

ディスカッションペーパー・シリーズ 2003-05

都道府県擬似 PANEL データでみた簡易保険新契約数の特性
- 人口による規模捨象後のデータ分析 -

小原 宏*

内炭克之*

2003.3

* 郵政研究所第三経営経済研究部研究官

都道府県擬似 PANEL データでみた簡易保険新契約数の特性**

- 人口による規模捨象後のデータ分析 -

郵政研究所第三経営経済研究部研究官 小原 宏

郵政研究所第三経営経済研究部研究官 内炭克之

Keywords：都道府県、簡易生命保険、年齢階級別人口、県民所得、擬似 PANEL、

[概要]

1. 本論では、人口あたりの簡易保険の新契約数、年齢階級別人口割合、人口あたりの県民所得等の各種経済系列、同じく人口当たりの民間生保の店舗数等について、都道府県単位のクロスセクションデータを時系列に積み上げたデータを擬似 PANEL データとして捉え、PANEL 分析の手法である fixed effects model を用いて分析した結果を述べる。
2. 普通養老保険、特別養老保険、および学資保険の新契約数とも安定的な都道府県間構造を人口で除すことによって捨象したデータを対象として分析したが、各保険種類の構造変化を表す年次ダミーと年齢階級別人口や各種経済関係系列を説明変数とするモデルによって、それぞれ 85% から 90% 程度の説明が可能であることが明らかになった。これらについては、今回と同一期間について同一手法を用いた根本ほか(2003)によって安定的な都道府県間構造を捨象しない場合のモデルによる分析結果が示されているが、それらのモデルの自由度修正済み決定係数と比較すると、今回のモデルの説明力が同程度または減少していることが確認できた。一方、月次データを用いた単純な時系列分析モデルと比較すると今回のモデルの説明力は相当程度高いことも確認できた。
3. このようなことから、年次の簡保新契約数の変動については、安定的な構造部分を除いた部分についても各種社会経済データ系列によって相当程度説明可能である可能性があり、これらの系列の動きを見ていく必要があるといえる。
4. なお、今回も前出の先行研究と同様に特別養老と他の種類の社会経済系列を含むモデルの回帰係数の符号がほぼ逆転していることが明らかとなったが、これについては先行研究と同様に、分析対象とした 89 年度から 00 年度までの間における特別養老等についての営業政策の転換が影響している可能性があることを指摘しておきたい。

** 本論は、当部が郵政事業庁東海郵政局の協力を得て平成 13 年度および 14 年度に実施した調査研究のうち、年次の都道府県データを時系列で積み上げた擬似 PANEL データを用いて分析したものの一部をまとめたものである。本研究を進めるに当たっては、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）および伊藤薫助教授（岐阜聖徳学園大学経済情報学部）の両先生からご指導を頂いた。

Characteristic features of postal life insurance contract numbers revealed by prefectural pseudo-panel data

Data analyzed after abstraction by population

Summary

1. In the present paper, we took cross-sectional prefectural data in the form, for example, of the number of new postal life insurance contracts issued per population and the population composition ratios of each age group, and economic series pertaining to features such as inhabitant income per population and the number of private sector life insurance company outlets per population, and grouped them into time series for use as pseudo-panel data, which we subjected to panel analysis using a fixed effects model.
2. We abstracted the data for analysis by first taking stable inter-prefectural data such as the numbers of new ordinary endowment insurance, special endowment insurance, and educational insurance contracts and dividing it by the population. On running our model, in which we used annual dummies showing changes in the structure of each type of insurance, the populations in individual age groups, and various economic time series as explanatory variables, we found it was possible to explain anything from 82% to about 90% of the data. Using the same method to analyze data for the same time period, Nemoto et al. (2003) present a set of results obtained using a model that does not abstract stable inter-prefectural data. Comparing the coefficients of determination of these models after adjusting for degrees of freedom, we found the explanatory power of the present model to be approximately equal to, or somewhat less than, the Nemoto model. However, comparison with the simple time series analytical model showed the present model to have very substantial explanatory power.
3. It appears from this that much of the annual variation in the number of postal life insurance contracts issued that is left when the stable structural portion is removed could also be explained by a variety of socioeconomic data series.
4. Furthermore, just as previously published research, the results of our latest research showed a reversal of the sign of the regression coefficient in most cases in models incorporating socioeconomic time series for special endowments and other types of insurance. In this connection, it should be noted that once again, as in the case of previous research, sales policy with respect to special endowments and other types of insurance could well have had an impact during the research period, which ran from FY1989 through FY2000.

