

自動車保険と損害保険企業

宮 下 洋

目 次

はじめに

I. 損害保険企業の再編成

II. 自動車保険について

III. パネルデータ分析：東京海上と損保ジャパン

IV. 東京海上, 損保ジャパン, 三井住友, 日本興亜

およびあいおい損保 5 社の推定結果

V. 全 11 社のパネルデータ分析

まとめ

は じ め に

本研究は自動車保険が損害保険企業の収益性に与える影響を考察したものである。わが国保険産業の実証研究は米山・宮下 [1999] に始まり, 米山・宮下 [2000] では損害保険企業に焦点を絞って戦後保険システムの構造変化を考察した。さらに宮下・米山 [2001] では損害保険企業の費用非効率をランクに変換し, オーダード・プロバビリティモデルを使用して, 非効率を生み出す要因を探った。その研究は平成 16 ~ 17 年度科学研究費補助金基盤研究「わが国損害保険企業の実証分析: 自動車保険が経営に及ぼした影響の考察」に受け継がれて, 現在進行中である。本研究ではその予備的分析として, 自動車保険が損害保険企業の収益性に及ぼした影響を, パネルデータを使用した線形回帰モデルにより分析している。その結果, 自動車保険が企業収入に占める割合, 各企業の自動車保険収入が業界全体に占めるシェア, および自動車保険単価が, 正味収入保険料 1 単位当たりの剰余金で測った収益性を左右することが判明した。

I. 損害保険企業の再編成

損害保険企業の再編成が加速したのは 2000 年代に入ってからである。この流れを曾・野口 [2004] は以下 1 ~ 8 のようにまとめている。

1. 2004 年 10 月東京海上と日動火災が合併して東京海上日動火災。
2. 2002 年 4 月安田火災と第一ライフ損保 (第一生命の子会社) が合併し, 同年 7 月日産火災が合併, さらに同年 12 月には大成火災と合併し, 損保ジャパンが誕生 (セゾン自動車火災と

提携)。

3. 三井海上と住友海上が2001年10月合併し、三井住友海上となった。2004年末には三井ライフ損保と提携。さらにスミセイ損保とも提携関係を持つ。また三井生命と住友生命とも全面提携している。
4. 2001年4月同和火災とニッセイ損保(日本生命子会社)が合併し、ニッセイ同和損保となる。
5. 2001年4月大東京火災と千代田火災が合併し、あいおい損保が生まれる。
6. 2001年4月日本火災と興亜火災が合併し、さらに2002年4月太陽火災も合併して日本興亜損保が誕生。太陽生命(大同生命と包括提携関係)と提携すると同時に明治安田生命(2004年1月明治生命と安田生命が合併)とも提携している。
7. 2005年4月安田ライフ損保と明治損保が合併して明治安田損保となり、日新火災と提携する。日新火災は明治安田生命と提携関係にある。
8. その他に富士火災とAIUの包括提携。2003年4月に共栄火災がJA共済を子会社化。また2004年10月に安田ダイレクトがそんぽ24を子会社化など。

このためデータベース(1970～2003)作成にあたっては、合併以前の独立した企業データを合算し、合併後の新企業が1970年から存在していたものと仮定している。分析対象企業は、東京海上、損保ジャパン、三井住友、日本興亜、あいおい損保、日新火災、日動火災、富士火災、共栄火災、朝日火災およびニッセイ同和の合計11社である。

Ⅱ. 自動車保険について

曾・野口[2004]によれば、元受正味保険料に占める自動車保険の割合は2003年で、任意保険が47.7%、自賠責で16.2%、合計でおよそ64%にも達している。任意保険だけを見ても、1971年に40.2%、1976年に34.4%、1981年に37.2%、1986年に40.5%、1991年で46.4%、1996年は48.9%、2001年50.4%であり、自動車保険が損害保険企業の経営に与える影響の大きさには疑問の余地がない。このため損害保険料率算出機構の諏澤吉彦氏より自動車保険関連データを提供していただき、本研究に使用することとした。提供を受けたデータは、1970年から2003年まで、その年に活動していたすべての損害保険企業について、種目合計元受正味保険料、自動車元受正味保険料および自動車元受件数である。

