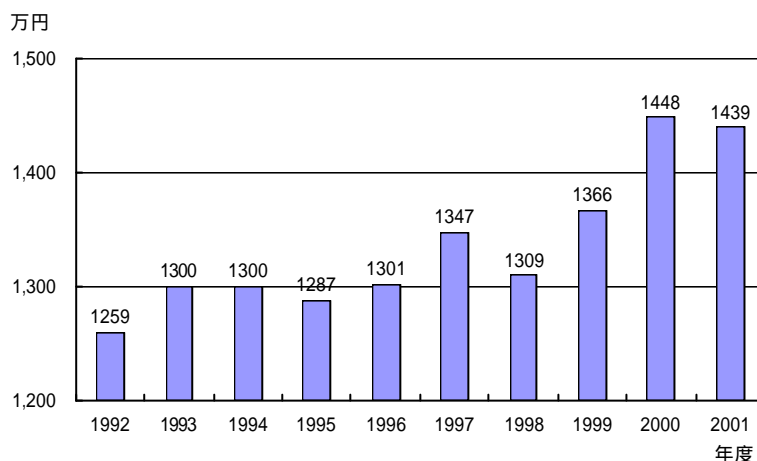
図 2.48 家計の資産フロー



2.7.1.3 個別の世帯の状況

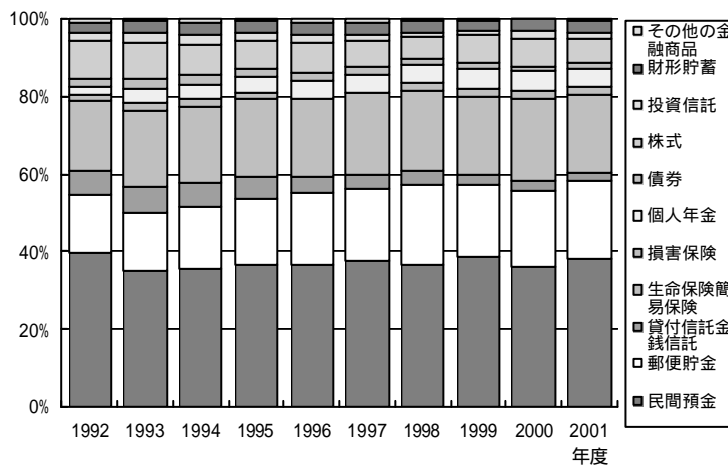
一方、個別の世帯における貯蓄の状況についてみるため、貯蓄広報中央委員会（事務局は日本銀行）発表の『家計の金融資産に関する世論調査』をみると、貯蓄保有世帯の貯蓄総額の平均値をみると図2.49のとおりであり、92年から01年までの10年間で1,259万円から1,439万円へ約14%増加している。

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



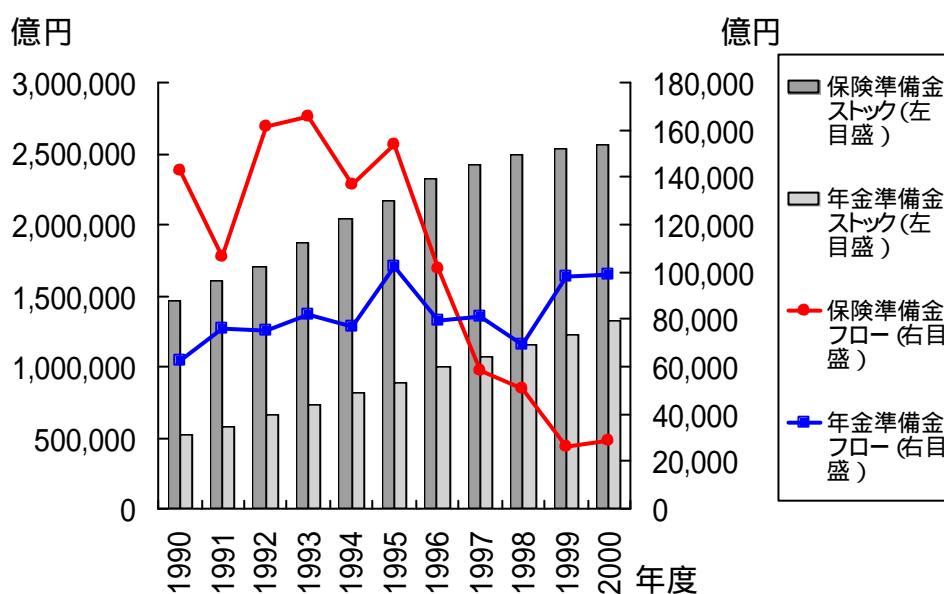
2.7.2 保険・年金データの状況

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）

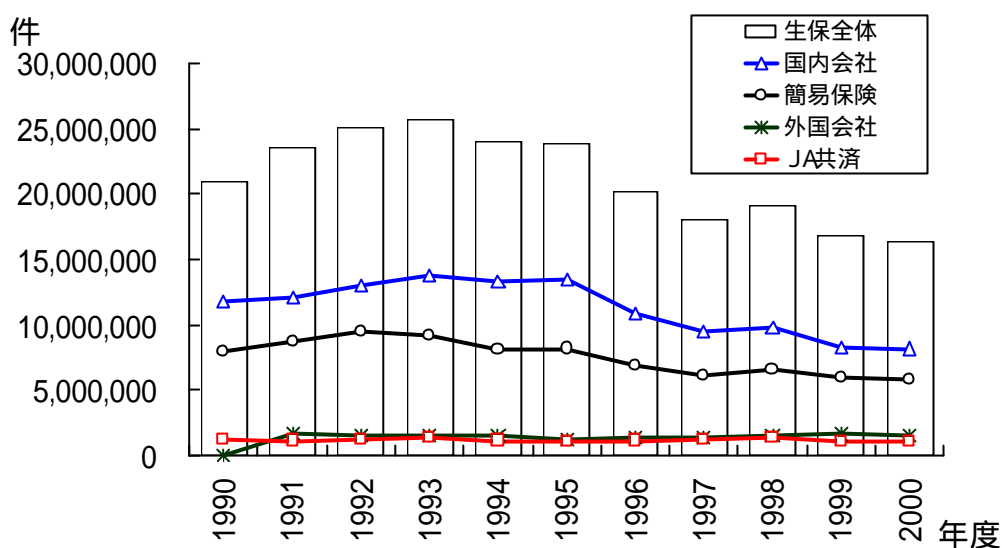


2.7.3 保険全体の状況

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。

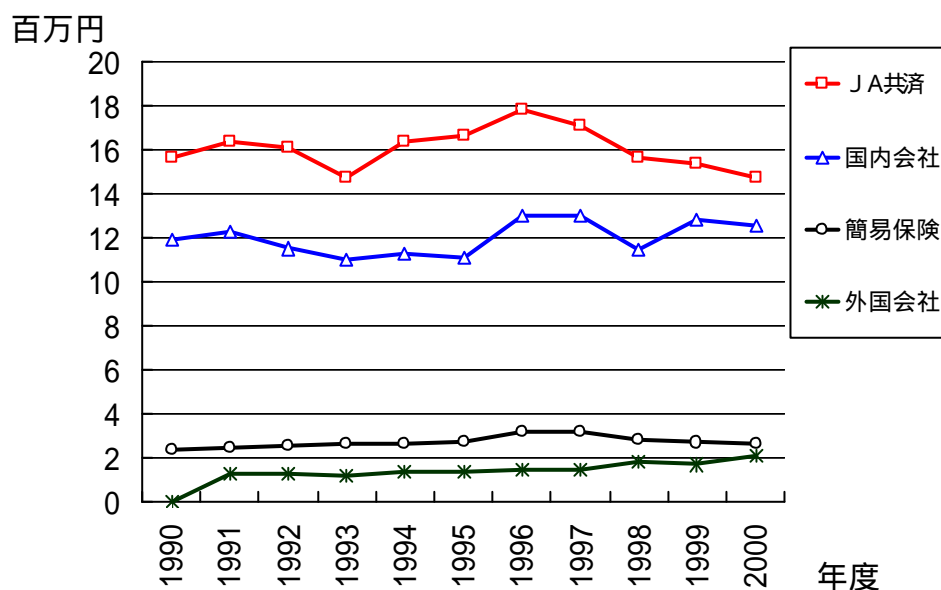
また、提供主体別の 1 件当たり保険金額でみると、図 2.53 のとおりであり、図 2.52 で相対的に件数が類似していた国内会社と簡易保険のそれは大きく乖離している。

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。

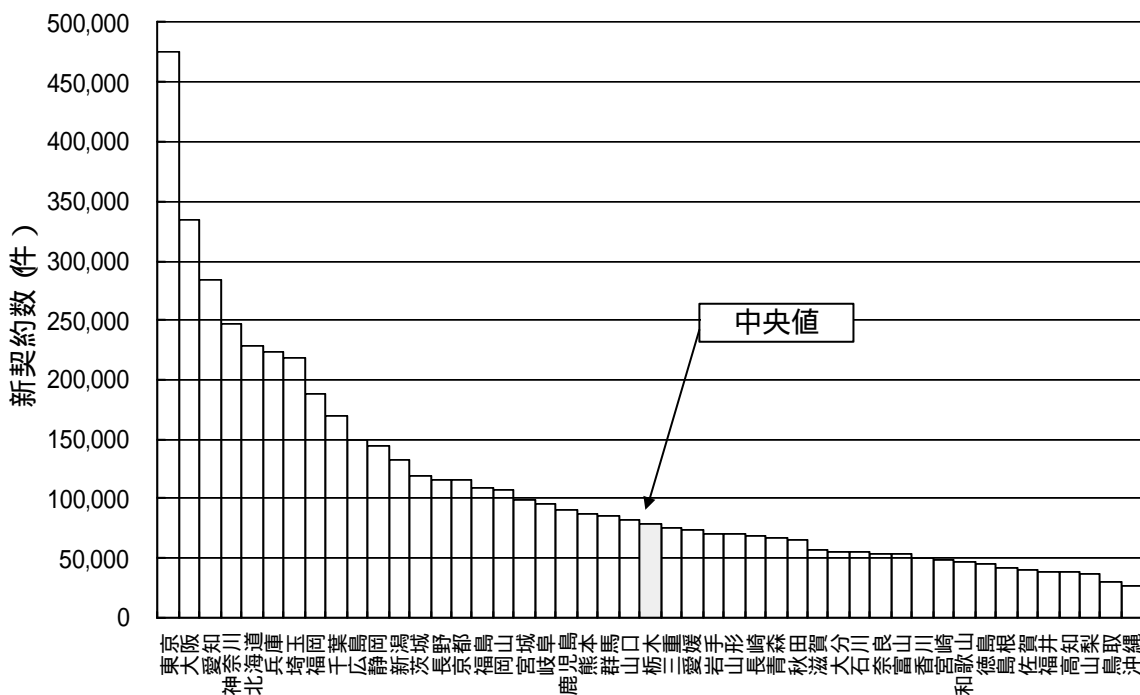
3.1 簡保新契約数の都道府県間構造

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)

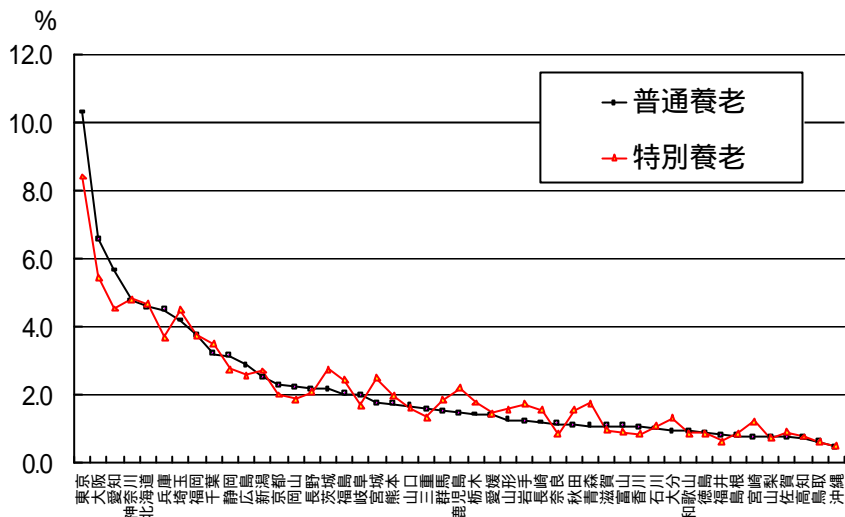


備考：郵政事業庁データより郵政研究所作成。

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

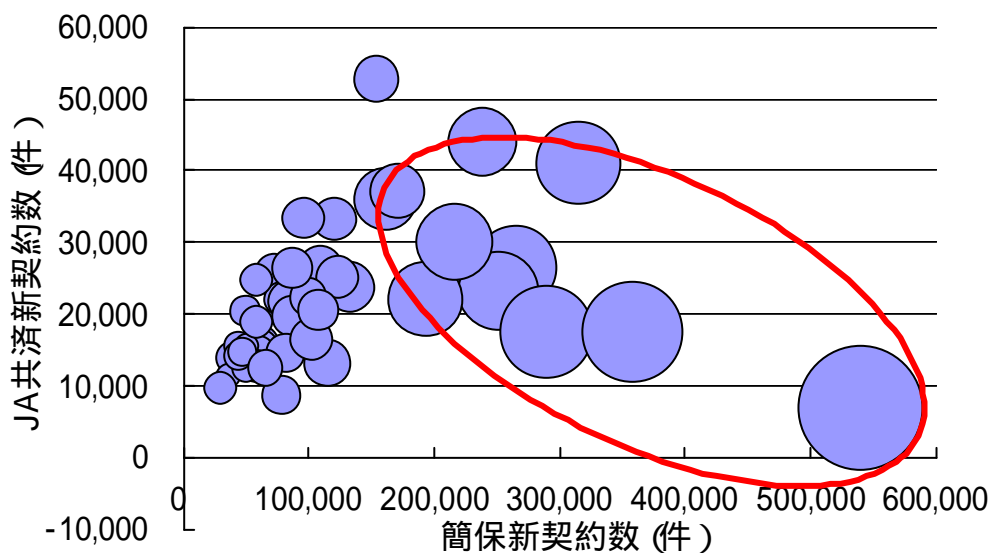
表 3.5 都道府県ごとの年度別簡保新契約数と00年人口の関係 (n=47)

	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)

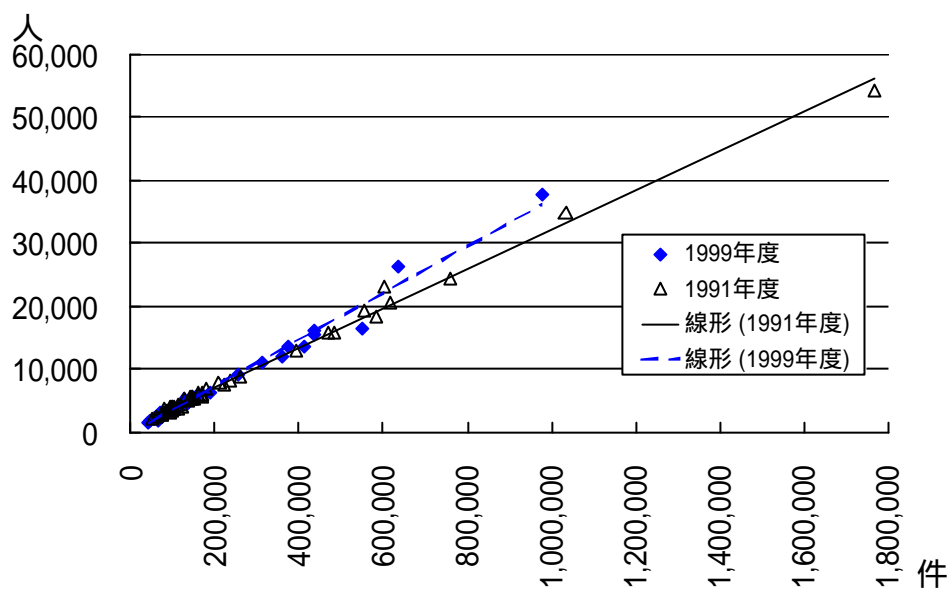


備考：『インシュアランス』各年より郵政研究所作成。

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 系列間でみている。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、通常の設定数項に代わって都道府県特有の効果をそれぞれの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 χ^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 (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	+	+	-	+

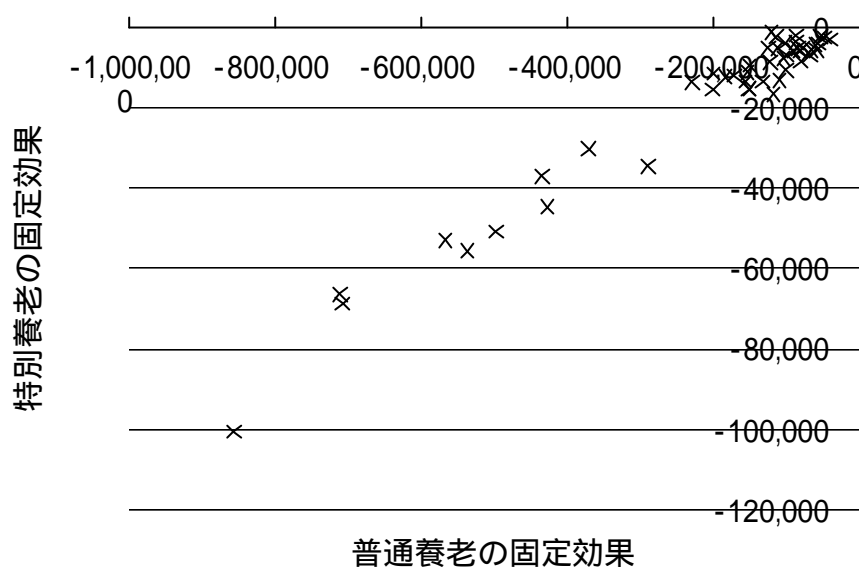
備考：符号に括弧が付いているものは5%水準で有意でないものを表す。

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、簡保の中にあっ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み込む必要がある。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で、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、中長期でみ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。

第5章 都道府県別の月次データによる時系列分析

前章までの年度データを対象とした分析から、簡保の新契約数を社会経済データ系列で説明すると、有意な関係が認められるものが多くあり、事業経営を進める上で中長期的にこれらのデータの動きを注視する必要性が窺われた。

この章では、そのような関係にある簡保と社会経済データの両系列の動きについて、短期的にみた場合に、前者を後者がどのように説明し得るかを確認する。なお、分析に当たっては引続き都道府県を単位とするが、限られた分析期間内ではすべての都道府県について実施することが困難であることから、研究当初から研究会への参加を得た東海郵政局の管内に所在する岐阜、静岡、愛知、および三重の4県を対象として分析・検討を実施することとした。

5.1 データの前提

事業データとの関係をできるだけ早期に確認するためには、データの期間が年度より短いものであって、その入手が比較的容易であり、しかも信頼性の高いものが必要である。このため、分析対象データは前章までと同様に電子データで入手可能なものとし、社会経済データについては地域（各県）の社会経済情勢を反映する集計データを対象とすることとした。

具体的に説明対象となる事業データをみると、十分な時系列的期間を持って公表されているのは簡保の月次データであるので、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。また、社会経済データについては、これらの条件を満たすものとして都道府県が独自に公表している各県の景気動向指数（DI）の作成に利用された系列の月次データが該当するので、これらを対象として選定した。

ここで、社会経済関係の集計データについてみると、それらの各データ系列には実現値である「原データ（原系列）」のほかに、季節特有の変動を調整した「季節調整値」が公表されていることが多い。この季節調整値は「原系列」から「季節変動」部分を取り除いたものであり、これを使うことによって、例えばボーナス時期に大きな変動を示す系列と入学時期に大きな変動を示す系列とを比較するような場合に、それぞれの系列固有の季節変動に煩わされることなく系列間の関係を確認することが可能となる。

この章で対象とした社会経済データ系列についても季節調整値であるものが多くあるが、後に述べるように対象とした事業データである簡保の新契約数も固有の季節変動が認められることから、これら簡保のデータ系列についても季節調整を行うことが必要であると考えた。

また、時系列データについては、説明される系列と説明する系列に非定常なものが含まれていると、見かけ上よく説明がなされているように見える場合があることから、これらの対象系列について「定常性の検定」を行うこととした。

そのため、この章では、まず東海郵政局管内4県における月次の簡保新契約数（原系列）

の特徴を確認した後、同データについて季節調整を行い、原系列と季節調整値との比較を行う。次に、各県から入手した社会経済データ系列を比較・整理する。それらの各系列についてデータの定常性を確認した後、季節調整済みの簡保新契約数と各県の社会経済系列との関係を確認するため、簡保新契約数（季節調整値）を被説明変数とする回帰分析を行う。

なお、分析実施時点で入手できたデータのうち、4県におけるすべての対象系列が揃うのは90年1月から01年7月までの139か月分のデータであったので、以下この章における分析については、特段のことわりのない限り、期間すべてのデータを用いた分析である。

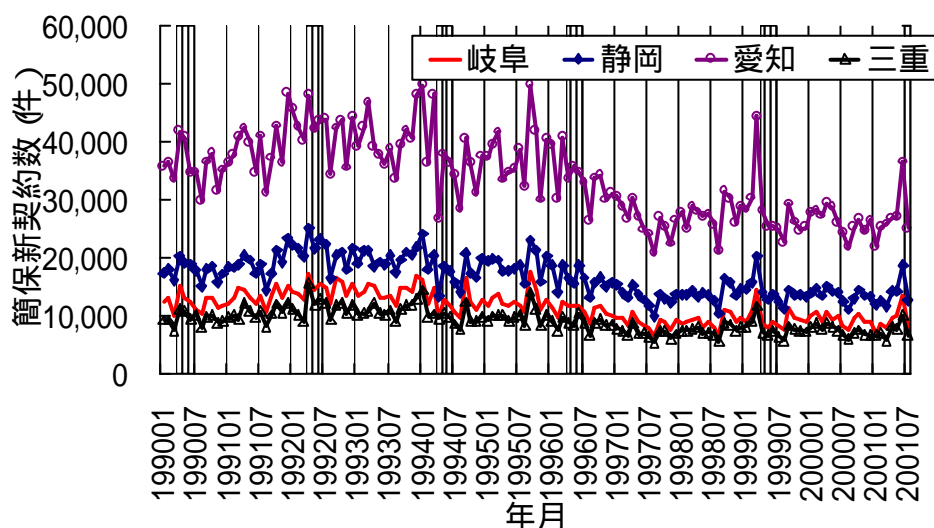
5.2 東海各県における月次の簡保新契約数（原系列）の推移

この節では、分析対象とした東海郵政局管内4県における月次の簡保新契約数（原系列）の特徴を確認する。

5.2.1 各県の簡易保険新契約データ（原系列）の特徴

簡易保険新契約データをみると、各県ともほぼ毎月変動を繰り返している。各県の変動を比較するため、各県の簡保新契約数をグラフに表すと図5.1のとおりである。図の網掛け部分の から については簡保の構造変化を表しており、それぞれ は保険料率引下げ、 は加入年齢引上げ、 から は保険料率引上げ時期を表している（以下、この節において同じ）。

図5.1 東海4県における月次の簡保新契約数の推移



この図をみると、各県とも網掛け部分の前後で定性的に想定される方向と同方向への変

化を示しているほか、それらの構造要因のない平常年では、概ね3月に件数が減少し、4月に増加し、8月に大きく減少した後、9月に再度増加する傾向が認められる。

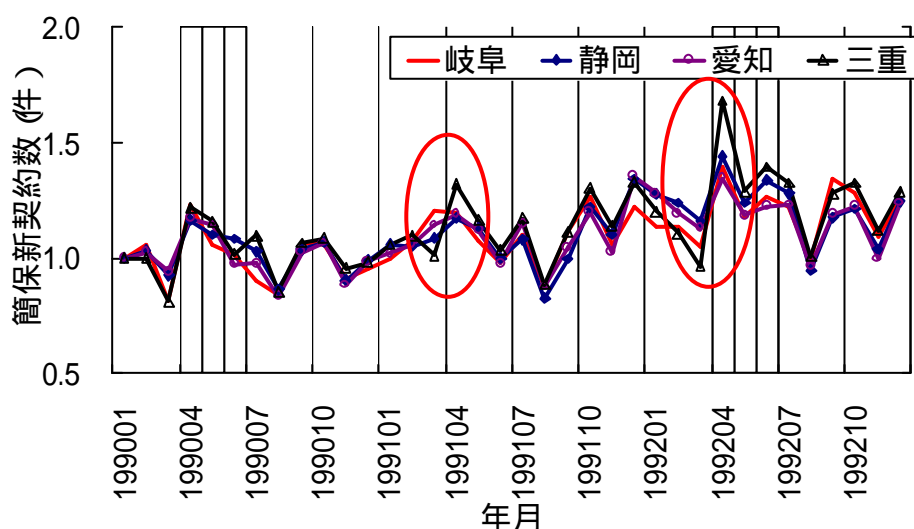
これらの説明としては、簡保の営業の特性や事業年度の区切りの影響が考えられる。

まず、簡保の構造要因に関する部分については、一見、加入者側の選択の結果が現れたように見受けられるが、営業側側の事前取組みを含む営業実態の影響が相当程度反映されていると推測することが妥当であると考えられる。また、8月の減少については、同月中頃の時期には気候や風習等の事情から、お客様の自宅の玄関先等で十分なセールストークの時間が確保できないといった実態があり、9月はその分も含めて契約を伸ばすことが考えられる。さらに、3月および4月の変動については、年度目標が実績を反映したものであることを考えれば、当該年度の目標達成の状況次第で、年度末である3月および年度始めである4月の新契約数が大きく変動する可能性が考えられる。さらに、過去の契約の満期に着目して営業が行われていることを考えれば、ある程度の期間については過去変動パターンと類似の変動パターンが現れる可能性もある。