1. はじめに

本論では、年度別データを用いて簡易生命保険（以下「簡保」という。）の新契約が、対象となる人口、事業を取り巻く環境である社会経済情勢、自己の構造変化、他の生命保険等との間でどのような動きを示すかをみていく。

これは、簡保の新契約数について過去 10 年程度をみると、時系列では相当程度変動している一方で、年度ごとでは都道府県間の関係が安定的であることから、それらの変動を自己の構造変化と社会経済要因による制約の反映として捉え、それらのデータによって説明を試みたものである。

簡保を対象とした先行研究をみると、その多くは、中馬・伊藤(1993)のように家計部門における金融資産として捉え、家計部門を取り巻く環境としての経済情勢等を勘案してマクロ分析を行ったり、中馬・浅野(1993)のようにその対象者たる家計（世帯）の選択にその要因を求めてミクロ分析を行うものが多い。一方、生命保険の普及度合いや近年の新契約数の減少傾向を勘案すれば、契約数に着目した分析も必要であるが、その視点からの分析は多くなく、最近では時系列に着目したものとして古家（1996）、クロスセクションでは小原、内炭(2002)、また、都道府県および時系列に着目したものとしては本論の先行結果である根本ほか（2003）などがある。

本論では、根本ほか(2003)において確認された簡保の新契約数における安定的な都道府県間の構造を捨象した部分の変動について、都道府県単位の社会経済系列データを用いて PANEL 分析の手法を用いて説明を試みる。なお、同論文においては、簡保の年度別新契約数について都道府県単位のクロスセクション分析を行うと、人口系列が相当高い説明力を有していることが指摘されている。そのため本論においては、各年度の簡保新契約数を該当年度の人口で除することで簡保新契約数の安定的な構造部分を捨象した上、同様に規模を捨象した社会経済系列データで説明する。その際、都道府県には固有の効果があるとして、PANEL 分析の手法である fixed effects model を用いることとする。

2. 使用データの説明

分析に使用したデータは、いずれも 89 年度（平成元年度）から 00 年度における都道府県別の年次データであり、PANEL 分析の手法を用いて分析を実施するため、クロスセクションデータを時系列に積み重ねて（データをプールして）、擬似 PANEL データとして捉えることとした。被説明変数および説明変数として使用した系列の詳細は次のとおりである。なお、調査年次の関係でデータが入手できないものについては直線補間または直線延長を行った。

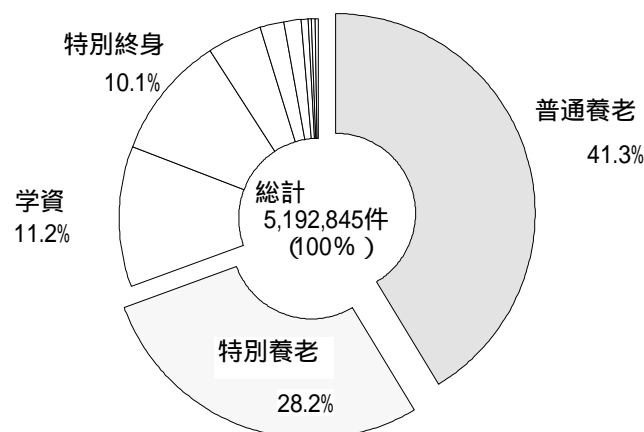
2.1 被説明変数：簡保の新契約数のうち、1) 普通養老保険、2) 特別養老保険、および 3) 学資保険の 3 種類。

簡保には保障性や対象年齢などの特性の違いによって多くの商品種類が存在し、時々のニーズに応じてそれらが変化してきている。例えば、郵政事業庁から公表されている 89 年度および 01 年度の「新契約都道府県別保険種類別統計」の表頭をみると、前者は 12 種類があり、後者は 8 種類が加えられ 2 種類が除かれて合計 18 種類となっている。

これらの種類ごとの新契約数が全体に占める割合をみると、普通養老保険および特別養老保険の 2 種類が高くなっている。また、学資保険のように全体に対する割合はやや高い程度であるが、対象年齢が限られていることから、特定の年齢層でみた場合の割合が非常に高いものも存在する。さらに、簡保には特定年度における保障型商品の販売強化といった営業の取り組み方によって時系列でみると他の種類と異なる大きな変動の認められるものもある¹。

そこでそれらを確認するため、まず 01 年度の種類の構成割合をみってみる。結果は図 1 のとおりであり、普通養老保険（41.3%）および特別養老保険（28.2%）の割合が高く、この 2 種類で新契約数全体の 69.6%を占めていることが分かる。