分析に使用される変数は、

$$\text{自動車保険料割合} = \text{自動車元受正味保険料} \div \text{種目合計元受正味保険料}$$

$$\text{自動車保険料シェア} = \text{自動車元受正味保険料} \div \text{自動車元受正味保険料総合計}$$

$$\text{自動車保険単価} = \text{自動車元受正味保険料} \div \text{自動車元受件数}$$

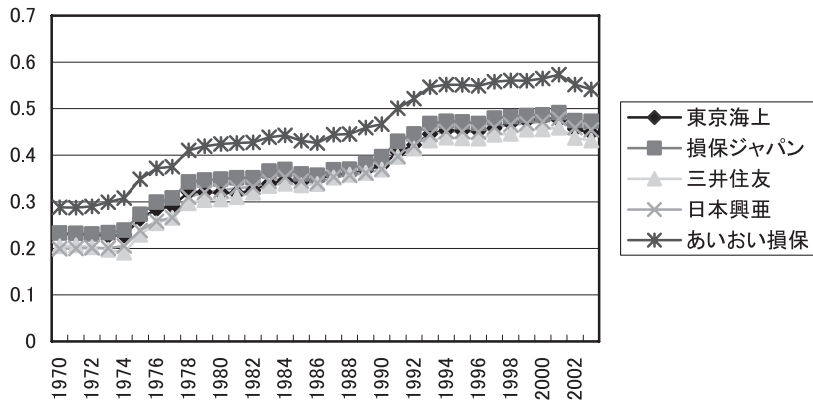


図 1-1 自動車保険割合 (1)

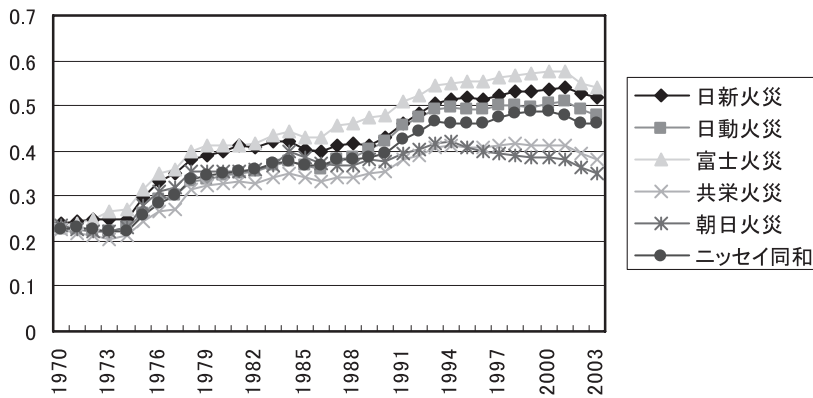


図 1-2 自動車保険割合 (2)

の3つである。松谷 [2004] は損害保険価格の経済学的意味について詳細に展開しており、自動車保険単価が平均で1997年の74752円から2003年には70216円に下落していることを示している。

以下に算出された自動車保険データをグラフで示す。図1-1と1-2は収入に占める自動車保険の割合である。あいおい損保と富士火災が高い割合を維持している。割合が低いのは三井住友、日本興亜、朝日火災、共栄火災などである。東京海上もやや低いと言える。

図1-3と1-4は損害保険業界全体に対して、個々の企業の自動車保険料収入がどれだけのシェアを占めているかを示している。1970年では高い順に、損保ジャパン(0.198)、東京海上(0.166)、あいおい損保(0.143)、三井住友(0.110)、日本興亜(0.096)、日動火災(0.067)、富士火災(0.060)、ニッセイ同和(0.053)、共栄火災(0.046)、日新火災(0.044)、朝日火災(0.012)となっている。上位3社で約50%を占める構造であることが分かる。

これが2003年になると、東京海上(0.198)、損保ジャパン(0.197)、三井住友(0.167)、あいお

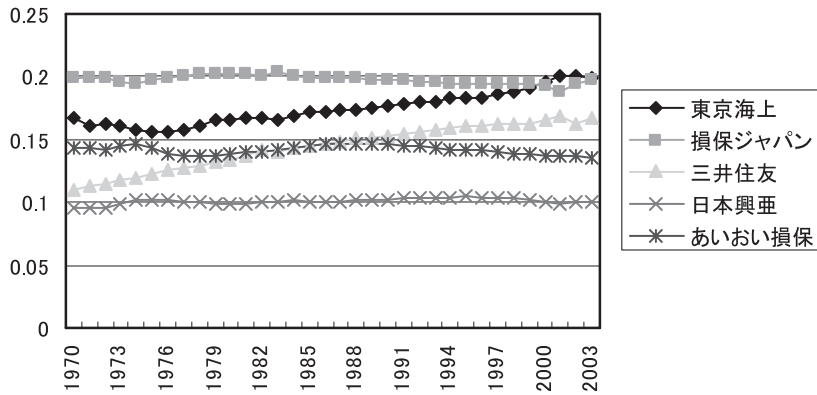


図 1-3 自動車保険料シェア (1)