ここで、東海4県について横並びでの比較を容易にするため、各県の簡保新契約数の規模を捨象してみる。具体的には、図5.1に表したデータを各県の90年1月値によって基準化した上、表示期間を短くしてグラフを横軸方向に拡大してみる。結果は図5.2から図5.5のようになっている。91年度以降をみると、4月前後の動きが他県と大きく異なっている県が現れており、逆方向の変化を見せる場合も認められる。

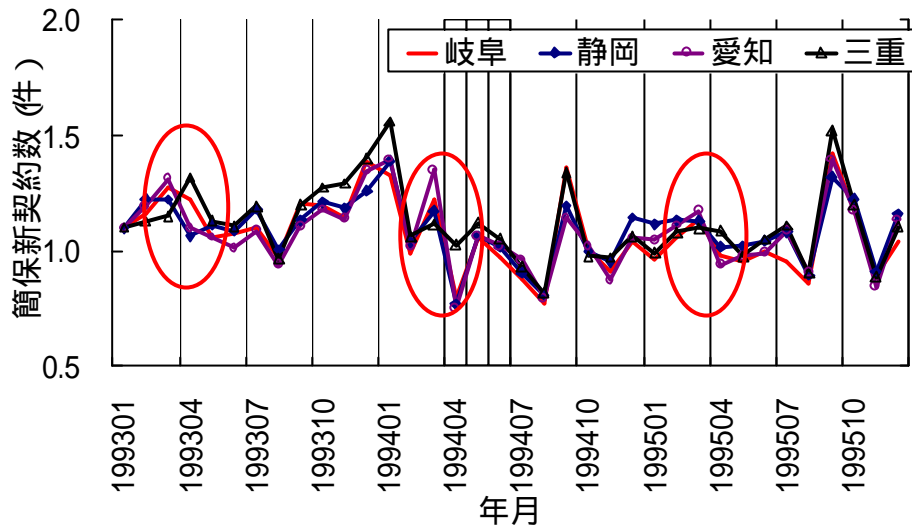
これらから、短期的な契約数の変動については、営業活動によってある程度制約されている可能性があり、簡保の新契約数がある程度人為的に制御可能である可能性がある。

図5.2 東海各県の簡易保険新契約の変動（1990年～1992年）



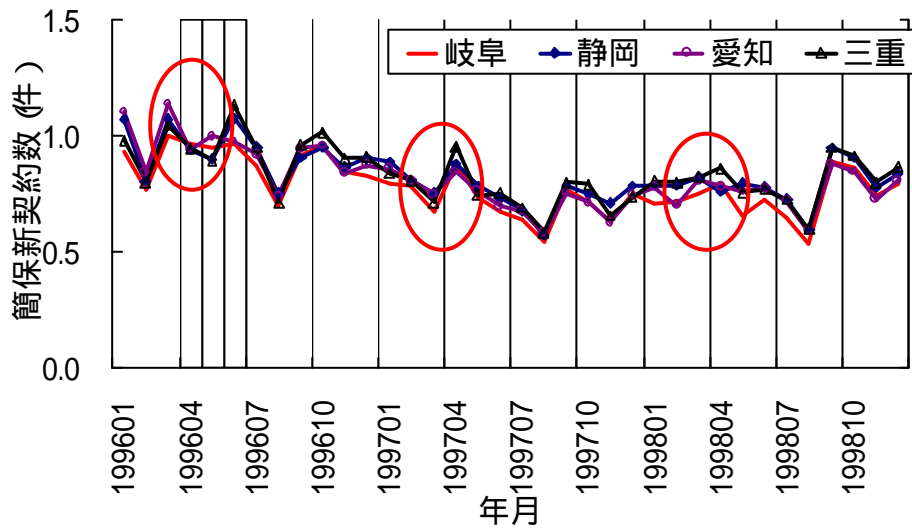
備考：各県とも1990年1月値により基準化。
データ出所：「統計プロムナード」各月。

図 5.3 東海各県の簡易保険新契約の変動（1993年～1995年）



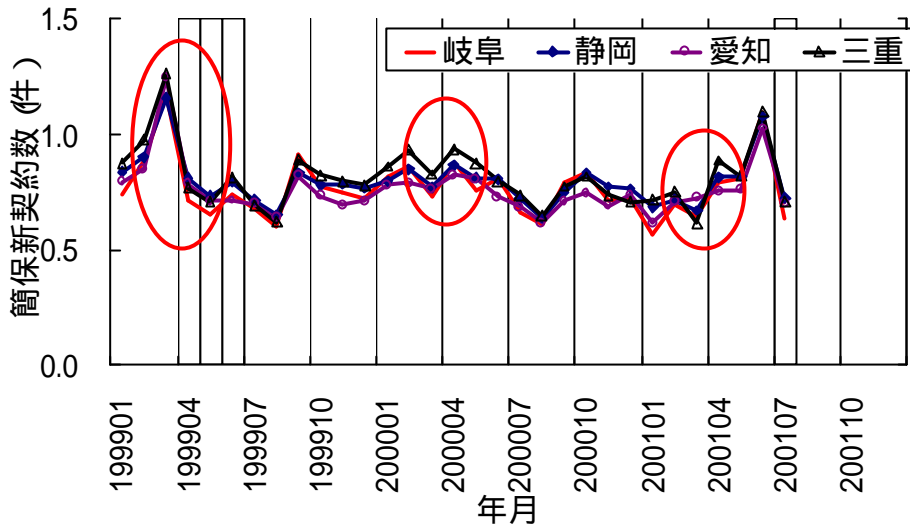
備考：各県とも1990年1月値により基準化。
データ出所：「統計プロムナード」各月。

図 5.4 東海各県の簡易保険新契約の変動（1996年～1998年）



備考：各県とも1990年1月値により基準化。
データ出所：「統計プロムナード」各月。

図 5.5 東海各県の簡易保険新契約の変動（1999年～2001年）



備考：各県とも1990年1月値により規準化。
 データ出所：「統計プロムナード」各月。

5.3 事業データの季節調整

以上みてきたように、簡保の新契約数の月次データは季節的な変動が認められる。そこで、各県の社会経済データ系列との関係を見る際にこれらの変動に煩わされることをできるだけ避けるため、一般に認められた方法⁶を用いてその季節変動を調整する。具体的には、インターネット上でブラウザがあれば他にアプリケーションのインストール等をすることなく利用が可能な Web Decomp（統計数理研究所のサイトで公開されている）を用いて季節調整を実施することとした。実際の調整は、Web Decomp の選択オプションを総当りすることによって、各モデルの AIC 値が最も小さいものを選択した。その結果、4県の最適モデルは図 5.6 から図 5.9 のとおりであり、岐阜県、愛知県、および三重県については原系列に対して「対数変換を行い、トレンド次数が1であって、曜日効果が2曜日、AR 次数が0」のモデルが選択され、静岡県については、そのモデルと「曜日効果」部分が異なり「なし」となるモデルが選択された。

これら Web Decomp によって原系列から得られた季節変動、トレンド、および不規則変動について、例えば静岡県の例をみると図 5.10 から図 5.12 のとおりであり、特に季節変動として8月が大きく捉えられていることが分かる。

⁶ 近年政府が使用している季節調整法については平成9年に総務庁の統計審議会が「季節調整法の適用について（指針）」を出しており、「手法の適切性について一般的な評価を受けているものを使用すること」等を示している。Decomp は X-12-ARIMA などとともにこれに該当するものとして同審議会の関係部会で検討された経緯がある。

図 5.6 岐阜県の月次簡保新契約数に対する Decomp のモデル選択

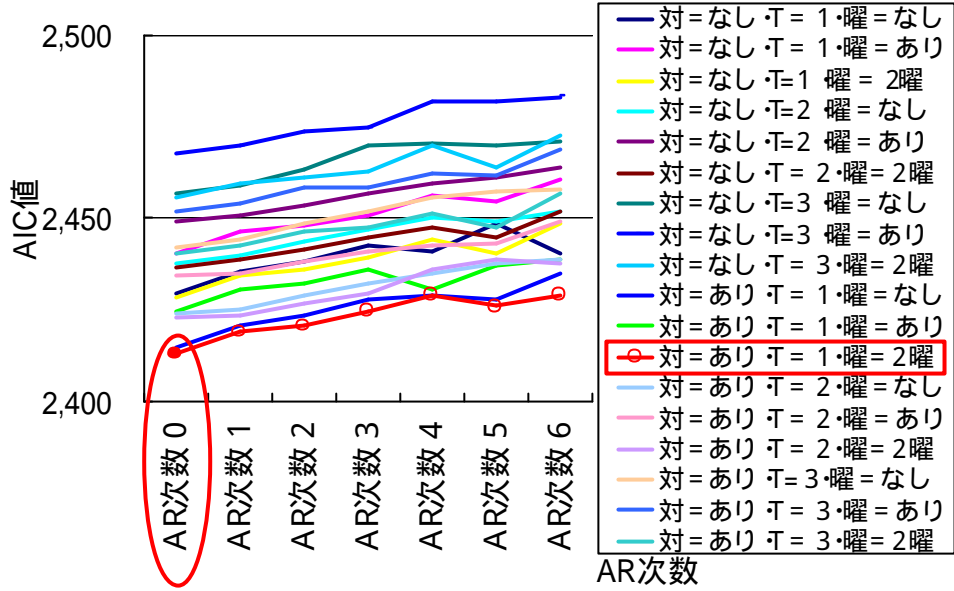


図 5.7 静岡県の月次簡保新契約数に対する Decomp のモデル選択

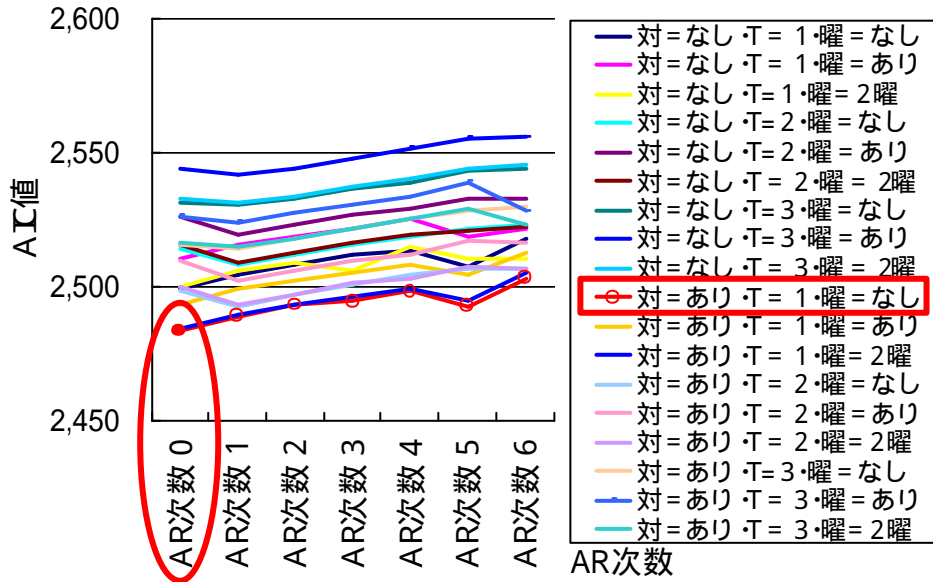


図 5.8 愛知県の月次簡保新契約数に対する Decomp のモデル選択

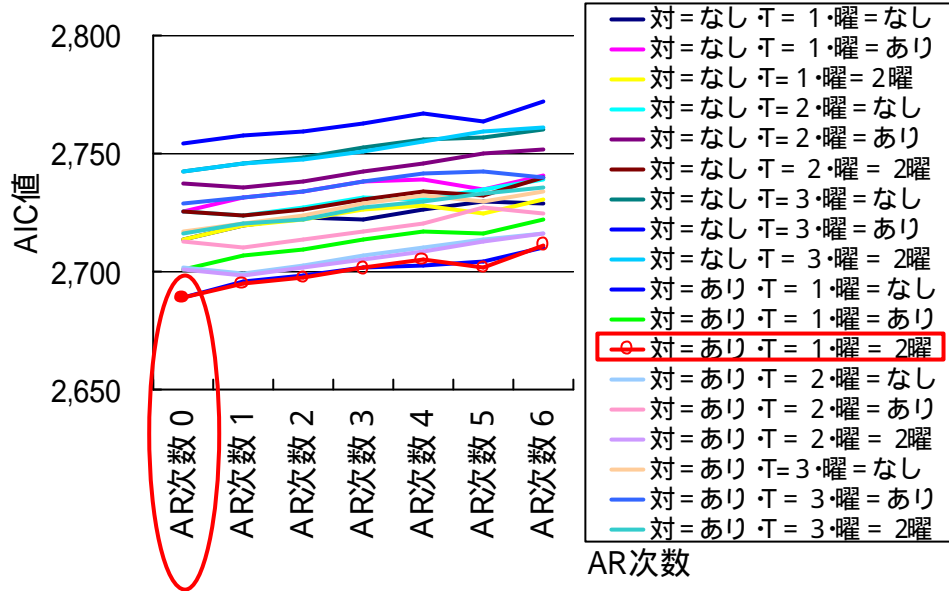


図 5.9 三重県の月次簡保新契約数に対する Decomp のモデル選択

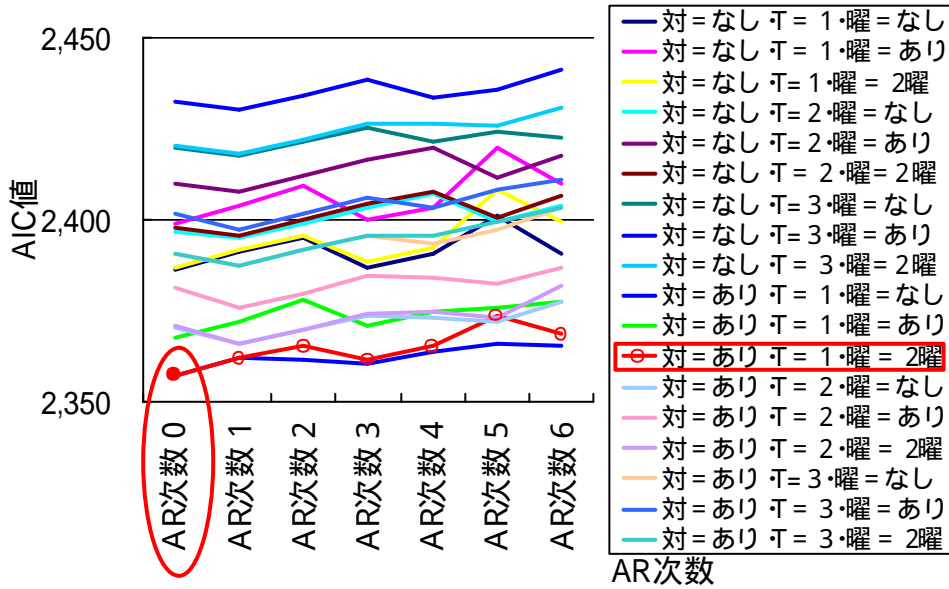


図 5.10 静岡県 の月次簡保新契約数の季節変動 (Web Decomp による)

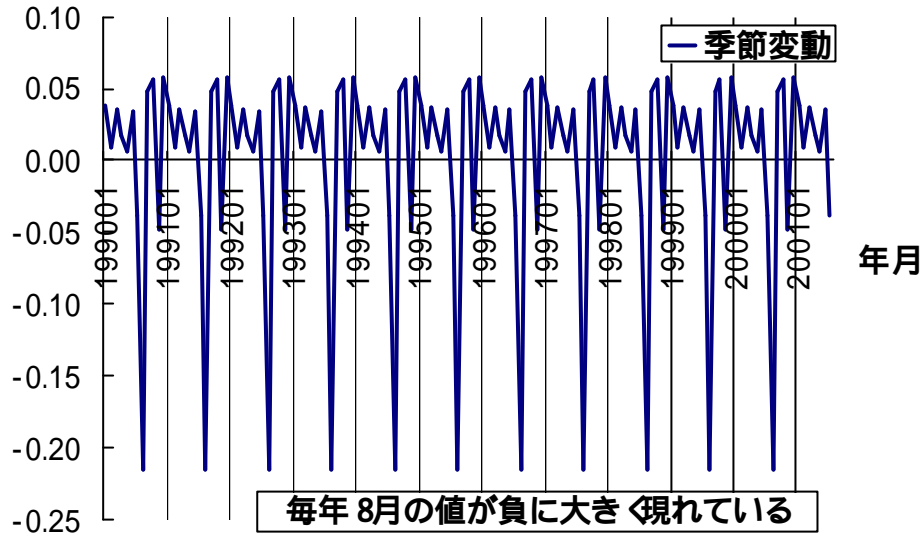


図 5.11 静岡県 の月次簡保新契約数のトレンド (Web Decomp による)

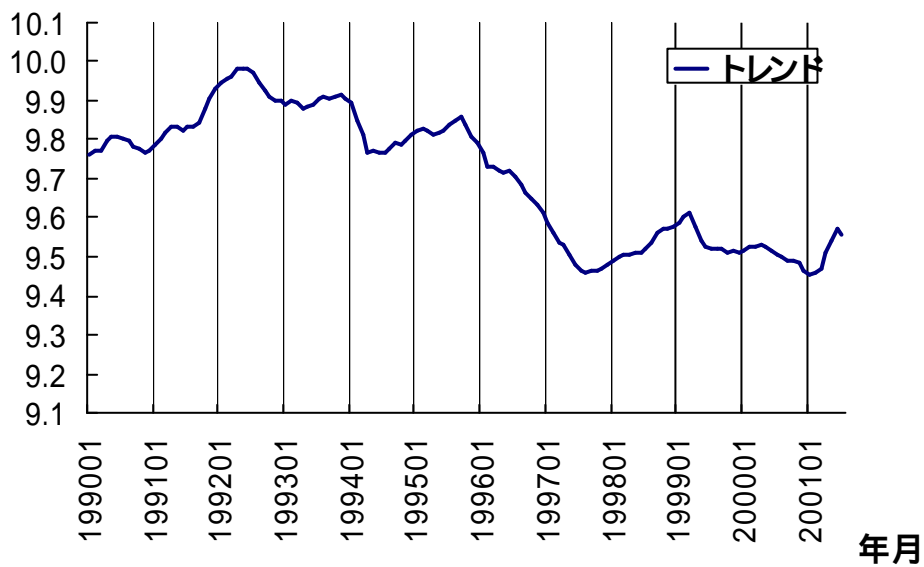
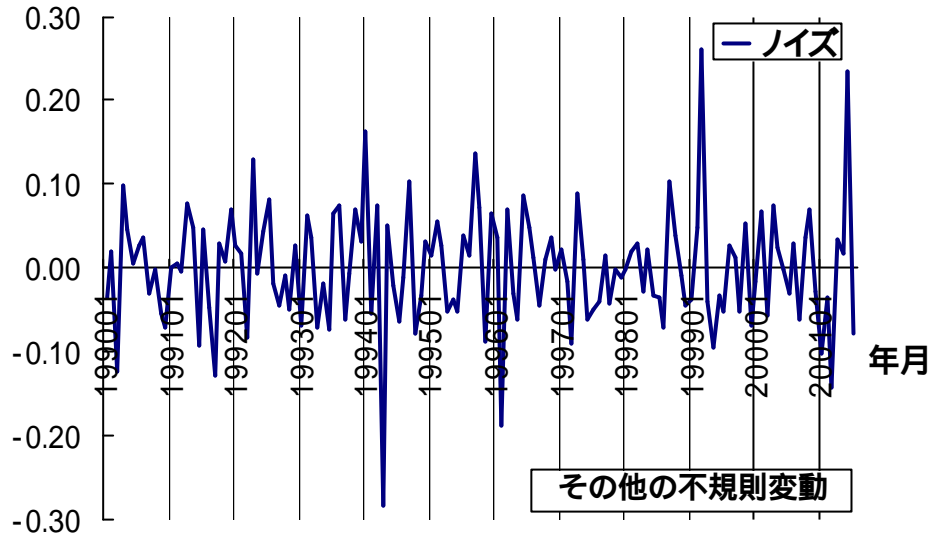


図 5.12 静岡県 の月次簡保新契約数のノイズ (Web Decomp による)



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

以上のように選択された各県のモデルを用いて調整された事業データ系列 (以下「季節調整値」) と原系列を同じグラフ上に表すと図 5.13 から図 5.16 のとおりとなっており、いずれも前節の静岡県のケースで示したように各年度 8 月の値が大きく調整されている。なお、各図の原系列に付いている 印は 4 月、 印は 8 月、×印は 9 月の値を表している。

図 5.13 岐阜県の簡保新契約数とその季節調整値

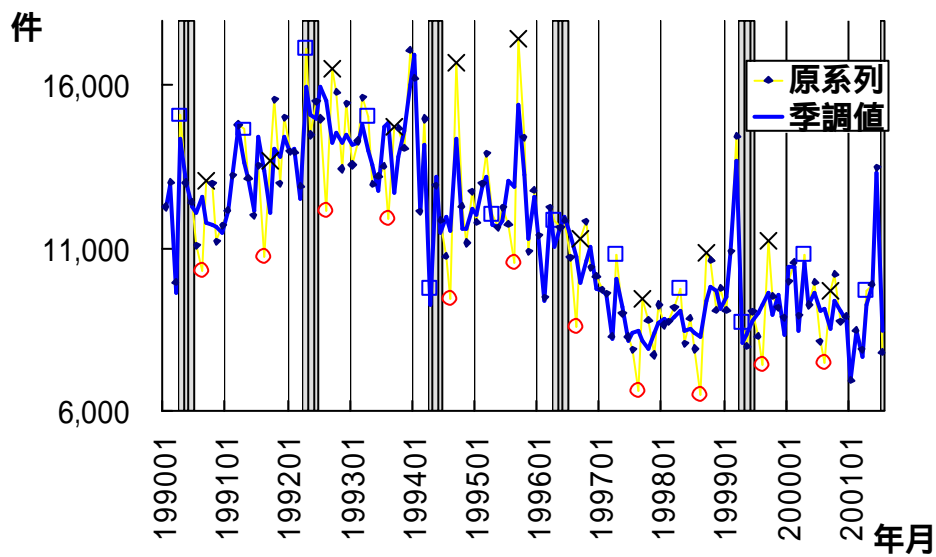


図 5.14 静岡県 の簡保新契約数とその季節調整値

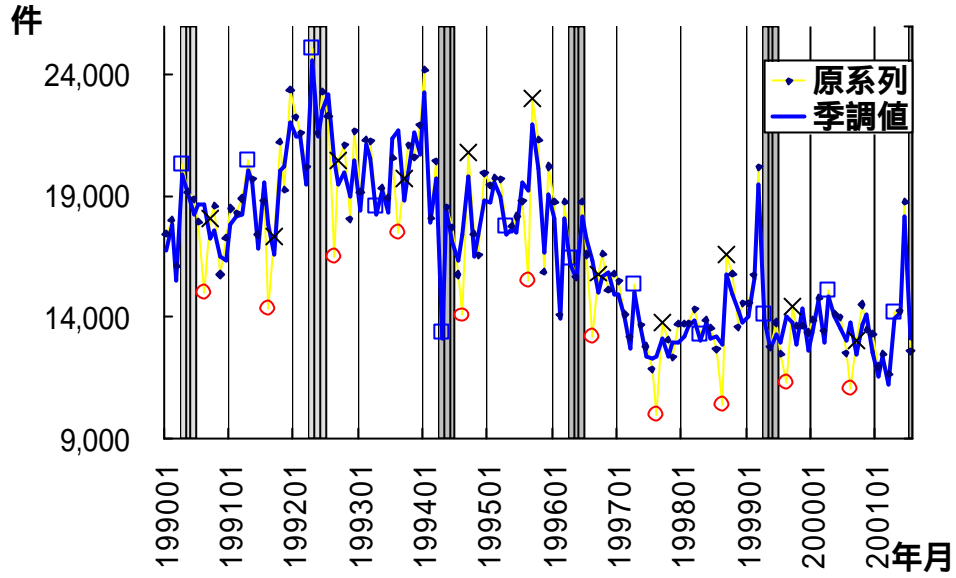


図 5.15 愛知県 の簡保新契約数とその季節調整値

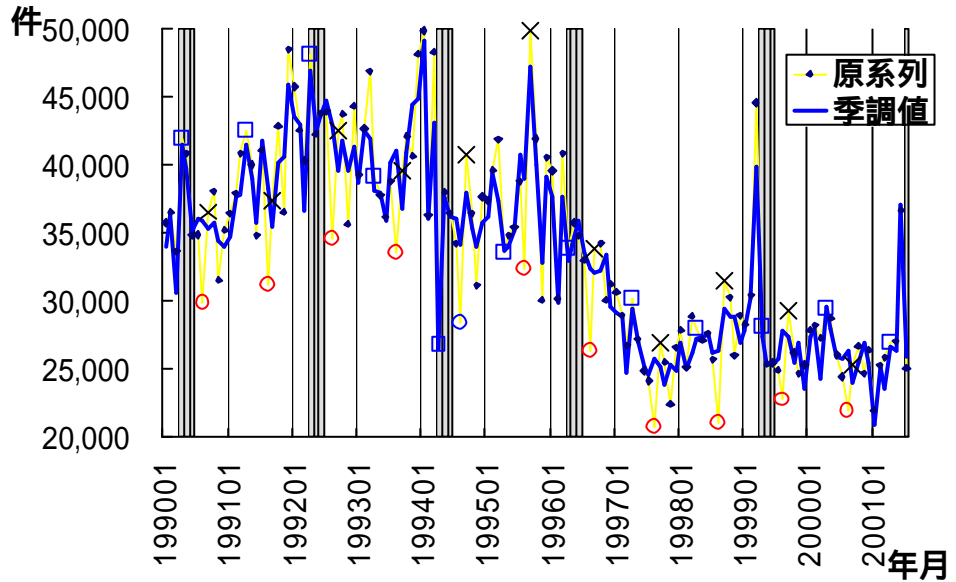
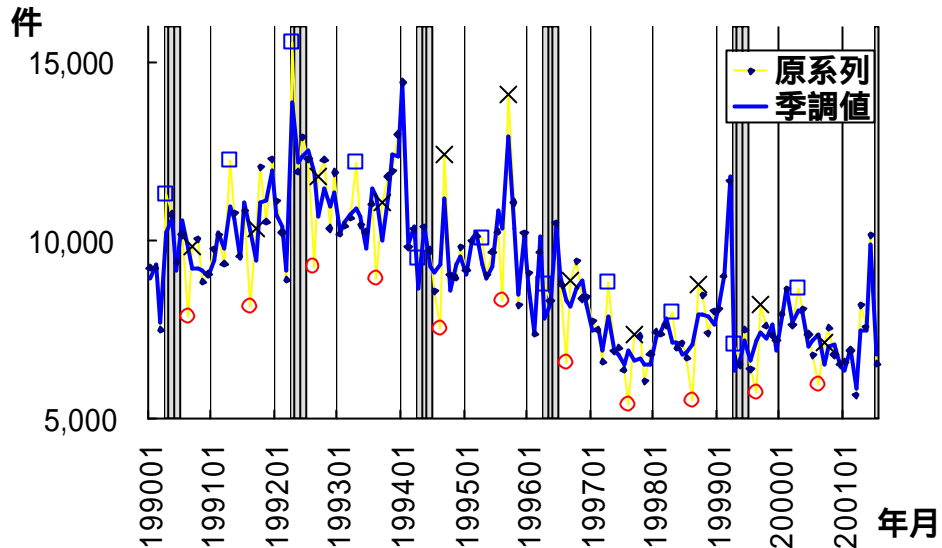