図 1 簡保の新契約数全体に占める種類の構成割合（01 年度）

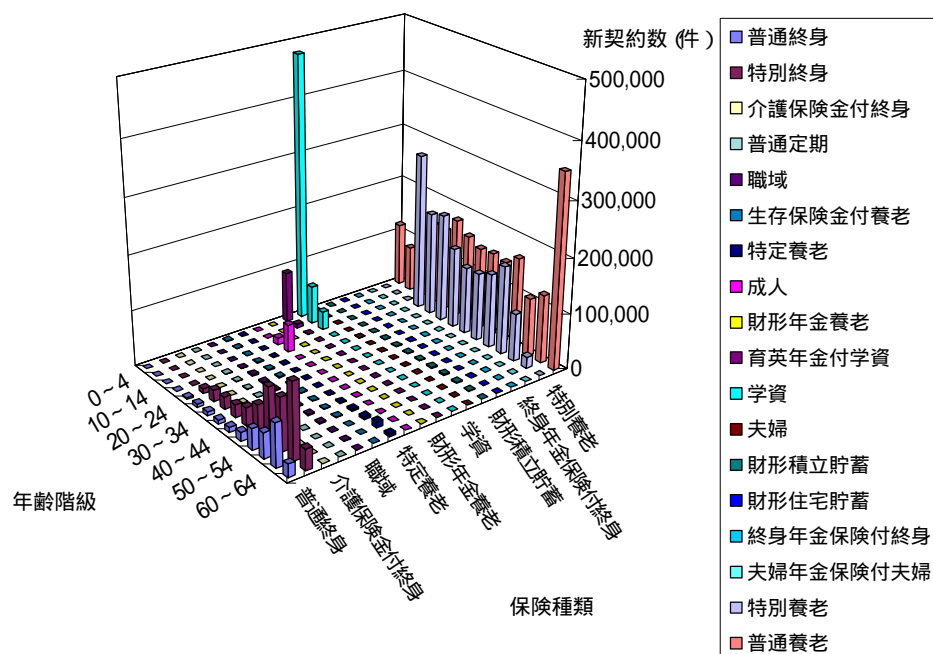


備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別統計」より作成。

¹簡保の営業における取組みの変遷については『簡易生命保険事業誌』pp.253-257などを参照。

次に、全ての種類について年齢5歳階級別に新契約数をみると、図2のとおりとなっている。学資保険の0～4歳階級が突出しており、当該年齢階級全体の82.9%を占めている。

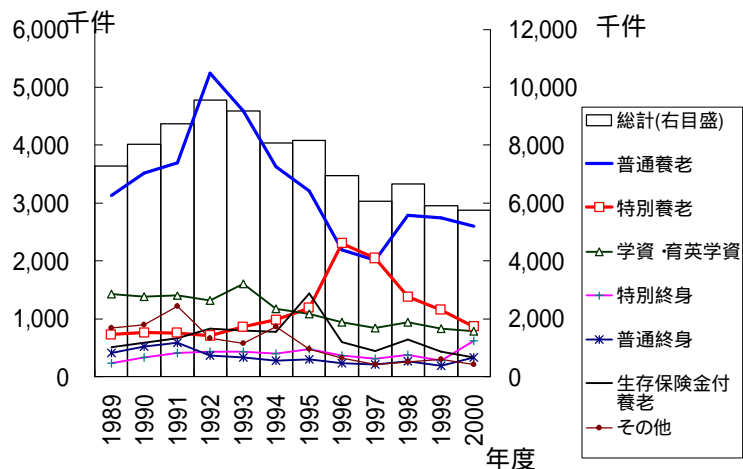
図2 簡保の新契約における年齢5歳階級別種類別件数（01年度）



備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別年齢別統計」より作成。

さらに、種類別に時系列での推移をみると、図3のとおりとなっており、保障型商品の営業を特に強化した96年度および97年度において構成割合の高い普通養老保険と特別養老保険の間で大きな変動が認められる。

図3 時系列でみた簡保種類別契約数の推移（89-00年度）



備考：郵政事業庁「保険新契約保険種類別統計」より作成。

以上のような新契約数の特徴から、被説明変数としては、新契約数全体に占める割合が高く分析対象期間中の営業の取組み方の違いによって大きな変動が認められる普通養老保険および特別養老保険、ならびに特定の年齢階級の構成割合が突出している学資保険（育英年金付学資保険を含む。以下同じ。）の3種類を選定する。なお、それら3種類を合わせると01年度の新契約数全体に対して82.8%の構成割合となっている。

ここで、分析対象期間とした年度ごとの都道府県別の簡保新契約数を、95年国勢調査結果の各種都道府県人口で回帰してみると、各モデルの決定係数は表1のようになっている。ここ10年程度の簡保新契約の実績に対して、いずれも相当高い相関を示している。根本ほか(2003)には90年度および00年度の国勢調査結果を用いた分析の結果も示されているが、それらはいずれも同様の関係を示しており、年度ごとの都道府県別の簡保新契約数と人口データとの関係は安定的であることが窺われる。

表1 都道府県別の簡保新契約数と人口の関係（n=47）

| 新契約数 | 昼間 | 常住 | 昼間70歳未満 | 常住70歳未満 |
|------|-------|------|---------|---------|
| 89年度 | 0.92 | 0.91 | 0.91 | 0.90 |
| 90年度 | 0.92 | 0.90 | 0.91 | 0.89 |
| 91年度 | 0.92 | 0.91 | 0.91 | 0.90 |
| 92年度 | 0.93 | 0.92 | 0.92 | 0.91 |
| 93年度 | 0.94 | 0.93 | 0.93 | 0.92 |
| 94年度 | 0.94 | 0.93 | 0.93 | 0.92 |
| 95年度 | 0.95 | 0.94 | 0.94 | 0.93 |
| 96年度 | 0.951 | 0.94 | 0.945 | 0.94 |
| 97年度 | 0.96 | 0.95 | 0.95 | 0.94 |
| 98年度 | 0.94 | 0.93 | 0.93 | 0.92 |
| 99年度 | 0.93 | 0.92 | 0.92 | 0.91 |
| 00年度 | 0.951 | 0.94 | 0.945 | 0.94 |
| 01年度 | 0.95 | 0.94 | 0.94 | 0.93 |