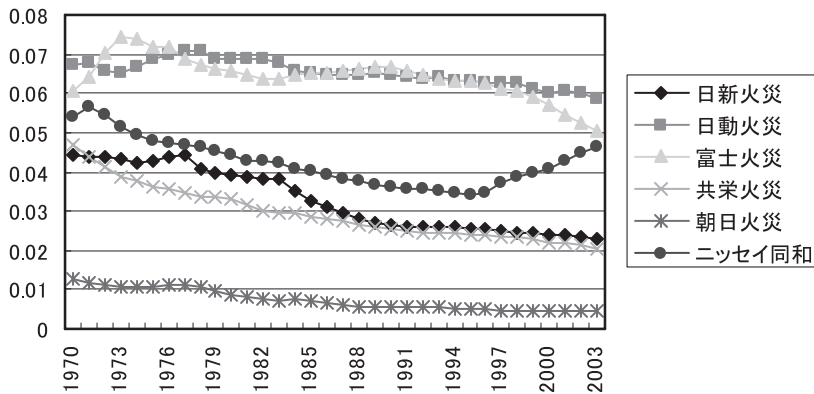


図 1-4 自動車保険料シェア (2)

い損保 (0.135), 日本興亜 (0.099), 日動火災 (0.058), 富士火災 (0.051), ニッセイ同和 (0.046), 日新火災 (0.023), 共栄火災 (0.020), 朝日火災 (0.004) のように順位が入れ替わっている。東京海上が次第にシェアを伸ばして 1 位となり, 三井住友も増加傾向にある。図 1-4 の企業では, ニッセイ同和を除いて, すべて低下傾向にある。

図 1-5 と 1-6 は自動車保険単価を GNE デフレーターによりデフレートしたもので示している。東京海上, 損保ジャパン, 三井住友, 日本興亜およびあいおい損保 5 社の単価が極めて近いことが分かる。バブル崩壊以降にやや差が見られるようになったが, それも微少である。一方日新火災, 日動火災, 富士火災, 共栄火災, 朝日火災およびニッセイ同和 6 社では明瞭に単価の差があることが読み取れる。単価が高いのは共栄火災であり, また 2000 年以降唯一上昇傾向を示している。

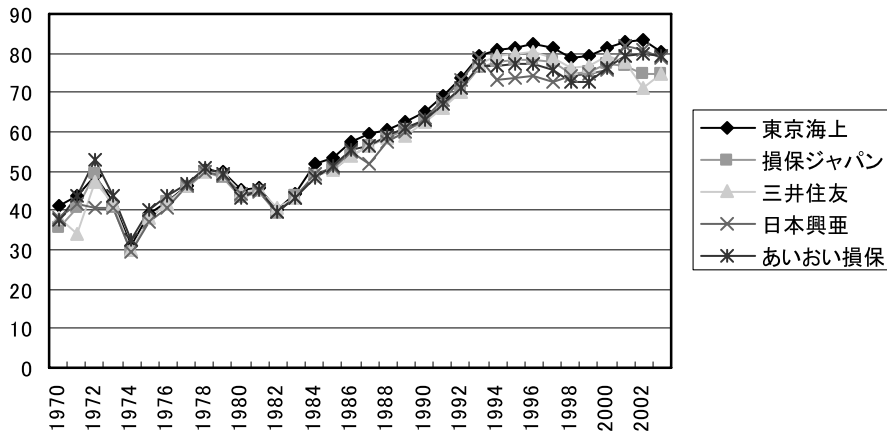


図 1-5 自動車保険単価— GNE デフレーターによりデフレート— (1)

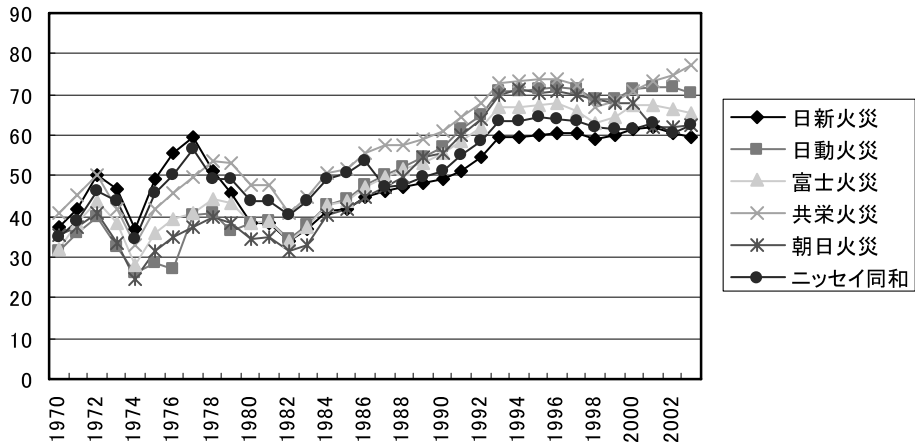


図 1-6 自動車保険単価— GNE デフレーターによりデフレート— (2)