図 5.16 三重県の簡保新契約数とその季節調整値



データ出所等：原データは「統計プロムナード」各月。季調値は郵政研究所において Decom により調整。

5.5 都道府県別の社会経済データの整理・調整

この節では、東海管内4県から得られた社会経済データ系列のうち、推計人口の欠値の補間、および各県のDI作成のために採用されている経済系列の県間比較による特徴について述べる。

5.5.1 各県の推計人口における欠損値の補間

東海管内4県から入手した推計人口については、国勢調査年(90年、95年及び00年)の調査月である10月又はその直前数月のデータが公表されていないことがある。そこで、まず、各県から得られた推計人口データを確認すると、欠損値の前後でほぼ安定的に推移していることが分かった。そのため欠損値については、国勢調査月のデータは国勢調査結果を使うこととし、他の月については直前数か月の増分の平均を直前月の値に加える方法により直線補間することとした。

5.5.1.1 岐阜県の推計人口における欠値の調整

同県の推計人口系列は、国勢調査年月の直近1または2か月のデータが欠値となっている。国勢調査時点を除くと、毎年4月より少し前で伸びが減少し、4月に実数が減少した後、ほぼ一定の割合で伸びが続く傾向が確認できる。そこで次式のように、欠値のある月の直近2か月の増分値の平均を直近月に加えて算出することとした。

$$POP_t = POP_{t-1} + \{(POP_{t-1} - POP_{t-2}) + (POP_{t-2} - POP_{t-3})\} / 2$$

ただし、 POP_t は推計当月の推計値、 POP_{t-n} はn月前の値を表す。

5.5.1.2 静岡県の推計人口における欠値の調整

同県においては、国勢調査年月の推計人口が欠値となっている。これは、国勢調査による人口の値が基準となっていることから推計の必要がないためである。そのため、推計人口の欠値に当たる部分に国勢調査結果の人口を入れて系列を完成させた（なお、同県のウェブサイトで値が確認できなかった「日本人総数」についてはデータの傾向を確認の上、翌月から翌々月への増分を翌月値から減じて当月値を算出することとした。

また、同県の推計人口は1992年6月と7月の間で不連続となっているが、データの加工等は行わず、そのまま日本人総数を使用して分析を進めることとした。

5.5.1.3 愛知県の推計人口における欠値の調整

同県の推計人口は、国勢調査年月を除いてすべて公表されており、国勢調査年月のデータをも入れて県の人口として公表されている。したがって、同県の推計人口については、これらのデータをそのまま使用した。

5.5.1.4 三重県の推計人口における欠値の調整

同県においては、国勢調査年月の直近1または2か月のデータが欠値となっている。国勢調査時点を除くと、毎年4月より少し前で伸びが減少し、4月に実数が減少した後、ほぼ一定の割合で伸びが続く傾向が確認できる。このため、次式のように欠値月の直近2か月の増分値の平均を直近月に加えて値を推計することとした。

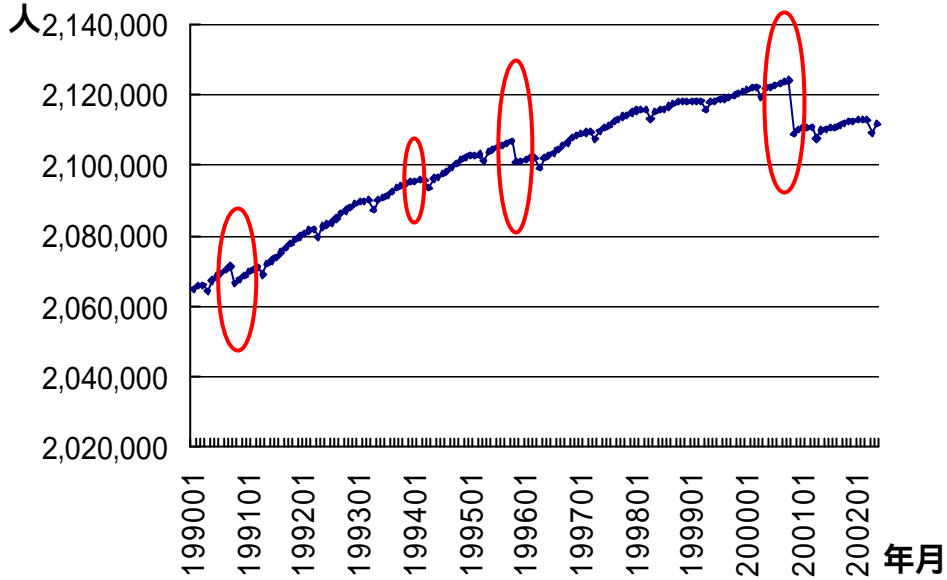
$$POP_t = POP_{t-1} + \{(POP_{t-1} - POP_{t-2}) + (POP_{t-2} - POP_{t-3})\} / 2$$

ここで、 POP_t は推計当月の推計値、 POP_{t-n} はn月前の値を表す。

5.5.2 各県の推計人口の推移

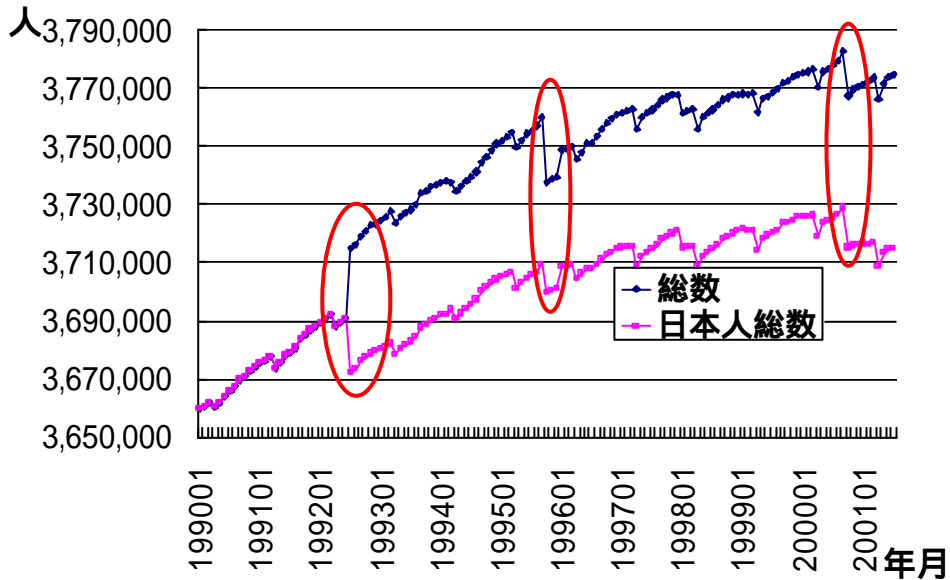
このようにして欠値のなくなった各県の推計人口をグラフに表すと、図 5.17 から図 5.20 のようになっており、いずれも緩やかな上昇傾向を示している。また、愛知県を除く各県の系列では国勢調査時に大きく変動しており、不連続な動きとなっている。静岡県についてはデータ自体の切断点があり、それ以降の2系列と大きな乖離があるが、これらについての特段の調整は行わず、日本人計の値を用いて分析を実施した。

図 5.17 岐阜県の推計人口（補間済み）



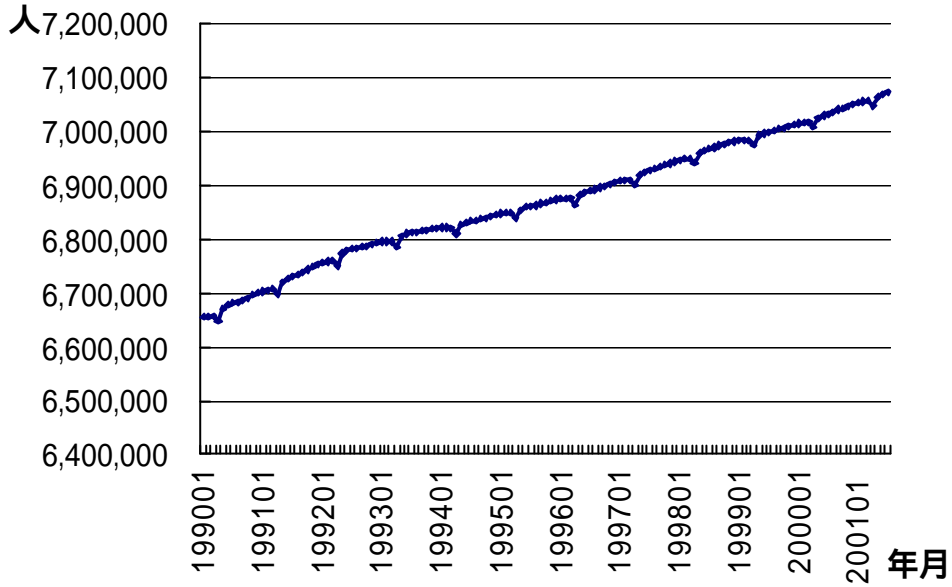
データ：岐阜県。欠損値は郵政研究所が算定。

図 5.18 静岡県の推計人口（補間済み）



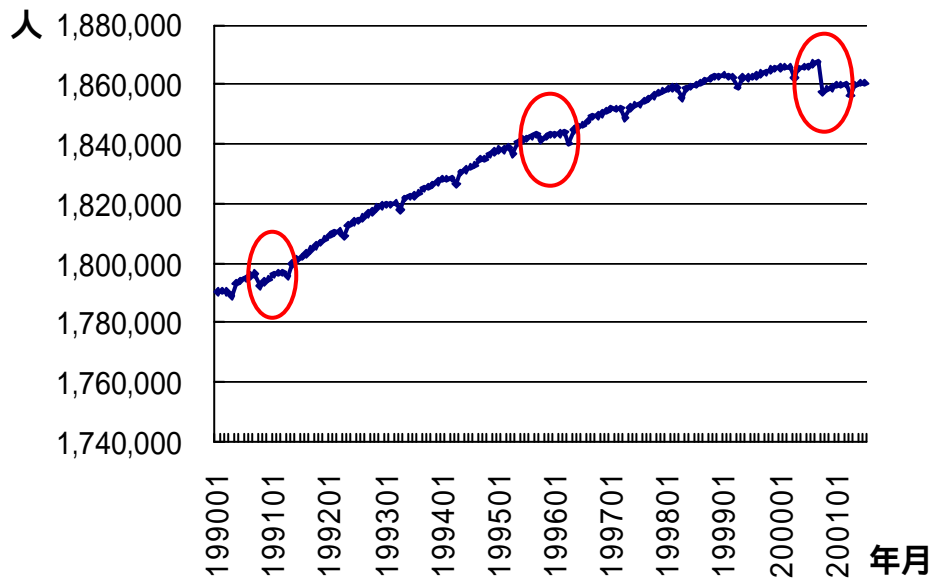
データ：静岡県。欠損値は郵政研究所が算定。

図 5.19 愛知県の推計人口



データ出所：愛知県の推計人口。

図 5.20 三重県の推計人口（補間済み）



データ出所：三重県。欠損値は郵政研究所が算定。

5.5.2 DI 作成のために採用されている経済系列の整理

ここでは、森(1997)『日本の景気サイクル』に倣って東海4県の各経済系列を「生産、消費、投資、在庫、雇用、価格・費用利益、金融」の7分野に分け、各県が定めた先行、一致、または遅行の各系列ごとにまとめて、県間比較が可能となるように類似の項目を並べて表示する。結果は、表5.1のとおりであり、先行、一致または遅行系列として4県共通で存在するものは少なく、岐阜県の「窯業土石生産指数」、愛知県の「金属工作機械受注総額」、三重県の「鳥羽水族館入場者数」など、各県とも自県の情勢を反映した独自の系列が多く採用されていることが分かる。なお、これらの系列については、率を表すものを除いて多くのものが季節調整値となっている。

表 5.1 東海4県のDI採用系列一覧

指標	岐阜県	静岡県	愛知県	三重県	
先行				自動車新規登録台数	
				新設住宅着工戸数	
			建築物着工床面積		
			生産額/最終需要財生産比率		
			金属工作機械受注総額		
	鉱工業在庫率指数		鉱工業在庫率指数	鉱工業在庫指数	
	繊維在庫率指数				
		入職率			
		新規求人	新規求人数	新規求人数	
	新規求人倍率				
	所定外労働時間数	所定外労働時間	所定外労働時間指数	所定外労働時間指数	
	日経商品指数	日経商品指数			
		企業倒産件数		企業倒産件数	
	不渡手形発生率	不渡手形発生率			
	信用保証協会保証残高				
			中小企業売上高来期見通		
	国内銀行貸出残高	民間金融機関貸出残高	全国銀行貸出残高	銀行貸出平残	
	東証株価指数	東証株価指数			
	一致	鉱工業生産指数	鉱工業生産指数	鉱工業生産指数	鉱工業生産指数
		鉱工業出荷指数	鉱工業消費財出荷指数		
大口電力使用量		大口電力使用量	大口電力消費量	大口電力使用量	
窯業土石生産指数					
		大型小売店販売額	実質百貨店販売額	百貨店専門店売上高	

				鳥羽水族館入場者数
			投資財生産指数	
	建築着工床面積	建築着工床面積		建築着工床面積
		輸入通関実績	輸入通関実績	輸入通関実績
	有効求人倍率	有効求人倍率		有効求人倍率
			有効求人数	
			労働時間投入度	
			製造業企業収益率	
	人件費比率			
	手形交換金額			
遅行	家計消費支出		家計消費支出	家計消費支出
	消費者物価指数		消費者物価指数	消費者物価指数
			金属工作機械受注残高	
		倉庫保管残高	普通営業倉庫保管残高	
	鋳工業在庫指数			
	繊維在庫指数			
	常用雇用指数		常用雇用指数	常用雇用指数
	雇用保険受給者実人員	雇用保険基本手当受給者実人員	雇用保険受給者実人員	雇用保険受給者実人員
		人件費比率		
		預貸率(民間金融機関)		
	法人事業税	県税調停額		法人事業税調定額
	不渡手形発生金額			
		貸出約定平均金利		貸出約定平均金利

注：岐阜県の「大口電力使用量」、「法人事業税」及び愛知県の中小企業売上高来期見通しについては、DI採用系列であるが数値の公表がない。

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

まず、以上で整理した簡保新契約数と各県の経済系列のデータについて散布図に示し、その関係を鳥瞰する。なお、本節の散布図中の直線は一次近似線である。また、図が多数であるため標題に県名を付したが、これは当該県のDI算定に採用された系列ということを表す意味で用いており、東証株価指数のように必ずしも当該県独自の値でないものもある。

この方法は、2系列間のデータ変動の関係性を視覚的に捉えることが可能であるため、単回帰の決定係数では捉えられない関係性を確認することができる。また、散布図に表すことで特異なデータの確認も可能となる。実際に、今回の作業の過程で各県データの中に奇異な位置関係にあるものを把握し、それらを各県に照会したところ、複数のデータにつ

いて既刊の報告書との差異が発見され、これらを是正したデータを用いて分析を進めることが可能となった。以下、各県の散布図をみていく。

5.6.1 岐阜県の関係

同県の月次の簡保新契約数と社会経済系列との変動の関係をみると、図 5.21 から図 5.44 のとおりとなっており、繊維在庫指数などが比較的点のまとまりがよいようである。新規求人倍率や雇用保険受給者実人員も点がまとまっているようであるが、近似線に沿っているというよりは固有の形が現れているようである。

図 5.21 岐阜：鉱工業在庫率指数

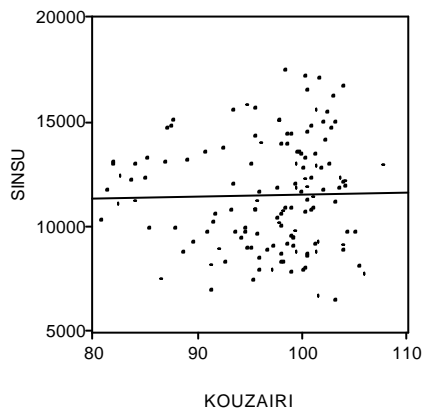


図 5.22 岐阜：繊維在庫率指数

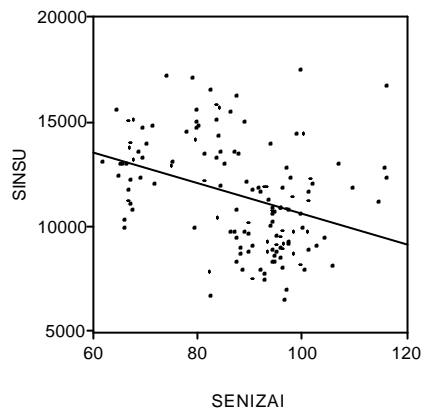


図 5.23 岐阜：新規求人倍率

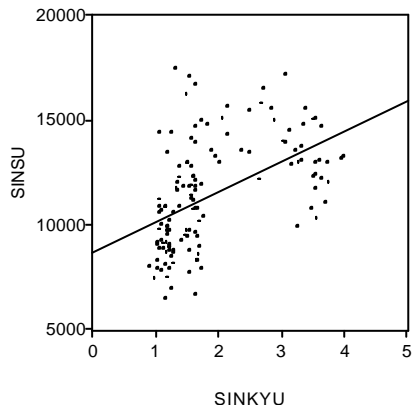


図 5.24 岐阜：所定外労働時間数

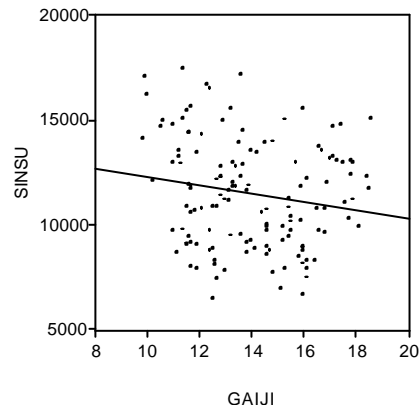


図 5.25 岐阜：日経商品指数

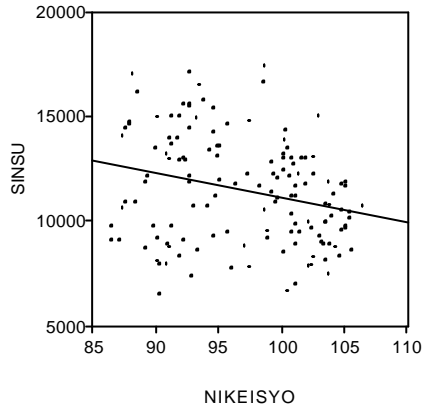


図 5.26 岐阜：不渡手形発生率(金額)