備考：表中の値は表側の各系列を被説明変数とし、表頭の各系列を説明変数として単回帰した場合の決定係数である。

このような関係が認められるので、本論で分析対象とする「簡保の新契約数に関する都道府県間の安定的な構造部分を除いた部分」のデータを得るため、年度ごとの簡保新契約数を対応する年次の都道府県人口で除すこととした（実際の使用データは単位表示等の関係で、「人口10万人当たりの新契約数」となるよう10万倍してある）。

2.2 説明変数：1）人口、2）県民所得、その他の各種経済系列、3）簡保の予定利率、4）病院病床数、5）民間生命保険会社の店舗数、6）郵便局数、7）簡保の構造変化年度ダミー、および8）トレンドダミー

簡保の契約件数について、対象者を取り巻く社会・経済情勢、対象者の存在割合などを勘案

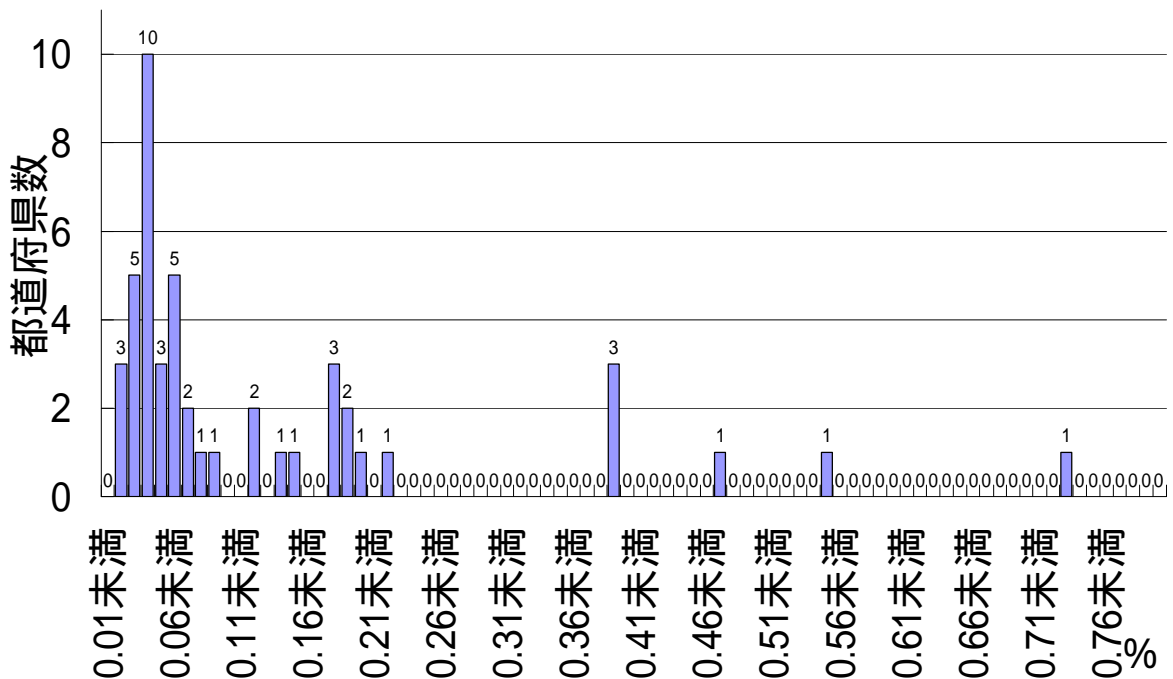
して、地域のマクロデータによる説明を試みる。

そのため、1) 簡保の対象者たる人口、2) 地域の経済情勢全般を表す県民所得、その他の経済情勢を表すものとして、雇用関係から就業者当たりの雇用保険給付額を、企業関係から総事業所に対する企業倒産件数をそれぞれ選定する。また、3) 金融面での動きを捉えるために簡保の予定利率を、4) 生命保険需要を代理するものとして病院病床数を、さらに5) 地域における保険契約数を代理するものとして民間生命保険会社の店舗数を、6) 簡保の契約に関する利便性を代理するものとして郵便局数を選定した。各系列の詳細については次のとおりである。

2.2.1 人口

国勢調査における年齢階級別常住人口（男女計の値）について、年齢階級を0～4歳、5～9歳のように5歳幅とし、簡保の加入年齢の上限が70歳であることを考慮して、分析に使用する系列は0～69歳までの14階級とした。なお、各年齢階級には年齢不詳人口を含まないが、人口当たりの各種系列を作成するのに用いた総人口にはそれが含まれている。その割合は都道府県によって異なるが、例えば00年の国勢調査結果でみると、図4のとおり各都道府県の総人口の0%以上0.73%未満の範囲内であって、多くの都道府県が0.2%未満となっている。