Ⅲ. パネルデータ分析：東京海上と損保ジャパン

最初に自動車保険市場でシェアの 1 位と 2 位の 2 社を対象に推定を実施した。

$$\begin{aligned}
 Q_{it} &= \beta_0 + \beta_1 X1_{it} + \beta_2 X2_{it} + \beta_3 X3_{it} + \beta_4 X4_{it} + \beta_5 X5_{it} + \beta_6 X6_{it} + \beta_7 X7_{it} + u_{it} \\
 & \quad i = 1, 2, \dots, n \\
 & \quad t = 1, 2, \dots, T
 \end{aligned}
 \tag{3.1}$$

モデルは上記の回帰モデルであり、Q は剰余金を正味収入保険料で割ったものである。説明変数 X1 は自動車保険収入が正味収入保険料に占める割合を測るもので、記号 Z1 で示される。説明変数 X2 は各社の自動車保険市場のシェアであり、記号は Z2 である。X3 は記号 Z3D となり、自動車保

表 3-1 東京海上と損保ジャパンの相関係数行列

	Z1	Z2	Z3D	X3X2D	X4X1D	X5X6D	INTR
Z1	1.00000	.40016	.92087	.90043	-.33589	.95441	-.84501
Z2	.40016	1.00000	.27427	.31592	.36473	.37599	-.31606
Z3D	.92087	.27427	1.00000	.94058	-.52497	.82866	-.89088
X3X2D	.90043	.31592	.94058	1.00000	-.53214	.81191	-.88492
X4X1D	-.33589	.36473	-.52497	-.53214	1.00000	-.21872	.45169
X5X6D	.95441	.37599	.82866	.81191	-.21872	1.00000	-.72232
INTR	-.84501	-.31606	-.89088	-.88492	.45169	-.72232	1.00000

表 3-2 東京海上と損保ジャパンの分析結果

変数	係数推定値	標準誤差	t 値	P 値
Constant	.97497677	.14274263	6.830	.0000
Z1	-1.10692596	.47325022	-2.339	.0227
Z2	-4.69723800	.53278661	-8.816	.0000
Z3D	-.00033181	.00135729	-.244	.8077
X3X2D	.541976D-04	.769022D-05	7.048	.0000
X4X1D	-2.09394562	2.64557155	-.791	.4318
X5X6D	1.13439060	1.44750312	.784	.4363
INTR	.82756397	.56915860	1.454	.1512

險収入を契約数で割った自動車保険単価である。X4 は人件費を従業員合計数で割ったもので、平均賃金を示し、記号は X3X2D となっている。X5 は記号 X4X1D で示され、物件費を資産合計で割ったもので、資産コストを測っている。X6 は代理店手数料を正味収入保険料で割ったもので、損害保険企業の主要なコスト要因であり、記号 X5X6D で示している。最後に説明変数 X7 は記号 INTR で示され、全国銀行約定金利である。

円単位で計測されたものは GNE デフレーターでデフレートされている。ただし総資産のみは民間企業設備用デフレーターでデフレートされている。i は企業を示し、したがって $i = 1, 2$ である。t は年を示し、1970 年より 2003 年であるから $t = 1, 2, \dots, 34$ となる。

表 3-1 は 2 社合計 68 のデータの相関係数行列である。高い相関を示す組み合わせが多くあり、条件数 (Condition value) は $0.1085192D+07$ となって Badly conditioned X という Warning (統計ソフト LIMDEP Version 8.0, Econometric Software Inc.) が出ることになった。

表 3-2 は回帰分析結果である。決定係数は 0.7534805、系列相関を測った相関係数の推定値は 0.7139841 で、Autocorrelation-Robust Covariance Matrix による Newey-West Estimator が使用されている。

3 変数の係数で有意性が低く、多重共線性の影響が顕著であるため、2 社の分析結果は採用せず、次節の 5 社による分析に移った。

IV. 東京海上, 損保ジャパン, 三井住友, 日本興亜およびあいおい損保 5 社の推定結果

5社170のデータの相関係数行列は表4-1に示されている。条件数は0.6113804D+07となっている。

表4-2は回帰分析結果である。決定係数は0.5727491と低下し、系列相関を測った相関係数の推定値は0.8051903で相関の強さが示され、このためNewey-West Estimatorが使用された。