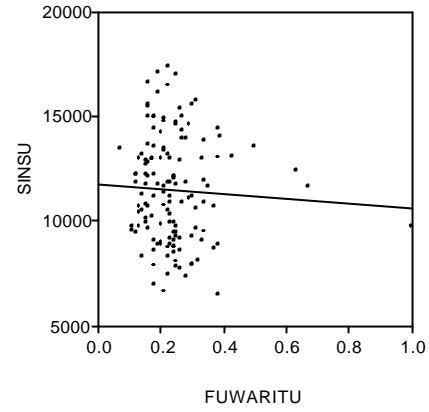


図 5.27 岐阜：信用保証協会保証残高

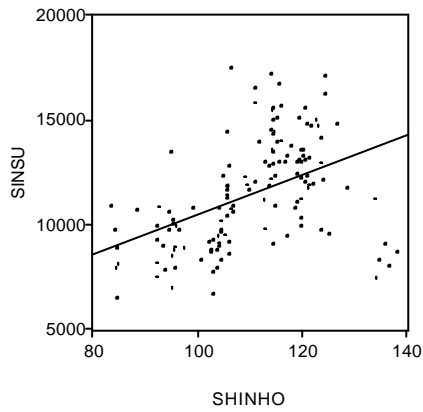


図 5.28 岐阜：国内銀行貸出残高

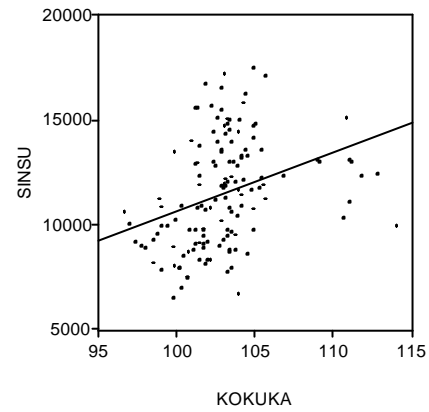


図 5.29 岐阜：東証株価指数

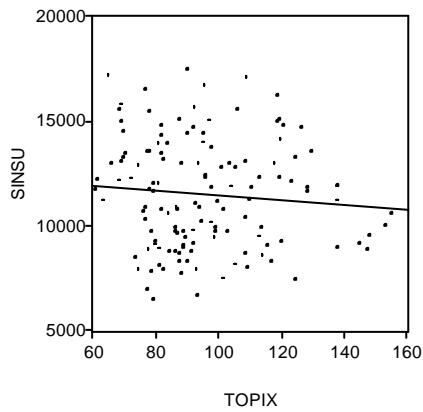


図 5.30 岐阜：鉱工業生産指数

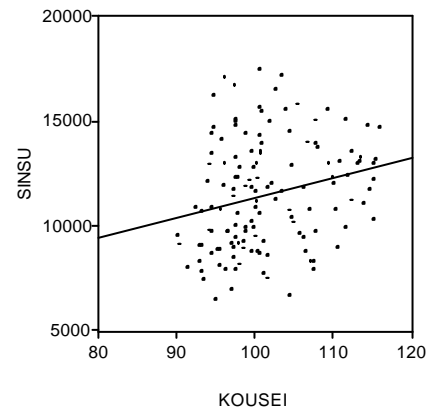


図 5.31 岐阜：鋳工業出荷指数

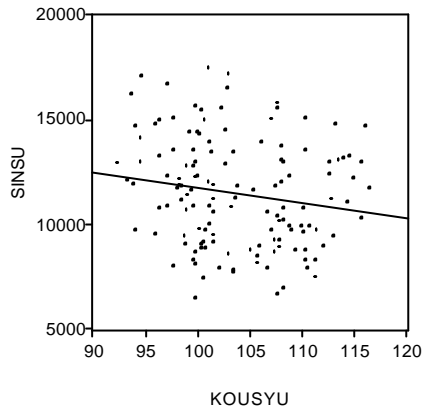


図 5.32 岐阜：窯業土石生産指数

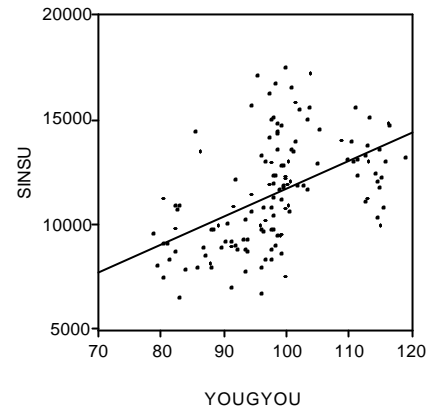


図 5.33 岐阜：建築着工床面積（鋳工業用）

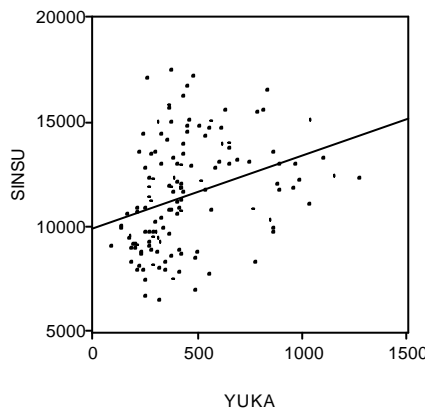


図 5.34 岐阜：有効求人倍率

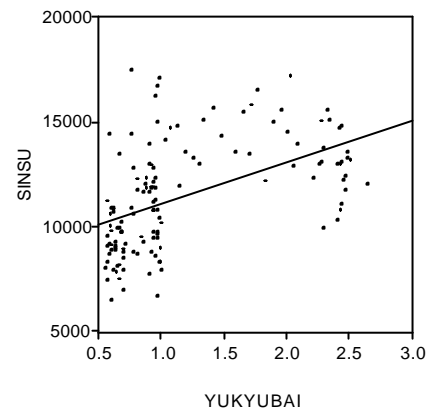


図 5.35 岐阜：人件費比率（製造業）

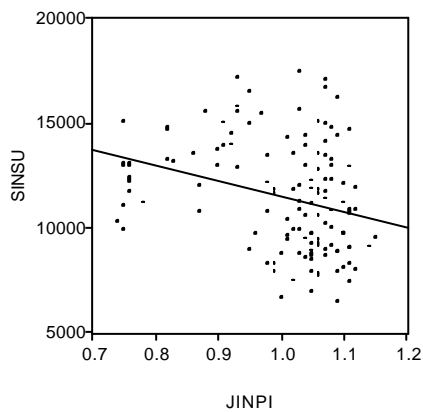


図 5.36 岐阜：手形交換金額

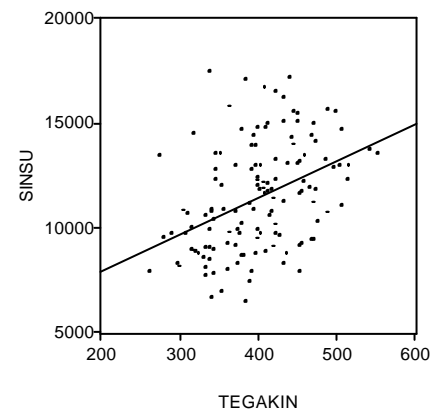


図 5.37 岐阜：家計消費支出

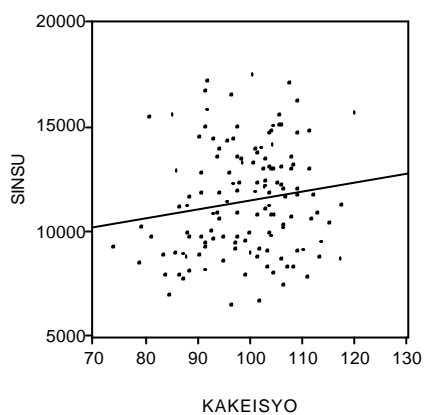


図 5.38 岐阜：消費者物価指数

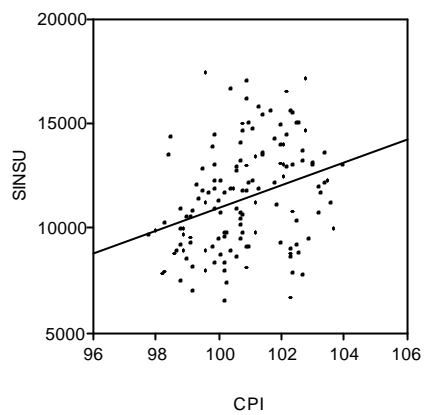


図 5.39 岐阜：鉱工業在庫指数

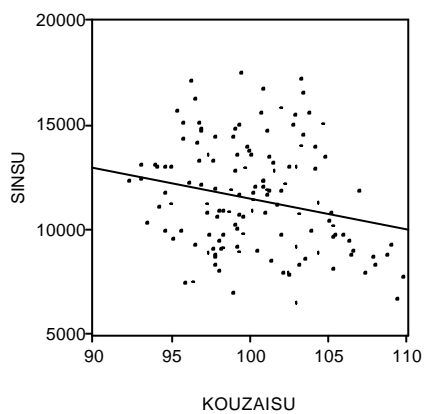


図 5.40 岐阜：繊維在庫指数

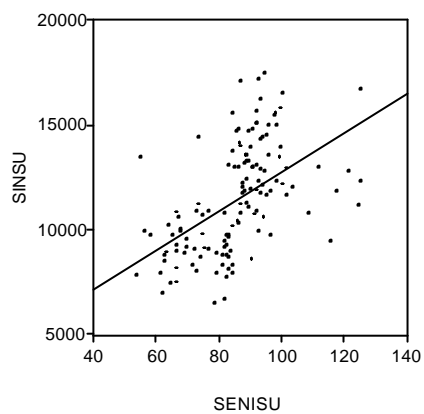


図 5.41 岐阜：常用雇用指数

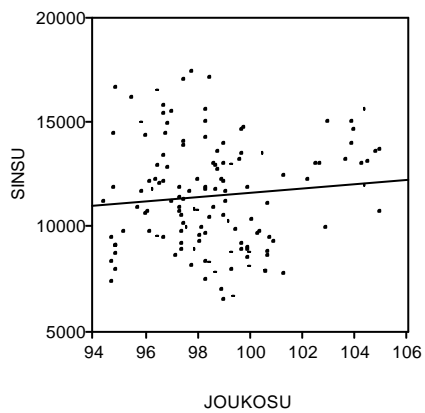


図 5.42 岐阜：雇用保険受給者実人員

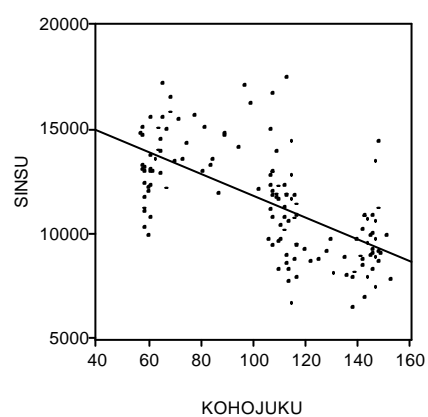


図 5.43 岐阜：不渡手形発生金額

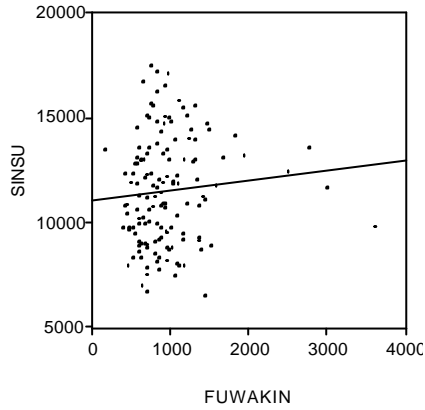
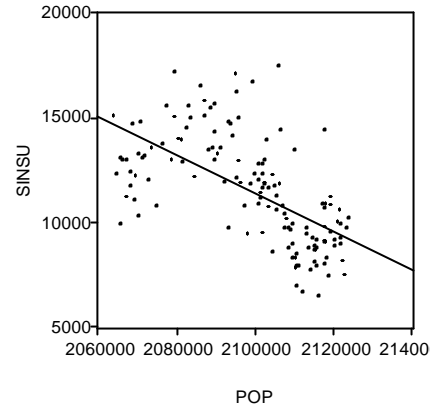


図 5.44 岐阜：推計人口



5.6.2 静岡県の関係

同県の月次の簡保新契約数と社会経済系列との変動の関係をみると、図 5.45 から図 5.66 のとおりとなっており、鉱工業生産指数や大口電力使用量の系列などが比較的点のまとまりがよいようである。有効求人倍率なども点がまとまっているようであるが、近似線に沿っているというよりは固有の形が現れているようである。また、新規求人数との関係では、点の集合が2グループあるように見える。

図 5.45 静岡：入職率（製造業）

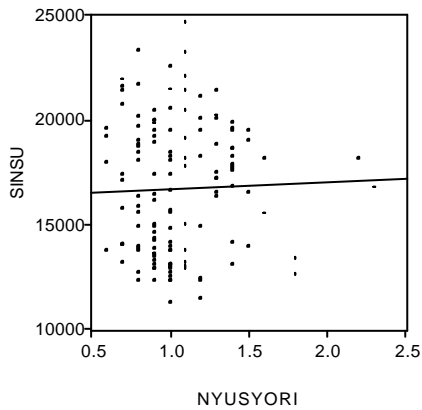


図 5.46 静岡：新規求人数

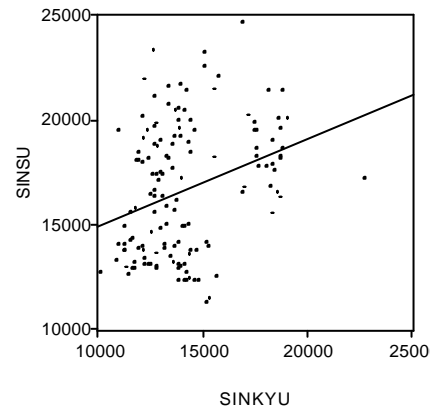


図 5.47 静岡：所定外労働時間（製造業）

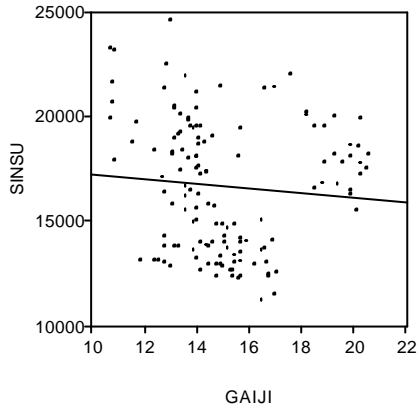


図 5.48 静岡：日経商品指数

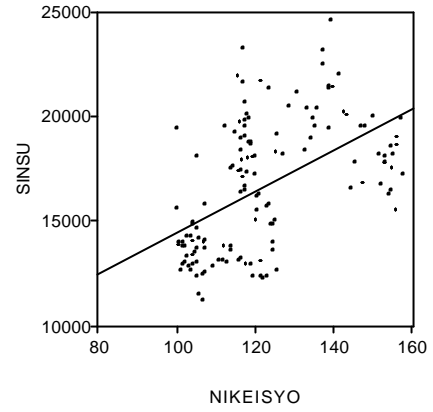


図 5.49 静岡：企業倒産件数

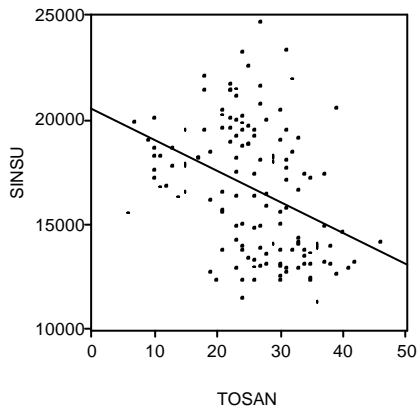


図 5.50 静岡：不渡手形発生率

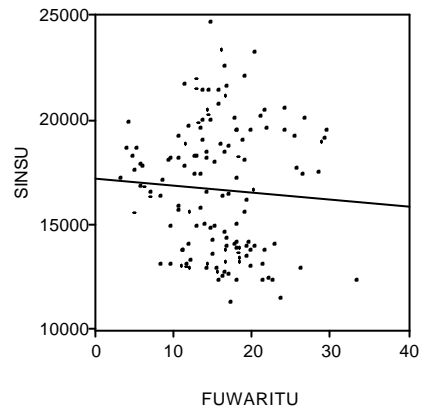


図 5.51 静岡：貸出残高

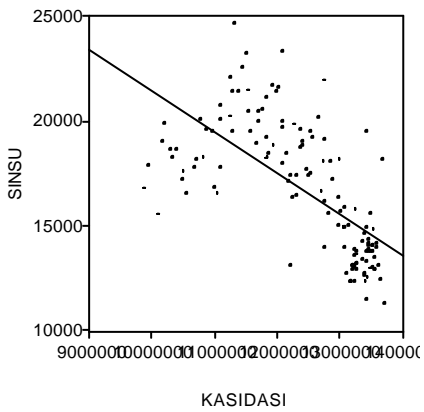


図 5.52 静岡：東証株価指数

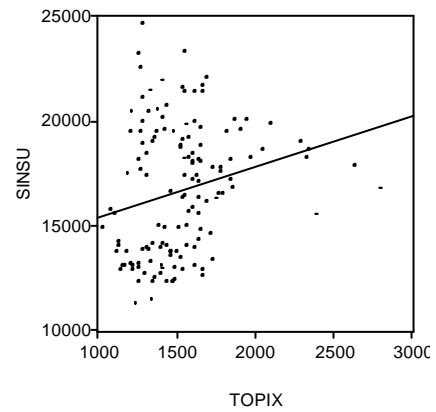


図 5.53 静岡：鋳工業生産指数（鋳工業総合）

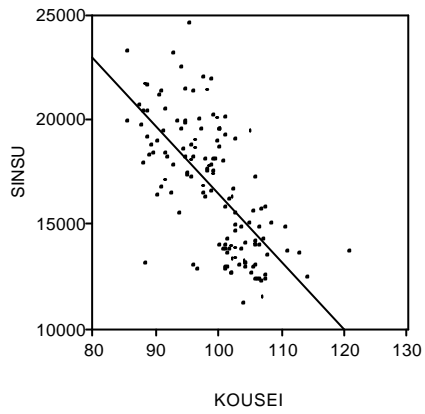


図 5.54 静岡：鋳工業消費財出荷指数

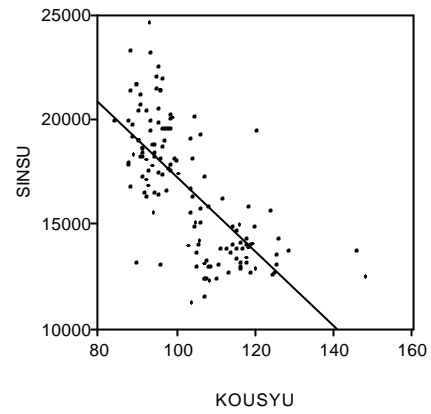


図 5.55 静岡：大口電力使用量

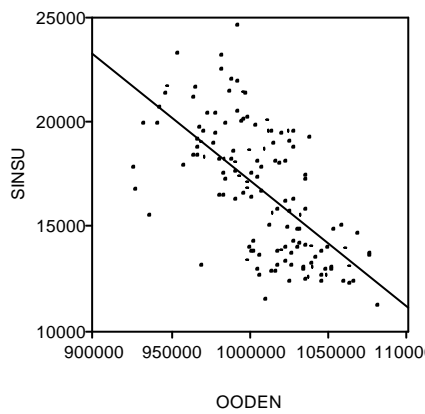


図 5.56 静岡：大型小売店販売額

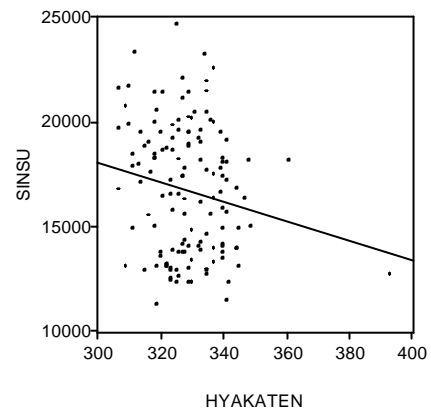


図 5.57 静岡：建築着工床面積（鋳工業用）

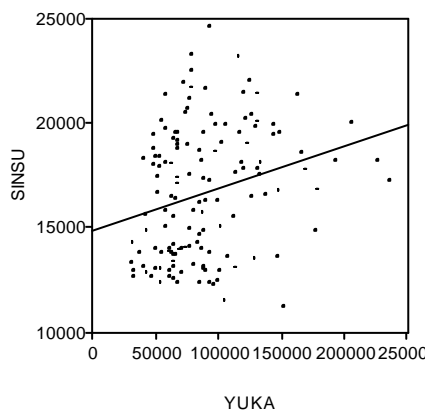


図 5.58 静岡：輸入通関実績

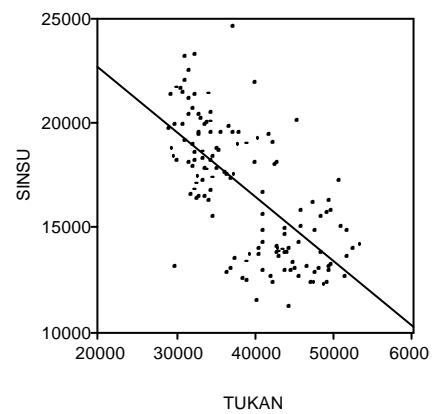


図 5.59 静岡：有効求人倍率

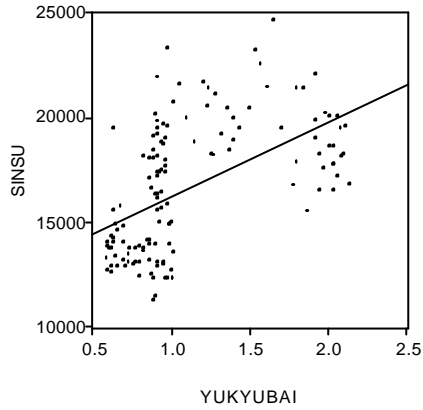


図 5.60 静岡：倉庫保管残高

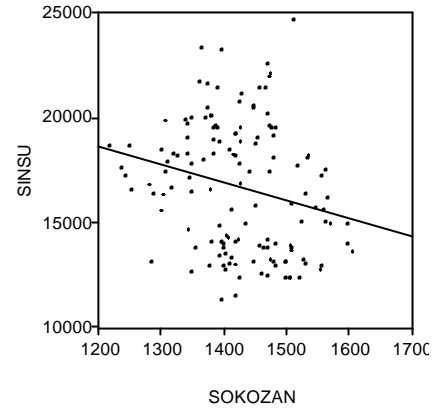


図 5.61 静岡：雇用保険受給者実人員

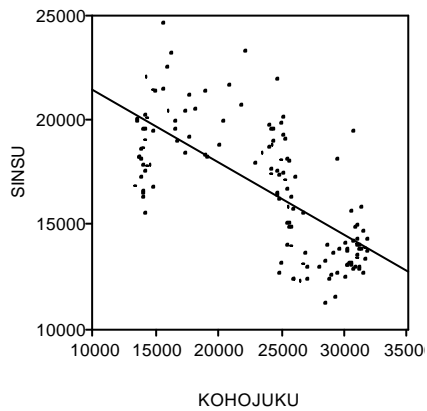


図 5.62 静岡：人件費比率

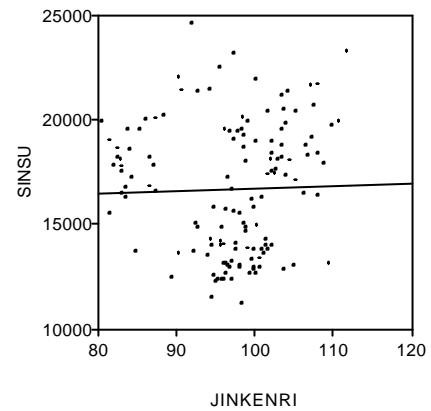


図 5.63 静岡：預貸率（民間金融機関）

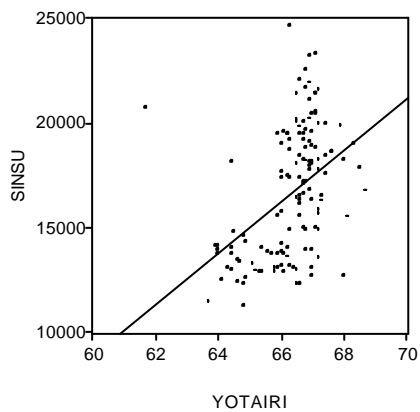


図 5.64 静岡：県税調定額

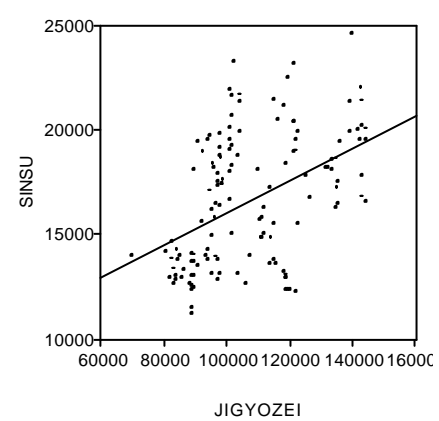


図 5.65 静岡：貸出約定平均金

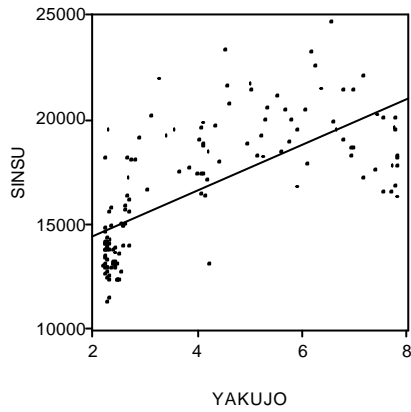
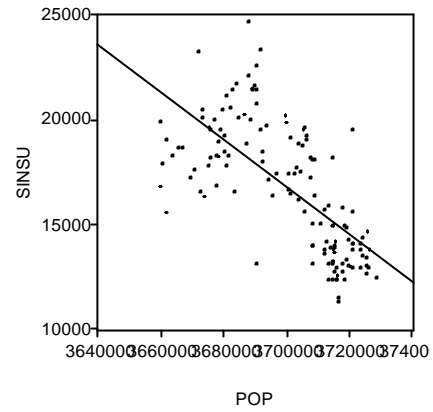


図 5.66 静岡：推計人口



5.6.3 愛知県の関係

同県の月次の簡保新契約数と社会経済系列との変動の関係をみると、図 5.67 から図 5.88 のとおりとなっており、輸入通関実績や常用雇用指数（製造業）などが比較的点のまとまりがよいようである。雇用保険受給者実人員なども点がまとまっているようであるが、近似線に沿っているというよりは固有の形が現れているようである。

図 5.67 愛知：建築物着工床面積
(居住、商・工・サービス)