図4 都道府県別の年齢不詳人口割合（2000年調査結果）



備考：2000年国勢調査結果より作成。

なお、国勢調査は5年に1度であるため、この分析では85年、90年、95年および00年の結果を使って、調査年の間の各年次のデータを直線補間した。

2.2.2 経済情勢を表す変数

2.2.2.1 県民所得

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。

なお、県民所得については、直近の公表値が99年度であった。そのため、89年度から99年度まで単年度の増分値を算出し、それらの合計値を対象年度数である10で除した上、直近の99年度の値に加えることにより00年度の値とした。

2.2.2.2 雇用保険給付額

厚生労働省職業安定局の各年度「雇用保険事業年報」および同省ウェブサイトの一般求職者給付額であって短期、日雇および就職促進にかかる給付額は含まないものである。

2.2.2.3 総従業者数

総務省統計局「事業所・企業統計調査」結果の従業者数であり、農林水産業を除き、公務を含んでいる²。

なお、総従業者数については、5年ごとのデータであるため、この分析では86年、91年、96年および01年のデータを使って、欠値年次のデータを直線補間した。

2.2.2.4 企業倒産件数

東京商工リサーチ社の「全国企業倒産白書」による負債額1千万円以上の企業倒産件数である。

2.2.2.5 総事業所数

総務省統計局「事業所・企業統計調査」結果の事業所数であり、農林水産業の自営の事業所を除き、公務を含んでいる。

なお、総事業所数については、5年ごとのデータであるため、この分析では86年、91年、96年および01年のデータを使って、欠値年次のデータを直線補間した。

2.2.3 簡保の予定利率

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 簡易生命保険事業史』および郵政省の各報道発表資料により作成。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。

² 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。

2.2.4 病院病床数

厚生労働省大臣官房統計情報部人口動態・保健統計課編「医療施設調査病院報告」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ものである。

2.2.5 民間生保店舗数

「インシュアランス 生命保険統計号」各年版の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、年度末の値である。

2.2.6 郵便局数

郵政事業庁（施設情報部管理課）から同庁のウェブサイトに掲載された郵便局数表（郵便施設）のうち、集配・無集配普通局、集配・無集配特定局、および簡易局の合計から閉鎖局数を除いたものである。このため、郵便局数表（総合編）に含まれている船内局が除かれているほか、各表に掲載されている郵便に特化した集中局、輸送局、同センターおよび分室も除かれている。なお、一部の簡易郵便局等では簡保業務を取り扱わないところがあるため、業務提供店舗の視点からみると若干多めの数となっている。その割合は都道府県によって差異があるが、例えば 02 年 3 月末の取扱局数を同全局数で割った取扱局の率は 100%の沖縄県から 83.6%の山梨県まで約 16%の開きがある。政令指定都市を抱える都道府県についてみると、93.9%の北海道が最も低い割合であり、全都道府県の中で割合の高いほうから数えて 29 番目となっている。東京都、大阪府、神奈川県はそれぞれ 6 番目、11 番目、5 番目となっており、概ね割合の高いほうからみて上位に位置している。

2.2.7 年次ダミー

92 年度の加入年齢上限の拡大（普通養老保険等における 65 歳から 70 歳への変更）の影響、93 年度における育英学資保険追加の影響、96 年度および 97 年度における特別養老保険等の営業重点化の影響を勘案して、それらの各年度ごとに該当する年度を 1 とし他の年度を 0 とする年次ダミーを設定する。

2.2.8 トレンドダミー

89 年度を 1 とし、00 年度まで 1 年度に 1 増加するトレンドダミーを設定する。

これらのうち、各年齢階級別人口、県民所得、病院病床数、民間保険会社店舗数および郵便局数については、単位表示等の関係で人口 10 万人当たりの件数となるよう都道府県別の人口で除して 10 万倍した。また、総事業所当たりの倒産件数についても、同様の理由から事業所 10 万箇所当たりの倒産件数となるよう倒産件数を総事業所数で除して 10 万倍した。

3. 普通養老保険の擬似 PANEL 分析結果

3.1 ダミー変数の符号確認

まず、普通養老保険自身の変動を表すダミー変数についてみるため、制度や営業の力点の変更を表す年度ダミーおよびトレンドダミーを説明変数として Fixed effects model による分析を行う。

結果は表2のとおり、すべてのダミー変数について1%水準で有意となっており、年度ダミーおよびトレンドダミーの係数の符号も整合的である。それらの系列を具体的にみると、92年度は加入年齢上限が65歳から70歳に拡大された効果により新契約数が増加した年度であるため、その係数の符号が正であることは整合的である。また、96年度および97年度については全国的な営業方針により保障性に特徴のある特別養老保険の新契約数が増加し、その影響で普通養老保険のそれが減少した年度であるため、それら各系列の回帰係数の符号が負であることは整合的である。さらに、トレンドダミーについては、普通養老保険の新契約数が92年度をピークとして減少傾向にあり、分析対象期首である89年度と同期末である00年度を比較すると後者が少ないことから、その係数の符号が負であることは整合的である。