この結果からは多重共線性の影響が強いため、モデル(4.1)のように2種類のダミー変数を付加し、Fixed-effect modelを推定することにした。変数 μ は企業毎の差を計測するGroup Dummy Variable、 δ は年毎の違いを捉えるダミー変数である。

$$Q_{it} = \mu_i + \delta_t + \beta_1 X1_{it} + \beta_2 X2_{it} + \beta_3 X3_{it} + \beta_4 X4_{it} + \beta_5 X5_{it} + \beta_6 X6_{it} + \beta_7 X7_{it} + u_{it}$$

$$i = 1, 2, \dots, 5$$

$$t = 1, 2, \dots, 34 \quad (4.1)$$

なおこのモデル分析では説明変数のZ3D(自動車保険料単価)と金利(INTR)が除かれているが、これは条件数を下げて2つのダミー変数の係数を推定するためである。全説明変数を含めると、年ダミー変数の係数が推定できないという現象が発生するのである。

表4-3は回帰分析結果である。決定係数は0.9604355と上昇し、系列相関を測った相関係数の推

表4-1 5社の相関係数行列

	Z1	Z2	Z3D	X3X2D	X4X1D	X5X6D	INTR
Z1	1.00000	.16367	.84948	.86257	-.19537	.69416	-.77097
Z2	.16367	1.00000	.17950	.21062	.06282	.21614	-.13349
Z3D	.84948	.17950	1.00000	.94603	-.50980	.82684	-.88496
X3X2D	.86257	.21062	.94603	1.00000	-.47866	.81086	-.87579
X4X1D	-.19537	.06282	-.50980	-.47866	1.00000	-.49419	.45281
X5X6D	.69416	.21614	.82684	.81086	-.49419	1.00000	-.72035
INTR	-.77097	-.13349	-.88496	-.87579	.45281	-.72035	1.00000

表4-2 5社の分析結果

変数	係数推定値	標準誤差	t 値	P 値
Constant	.34602033	.09250377	3.741	.0003
Z1	-.37940403	.14184501	-2.675	.0082
Z2	.55494455	.50404878	1.101	.2725
Z3D	-.00185017	.00106693	-1.734	.0848
X3X2D	.328817D-04	.570873D-05	5.760	.0000
X4X1D	-9.95619179	2.13373116	-4.666	.0000
X5X6D	.12557810	.40408490	.311	.7564
INTR	.48530001	.49211918	.986	.3255

表 4-3 5社の分析結果：fixed-effect model

変数	係数推定値	標準誤差	t 値	P 値
Z1	-.66504738	.15299354	-4.347	.0000
Z2	.89045762	.11565789	7.699	.0000
X3X2D	.630694D-05	.419997D-05	1.502	.1357
X4X1D	-2.92031135	1.29813030	-2.250	.0262
X5X6D	-.66503685	.44829312	-1.483	.1404
G1	.12111657	.01006001	12.039	.0000
G2	.10358246	.01078122	9.608	.0000
G3	-.05987680	.01260848	-4.749	.0000
G4	-.11025275	.00987367	-11.166	.0000
G5	.07117672	.00812785	8.757	.0000
T1	.22752939	.05985995	3.801	.0002
T2	.25831774	.06119895	4.221	.0000
T3	.31046049	.06103847	5.086	.0000
T4	.29838618	.06586756	4.530	.0000
T5	.31321501	.07005921	4.471	.0000
T6	.32780779	.07352507	4.458	.0000
T7	.33905608	.07637411	4.439	.0000
T8	.33734735	.07724652	4.367	.0000
T9	.37659269	.08236872	4.572	.0000
T10	.37345782	.08647278	4.319	.0000
T11	.38779347	.08509554	4.557	.0000
T12	.40905322	.08666409	4.720	.0000
T13	.40488429	.08873259	4.563	.0000
T14	.41356088	.09217176	4.487	.0000
T15	.42566656	.09381450	4.537	.0000
T16	.42377080	.09315724	4.549	.0000
T17	.42725535	.09784087	4.367	.0000
T18	.46881005	.10172520	4.609	.0000
T19	.47114472	.10529808	4.474	.0000
T20	.47239091	.10873168	4.345	.0000
T21	.47710813	.10952756	4.356	.0000
T22	.49902763	.11395512	4.379	.0000
T23	.50872901	.11898614	4.276	.0000
T24	.52495580	.12467990	4.210	.0000
T25	.52359950	.12608306	4.153	.0001
T26	.51864750	.12708027	4.081	.0001
T27	.52549644	.12453463	4.220	.0000
T28	.54065843	.12793912	4.226	.0000
T29	.55907216	.12855994	4.349	.0000
T30	.62504628	.12990441	4.812	.0000
T31	.61625632	.13285110	4.639	.0000
T32	.56749040	.13516280	4.199	.0001
T33	.55182439	.12879062	4.285	.0000
T34	.53753137	.12706525	4.230	.0000