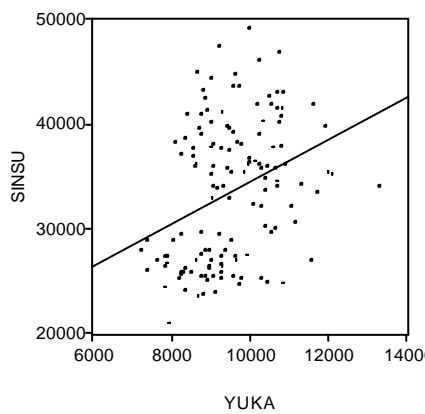


図 5.68 愛知：生産財 / 最終需要財生産比率

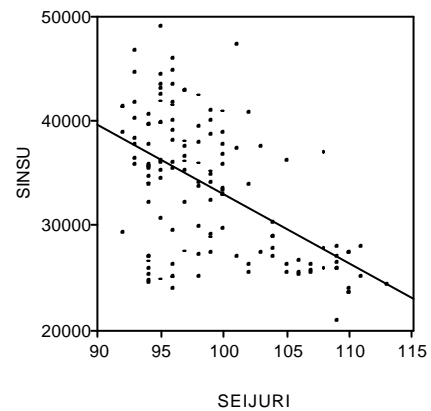


図 5.69 愛知：金属工作機械受注総額

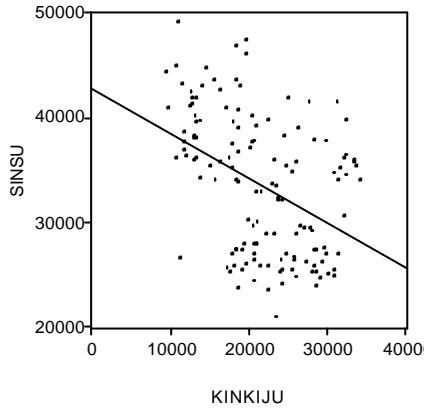


図 5.70 愛知：鋁工業製品在庫率指数

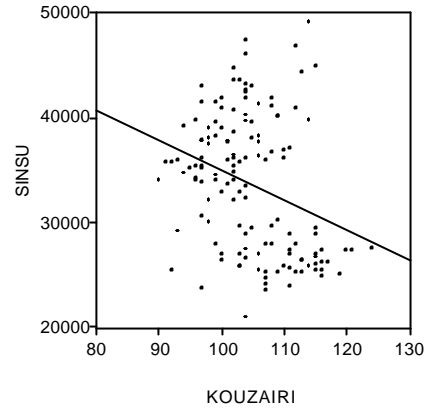


図 5.71 愛知：新規求人数

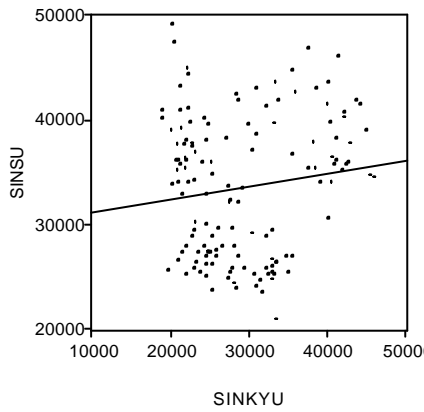


図 5.72 愛知：所定外労働時間指数（製造業）

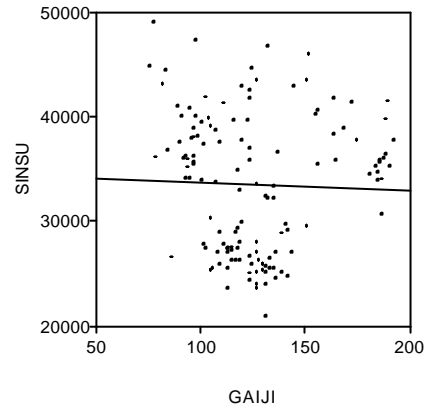


図 5.73 愛知：全国銀行貸出残高

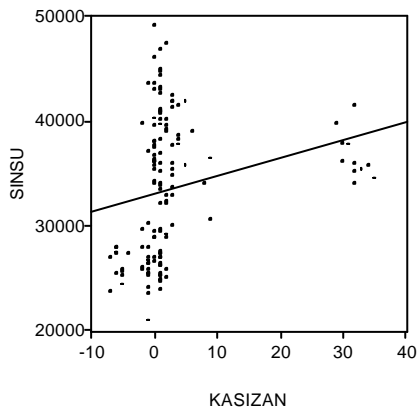


図 5.74 愛知：鋁工業生産指数

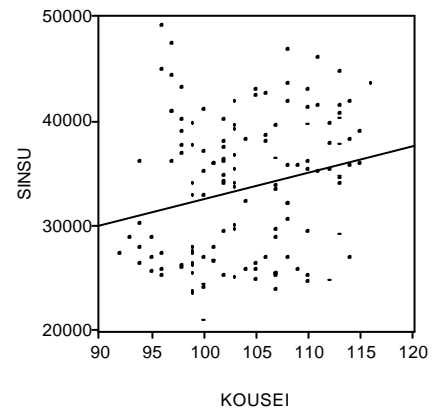


図 5.75 愛知：大口電力消費量

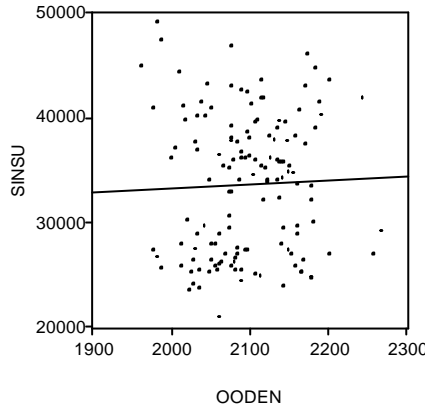


図 5.76 愛知：実質百貨店販売額

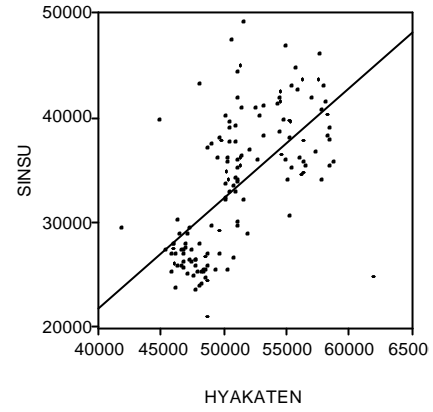


図 5.77 愛知：投資財生産指数

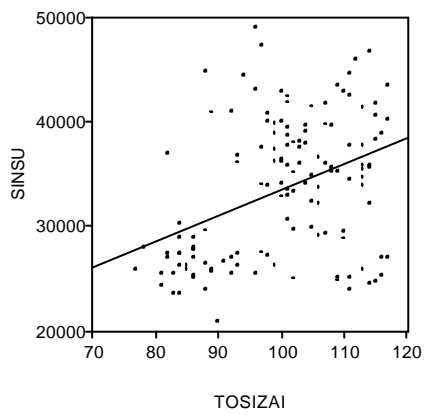


図 5.78 愛知：輸入通関実績

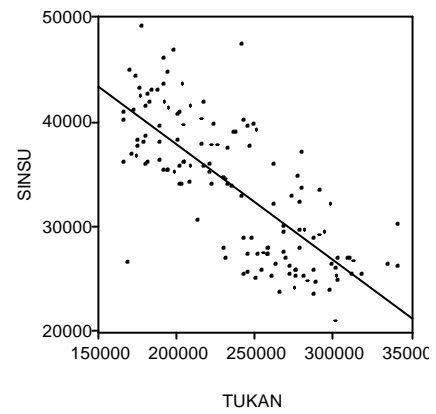


図 5.79 愛知：有効求人数

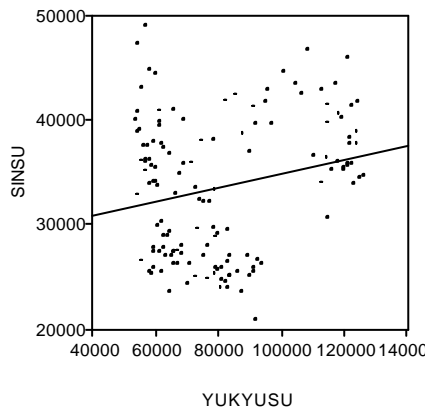


図 5.80 愛知：労働時間投入度（製造業）

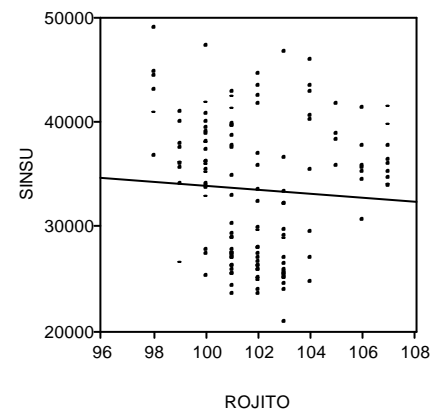


図 5.81 愛知：製造業企業収益率

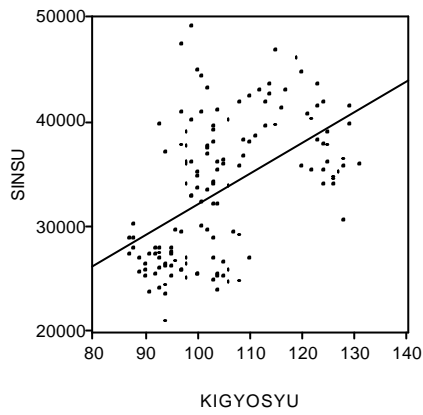


図 5.82 愛知：家計消費支出

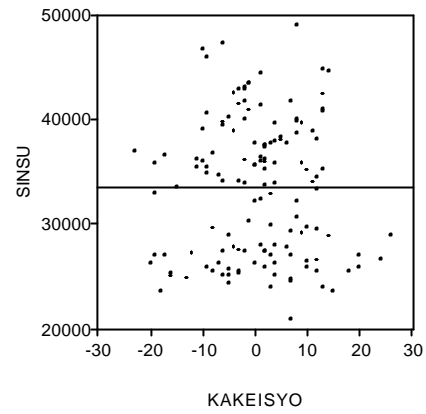


図 5.83 愛知：消費者物価指数

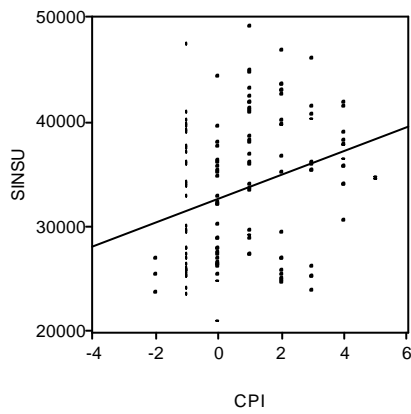


図 5.84 愛知：金属工作機械受注残高

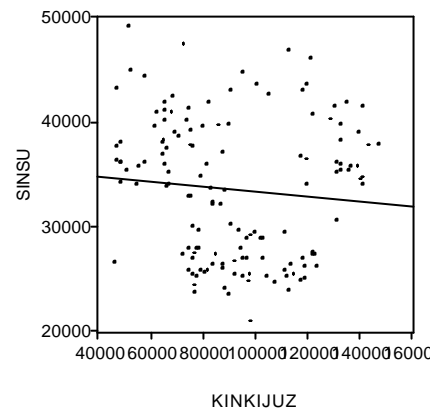


図 5.85 愛知：普通営業倉庫保管残高

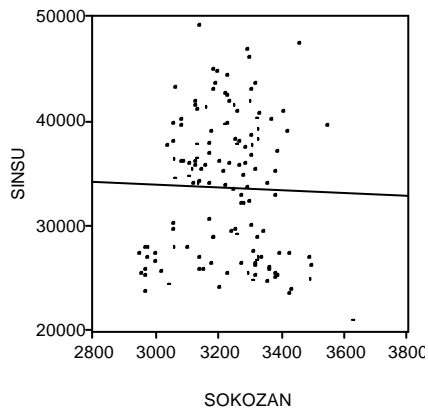


図 5.86 愛知：常用雇用指数（製造業）

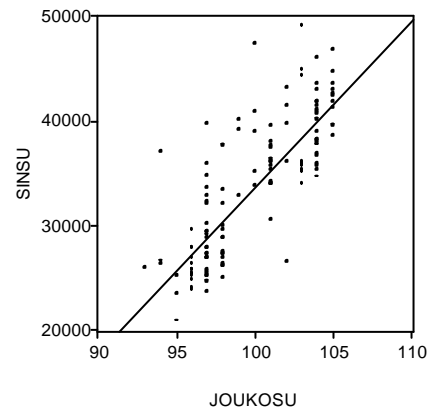


図 5.87 愛知：雇用保険受給者実人員

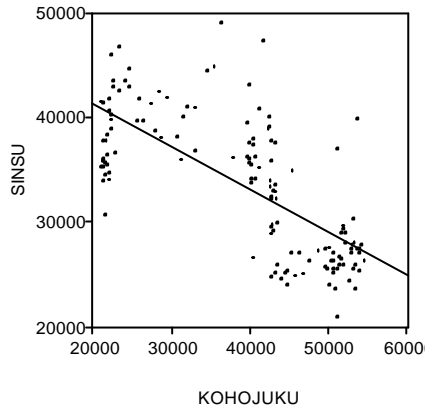
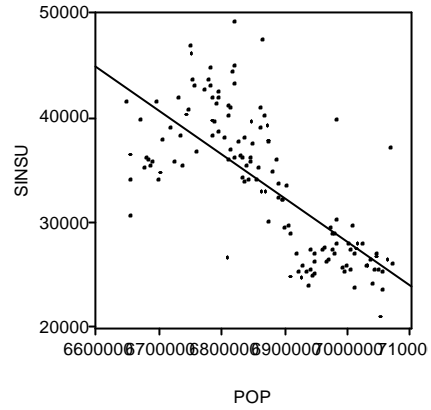


図 5.88 愛知：推計人口



5.6.4 三重県の関係

同県の月次の簡保新契約数と社会経済系列との変動の関係をみると、図 5.89 から図 5.109 のとおりとなっており、鉱工業生産指数や鳥羽水族館入場者数などが比較的点のまとまりがよいようである。雇用保険受給者実人員なども点がまとまっているようであるが、近似線に沿っているというよりは固有の形が現れているようである。

図 5.89 三重：自動車新規登録台数

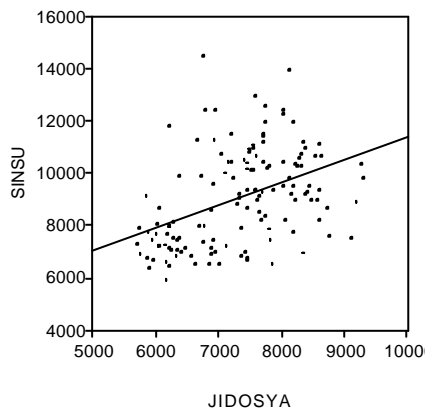


図 5.90 三重：新設住宅着工戸数

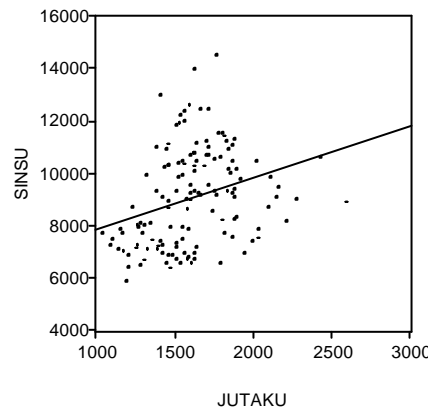


図 5.91 三重：鋳工業在庫指数(逆サイクル)

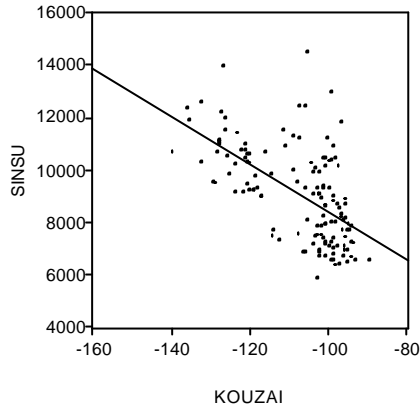


図 5.92 三重：新規求人数

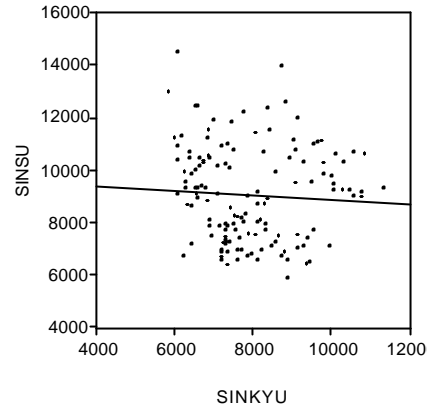


図 5.93 三重：所定外労働時間指数(製造業)

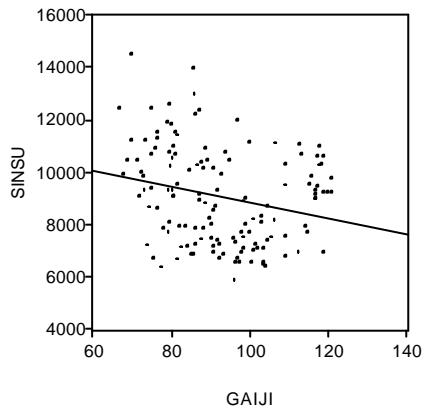


図 5.94 三重：企業倒産件数(逆サイクル)

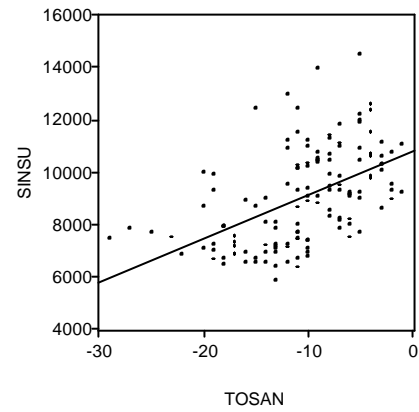


図 5.95 三重：銀行貸出平残

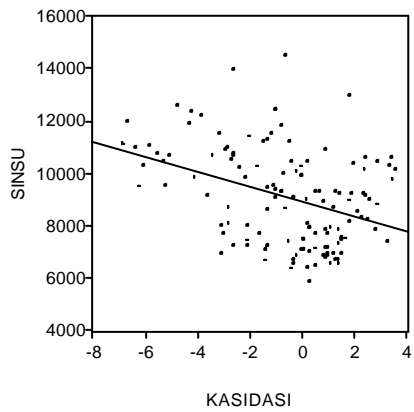


図 5.96 三重：鋳工業生産指数

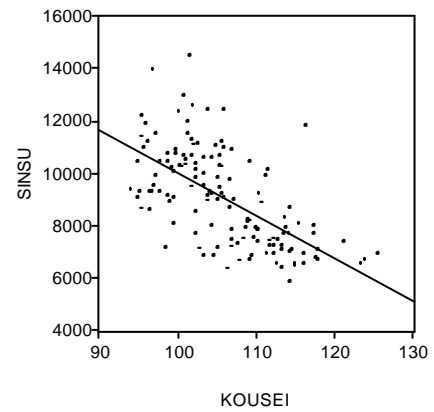


図 5.97 三重：大口電力使用量

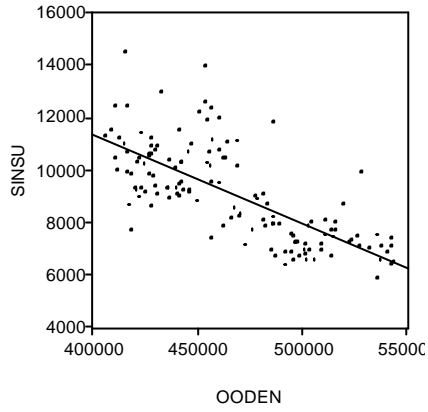


図 5.98 三重：百貨店専門店売上高

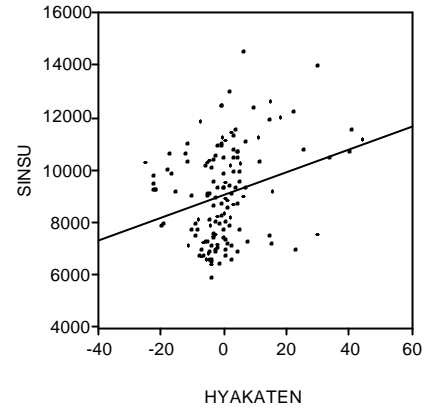


図 5.99 三重：鳥羽水族館入場者数

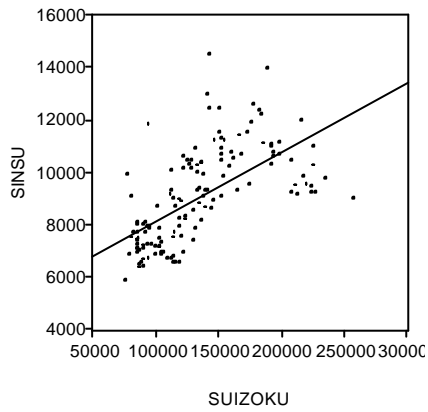


図 5.100 三重：建築着工床面積（鋁工業用）

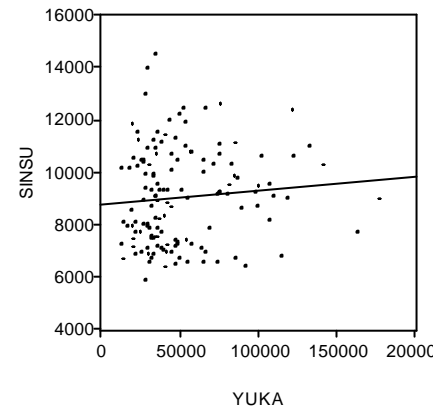


図 5.101 三重：輸入通関実績

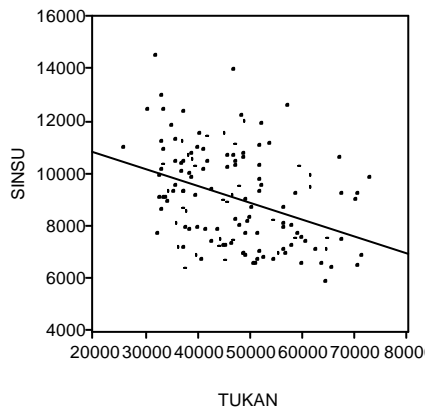


図 5.102 三重：有効求人倍率

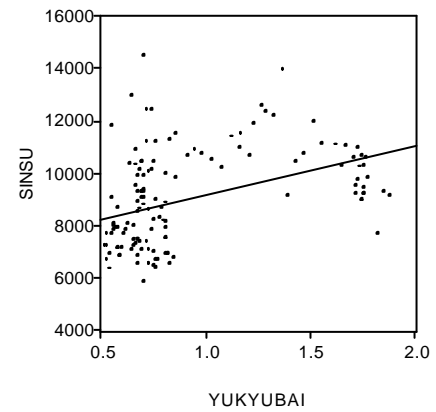


図 5.103 三重：家計消費支出

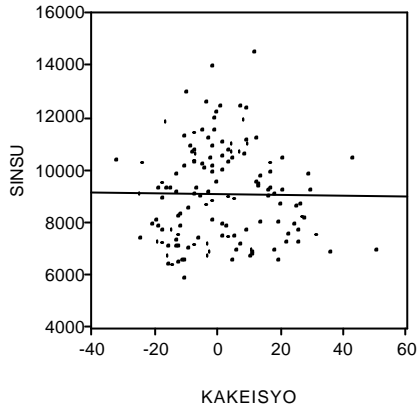


図 5.104 三重：消費者物価指数

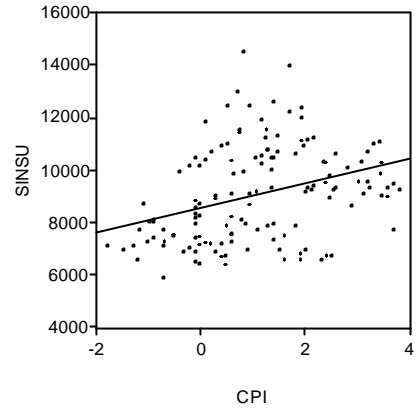


図 5.105 三重：常用雇用指数（製造業）

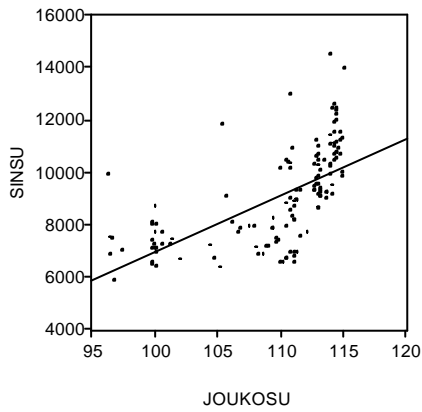


図 5.106 三重：雇用保険受給者実人員

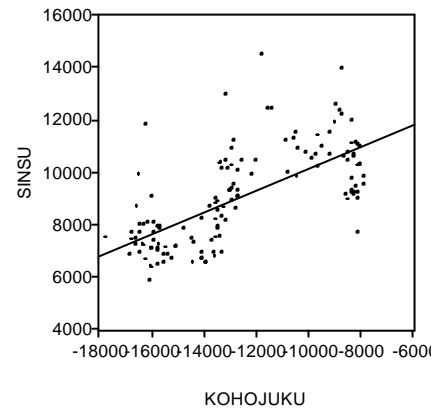


図 5.107 三重：法人事業税調定額

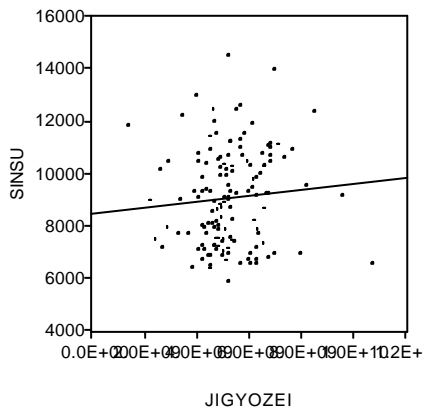


図 5.108 三重：貸出約定平均金利（地銀）

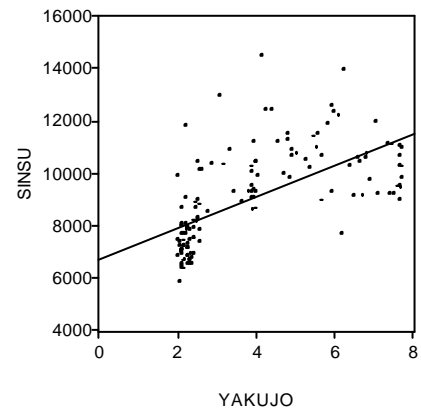
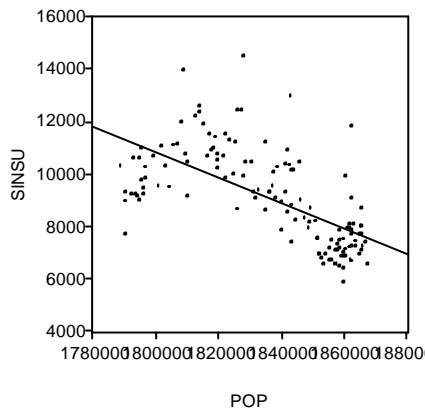