表2 ダミー変数による普通養老保険の分析結果
(n=564、fixed effects model)

| 説明変数 | 回帰係数 | 値 | P値 |
|-------------|--------|-------|-------|
| 92年度ダミー | 1517.5 | 20.5 | 0.000 |
| 96年度ダミー | -892.1 | -12.2 | 0.000 |
| 97年度ダミー | -923.5 | -12.4 | 0.000 |
| トレンドダミー | -73.8 | -12.1 | 0.000 |
| 自由度修正済み決定係数 | 0.750 | | |
| 回帰の標準誤差 | 472 | | |

備考：対象データは89年度から00年度の12年次、47都道府県値。以下表8まで同じ。

3.2 社会経済系列を含むモデルによる分析結果

先に挙げた年齢階級別人口の全系列を含む説明変数全体で分析を実施すると、各系列の符号が整合的でない結果となってしまう。これは、簡保の予定利率のように全都道府県が同一であって比較的安定的な時系列での推移を示すものが存在すること、各年齢階級別人口において類似の変動を示すものがあると考えられることから、それらの影響が反映している可能性がある。そこで、トレンドダミーを削った上、各年度ダミーの符号を固定するように年齢階級別人口系列を選択してみると、表3のモデルが得られた。

表3 社会経済系列を含むモデルによる普通養老保険の分析結果
(n=564、fixed effects model)

| 説明変数 | 回帰係数 | 値 | P値 |
|-----------------|----------|-------|-------|
| 92年度ダミー | 1207.3 | 20.1 | 0.000 |
| 96年度ダミー | -1148.4 | -17.4 | 0.000 |
| 97年度ダミー | -853.2 | -12.8 | 0.000 |
| 人口あたり県民所得 | 0.01 | 5.3 | 0.000 |
| 簡保予定利率 | 373.8 | 10.8 | 0.000 |
| 人口あたり病院病床数 | 1.1 | 1.7 | 0.089 |
| 従業者あたり雇用保険受給額 | -14184.4 | -1.6 | 0.105 |
| 総事業所あたり倒産件数 | 0.8 | 1.7 | 0.088 |
| 人口あたり国内生保店舗数 | 50.8 | 2.1 | 0.032 |
| 人口あたり郵便局数 | -55.6 | -0.7 | 0.484 |
| 全人口に対する50～54歳人口 | 0.3 | 3.6 | 0.000 |
| 全人口に対する60～64歳人口 | 0.3 | 4.3 | 0.000 |
| 全人口に対する65～69歳人口 | 0.2 | 1.9 | 0.053 |
| 自由度修正済み決定係数 | 0.854 | | |
| 回帰の標準誤差 | 360 | | |

さらに、各変数が1%水準で有意となるよう経済関係系列を含めてP値の大きい順に1系列ずつモデルから削っていくと、表4のモデルが得られた。

表4 社会経済系列を含むモデルによる普通養老保険の分析結果(変数選択後)
(n=564、fixed effects model)

| 説明変数 | 回帰係数 | 値 | P値 |
|-----------------|----------|-------|-------|
| 92年度ダミー | 1224.89 | 20.7 | 0.000 |
| 96年度ダミー | -1119.51 | -17.9 | 0.000 |
| 97年度ダミー | -826.43 | -13.4 | 0.000 |
| 人口あたり県民所得 | 0.01 | 9.7 | 0.000 |
| 簡保予定利率 | 386.37 | 15.3 | 0.000 |
| 全人口に対する50～54歳人口 | 0.20 | 3.3 | 0.001 |
| 全人口に対する60～64歳人口 | 0.38 | 6.6 | 0.000 |
| 自由度修正済み決定係数 | 0.852 | | |
| 回帰の標準誤差 | 363 | | |

表4の結果から、分析対象期間中の人口当たりの普通養老保険の新契約数は、当該保険種類の構造変化のほか、人口当たりの県民所得、簡保の予定利率、全人口に対する50～54歳までの人口割合、および60～64歳までの人口割合によって85%程度説明されているといえる。また、それぞれの系列の係数についてみると、すべて1%水準で正に有意となっており、人口当たりの県民所得や簡保の予定利率が高く、全人口に対する50～54歳、および60～64歳までの人口割合が高いと簡保の新契約数が多いことが窺われる。なお、人口当たりの郵便局数は有意となっておらず、モデルから除外された。

4．特別養老保険の擬似 PANEL 分析結果

4.1 ダミー変数の符号確認

前節と同様に特別養老保険自身の変動を表すダミー変数およびトレンドダミーを説明変数として Fixed effects model による分析を行う。結果は表 5 のとおり、すべてのダミー変数について 1%水準で有意となっており、年度ダミーおよびトレンドダミーの係数の符号も整合的である。