表 4-4 5 社の分析結果：fixed-effect model (7 説明変数；年ダミー除去)

変数	係数推定値	標準誤差	t 値	P 値
Z1	-.20550058	.06484754	-3.169	.0018
Z2	.87381468	.13853019	6.308	.0000
Z3D	-.00115470	.00050000	-2.309	.0222
X3X2D	.153121D-04	.321340D-05	4.765	.0000
X4X1D	-3.79430455	.63765820	-5.950	.0000
X5X6D	1.40616824	.17836736	7.884	.0000
INTR	-.12338636	.16254676	-.759	.4489
G1	.11660479	.01105334	10.549	.0000
G2	.10553809	.01180831	8.938	.0000
G3	-.07682563	.01486868	-5.167	.0000
G4	-.11959542	.01181749	-10.120	.0000
G5	.05854012	.00970828	6.030	.0000

定値は 0.4279094 と低くなっている。G1 は東京海上，G2 は損保ジャパン，G3 は三井住友，G4 は日本興亜，そして G5 はあいおい損保の動きを捉えるダミー変数（モデルでは μ_i と表示）である。また T1 から T34 は 1970 年から 2003 年までの年ごとの差を捉えるダミー変数（モデルでは δ_t と表示）である。

推定結果より，自動車保険収入が正味収入保険料に占める割合（Z1）は逆に収益性を下げる方向に作用することが分かる。各社の自動車保険市場のシェア（Z2）は，それが高ければ高いほど収益性に貢献している。平均賃金（X3X2D）はやや有意性が低いものの，高い給与水準の企業ほど収益性が高いことを示している。物件費を資産合計で割った資産コスト（X4X1D）は収益性に逆に作用し，代理店手数料を正味収入保険料で割ったコスト要因（X5X6D）が高くなれば収益性を下げることが明らかである。

ダミー変数の係数についてはすべてが高い有意性を示している。G1 から G5 までの係数推定値の正負と大きさから，東京海上の収益性の高さが分かる。続くのは損保ジャパンとあいおい損保であり，三井住友と日本興亜は推定値がマイナスで，収益性が低下していることを示している。34 年間の変化については，全説明変数を含まない推定であるため，参考資料として見ていただきたい。傾向としては，年が進むほど収益性が改善しているといえる。

表 4-4 は年ダミー変数を除き，代わりに全説明変数を使用した推定結果である。決定係数は 0.9168015 とやや低下し，系列相関を測った相関係数の推定値は 0.3745067 と低い。自動車保険単価（Z3D）は収益性に逆に作用し，一方代理店コストが収益性を上げる方向に作用している。また金利はマイナスに作用するものの，有意性は極めて低い。この推定結果は参考に留めるべきものと思われる。なお 5 社の収益性は表 4-3 の結果と整合性がある。

V. 全11社のパネルデータ分析

表5-1は11社374のデータの相関係数行列である。全体として相関が低下していることが分かる。

表5-2はダミー変数を含めない分析結果である。決定係数は0.5856107であり、人件費の係数が有意性を失っている。また自動車保険料割合の係数の有意性も低下してP値が0.2558（両側検定）となっている。

表5-3は企業ダミー変数を含むモデルで、定数項のみ、定数項と企業ダミー変数、定数項と7説明変数、およびすべての変数（定数項、7説明変数および企業ダミー）を含めたモデル間で、Likelihood Ratio TestとF Testを実施した結果をまとめたものである。まず定数項だけでは決定係数が事実上ゼロであったものが、企業ダミー変数を付加すれば0.6287562にまで上昇することが示されており、ダミー変数の説明力の高さが分かる。これに対して7説明変数の説明力は0.5856107であり、ダミー変数を下回っている。すべてを加えたモデルでは決定係数は0.8822419である。Likelihood Ratio Testの結果は、すべての組み合わせでP値がゼロに近く、またF Testでも同様の結果が得られている。

表5-4は11社の分析結果（fixed-effect model）を示している。なお年ダミー変数は条件数の高さから、モデルに含めることができなかった。系列相関の係数推定値は0.7709716と上昇している。推定結果より、自動車保険収入が正味収入保険料に占める割合（Z1）は前節とは逆に、収益性を

表5-1 11社の相関係数行列

	Z1	Z2	Z3D	X3X2D	X4X1D	X5X6D	INTR
Z1	1.00000	.01897	.72952	.81678	-.31384	.52622	-.73540
Z2	.01897	1.00000	.21624	.05969	-.03116	.04140	.00000
Z3D	.72952	.21624	1.00000	.79431	-.45122	.68282	-.82832
X3X2D	.81678	.05969	.79431	1.00000	-.53953	.52100	-.77852
X4X1D	-.31384	-.03116	-.45122	-.53953	1.00000	-.36328	.43612
X5X6D	.52622	.04140	.68282	.52100	-.36328	1.00000	-.62025
INTR	-.73540	.00000	-.82832	-.77852	.43612	-.62025	1.00000