図 5.109 三重：推計人口



5.6.5 散布図による分析のまとめ

各県の簡保新契約数と経済系列の散布図を鳥瞰すると、各点が比較的まとまって現れているものから、ほぼ均等に分布しているものまで様々であり、点がまとまっているものの中にも、その形が近似線に沿ったものではなく「S字型」や「M字型」をしているものが相当程度存在することが分かった。

東海管内の4県を比較すると、岐阜県では繊維在庫指数などが、静岡県では鉱工業生産指数や大口電力使用量などが、愛知県では輸入通関実績や常用雇用指数(製造業)などが、三重県では鉱工業生産指数や鳥羽水族館入場者数などが比較的点のまとまりがよいようであり、他の系列と比べて簡保新契約数の変動に対する説明力が高いことが窺われる。

5.7 対象系列の定常性の確認

本章冒頭で述べたように、時系列データを用いた回帰分析については、説明変数と被説明変数のうちに1つでも非定常なものが含まれていると見せかけの回帰が生じる場合があるとの指摘があることから、ここでは、各系列の「定常性」の検定を行うこととする。

具体的には、Phillips-Perron-test (PP test)により、レベル(階差をとらない)データを対象としてトレンドのある場合と定数項のみの場合について、その定常性を確認することとした。

結果は表 5.2 から表 5.5 のとおりであり、有意水準5%でみると、各県とも簡保新契約数の系列ではトレンドのある場合も定数項のみの場合もいずれも有意となっており、同じく各県の経済系列のうち、先行系列および一致系列では2から5系列、遅行系列では1から2系列の系列が有意となっている。これら以外の系列は非定常であると判断される。

表 5.2 岐阜県のレベルデータに関する定常性の確認

(Phillip-Penrron test の結果。n = 139。)

系列名	トレンドあり	トレンドなし	ラグ
鋳工業在庫率指数(逆サイクル)	-2.638	-2.717*	4
繊維在庫率指数(逆サイクル)	-1.946	-2.056	4
新規求人倍率	-1.343	-1.593	4
所定外労働時間数(製造業)	-2.063	-2.209	4
日経商品指数	-2.009	-1.927	4
不渡手形発生率(金額)(逆サイクル)	-9.411***	-9.440***	4
信用保証協会保証残高(逆サイクル)	-3.406*	-2.609*	4
国内銀行貸出残高	-3.664**	-2.968**	4
東証株価指数	-2.817	-2.725*	4
鋳工業生産指数	-2.272	-1.577	4
鋳工業出荷指数	-2.168	-2.200	4
大口電力使用量	-	-	-
窯業土石生産指数	-2.670	-1.191	4
建築着工床面積(鋳工業用)	-8.560***	-6.328***	4
有効求人倍率	-0.575	-1.352	4
人件費比率(製造業)(逆サイクル)	-1.799	-2.351	4
手形交換金額	-15.88***	-9.531***	4
家計消費支出	-8.478***	-7.963***	4
消費者物価指数	-2.867	-1.738	4
鋳工業在庫指数(逆サイクル)	-2.676	-2.742*	4
繊維在庫指数	-1.632	-0.537	4
常用雇用指数	-2.915	-2.838*	4
雇用保険受給者実人員(逆サイクル)	-1.991	-0.319	4
法人事業税(収入済額)	-	-	-
不渡手形発生金額	-9.426***	-9.129***	4
簡保新契約数	-8.511***	-5.227***	4
推計人口	-0.584	-2.291	4

注：「大口電力使用量」及び「法人事業税(収入済額)」は公開データなし。

備考1：***は1%、**は5%、*は10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。

備考2：トレンドがある場合のCritical Valueは1%が-4.0268、5%が-3.4428、10%が-3.1458であり、
トレンドがない場合のCritical Valueは1%が-3.4786、5%が-2.8824、10%が-2.5778である。

表 5.3 静岡県のレベルデータに関する定常性の確認

(Phillip-Penrron test の結果。n = 139。)

系列名	トレンドあり	トレンドなし	ラグ
入職率（製造業）	-7.850***	-7.632***	4
新規求人数	-2.550	-2.027	4
所定外労働時間（製造業）	-1.720	-2.017	4
日経商品指数	-1.283	-1.353	4
企業倒産件数	-8.469***	-5.432***	4
不渡手形発生率	-8.420***	-7.973***	4
貸出残高	-2.769	-3.308**	4
東証株価指数	-4.336***	-4.438***	4
鋳工業生産指数（鋳工業総合）	-3.251*	-2.570	4
鋳工業消費財出荷指数	-3.628**	-2.300	4
大口電力使用量	-5.957***	-4.020***	4
大型小売店販売額	-6.746***	-6.470***	4
建築着工床面積（鋳工業用）	-8.347***	-6.462***	4
輸入通関実績	-4.504***	-2.639*	4
有効求人倍率	-0.725	-1.185	4
倉庫保管残高	-3.185*	-3.058**	4
雇用保険受給者実人員	-1.362	-0.923	4
人件費比率	-2.245	-2.212	4
預貸率（民間金融機関）	-7.783***	-4.364***	4
県税調定額	-3.303*	-1.713	4
貸出約定平均金利	-1.351	-0.500	4

簡保新契約数	-6.460***	-3.320**	4
推計人口	-2.475	-2.116	4

備考：***は1%、**は5%、*は10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。

備考2：トレンドがある場合の Critical Value は1%が-4.0268、5%が-3.4428、10%が-3.1458であり、
トレンドがない場合の Critical Value は1%が-3.4786、5%が-2.8824、10%が-2.5778である。

表 5.4 愛知県のレベルデータに関する定常性の確認

(Phillip-Penrron test の結果。n = 139。)

系列名	トレンドあり	トレンドなし	ラグ
建築物着工床面積（居住商工サ）	-8.916***	-6.363***	4
生産財 / 最終需要財生産比率	-6.237***	-2.825*	4
金属工作機械受注総額	-2.037	-2.026	4
鋳工業製品在庫率指数	-5.023***	-4.028***	4
新規求人数（合計）	-1.185	-1.641	4
所定外労働時間指数（製造業）	-1.525	-2.140	4
全国銀行貸出残高（名目、前年比）	-2.727	-2.090	4
鋳工業生産指数	-4.152***	-2.952**	4
大口電力消費量	-6.460***	-6.014***	4
実質百貨店販売額	-7.815***	-2.749*	4
投資財生産指数	-4.136***	-2.025	4
輸入通関実績（名目）	-5.372***	-2.590*	4
有効求人数（合計）	-0.351	-1.395	4
労働時間投入度（製造業）	-1.809	-2.258	4
製造業企業収益率（原系列）	-2.925	-1.509	4
家計消費支出（全世帯、前年比）	-8.349***	-8.379***	4
消費者物価指数（前年比、名古屋市）	-3.071	-2.229	4
金属工作機械受注残高	-1.186	-1.338	4
普通営業倉庫保管残高	-3.234*	-3.240**	4
常用雇用指数（製造業）	-2.858	0.550	4
雇用保険受給者実人員	-1.074	-1.007	4

簡保新契約数	-6.778***	-3.309**	4
推計人口	-3.507**	-0.785	4

備考1：***は1%、**は5%、*は10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。

備考2：トレンドがある場合のCritical Valueは1%が-4.0268、5%が-3.4428、10%が-3.1458であり、トレンドがない場合のCritical Valueは1%が-3.4786、5%が-2.8824、10%が-2.5778である。

表 5.5 三重県のレベルデータに関する定常性の確認

(Phillip-Penrron test の結果。n = 139。)

系列名	トレンドあり	トレンドなし	ラグ
自動車新規登録台数	-4.477***	-2.408	4
新設住宅着工戸数	-7.160***	-5.690***	4
鋳工業在庫指数(逆サイクル)	-2.678	-1.630	4
新規求人数(一般)	-2.255	-2.597*	4
所定外労働時間指数(製造業5人以上)	-1.808	-1.973	4
企業倒産件数逆サイクル(原系列)	-10.250***	-6.188***	4
銀行貸出平残(前年同月比)	-2.171	-1.981	4
鋳工業生産指数	-4.708***	-3.280**	4
大口電力使用量	-2.482	-0.585	4
百貨店専門店売上高(既店前年同月比)	-6.189***	-6.206***	4
鳥羽水族館入場者数	-4.683***	-1.391	4
建築着工床面積(鋳工業用)	-9.748***	-8.227***	4
輸入通関実績	-3.576**	-3.452**	4
有効求人倍率	-0.558	-2.298	4
家計消費支出(前年同月比、津市)	-6.314***	-6.325***	4
消費者物価指数(前年同月比、四市平均)	-3.248*	-2.352	4
常用雇用指数(製造業30人以上)	-1.371	2.256	4
雇用保険受給者実人員(逆サイクル)	-2.608	-0.367	4
法人事業税調定額(現年+過年)	-11.373***	-10.162***	4
貸出約定平均金利(地銀、原系列)	-1.439	-0.483	4

簡保新契約数	-6.827***	-3.963***	4
推計人口	-0.010	-2.560	4

備考1: ***は1%、**は5%、*は10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。

備考2: トrendがある場合のCritical Valueは1%が-4.0268、5%が-3.4428、10%が-3.1458であり、トrendがない場合のCritical Valueは1%が-3.4786、5%が-2.8824、10%が-2.5778である。

5.8 簡保新契約数と社会経済系列との単回帰分析

東海4県の簡保新契約数（季節調整値）と各県データとの変動の関係性を確認するため、前者を被説明変数とし、定数項と後者を説明変数として単回帰分析を実施する。

結果は表5.7から表5.10のとおりである。各県とも相当数の有意な相関を示す系列が存在しているように見えるが、前節で示したとおり、非定常な系列も含まれているので、解釈の際は注意が必要である。

これらのうち、前節の定常性検定において5%水準で有意であって定常性を満たす系列について、単回帰の回帰係数が5%水準で有意なものをみると表5.6のとおりとなっており、各県とも数系列ではあるが有意な系列が存在している。そのうち説明力が相対的に高い系列をみると、決定係数が0.5以上の系列は存在せず、決定係数が0.4以上の系列は静岡県の先行系列の貸出残高、同県の一致系列の大口電力使用量、および三重県の一致系列の鋳工業生産指数の3系列のみである。

表 5.6 定常な各県経済系列の単回帰結果（回帰係数が5%水準で有意なもの）

県名	系列数	系列名等
岐阜県	先行9系列	国内銀行貸出残高 の1系列
	一致8系列	建築着工床面積（鋳工業用）、手形交換金額 の2系列
	遅行8系列	家計消費支出 の1系列
静岡県	先行8系列	企業倒産件数、不渡手形発生率、貸出残高、東証株価指数 の4系列
	一致7系列	大口電力使用量、大型小売店販売額、建築着工床面積（鋳工業用） の3系列
	遅行6系列	倉庫保管残高、預貸率（民間金融機関） の2系列
愛知県	先行8系列	建築物着工床面積（居住、商工、サービス）、鋳工業製品在庫率指数 の2系列
	一致8系列	鋳工業生産指数 の1系列
	遅行6系列	該当なし
三重県	先行7系列	新設住宅着工戸数、企業倒産件数逆サイクル（原系列） の2系列
	一致7系列	鋳工業生産指数、百貨店専門店売上高（既存店前年同月比）、建築着工床面積（鋳工業用）、輸入通関実績 の4系列
	遅行6系列	該当なし

表 5.7 岐阜県の季節調整値済み簡保新契約数と経済系列との2変数相関 (ols、n=139)

指標等	系列名	回帰係数	t 値	P 値	決定係数	
先行指数 9 系列	鋳工業在庫率指数(逆サイクル)	10.34	0.29	0.775	0.00	
	繊維在庫率指数(逆サイクル)	-73.64	-4.53	0.000	0.13	
	新規求人倍率	1438.26	6.80	0.000	0.25	
	所定外労働時間数(製造業)	-194.05	-2.00	0.048	0.03	
	日経商品指数	-118.20	-3.17	0.002	0.07	
	不渡手形発生率(金額、逆サイクル)	-1126.70	-0.57	0.570	0.00	
	信用保証協会保証残高(逆サイクル)	95.54	5.87	0.000	0.20	
	<u>国内銀行貸出残高</u>	281.94	4.13	0.000	0.11	
	東証株価指数	-10.97	-1.05	0.294	0.01	
一致指数 8 系列	鋳工業生産指数	95.98	2.90	0.004	0.06	
	鋳工業出荷指数	-70.37	-1.92	0.056	0.03	
	窯業土石生産指数	134.38	6.79	0.000	0.25	
	<u>建築着工床面積(鋳工業用)</u>	3.52	4.10	0.000	0.11	
	* 大口電力使用量はデータなし	有効求人倍率	1984.85	6.95	0.000	0.26
	人件費比率(製造業、逆サイクル)	-7340.18	-3.73	0.000	0.09	
	<u>手形交換金額</u>	17.62	5.40	0.000	0.18	
遅行指数 8 系列	<u>家計消費支出</u>	43.69	1.82	0.071	0.02	
	消費者物価指数	542.62	3.84	0.000	0.10	
	鋳工業在庫指数(逆サイクル)	-147.07	-2.64	0.009	0.05	
	* 法人事業税(収入済額はデータなし)	繊維在庫指数	94.23	7.12	0.000	0.27
	常用雇用指数	102.55	1.20	0.234	0.01	
	雇用保険受給者実人員(逆サイクル)	-52.74	-9.98	0.000	0.42	
その他	不渡手形発生金額	0.48	1.04	0.302	0.01	
	推計人口(原系列)	-0.09	-9.11	0.000	0.38	

備考：系列名欄に特記の無い系列の値は季節調整済みの値である。

表 5.8 静岡県の季節調整値済み簡保新契約数と経済系列との2変数相関 (ols、n=139)

指標等	系列名 (グラフ略号)	回帰係数	t 値	P 値	決定係数
先行指数	入職率 (製造業)	368.27	0.41	0.680	0.00
	新規求人数	0.42	3.87	0.000	0.10
8 系列	所定外労働時間 (製造業)	-114.45	-1.06	0.291	0.01
	日経商品指数	98.69	7.16	0.000	0.27
	企業倒産件数	-147.88	-4.82	0.000	0.14
	不渡手形発生率	-32.68	-0.71	0.478	0.00
	貸出残高	-0.00	-10.38	0.000	0.44
	東証株価指数	2.44	2.79	0.006	0.05
	一致指数	鋳工業生産指数 (鋳工業総合)	-323.45	-10.68	0.000
鋳工業消費財出荷指数		-177.86	-11.32	0.000	0.48
7 系列	大口電力使用量	-0.06	-9.77	0.000	0.41
	大型小売店販売額	-46.71	-2.10	0.038	0.03
	建築着工床面積 (鋳工業用)	0.02	3.14	0.002	0.07
	輸入通関実績	-0.31	-10.76	0.000	0.46
	有効求人倍率	3584.46	7.55	0.000	0.29
遅行指数	倉庫保管残高	-8.63	-2.74	0.007	0.05
	雇用保険受給者実人員	-0.35	-11.81	0.000	0.50
6 系列	人件費比率	11.85	0.33	0.743	0.00
	預貸率 (民間金融機関)	1222.78	5.51	0.000	0.18
	県税調定額	0.08	6.02	0.000	0.21
	貸出約定平均金利	1092.97	10.99	0.000	0.47
その他	推計人口 (原系列)	-0.11	-10.82	0.000	0.46

備考：系列名欄に特記の無い系列の値は季節調整済みの値である。

表 5.9 愛知県の季節調整済み簡保新契約数と経済系列との2変数相関 (ols、n=139)

指標等	系列名 (グラフ略号)	回帰係数	t 値	P 値	決定係数	
先行指数	建築物着工床面積 (居住、商工、サービス)	2.01	4.10	0.000	0.11	
	生産財 / 最終需要財生産比率	-661.05	-7.51	0.000	0.29	
8 系列	金属工作機械受注総額	-0.43	-5.39	0.000	0.17	
	鋳工業製品在庫率指数	-285.06	-3.77	0.000	0.09	
* 中小企業生産売上 来期見通しは データなし	新規求人数 (合計)	0.13	1.64	0.104	0.02	
	所定外労働時間指数 (製造業) GAIJI	-8.24	-0.42	0.673	0.00	
	全国銀行貸出残高 (名目、前年比)	172.44	2.91	0.004	0.06	
	鋳工業生産指数	254.67	2.74	0.007	0.05	
一致指数	大口電力消費量	3.78	0.41	0.684	0.00	
	8 系列	実質百貨店販売額	1.05	9.44	0.000	0.39
	投資財生産指数	250.55	5.12	0.000	0.16	
	輸入通関実績 (名目)	-0.11	-13.36	0.000	0.57	
	有効求人数 (合計)	0.07	2.76	0.007	0.05	
	労働時間投入度 (製造業)	-191.74	-0.78	0.438	0.00	
	製造業企業収益率 (原系列)	295.87	7.06	0.000	0.27	
遅行指数	家計消費支出 (全世帯、前年比)	-2.00	-0.03	0.973	0.00	
	消費者物価指数 (前年比、名古屋市)	1135.71	3.62	0.000	0.09	
	6 系列	金属工作機械受注残高	-0.02	-1.12	0.267	0.01
		普通営業倉庫保管残高	-1.36	-0.33	0.743	0.00
		常用雇用指数 (製造業)	1587.43	16.21	0.000	0.66
		雇用保険受給者実人員	-0.41	-12.00	0.000	0.51
その他	推計人口 (原系列)	-0.04	-12.29	0.000	0.52	

備考：系列名欄に特記の無い系列の値は季節調整済みの値である。

表 5.10 三重県の季節調整済み簡保新契約数と経済系列との2変数相関 (ols、n=139)

指標等	系列名(グラフ略号)	回帰係数	t 値	P 値	決定係数
先行指数 7系列	自動車新規登録台数	0.87	5.48	0.000	0.18
	新設住宅着工戸数	2.01	3.69	0.000	0.09
	鋳工業在庫指数(逆サイクル)	-91.88	-8.72	0.000	0.36
	新規求人数(一般)	-0.087	-0.73	0.467	0.00
	所定外労働時間指数(製造業5人以上)	-29.77	-2.86	0.005	0.06
	企業倒産件数逆サイクル(原系列)	167.05	7.01	0.000	0.26
	銀行貸出平残(前年同月比)	-284.53	-4.85	0.000	0.15
一致指数 7系列	鋳工業生産指数	-163.96	-9.32	0.000	0.39
	大口電力使用量	-0.034	-12.14	0.000	0.52
	百貨店専門店売上高(既存店前年同月比)	44.03	3.48	0.001	0.08
	鳥羽水族館入場者数	0.03	9.49	0.000	0.40
	建築着工床面積(鋳工業用)	0.01	1.10	0.272	0.01
	輸入通関実績	-0.06	-4.77	0.000	0.14
	有効求人倍率	1845.41	5.40	0.000	0.18
遅行指数 6系列	家計消費支出(前年同月比、津市、全世帯)	-1.72	-0.17	0.867	0.00
	消費者物価指数(前年同月比、四市平均)	465.07	4.22	0.000	0.11
	常用雇用指数(製造業30人以上)	216.11	9.65	0.000	0.40
	雇用保険受給者実人員(逆サイクル)	0.41	10.68	0.000	0.45
	法人事業税調定額(現年+過年)	0.00	0.97	0.332	0.01
	貸出約定平均金利(地銀、原系列)	599.84	9.75	0.000	0.41
その他	推計人口(原系列)	-0.05	-9.94	0.000	0.42

備考：系列名欄に特記の無い系列の値は季節調整済みの値である。

5.9 簡保新契約数と社会経済系列との重回帰分析

前節では東海4県の簡保新契約数(季節調整値)と各県データとの変動について単回帰分析によりその関係性を確認したが、有意な系列は相当数あるものの、説明力の高い系列はあまり存在しなかった。そこで、この節では、5.7節の定常性検定により5%の有意水準で定常性が確認された各種系列および保険料率改定を反映するダミー変数を用いて、重回帰分析を実施する。具体的なダミー変数は、90年4月の料率引下げ、92年4月の加入年齢引上げ、94年4月、96年4月、99年4月、および01年7月の計4回実施された保険料率の引上げについて、該当月の前月を1とし他を0とするもの、および該当月を1とし他を

0とするものである。

これらの条件に合致する系列を説明変数に組み込んだモデルは表 5.11 から表 5.14 のとおりである。なお、各系列は前節と同様に 90 年 1 月から 01 年 7 月までの 139 か月分のデータとなっている。

表 5.11 岐阜県の季節調整値済み簡保新契約数と複数の経済系列との相関 (ols、n=139)

変数	回帰係数	値	P値
定数項	-7236.6	-1.80	0.074
92年 4月ダミ－ (加入年齢引上げ当月)	4684.8	2.13	0.035
99年 3月ダミ－ (保険料率引上げ前月)	3698.5	1.68	0.095
鉱工業在庫率指数 (逆サイクル)	120.5	3.21	0.002
建築着工床面積 (鉱工業用)	3.8	3.73	0.000
手形交換金額	13.0	3.80	0.000
自由度修正済決定係数	0.27		
回帰の標準誤差	2184		
F値	11.3		
p値 (F値)	0.000		

表 5.12 静岡県の季節調整値済み簡保新契約数と複数の経済系列との相関 (ols、n=139)

変数	回帰係数	値	P値
定数項	74968.570	12.95	0.000
90年 3月ダミ－ (保険料率引下げ前月)	-5237.264	-2.79	0.006
92年 4月ダミ－ (加入年齢引上げ当月)	3634.349	1.96	0.053
94年 4月ダミ－ (保険料率引上げ当月)	-4529.462	-2.46	0.015
99年 3月ダミ－ (保険料率引上げ前月)	5178.110	2.78	0.006
01年 6月ダミ－ (保険料率引上げ前月)	5010.241	2.73	0.007
企業倒産件数	52.056	1.69	0.093
不渡手形発生率	52.998	1.67	0.098
銀行貸出残高	-0.003	-7.78	0.000
東証株価指数	-1.994	-2.49	0.014
大口電力使用量	-0.032	-4.49	0.000
建築着工床面積 (鉱工業用)	-0.009	-1.69	0.093
倉庫保管残高	6.001	2.43	0.016
自由度修正済決定係数	0.67		
回帰の標準誤差	1782		
F値	24.5		
p値 (F値)	0.000		

表 5.13 愛知県の季節調整値済み簡保新契約数と複数の経済系列との相関 (ols、n=139)

変数	回帰係数	t値	P値
定数項	41513.0	3.37	0.001
92年4月ダミー (加入年齢引上げ当月)	13243.7	2.14	0.034
94年3月ダミー (保険料率引上げ前月)	10560.6	1.73	0.086
建築着工床面積 (居住、商工、サービス)	1.3	2.41	0.017
鉱工業製品在庫指数	-198.8	-2.36	0.020
自由度修正済決定係数	0.16		
回帰の標準誤差	6073		
F値	7.5		
p値 (F値)	0.000		

表 5.14 三重県の季節調整値済み簡保新契約数と複数の経済系列との相関 (ols、n=139)

変数	回帰係数	t値	P値
定数項	22952.39	12.85	0.000
90年3月ダミー (保険料率引下げ前月)	-2155.32	-1.78	0.077
92年4月ダミー (加入年齢引上げ当月)	3232.25	2.62	0.010
99年3月ダミー (保険料率引上げ前月)	3422.02	2.75	0.007
99年4月ダミー (保険料率引上げ当月)	-2671.06	-2.21	0.029
01年6月ダミー (保険料率引上げ前月)	2619.05	2.15	0.034
企業倒産件数 (逆サイクル)	112.92	5.63	0.000
鉱工業生産指数	-111.47	-5.65	0.000
百貨店専門店売上高 (既存店前年同月比)	15.69	1.71	0.089
輸入通関実績	-0.02	-1.68	0.096
自由度修正済決定係数	0.57		
回帰の標準誤差	1196		
F値	21		
p値 (F値)	0.000		

これらのモデルは、先に述べた説明変数候補をすべて含むモデルから出発して、回帰係数が10%水準ですべて有意なものとなるモデルになるまで変数選択した結果である。これらを見ると、簡保自身の変化を表すダミー変数のほかに複数の経済系列がモデルに組み込まれている。