表 5 ダミー変数による特別養老保険の分析結果

(n=564、fixed effects model)

| 説明変数 | 回帰係数 | 値 | P値 |
|-------------|--------|------|-------|
| 96年度ダミー | 1130.7 | 40.1 | 0.000 |
| 97年度ダミー | 834.8 | 29.2 | 0.000 |
| トレンドダミー | 29.9 | 13.0 | 0.000 |
| 自由度修正済み決定係数 | 0.865 | | |
| 回帰の標準誤差 | 182 | | |

具体的にみると、96年度および97年度については全国的な営業方針により保障性に特徴のある特別養老保険の新契約数が増加した年度であるので、それらの系列の係数の符号が正であることは整合的である。またトレンドダミーについては、特別養老保険の新契約数が96年度に急激に上昇する以前から緩やかな上昇傾向が認められ、さらに分析対象期首である89年度と同期末である00年度を比較すると後者の数が多いことから、その係数の符号が正であることは整合的である。

4.2 社会経済系列を含むモデルによる分析結果

前節で述べたように、年齢階級別人口の全系列を含む説明変数全体で分析を実施すると、類似の変動を示す系列の影響で、各系列の係数の符号が整合的でない結果となってしまうことが予想される。そこで、前節と同様にトレンドダミーを削った上、年度ダミーの係数の符号を固定するように年齢階級別人口系列を選択した後、各系列の係数が1%水準で有意となるように変数を選択していくと、表6のモデルが得られた。

表6の結果から、分析対象期間中の人口当たりの特別養老保険の新契約数は、当該保険種類の構造変化のほか、従業者あたりの雇用保険受給額、人口あたりの国内生保店舗数、簡保の予定利率、全人口に対する30～34歳、40～44歳、50～54歳、および65～69歳までの人口の割合によって90%程度説明されているといえる。また、それぞれの系列の係数についてみると、すべて1%水準で有意となっており、従業者あたりの雇用保険受給額、および人口あたりの国内生保店舗数の符号は正であり、簡保の予定利率や都道府県の全人口に対する30～34歳、40～44歳、50～54歳、および65～69歳までの人口の割合の符号は負となっている。なお、人口

あたりの郵便局数は有意となっておらず、モデルから除外された。

表 6 社会経済系列を含むモデルによる特別養老保険の分析結果（変数選択後）
（n=564、fixed effects model）

| 説明変数 | 回帰係数 | 値 | P値 |
|-----------------|---------|------|-------|
| 96年度ダミー | 1033.9 | 40.4 | 0.000 |
| 97年度ダミー | 721.5 | 26.6 | 0.000 |
| 簡保予定利率 | -111.5 | -8.0 | 0.000 |
| 従業者あたり雇用保険受給額 | 17465.4 | 5.5 | 0.000 |
| 人口あたり国内生保店舗数 | 35.9 | 3.6 | 0.000 |
| 全人口に対する30～34歳人口 | -0.3 | -7.1 | 0.000 |
| 全人口に対する40～44歳人口 | -0.4 | -7.5 | 0.000 |
| 全人口に対する50～54歳人口 | -0.5 | -9.3 | 0.000 |
| 全人口に対する65～69歳人口 | -0.3 | -5.0 | 0.000 |
| 自由度修正済み決定係数 | 0.909 | | |
| 回帰の標準誤差 | 150 | | |

5. 学資保険の擬似 PANEL 分析結果

5.1 ダミー変数の符号確認

前節と同様に学資保険自身の変動を表すダミー変数およびトレンドダミーを説明変数として Fixed effects model による分析を行う。結果は表 7 のとおり、年度ダミーおよびトレンドダミーともに 1%水準で有意となっており、係数の符号も整合的である。

表 7 ダミー変数による学資保険の分析結果

（n=564、fixed effects model）

| 説明変数 | 回帰係数 | 値 | P値 |
|-------------|-------|-------|-------|
| 93年度ダミー | 366.3 | 22.9 | 0.000 |
| トレンドダミー | -59.9 | -46.8 | 0.000 |
| 自由度修正済み決定係数 | 0.884 | | |
| 回帰の標準誤差 | 104 | | |

それらの系列を具体的にみると、93年度は育英年金付学資保険の新設の影響から新契約数が増加した年であるので、係数の符号が正であることは整合的である。また、期間中の推移をみると、図 3 から明らかなようにほぼ減少傾向であるので、トレンドダミーの係数の符号が負であることは整合的である。

5.2 社会経済系列を含むモデルによる分析結果

前節までと同様に、トレンドダミーを削った上、年度ダミーの符号を固定するように年齢階級別人口系列を選択した後、各系列の係数が1%水準で有意となるように変数を選択していくと、表8のモデルが得られた。