表5-2 11社の分析結果（7説明変数；ダミー変数なし）

変数	係数推定値	標準誤差	t値	P値
Z1	.07903374	.06944345	1.138	.2558
Z2	.81353449	.06117293	13.299	.0000
Z3D	-.00109018	.00055425	-1.967	.0499
X3X2D	.102789D-05	.308617D-05	.333	.7393
X4X1D	-6.40241857	.78773507	-8.128	.0000
X5X6D	.89077009	.15194358	5.863	.0000
INTR	-.68059692	.25547746	-2.664	.0081
Constant	.18780627	.04977789	3.773	.0002

上げる方向に作用している。各社の自動車保険市場のシェア（Z2）は、それが高ければ高いほど収益性に貢献している。これは前節と同じ結果である。自動車保険単価は前節同様に収益性を下げる方向に働いている。平均賃金（X3X2D）は前節と異なり、高くなれば収益性を圧迫し、物件費を資産合計で割った資産コスト（X4X1D）もそれが高くなれば収益性を下げることが明らかである。

表 5-3 Fixed-effect model の検定結果

Test Statistics for the Classical Model			
Model	Log-Likelihood	Sum of Squares	R-squared
(1) Constant term only	320.43228	.3946531680D+01	.0000000
(2) Group effects only	505.72988	.1465125441D+01	.6287562
(3) X - variables only	485.16982	.1635400435D+01	.5856107
(4) X and group effects	720.44827	.4647359825D+00	.8822419

Hypothesis Tests							
	Likelihood Ratio Test			F Tests			
	Chi-squared	d.f.	Prob.	F	num.	denom.	Prob value
(2) vs (1)	370.595	10	.00000	61.479	10	363	.00000
(3) vs (1)	329.475	7	.00000	73.890	7	366	.00000
(4) vs (1)	800.032	17	.00000	156.891	17	356	.00000
(4) vs (2)	429.437	7	.00000	109.475	7	356	.00000
(4) vs (3)	470.557	10	.00000	89.676	10	356	.00000

表 5-4 11 社の分析結果：fixed-effect model

変数	係数推定値	標準誤差	t 値	P 値
Z1	.29693815	.04904228	6.055	.0000
Z2	1.43305186	.09615991	14.903	.0000
Z3D	-.00164888	.00038699	-4.261	.0000
X3X2D	-.446731D-05	.212417D-05	-2.103	.0362
X4X1D	-2.92409308	.54682156	-5.347	.0000
X5X6D	1.23777820	.11585142	10.684	.0000
INTR	-.80364562	.16577414	-4.848	.0000
G1	.10487936	.01057102	9.921	.0000
G2	.11982998	.01102757	10.866	.0000
G3	-.12588320	.01224828	-10.278	.0000
G4	-.14879604	.01087547	-13.682	.0000
G5	.07245200	.01048621	6.909	.0000
G6	.01095738	.01031358	1.062	.2888
G7	.02875630	.01110275	2.590	.0100
G8	.02807763	.01159942	2.421	.0160
G9	-.05345695	.01103726	-4.843	.0000
G10	-.03681482	.01137504	-3.236	.0013
G11	-.237031D-04	.199146D-04	-1.190	.2347

代理店手数料を正味収入保険料で割ったコスト要因（X5X6D）については、前節とは逆に、それが高くなれば収益性を上げることになっている。このことは生産要素としての代理店の重要性を示すものと考えられる。

企業ダミー変数の係数については、G6（日新火災）とG11（ニッセイ同和）以外はすべてが高い有意性を示している。G1からG11までの係数推定値の正負と大きさから、損保ジャパンの収益性の高さが分かる。続くのは東京海上とあいおい損保であり、日動火災、富士火災および日新火災もプラスの推定値である。一方、三井住友と日本興亜は推定値がマイナスであり、また共栄火災、朝日火災およびニッセイ同和もマイナス値を示している。

ま と め

平成16～17年度科学研究費補助金基盤研究「わが国損害保険企業の実証分析：自動車保険が経営に及ぼした影響の考察」の予備的分析として、自動車保険が損害保険企業の収益性に及ぼした影響が、パネルデータを使用した線形回帰モデルにより分析された。