各県別に経済系列の符号をみると、次のとおりとなる (系列名の後ろの「*」印は、***が1%有意、**が5%有意、*が10%有意を表す)。

符号が正のものは

岐阜県：鉱工業在庫率指数 (逆サイクル)***、建築着工床面積 (鉱工業用)***、手形交換金額***

静岡県：企業倒産件数*、不渡手形発生率*、倉庫保管残高**

愛知県：建築着工床面積 (居住、商工、サービス)**

三重県：企業倒産件数 (逆サイクル)***、百貨店専門店売上高*

符号が負のものは

岐阜県：該当なし

静岡県：銀行貸出残高***、東証株価指数**、大口電力使用量***、建築着工床面積（鉱工業用）*

愛知県：鉱工業製品在庫指数**

三重県：鉱工業生産指数***、輸入通関実績*

となっている。

ダミー変数の符号はすべて整合的であり、また、各県ともに単回帰の場合よりも説明力が向上したモデルとなっているが、自由度修正済み決定係数をみると、静岡県のそれは 0.67、三重県のそれは 0.57 であり年次の PANEL 分析のような高いものではない。岐阜県のそれは 0.27 であり、愛知県に至っては 0.16 と低いものになっている。

これは、簡保新契約数の原系列から季節調整によって大きな季節変動を除いたにもかかわらず、調整後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る。このため、今回は対象を月次データとして分析を試みたが、事業データをはじめとする各種系列について、四半期程度でまとまったデータについてみると、もう少し相互の説明が向上する可能性がある。

第6章 結果のまとめと今後の課題

6.1 結果のまとめ

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。具体的には、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、事業データの季節調整、回帰等による分析へと進んだ。

その結果、利用が適当な地域の社会経済データの確認、簡保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。

6.1.1 都道府県公表のデータ利用が容易

地域単位で集約された社会経済データについては、各省庁や日本銀行などのほか、それらの地方機関、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、それらの中には各地域の社会経済情勢の特性を表現するための独自指標等が含まれていることがある。そのうち、今回のように全国の地域を比較することを前提とすれば、都道府県が公表する都道府県単位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ことを実感した。

6.1.2 年次の時系列でみた簡保の新契約数

事業データのうち主な分析対象とした簡保の新契約数について、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こと、最近 10 年程度に着目すると、簡保の新商品の販売や営業の注力方向等により比較的大きな種類別の変動が認められること、簡保の新契約数全体に対する構成割合の高い種類についてその都道府県別の推移をみると、全国的にほぼ同様の変動を示していること、タイムラグを考慮した対象年齢人口や複数の社会経済データによって相当程度簡保の新契約数の変動を説明できること（ただし、自由度が少ないので結果は参考に留めることが妥当）などが明らかとなった。

また、家計部門の金融資産額や世帯の貯蓄保有額の中で一定程度の割合を占めている個人生保および個人年金にあって、後者の順調な伸びに対して前者の伸びが低下してきていること、その個人生保について新契約数をみると全体が 93 年度をピークとして減少傾向にあること、それらを提供主体別にみると国内生保と簡保の規模が外国会社や J A 共済のそれと比較して相対的に規模や推移が類似していること、さらに、国内生保と簡保のその 1 件当たりの保険金額は国内会社が簡保の 5 倍程度となっていることなどが明らかとなった。

6.1.3 年次のクロスセクションでみた簡保の新契約数

年度データについてクロスセクション分析を行った結果、簡保の新契約数について過去

実績が非常に高い説明力を有するほか、昼間人口や常住人口も相当程度高い説明力が得られ、クロスセクションで見た場合の簡保の新契約に関する都道府県間の関係性は非常に安定的であることが明らかとなった。また、提供主体別に都道府県別の新契約数をみると、簡保と国内会社では正の相関が窺われ、簡保とJA共済では簡保の規模の大きい都道府県について負の関係が窺われることが明らかとなった。なお、都道府県単位の新契約数と営業員数について、データが確保できた国内生保についてその関係をみると、分析対象とした91年度も99年度もほぼ一次近似線上に点が並んでおり、その傾きが両年度で類似であることから、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た。

6.1.4 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、都道府県に特有の効果があると仮定して PANEL 分析の手法である fixed effects model を用いて分析を実施したところ、一つの経済系列データによる場合も複数のそれによる場合も、簡保の構造変化を表すダミーを加えたモデルが整合性を持って相当高い説明力を有することが明らかとなった。なお、簡保新契約数全体、普通養老、特別養老、および学資の各種類についてその分析結果をみると、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年度および97年度の営業の方針転換が影響しており、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。また、モデルの回帰係数の符号を比較すると、特別養老のみが対象人口等複数の系列で他と逆転していることが明らかになったが、この点についても96年度前後の影響が現れている可能性があると考えられる。

6.1.5 月次データによる時系列分析結果

6.1.5.1 事業データの季節調整

月次の簡保新契約数をみると、大きな季節変動を示していることが明確である。このため、各種社会経済系列データの変動との関係性を確認するためには季節調整が必要であった。そこで、ウェブ上で利用可能な Web Decomp を用いて季節調整を実施し、季節調整値を作成した。

6.1.5.2 都道府県の独自経済データ

ケース・スタディとして対象地域に選定した東海郵政局管内の各県（岐阜、静岡、愛知、三重）がDI作成のために採用している経済系列について一覧整理したところ、岐阜県の「窯業土石生産指数」など、独自の系列が使われていることが明らかになった。

6.1.5.3 利用データの定常性の確認

Phillips-Perron-test (PP test)により、レベル（階差をとらない）データを対象として

簡保の新契約数（季節調整値）および各県からの入手データ系列について単位根検定を実施した。その結果、東海4県の簡保新契約数（季節調整値）および複数の経済系列がレベル定常であることが確認された一方で、推計人口については単位根の存在が窺われた。

6.1.6 月次データによる単回帰および重回帰分析の結果

簡保の新契約数（季節調整値）とレベル定常な各種社会経済系列データを用いて回帰分析を実施した結果、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以上であるものをみても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。また、簡保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っていない。これは、簡保新契約数の原系列から季節調整によって大きな季節変動を除いたにもかかわらず、調整後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る。これについては、季節調整後の四半期データ等、より変動の少ないデータを活用することが一考である。

6.2 今後の課題

この研究では、主に、全国値でない地域の集計データに着目して、それらの変動が事業データの変動をどのように説明し得るか検討した。

地域単位の月次の郵政事業データについて、計量的な方法を用いて地域マクロデータとの関係を見た先行研究は、現在までのところほとんど確認できていない。

研究の冒頭で、郵政事業に関する月次データの入手を試みたが、電子データとして季節調整に十分な期間をもって全国よりも地域単位の小さいデータが得られたのは簡易保険および郵便年金のデータのみであったし、それらのデータについては季節周期の大きな変動が認められたが、その季節調整値を入手することはできなかった。

前章までに述べた内容は、限られたデータ範囲の中での分析であったが、その中で次の2つの課題を挙げておきたい。第一は、年次の擬似PANELデータによる分析についてである。年度単位の都道府県別簡保新契約数を時系列方向に積み上げた擬似PANELデータを用いた分析の結果、簡保の構造変化ダミーや経済関係系列を説明変数とするモデルが相当高い説明力を有していることが明らかとなったが、年度単位の都道府県別簡保新契約数を用いたクロスセクション分析から、簡保新契約数については都道府県間の関係が非常に安定的であり、その関係を都道府県別人口が相当程度説明しうる結果も得られている。そのため、今後は、各年度の都道府県別簡保新契約数を都道府県別人口で除して、簡保新契約数の都道府県間関係の安定的な構造部分を捨象した部分についての分析が必要と考える。第二に、月次の時系列簡保新契約数データを用いた回帰分析においては、同データ系列に季節調整を行ってもなお月次の変動が大きいことから、例えば四半期程度にデータ期間を集約し、比較的安定的な簡保データを対象とした分析を行う必要があると考える。

なお、今回の分析結果は、地域の単位や事業におけるデータ対象の種類・範囲からみて実務レベルでの活用可能性はごく限られたものであることは否めない。これについては、様々な事業組織の段階において着実なデータの蓄積と整備を続けることが必要であり、それによって業務データ自体から得られる情報が向上していくものと思われるし、それぞれの地域の状況を反映するデータとの対比が可能になっていくものと思われる。

コンピュータの飛躍的な発展に伴って、業務面でも地域でもより少ないコストで電子データが増加して行くと思われるが、後の利用を考えれば、より汎用的なファイル形式で時系列的に整理されたデータの蓄積が必要と考える。

世界の公益事業についてみると、同規模の事業者を横並びで比較する「ベンチマーク」方式による評価が行われはじめている現在、個別の事業体内においても同規模の事業単位について、それが置かれている外部環境を考慮した分析の必要性が高まる可能性がある。

【参考文献】

- 浅野哲、中村二郎(2000)『計量経済学』有斐閣
- 伊藤薫(2000)「就業者数の統計調査間乖離要因分析とより正確な推計について - 国勢調査・事業所統計調査・就業構造基本調査等の比較検討 - 」岐阜聖徳学園大学経済情報学部 Working Paper No.19
- 井上徹、宮原勝一、深沼光、神谷宏(2001)「都市階級別データによる預貯金選択の分析」郵政研究所ディスカッションペーパー・シリーズ 2001-05
- 岩本康志、古家康博(1995)「生命保険需要と遺産動機」『郵政研究レビュー』大蔵省印刷局、6、pp.59-90
- 太田 清(1993)『景気予測の考え方と実際』有斐閣
- 大友篤(1982)『地域分析入門』東洋経済新報社
- 奥本佳伸(2000)『季節調整法の比較研究 - センサス局法 X-12-ARIMA の我が国経済統計への適用』経済企画庁経済研究所
- 小原 宏(2002)「都道府県別にみた民間生命保険契約と簡易生命保険契約の特性」『郵政研究所月報』総務省郵政研究所、165、pp.56-67
- 小原 宏、内炭克之(2002)「都道府県別契約でみた簡易保険の特性」第14回郵政研究所研究発表会金融・経済セッション No.5
- 簡易保険事業 80 周年記念事業史編さん委員会(1996)『創業 80 周年記念 簡易生命保険事業史』
- 北川源四郎(1997)「季節調整プログラム DECOMP とその後の展開」『統計数理』統計数理研究所、第45巻第2号、pp.217-232
- 木村 武(1996)「季節調整法の評価に関する実証分析」『日本統計学会誌』第26巻第3号、pp.269-286
- 木村 武(1997)「季節調整に関する実務的諸問題」『統計数理』統計数理研究所、第45巻第2号、pp.181-216 (pp.201-211の国友直人(東京大学)尾崎統(統計数理研究所)および川崎能典(統計数理研究所)氏からのコメント、pp.211-216の木村氏の回答を含む。)
- 金融広報中央委員会(2001)「家計の金融資産選択に関する世論調査」
- 国友直人(1997)「季節調整法 X-12-ARIMA の特徴と問題点」『経済統計研究』第25巻第1号、pp.13-55
- 古家潤子(1996)「生命保険の新契約高 - 純新契約と転換純増 - 」『郵政研究所月報』郵政省郵政研究所、89、pp.119-124
- 古家康博(1994)「日本経済における生命保険のウェイト」『郵政研究所月報』郵政省郵政研究所、66、pp.63-68
- 静岡県統計協会『静岡県の統計』No.612

- 総務省統計局(2002)『第51回 日本統計年鑑』
- 竹内 啓(1997)「時系列調整の考え方とX-12-ARIMAについて」『経済統計研究』第25巻第1号、pp.1-11
- 橋木俊詔、田中承(1999)「郵便貯金・簡易保険の存在と、日本人の危険回避(安全志向)が貯蓄率に与える効果」『フィナンシャル・レビュー』大蔵省印刷局、第48号、pp.147-165
- 橋木俊詔、中馬宏之編(1993)『生命保険の経済分析 - その役割と市場評価』日本評論社
- チャールズ・ユウジ・ホリオカ、渡辺和孝(1998)「日本人の目的別貯蓄額」『日米家計の貯蓄行動』日本評論社、pp.29-69
- 中馬宏之、伊藤潔(1992)「我が国における生命保険需要の決定因」『郵政研究レビュー』大蔵省印刷局、2pp.47-67
- 中元一喜(1999)「季節調整法 X-12-ARIMA における曜日調整と閏年調整について」『経済統計研究』第27巻第3号、pp.85-98
- 通商産業大臣官房調査統計部統計解析課統計指標研究会編(1994)『景気を読む統計指標』大蔵省印刷局
- 内閣府経済社会総合研究所(2001)『経済動向指標の再検討』財務省印刷局
- 永田靖(1996)『統計的方法の仕組み』日科技連出版社
- 西久保浩二(1989)「ニーズ構造の変化とチャネル問題 - 生活保障システム研究・生命保険需要構造分析より」『生命保険経営』生命保険経営学会、pp.81-96
- 日本銀行調査統計局(2002)「資金循環統計の解説」
- 濱本浩幸(2001)「生命保険金額に影響を及ぼしている要因」『郵政研究所月報』郵政省郵政研究所、149、pp.122-128
- 堀保浩(2000)「金融市場の変動と個人の金融資産選択」『郵政研究所月報』郵政省郵政研究所、138、pp.19-40
- 堀内昭義、佐々木宏夫(1982)「家計の預・貯金需要と店舗サービス」『経済研究』岩波書店(編集:一橋大学経済研究所)第33巻 pp.219-229
- 松浦克巳、Colin McKenzie(2001)『EViews による計量経済分析』東洋経済新報社
- 溝口敏行(1997)「官庁統計における季節調整法の位置付け」『経済統計研究』第25巻第2号、pp.1-14
- 森一夫(1997)『日本の景気サイクル』東洋経済新報社、pp.126-132
- 郵政研究所(1998)『家計の金融資産選択に関する調査報告』
- 郵政研究所(2001)『第7回 家計における金融資産選択等に関する調査結果報告書(平成12年度)』統-01- -01
- 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』
- 郵政省郵政研究所編(1996)『郵貯・簡保の最新事情』東洋経済新報社

吉川卓也、小平裕 (1995) 「生命保険需要の特性分析 - 簡易保険と民間生命保険 - 」成城
大学経済研究所研究報告 5

渡辺和孝 (1996) 「生命保険による貯蓄と保障」『郵政研究所月報』郵政省郵政研究所、
88、pp.92-98

Greene, W.H.[2002]”Econometric Analysis,5th edition” Prentice-Hall, Upper Saddle River, N.J.

Maddala, G.S. [1992] ”Introduction to Econometrics” (和合肇訳 『計量経済分析の方法 第2
版』、シーエーピー出版)

Mankiw, Gregory N., David N. Weil [1989] “ The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing
Market ” Regional Science and Urban Economics, vol.19 , no.2 , pp.235-258.

【データ出所、加工】

第1 データの出所、注記等

1. 都道府県別事業データ

1.1 年次データ

郵政事業庁ホームページ (<http://www.yusei.go.jp/>) より「郵政データ、審議会」 - 「郵政行政に関する統計データ」以下の「郵便編」、「為替貯金編」、または「簡易保険編」による。

1.1.1 簡保の新契約数（種類別を含む）

上記の「簡易保険編」より、「年報：簡易保険編」 - 「目次」とたどり、各年度の「保険：新契約」より「都道府県別保険種類別統計」を入手。

ただし、92年の兵庫県（学資保険）および95年の近畿から沖縄管内の各県（職域、普通養老、生存保険金付養老、財形年金付養老の各保険）の新契約数に全体との不整合があった。それらのデータのうち、92年度分については、郵政省簡易保険局経営数理課(1993)「平成4年 郵政行政統計年報 簡易保険編」郵政省、p.107により、また、95年度分については、郵政省簡易保険局経営数理課(1996)「平成7年度 簡易保険統計年報」郵政省、pp.116-123によりデータを修正した。

1.2 簡保の月次データ

『統計プロムナード』1989年度 - 2001年度の各月版より入手。ただし、99年4月以降のみCD-ROMによる電子データの入手が可能。それより前については、スキャナーにより印刷物をカラー画像(TIFF形式)として認識の上、白黒画像(BMP形式)に変換し、OCRソフトによりテキスト情報化して利用した。なお、このような手順で印刷物から情報を得たのは、使用したシステムやアプリケーションソフトの制約であり、カラー画像を白黒画像に変換するほうがテキスト化する際の識字率が高かったことによる。

2. 各種人口

2.1 昼間人口・常住人口（平成12年）

総務省統計局・統計センターのホームページ(<http://www.stat.go.jp/>)より「国勢調査」 - 「従業地・通学地集計 その1（全国結果）（通勤・通学人口、従業地による就業者の産業別構成、利用交通手段など）」 - 「結果の概要」 - 「統計表」とたどり、[従業地・通学地による人口]の「第1表 常住地又は従業地・通学地による年齢（5歳階級）、男女別人口及び15歳以上就業者数（有配偶の女性就業者 - 特掲） - 全国，都道府県，13大都市」を入手。

2.2 年齢階級別都道府県人口（平成12年）

同じく「国勢調査」 - 「平成12年国勢調査の結果」の「第1次基本集計結果（全国・都道府県別結果）（人口の男女・年齢・配偶関係、世帯の構成、住居の状態など）」から

「全国結果」の「統計表」とたどり、第 3 表の「(総数)全国,北海道~岡山県」および「(総数)広島県~沖縄県,13大都市」を入手。実際の使用に当たっては、年齢階級別常住人口(男女計の値)を0歳から4歳まで、5歳から9歳まで、のように5歳幅の年齢階級別に集約したが、75歳以上については総人口に対する構成割合が順次低減することや簡保の加入年齢の上限が70歳であることを考慮して、1階級にまとめた。なお、近年の調査結果では各都道府県とも「年齢不詳」が増加傾向にあるが、各年齢階級にはそれを割り戻す等を行わなかったので、「年齢不詳」人口は含まれていない。

2.3 世帯人員別世帯数(平成12年)

同じく「統計表」までたどり、第6表の「世帯人員(10区分)別一般世帯数,一般世帯人員及び1世帯当たり人員(間借り・下宿などの単身者及び会社などの独身寮の単身者-掲)-全国,市部,郡部,都道府県,13大都市」を入手。

2.4 常住人口(平成2年・7年)

同じく「国勢調査」-「過去の国勢調査の結果」-「平成7年(1995年)国勢調査」-「結果の基本的数値」-「主要指標及び年齢(各歳),男女別人口」から「表2 都道府県別主要指標(平成7年)」を入手。この中に平成2年の都道府県別常住人口もあり。

2.5 平成2年および7年の年齢階級別都道府県人口

同じく「国勢調査」-「過去の国勢調査の結果」の「国勢調査結果の時系列データ(大正9年~平成7年)」から「第3表 年齢(5歳階級),男女別人口及び人口性比-都道府県(平成2年・7年)」を入手。

2.6 東海4県の推計人口

岐阜県、静岡県、愛知県、および三重県の推計人口については、各県のホームページ(後掲)または各県による。

2.7 その他の人口

総務庁統計局編(2000)『平成7年国勢調査最終報告書 日本の人口(資料編)』または総務省統計局による。

3 . GDP

内閣府『国民経済計算年報』各年による。

4 . 県民所得

内閣府『県民経済計算年報』による。ただし、89年については「県民経済計算報告」平成13年版の、90年以降については同平成14年版の実数値であり、いずれも68年SNAベースの値である。各年度とも調査時の都道府県域によっている。

5 . 所得税および法人税

財務省『租税及び印紙収入、収入額調』による。

6 . 民有地資産額

「国民経済計算年報」の68SNA値により郵政研究所が集計。

7 . 新発10年国債の金利、国内銀行の貸出約定平均金利、および財政融資資金預託金利

日本銀行『金融経済統計月報』による。

8．現金給与総額

厚生労働省『毎月勤労統計調査結果確報』による。使用したデータは、このうち、事業所規模 30 人以上、調査産業計の値である。

9．雇用保険受給者実人員

厚生労働省『雇用保険事業年報』による。

10．経常利益

財務省財務総合政策研究所『法人企業統計年報』による。経常利益は、売上高から売上原価と販売費・一般管理費を除いたもの。

11．建築着工床面積、新築着工床面積

国土交通省『建築統計月報』による。

12．家計の貯蓄保有総額（内訳を含む）資産ストック、同フロー、保険・年金準備金

日本銀行『資金循環表』による。

13．貯蓄保有世帯の貯蓄総額、および貯蓄種類別構成割合

貯蓄広報中央委員会『家計の金融資産に関する世論調査』による。

14．提供主体別の個人生命保険の新契約数、同保険金額、都道府県実働営業員数、店舗数

保険研究所『インシュアランス - 生命保険統計号 - 』各年版による。ただし、民間生保店舗数は、国内会社および外国会社の機関数（支部・営業所レベル）であり、年度末現在の値である。

15．総事業所数、総従業者数

総務省統計局『事業所・企業統計調査』結果各年による。使用データは各県内総事業所数および総従業者数。なお、事業所数は農林水産業を除き、公務を含んでいる⁷。

16．鉱工業生産出荷額

経済産業省『経済産業統計』による。

17．電力使用量

電気事業連合会『電気事業便覧』各年による。電力使用量は、業務用、小口・大口・その他電力の年間使用量である。

18．新車登録台数

日本自動車工業会『自動車統計月報』による。

19．民間金融機関貸出残高、民間金融機関預金量

日本銀行『金融経済統計月報』による。

20．簡保予定利率

簡易保険事業 80 周年記念事業史編さん委員会(1996)『創業 80 周年記念 簡易生命保険

⁷ 総従業者数（就業者数）については、伊藤(2000)により 96 年の事業所・企業統計調査と 95 年の国勢調査の結果から、前者が第一次産業のほか、建設業等において 100 万人程度の把握漏れがあることが、また一方で、国勢調査では小売業、飲食店などで 100 万人を超える把握漏れがあることが指摘されている。

事業史』および郵政省の各報道発表資料により郵政研究所が作成。予定利率変更月の前月までを従前の予定利率とし、変更月を含む次回変更月前月までを当該予定利率によって対象年度の月分を集計し、月数の12で除して年度当たりの平均月額予定利率を算出した。

21．病院病床数

厚生労働省『医療施設調査病院報告』による。使用データは同報告の病院病床数であり、歯科および診療所の病床数を含まない。

22．医療費総額

厚生労働省『国民医療費』による。

23．雇用保険支給額

厚生労働省『雇用保険事業年報』による。同報告中の雇用保険給付額のこと。

24．企業倒産件数

東京商工リサーチ『全国企業倒産白書』による。

25．各県データ

岐阜県の各種データは、(<http://www.pref.gifu.jp/s11111/>)

静岡県の各種データは、(<http://toukei.pref.shizuoka.jp/tokei/index.asp>)

愛知県の各種データは、(<http://www.pref.aichi.jp/toukei/>)

三重県の各種データは、(<http://www.pref.mie.jp/DATABOX/index.htm>)

以下のページによる。ただし、各県のDIに採用されている経済系列の各種データについては、時系列データ、データの正誤確認等について、一部、各県統計担当の皆様にご協力を頂いた。

第2 データの分析に使用したアプリケーション

MS-EXCEL ver.2000

Web Decomp

EViews ver.3.1

第2部 各種データについての利用手順、留意点等

ここでは、地方郵政局等において実際にデータを入手し、それらのデータ類を整理・加工し、事業データと社会経済データの変動の関係を確認するまでの手順やその際の注意するとよい事柄について述べる。

第1 データの入手

各種データのうち、電子データの入手を考える場合は、まず次の URL を確認することが有効である。

郵政事業関係データ <http://www.yusei.go.jp/>
(03年4月から <http://www.japanpost.jp/>の予定)

国勢調査結果等各省庁の公表するデータ

総務省統計局・統計センター <http://www.stat.go.jp/>

その他国の機関 http://www.kantei.go.jp/jp/link/server_j.html

金融関係等データ http://www.boj.or.jp/siryo/siryo_f.htm

岐阜県の各種データ <http://www.pref.gifu.jp/s11111/>

静岡県の各種データ <http://toukei.pref.shizuoka.jp/tokei/index.asp>

愛知県の各種データ <http://www.pref.aichi.jp/toukei/>

三重県の各種データ <http://www.pref.mie.jp/DATABOX/index.htm>

その他の自治体の情報については <http://www.nippon-net.ne.jp/>等からたどることができるし、各管内のシンクタンクについては、総合研究開発機構(NIRA) <http://www.nira.go.jp/>から「シンクタンク情報」「国内シンクタンク総合情報」「都道府県名(テキスト版)」とたどると、該当県に所在するシンクタンクの概要が把握可能である。

これらの URL からたどると、ほとんどの場合、社会経済データのダウンロードが可能なページに行き着くことができる(なお、これらの中には有料で CD-ROM を配付していたり、印刷物による報告書を購入した者に対して同報告書に掲載したデータを電子データで交付しているところがある)。

そこで、自分の利用しているパソコンの適宜のディスクにデータ用のフォルダを作り、そこにインターネットブラウザによりデータをダウンロードして保管していく。その際、異なる時点のデータファイルがまれに同一名となっていることがあるが、そのままダウンロードを続けると、新しいファイルで同名のファイルが上書きされてしまうので、これを避けるために、ダウンロードが終了したファイルからファイル内容の年月等をファイル名に追加していく等の変更が必要となる。

第2 データの整理・加工

2.1 データの整理

データのダウンロードが終了したら、ウイルスチェックを行い、内容の確認を行う。その際、各データ提供主体ではファイルの容量が小さくなるように「ファイルを圧縮」していたり、できるだけ単純な形式のファイルになっていたりすることがある。