その結果から、分析対象期間中の人口あたりの学資保険の新契約数は、当該保険種類の構造変化のほか、簡保の予定利率、従業者あたりの雇用保険受給額、および全人口に対する5歳から9歳までの人口の割合によって、90%弱説明されているといえる。また、それぞれの系列の係数についてみると、すべて1%水準で正に有意となっている。なお、ここでも人口当たりの郵便局数は有意となっておらず、モデルから除外された。

表8 社会経済系列を含むモデルによる学資保険の分析結果（変数選択後）
(n=564、fixed effects model)

| 説明変数 | 回帰係数 | 値 | P値 |
|---------------|--------|------|-------|
| 93年度ダミー | 314.4 | 18.6 | 0.000 |
| 簡保予定利率 | 74.5 | 9.7 | 0.000 |
| 従業者あたり雇用保険受給額 | 6441.5 | 4.0 | 0.000 |
| 全人口に対する5~9歳人口 | 0.3 | 11.8 | 0.000 |
| 自由度修正済み決定係数 | 0.896 | | |
| 回帰の標準誤差 | 99 | | |

6. まとめ

以上みてきたように、普通養老保険、特別養老保険、および学資保険の新契約数を人口で除すことによって「各系列における都道府県間の安定的な構造部分を除いた部分」について PANEL 分析の手法である fixed effects model を使って分析を行った結果、各系列の構造変化を表す年次ダミーと年齢階級別人口や各種経済関係系列を説明変数とするモデルによって、普通養老保険については85%程度、特別養老保険および学資保険については90%程度が説明可能であることが明らかになった。

また、特別養老と他の種類の変数選択後の社会経済系列を含むモデルについて、その回帰係数の符号を比較するとほぼ逆転しているが、これは、分析対象とした89年度から00年度までの間に全体を含む多くの種類で92年前後をピークとしてほぼ減少傾向であるのに対して、特別養老については93年度ころからの営業の力点の変化を反映した増加傾向と、96年度および97年度の大きな増加を反映している可能性がある。

なお、安定的な構造部分を含む分析の場合には、上記と同一期間における同一手法を用いたモデルの自由度修正済み決定係数が普通養老保険については0.96、特別養老保険については0.90、学資保険においては0.98であった。今回、各系列の安定的な構造部分を人口で捨象して分析したので、その結果と比較すると、今回のモデルの説明力がほぼ減少している。しかし、

単純な月次データを用いた時系列分析によって得られるモデル等と比較すると、今回のモデルの説明力は相当程度高いことが確認できたことから、年次の簡保新契約数の変動については、安定的な構造部分を除いた部分についても各種社会経済データ系列によって相当程度説明可能であり、このような系列の動きを注視していくことが必要であると考え。

表9 変数選択後の社会経済系列を含むモデルの回帰係数の符号等

| 説明変数 | 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 | - | + | |
| 人口あたり県民所得 | + | | |
| 簡保予定利率 | + | - | + |
| 人口あたり病院病床数 | | | |
| 従業者あたり雇用保険受給額 | | + | |
| 総事業所あたり倒産件数 | | | |
| 人口あたり国内生保店舗数 | | + | |
| 人口あたり郵便局数 | | | |
| 全人口に対する5歳から9歳人口 | | | + |
| 全人口に対する30歳から34歳人口 | | - | |
| 全人口に対する40歳から44歳人口 | | - | |
| 全人口に対する50歳から54歳人口 | + | - | |
| 全人口に対する60歳から64歳人口 | + | | |
| 全人口に対する65歳から69歳人口 | | - | |
| 自由度修正済み決定係数 | 0.852 | 0.909 | 0.896 |

備考：+または-の符号のあるものは、表側の各系列の回帰係数が1%水準で有意なものを示しており、自由度修正済み決定係数は、符号が表記された系列を組み込んだfixed effects model (n=12年次×47都道府県=564)による分析結果である。

【参考文献】

- 浅野哲、中村二郎(2000)『計量経済学』有斐閣
- 石川義孝(2001)『人口移動転換の研究』京都大学出版会
- 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 6』大蔵省印刷局、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
- 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)「都道府県別契約数でみた簡易保険の特性」第14回郵政研究所研究発表会 2002/6/7 金融・経済セッション No. 5
- 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
- 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
- 中馬宏之(1993)「貯蓄型か掛け捨て型か」『生命保険の経済分析 - その役割と市場評価』日本評論社、pp.85-106
- 中馬宏之、浅野哲(1993)「生命保険需要のミクロ分析」『生命保険の経済分析 - その役割と市場評価』日本評論社、pp.61-83
- 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 2』大蔵省印刷局、pp.47-67
- 中馬宏之、伊藤潔(1993)「生命保険需要のマクロ分析」『生命保険の経済分析 - その役割と市場評価』日本評論社、pp.35-60
- 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
- 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
- 根本二郎、伊藤薫、小原宏、内炭克之(2003)『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』総務省郵政研究所
- 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』、149、pp.122-128
- 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

- 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
- 松浦克巳、Colin McKenzie 『EViews による計量経済分析』東洋経済新報社
- 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" (和合筆訳『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.