損害保険企業の再編成は2000年代に入ってから加速し、損保ジャパン、三井住友海上、ニッセイ同和損保、あいおい損保および日本興亜損保などが誕生した。このため合併以前の独立した企業データを合算し、合併後の新企業が1970年から存在していたものと想定して分析が実施された。こうして分析対象企業は、東京海上、損保ジャパン、三井住友、日本興亜、あいおい損保、日新火災、日動火災、富士火災、共栄火災、朝日火災およびニッセイ同和の合計11社となった。

元受正味保険料に占める自動車保険の割合は2003年で任意保険が47.7%にも達し、自動車保険が損害保険企業の経営に与える影響の大きさは明白である。このため1970年から2003年まで、その年に活動していたすべての損害保険企業について、種目合計元受正味保険料、自動車元受正味保険料および自動車元受件数データの提供を受け、自動車保険料割合（自動車元受正味保険料÷種目合計元受正味保険料）、自動車保険料シェア（自動車元受正味保険料÷自動車元受正味保険料総合計）および自動車保険単価（自動車元受正味保険料÷自動車元受件数）が算定された。

収入に占める自動車保険の割合ではあいおい損保と富士火災が高い割合を維持している。割合が低いのは三井住友、日本興亜、朝日火災、共栄火災などである。東京海上もやや低いと言える。損害保険業界全体に対して、個々の企業の自動車保険料収入がどれだけのシェアを占めているかでは、2003年で高い方から東京海上、損保ジャパン、三井住友、あいおい損保、日本興亜、日動火災、富士火災、ニッセイ同和、日新火災、共栄火災、朝日火災の順となっている。東京海上が1位となり、三井住友も増加傾向にある。

推定は2社、5社、全11社の順に実施されたが、条件数から最も信頼性の高い11社分析結果が最終的に採用すべきものと思われる。パネルデータ・モデル分析で多用されるfixed-effect modelを採用したが、年ダミー変数は条件数の高さからモデルに含めることができなかった。

推定結果より、自動車保険収入が正味収入保険料に占める割合は収益性を上げる方向に作用していることが判明した。また各社の自動車保険市場のシェアは、それが高ければ高いほど収益性に貢献していることも明らかである。ただし自動車保険単価は収益性を下げる方向に働いている。人件費は高くなれば当然に収益性を圧迫し、物件費を資産合計で割った資産コスト（X4X1D）もそれが高くなれば収益性を下げることが明らかである。代理店手数料を正味収入保険料で割ったコスト要因は、それが高くなれば収益性を上げることになっている。このことは生産要素としての代理店の重要性を示すものと考えられた。

企業間の差については、損保ジャパンの収益性が高く、東京海上とあいおい損保が続き、日動火災、富士火災および日新火災も高い部類に入る。一方、三井住友と日本興亜は企業差では低い方に入り、また共栄火災、朝日火災およびニッセイ同和も同様の傾向を示している。

以上の予備分析を経て、平成 18 年 3 月に完了する科学研究費補助金基盤研究「わが国損害保険企業の実証分析：自動車保険が経営に及ぼした影響の考察」により、SUR モデルが構築されて各企業と各年について費用非効率率が計測され、オーダード・プロバビリティモデルにより、自動車保険が損害保険企業の経営に与えた影響が考察されることになる。

参 考 文 献

- 曾 耀鋒・野口治憲 [2004] 「わが国の保険産業組織の特徴」損害保険産業分析研究会報告。
松谷信司 [2004] 「損害保険価格の経済学的意味」損害保険産業分析研究会報告。
宮下 洋・米山高生 [2001] 「わが国保険産業の構造変化」『金融変革の実証分析』（郵政研究所研究叢書）
林 敏彦・松浦克己編著，第 6 章，pp. 177-218。
米山高生・宮下 洋 [1999] 「わが国生命保険の実証分析：1959 年—1997 年における構造変化と効率性・規模の経済の推移」平成 10 年度財団法人簡易保険文化財団助成研究報告書。
米山高生・宮下 洋 [2000] 「わが国損害保険産業組織のパネルデータによる計量分析—戦後保険システムの構造変化—」平成 10 年度—平成 11 年度科学研究費補助金（基盤研究（C）(2)）研究成果報告書。

Automobile Insurance and Japanese Non-life Insurance Companies

Hiroshi MIYASHITA

ABSTRACT

The impact of automobile insurance upon the performance of non-life insurance companies was evaluated using panel data. The data of eleven major companies were collected and fixed-effect models were constructed for the estimation. Large values of condition numbers indicated that the matrix of explanatory variables was badly conditioned, thus the scope of estimation was somewhat limited.

From the results of estimation, it is observed that the higher ratio of automobile insurance revenue to total insurance revenue contributes to the increase in profitability of companies. Each company's share of the automobile insurance market also contributes positively to its profitability. However, it is found that the price of insurance tends to lower profitability.