この研究で利用したデータファイルの拡張子は、.xls のほか、.txt、.slk、.csv、.lzh、.zip、.exe であった。

このうち、.exe はデータの圧縮ファイルの自動展開形式であるので、そのファイルを実行（ダブルクリック等）してファイルを展開する必要がある。

また、.lzh や .zip は圧縮ファイルであるので、いわゆる解凍ソフトによって利用可能な形式に展開する必要がある。その際、解凍ソフトはシステムに組み込まれていない可能性があるため、自己の LAN 管理者に相談の上、適宜の解凍ソフトを組み込んで利用する必要がある（解凍ソフトについては種々のものがあるが、例えばインターネットの検索サイトで「解凍ソフト」と入力して検索すると、ダウンロードサイト等がヒットする。そこを確認するのも一つの方法であろう）。

さらに、.xls、.txt、.slk、および.csv は MS Excel 等の表計算ソフトで読み込むことが可能である。ファイルの展開時に表計算ソフトが立ち上がらない場合は、あらかじめ表計算ソフトを立ち上げた上でファイルを開くことにより、行列が整理された形でデータが得られる。

2.2 データの加工

2.1 のようにして入手したデータを利用する際に気をつけることは、データの整列順が一定でない場合があることである。たとえば、都道府県データについてみると、郵政事業関係とその他の系列では、都道府県の順番がすべて異なっている。このようなデータを同一の順番に並べ直すために、今回は第2の表1のようなコード表を用いた。

具体的には、表計算ソフトに次の表に掲げる情報をコード（数値）都道府県名等の別に入力し、使用対象となるデータの都道府県名と対照した。その際、例えば使用対象が JIS コード配列となっていれば次の手順で郵政コードに並べ替えた。

- 1) まず、次表の郵政コードの1番から47番までの行を選択
- 2) JIS コード欄のデータを基準として「昇順」に「並べ替え」を実行
- 3) 使用対象となるデータの都道府県名と並べ替え後の都道府県名が同一であることを確認
- 4) その上で、対象となるデータが表示されている表計算のシートの最左端に1列挿入し、「並べ替え」後の「郵政事業」欄の値を貼り付け
- 5) 最後に、全県分の行を選択し、4) で貼り付けた列のデータを基準として「昇順」に「並べ替え」を実行。これで並べ替えられた後のデータが郵政事業順になる。

この方法は、管内の各種データ等、順番のあるデータに応用が可能である。

第2部の表1 郵政事業データ都道府県順への並べ替え用コード表

都道府県	郵政事業	JISコード	内閣府(県民所得)	日本銀行
北海道	1北海道	1	1北海道 東北	1北海道
青森県	2東北	2	2北海道 東北	2東北
岩手県	3東北	3	3北海道 東北	3東北
宮城県	4東北	4	4北海道 東北	4東北
秋田県	5東北	5	5北海道 東北	5東北
山形県	6東北	6	6北海道 東北	6東北
福島県	7東北	7	7北海道 東北	7東北
茨城県	8関東	8	9関東	8関東
栃木県	9関東	9	10関東	9関東
群馬県	10関東	10	11関東	10関東
埼玉県	11関東	11	12関東	11関東
千葉県	12関東	12	13関東	12関東
神奈川県	13関東	14	15関東	14関東
山梨県	14関東	19	16関東	19中部
東京都	15東京	13	14関東	13関東
新潟県	16信越	15	8北海道 東北	15北陸
長野県	17信越	20	17関東	20中部
富山県	18北陸	16	19中部	16北陸
石川県	19北陸	17	20中部	17北陸
福井県	20北陸	18	24中部	18北陸
岐阜県	21東海	21	21中部	21中部
静岡県	22東海	22	18中部	22中部
愛知県	23東海	23	22中部	23中部
三重県	24東海	24	23中部	24中部
滋賀県	25近畿	25	25近畿	25近畿
京都府	26近畿	26	26近畿	26近畿
大阪府	27近畿	27	27近畿	27近畿
兵庫県	28近畿	28	28近畿	28近畿
奈良県	29近畿	29	29近畿	29近畿
和歌山県	30近畿	30	30近畿	30近畿
鳥取県	31中国	31	31中国	31中国
島根県	32中国	32	32中国	32中国
岡山県	33中国	33	33中国	33中国
広島県	34中国	34	34中国	34中国
山口県	35中国	35	35中国	35中国
徳島県	36四国	36	36四国	36四国
香川県	37四国	37	37四国	37四国
愛媛県	38四国	38	38四国	38四国
高知県	39四国	39	39四国	39四国
福岡県	40九州	40	40九州 沖縄	40九州沖縄
佐賀県	41九州	41	41九州 沖縄	41九州沖縄
長崎県	42九州	42	42九州 沖縄	42九州沖縄
熊本県	43九州	43	43九州 沖縄	43九州沖縄
大分県	44九州	44	44九州 沖縄	44九州沖縄
宮崎県	45九州	45	45九州 沖縄	45九州沖縄
鹿児島県	46九州	46	46九州 沖縄	46九州沖縄
沖縄県	47沖縄	47	47九州 沖縄	47九州沖縄
全国	48全国	48	48全国	48全国

備考：表のコード欄の右にある地域名は、入手データの小計にまとめられた地域ブロックを表す。

第3 季節調整の手順

ここでは、Web Decomp によって事業データの季節調整を行った手順等を説明する。大まかな流れは、1 = 「簡保新契約数（原系列）データ」の複写、2 = Web Decomp への貼付け、3 = Web Decomp でのオプションの総当り、4 = 最適モデルの確認、5 = 最適モデルによる季節調整の実施、6 = 結果の保存、である。以下、具体的な手順を詳述する。

1. 表計算ソフトのシートに保存されている各県の簡保新契約数（原系列）データを開く。簡保新契約数の隣りに「季節調整値」の欄を作る（「季節調整値」を入力したい列の表頭行に系列名として「季節調整値」を入力しておく）。
2. 新しいシートを作成し、「AIC 値」と名前を付けておく。また、このシートに「対数変換 = あり・なし」のケースごとに、トレンド次数 = 1 ~ 3、AR 次数 0 ~ 6、曜日効果 = なし・あり・2 曜日の別に表頭・表側を作成しておく。

第2部の表2 Web Decomp のモデル選択のための AIC 値転記表

【対数変換なしのケース】

トレンド次数 = 1

AR次数	0	0	0	1	...	6
曜日効果	なし	あり	2曜日	なし		2曜日
AIC						

トレンド次数 = 2

AR次数	0	0	0	1	...	6
曜日効果	なし	あり	2曜日	なし		2曜日
AIC						

トレンド次数 = 3

AR次数	0	0	0	1	...	6
曜日効果	なし	あり	2曜日	なし		2曜日
AIC						

【対数変換ありのケース】

トレンド次数 = 1

AR次数	0	0	0	1	...	6
曜日効果	なし	あり	2曜日	なし		2曜日
AIC						

トレンド次数 = 2

AR次数	0	0	0	1	...	6
曜日効果	なし	あり	2曜日	なし		2曜日
AIC						

トレンド次数 = 3

AR次数	0	0	0	1	...	6
曜日効果	なし	あり	2曜日	なし		2曜日
AIC						

3. インターネットブラウザで、統計数理研究所 http://www.ism.ac.jp/index_j.html にアクセスし、「組織・メンバー」から「構成員」と進み、「予測制御研究系」の「統計計算シ

ステム」の「佐藤整尚」氏のホームページに入る。

4. 同ページにある「Web Decomp(Server P-III 733MzDual, Renewal)」を選択し、「Japanese Version」を選択して、同ページの「Net scape3.0 以降か IE4.0 をお使いの方」を選択する(画面にボタンが表示されていない場合はスクロールして画面下方に移動)。
5. 同ページが開くと、大きな窓で「データを入力して下さい」が表示されるほか、「メソッドを選んで下さい」と「このウィンドウはグラフ表示のためのものです」の2つの小窓が開く。

6. まず、1. で開いているデータに戻り、原系列の全データを選択の上、データをコピーする。

7. 次に、Web Decomp に戻って、「データを入力して下さい」の窓の「タイトル」の下の窓(右に「消去」ボタンがある窓)にカーソルを合わせてクリックし、編集メニューの「貼付」を選んでその窓にデータを貼り付ける。

8. 次に、「メソッドを選んで下さい」の小窓をクリックし、

メソッド	decomp	
出力形式	GIF	
対数変換	無	
季節周期	月次	(注: 月次データの場合)
トレンド次数	1	
AR 次数	0	
曜日効果	無	
開始年	1990	開始月 1 (注: データが 1990 年 1 月からの場合)
欠損値・異常値	なし	(注: 欠損値がない場合)

を選んで、「実行」ボタンをクリックする。

9. 「データを入力して下さい」の窓をクリックすると、画面下方のデータ受信量グラフが増加してきて、全データの受信が終わると、画面中段に各種の分析結果が表示される。

10. この分析結果の中で、「AIC = 」に続く値をマウスで選択(クリックしながら右方向へ少しドラッグ)し、「Ctrl」&「C」キーでコピーする。

11. 表計算ソフトの「AIC 値」のシートに戻って、該当する組合せのセル(上記の例なら「対数変換なしのケース、トレンド次数 = 1、AR 次数 0、曜日効果 = なし」の AIC 欄)にコピーした値を貼り付ける。

12. 以後は Web Decomp の組合せを替えて AIC 値を求めていく。具体的には、「メソッドを選んで下さい」の小窓に戻って、曜日効果を「有」にして「実行」をクリックし、得られた AIC 値を前記と同様に転記する。

13. 全てのオプションの組合せの AIC 値の転記が終わったら、AIC 値を転記したシートに戻り、一番小さい AIC 値の組合せを確認する(AIC (赤池の情報量基準) 値が最小のものが最適。なお、その比較は完全に同一データによる場合に限られる)。

14. 「メソッドを選んで下さい」の小窓に戻り、AIC 値が最小のオプションの組合せを指定して「実行」する。
15. 「データを入力して下さい」の窓に戻り、下方に表示されている「org」, 「trendd」, 「adj」, 「seasnl」, 「trade」, 「noise」の各小窓に表示されたデータのうち、「adj」の値全体をコピーして表計算ソフトの原系列のあるシートの「季節調整値」の列に貼り付ける。
16. 以上で 1 列の簡保新契約数の季節調整は終了となる。複数列ある場合は、1 列ずつ必要な列分を前記の手順で実行し、それぞれの季節調整値を入手する。
17. 「原系列（事前に入手してある簡保新契約数）」のあるシート上で、その隣りに「季節調整値（adj）」が必要な期間分転記されていることを確認し、同シートを保存する。
18. インターネットブラウザに表示されている原系列のデータ（最初に貼り付けたもの）を消去して終了して、作業を完了する。

第 4 散布図の作成手順とその意味合い

第 5 章でみたように、2 系列間の変動の関係をみる場合には、散布図に表してみると回帰の決定係数を超える情報が得られるという点で重要であると考えられる。

ここでは、表計算ソフトを使って 2 系列のデータから散布図を作成する過程を示し、両者の間にある「何らかの関係」を見てみる。

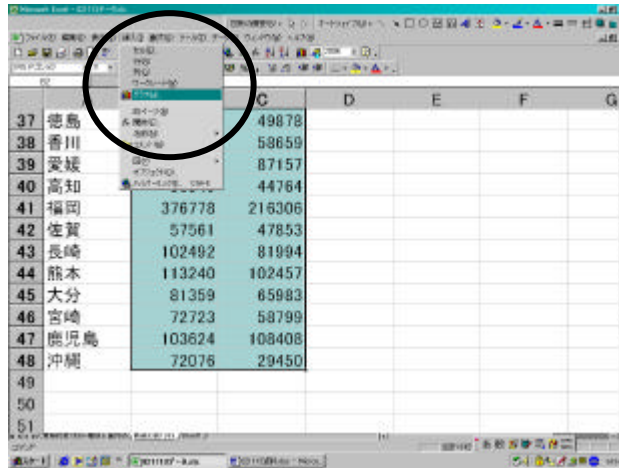
1. 利用データの準備

『インシュアランス 生命保険統計号』に掲載された 99 年度の国内保険会社と簡保の都道府県別新契約数を、同一都道府県のデータ同士が並ぶように準備する。

	A	B	C	D	E	F	G
1	1999年度	国内会社	簡保保険				
2	北海道	434352	266042				
3	青森	96493	78135				
4	岩手	74232	81219				
5	宮城	161591	112336				
6	秋田	73236	72241				
7	山形	79615	79217				
8	福島	126233	120608				
9	茨城	159719	132561				
10	栃木	131573	85542				
11	群馬	120064	96554				
12	埼玉	414225	252159				
13	千葉	359508	193949				
14	神奈川	550102	290240				
15	山梨	66560	38571				
16	東京	976046	539969				
17	新潟	129305	168566				

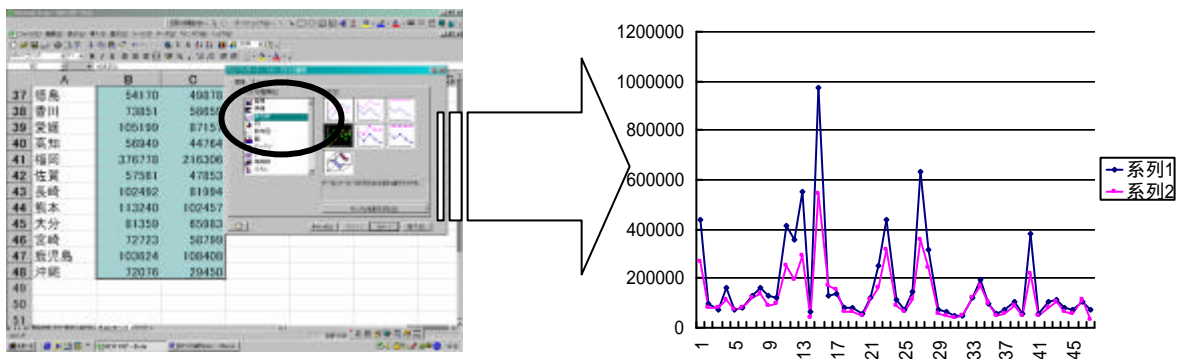
2. グラフ作成の準備

データ部分だけを「Shift」キーと「」キーで選択していき、メニューボタンの「挿入」から「グラフ」を選ぶ。



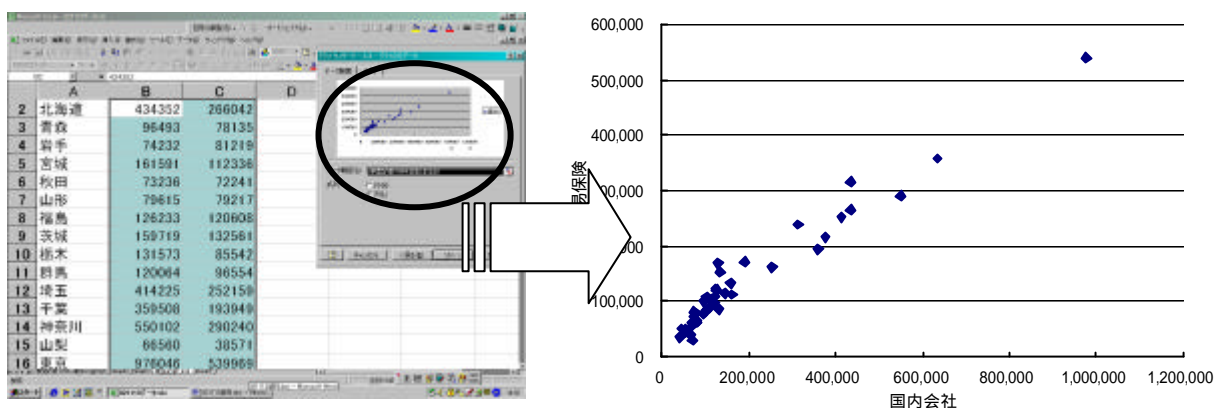
3. 折れ線グラフの作成

グラフウィザードを使って「折れ線」を選び、「次へ」をクリックしながら進んでいくと、右のグラフが得られた。系列1は「国内会社の新契約数」、系列2は「簡易保険の新契約数」である。横軸の10番前後や15番、23番、27番などが高い値となって表現されている。また、2本の線が似たような傾向を示している。



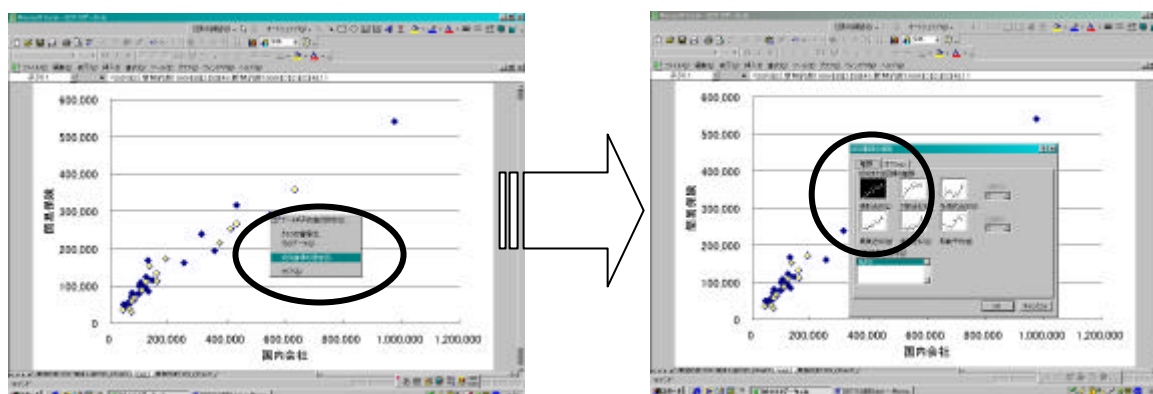
4. 散布図の作成

同じデータを使って、別の表現を試みる。同じくグラフウィザードから「散布図」を選択し、「次へ」をクリックしながら進むと、グラフ上に右上がりの点の集団が現れる（見やすくするため、文字を選択して拡大したり、背景色を削ったりすると左図のようになる）。



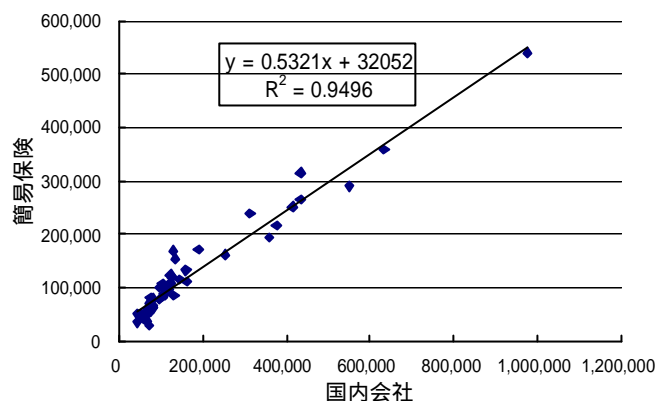
5. 近似線の追加

この散布図に、「一次の近似線」を入れてみる。グラフ中のどれかの点上にマウスのカーソルを置き、クリックすると、点の集団が選択される。そのまま右ボタンをクリックすると、「近似曲線の追加」メニューが現れるので、「線形近似」を選ぶ。その際、オプション画面で「グラフに数式を表示する」と「グラフに R - 2 乗値を表示する」を選択して「OK」をクリックする。



6. 一次の近似線と数式の意味

5. の操作をすると、下図のようなグラフが得られる。



これは、対象とした 99 年度の都道府県間において、簡保の新契約数と国内生保会社の新契約数との間に、

$$\boxed{\text{簡保の新契約数}} = 0.5321 \times \boxed{\text{国内会社の新契約数}} + 32,052$$

の関係があり、その式で各点の変動を 95% 弱説明しているということを表している。

(なお、推計式として表現する場合は式の右辺の最後に誤差項 () を入れるが、統計・計量的な解説はここでは省略する。)

式と図の意味は、左下の点から右上までの点の集団について、国内会社の新契約数が 1 多いところは簡保の新契約も 0.5321 多いという関係にあり、また、47 の点 (都道府県における契約数の値) の関係 (変動) をこの式で 94.96% 表している。

式の説明力 (R^2 : 決定係数) が高く、国内会社の新契約数の符号が「+」なので、これを、簡易保険と国内会社の新契約数の間には「強い正の相関がある」という⁸。なお、式の右辺にある 32,052 は切片と呼ばれるが、このように簡保の契約実態を考える場合はあまり意味のあるものではないので、注目しなくてよい。

7. 表計算ソフトによる回帰分析

6. で述べた方法は、1つの系列を1つの系列で説明する「単回帰」と呼ばれる方法であるが、第1部で述べたように1つの系列を複数の系列で説明する場合もある。この場合は「重回帰」と呼ばれるが、6. のような散布図に表現することができないので、表計算ソフトを使って式の値として求めてみる。

例として表 5.14 に掲げたモデルについて分析の手順を示す。

⁸ 厳密には統計的検定等の作業を経る必要があるので、解釈には留保が必要である。

- 7.1 まず、表計算ソフトのシートの1行目に各系列名が次の順で並んでいるものとする。
 1) 年月、2) 簡保新契約数、3) 90年3月ダミー、4) 92年4月ダミー、5) 99年3月ダミー、6) 01年6月ダミー、7) 企業倒産件数(逆サイクル)、8) 鉱工業生産指数、9) 百貨店専門店売上高(既存店前年同月比)、10) 輸入通関実績。また、各系列の2行目から90年1月以降の各月データが01年7月まで入っているものとする。
- 7.2 表計算ソフトの上部メニューから「ツール」の「分析ツール」を選び、「回帰分析」を選んで「OK」をクリックする(「分析ツール」が表示されない場合は「アドイン」を選択後「分析ツール」および「分析ツール - VBA」にチェックを入れて「OK」をクリックしておく)。
- 7.3 入力範囲の「Y 範囲」のボタンをクリックし、簡保新契約数のデータをクリックしながらドラックする等によりすべて選択し、「回帰分析」と表示されている浮遊バーのボタンをクリックして「Y 範囲」の指定を行う。
- 7.4 次に、「X 範囲」のボタンをクリックし、同様に各社会経済系列のデータ部分を選択する等して「X 範囲」の指定を行う(範囲に不要な系列が存在している場合には行削除を行い、必要な部分を連続して選択できるようにする必要がある。そのため、社会経済系列の変数選択をする際は、すべての系列データが掲載されたシートを保存しておき、そのコピーシート等で分析を実施するのが効率的である)。
- 7.5 Y 範囲と X 範囲の選択が終わったら、例えば有意水準 95%、および新規ワークシートをチェックして「OK」をクリックする。

第2部の表3 表計算ソフトによる重回帰分析の例

回帰統計						
重相関 R	0.77					
重決定 R ²	0.60					
補正 R ²	0.57					
標準誤差	1196					
観測数	139					

分散分析表					
	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	9	272730276	3E+07	21.2	0.000
残差	129	184500153	1430234		
合計	138	457230429			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%
切片	22952.39	1785.51	12.9	0.00	19419.72	26485.07
X 値 1	-2155.32	1209.56	-1.8	0.08	-4548.46	237.83
X 値 2	3232.25	1235.47	2.6	0.00995	787.84	5676.67
X 値 3	3422.02	1244.70	2.7	0.007	959.36	5884.68
X 値 4	-2671.06	1205.95	-2.2	0.03	-5057.06	-285.06
X 値 5	2619.05	1220.46	2.1	0.03	204.34	5033.76
X 値 6	112.92	20.06	5.6	0.00	73.23	152.62
X 値 7	-111.47	19.71	-5.7	0.00	-150.47	-72.47
X 値 8	15.69	9.16	1.7	0.09	-2.44	33.82
X 値 9	-0.02	0.01	-1.7	0.096	-0.04	0.00

7.6 変数の選択

第2部の表3に掲げたX値1からX値9までのP値の欄を確認し、設定した有意水準内になるまで同値の大きい順に1系列ずつ削って前述の手順を繰り返していく（その際、X値の後ろの序数は7.4で選択した範囲の左からの系列の順番を表しているので、削りたい番号に対応する系列をデータシートから削っていく）。

7.7 結果の整理

最終的に選択された結果表を確認しながら、系列名や必要な値を転記し、表を整理する。

8. 実務における留意点等

以上のように、複数のデータ系列間に何らかの関係性が認められた場合でも、それらが物理法則のような因果関係にあるわけではないことに注意する必要がある。また、このような表現（関係性の確認）はデータとして入手できたものに限定されるという限界もある（例えば、02年8月30日付け日経金融新聞に「国内生保シェア大幅減」という見出しで、生保分野で「全労災」（全国労働者共済組合連合会）と「全国生協連」（全国生活共同組合連合会）を合わせた個人生命保険全体に占めるシェアが「保有契約高」ベースで98年3月の2.0%から02年3月には6.0%になった旨の記事が掲載されており、そのシェアが02年3月の外国会社のシェア6.3%にほぼ匹敵する額だとしても、その都道府県別データが入手できなければ前述の方法を使って分析することができない）。

そのような留意点・限界があることを認識した上、地域単位等、実務データに対応する部外のデータを活用することによって、漠然と捉えていたことが明確に表現できる可能性がある。