Title	リスク細分型保険は本当に望ましいか？
Author(s)	大倉, 真人
Citation	經營と經濟, 82(3), pp.79-94; 2002
Issue Date	2002-12
URL	http://hdl.handle.net/10069/4989
Right	

『経営と経済』第82巻第3号

リスク細分型保険は本当に望ましいか？*

大 倉 真 人

Abstract

Purpose of this paper is to investigate whether “risk sub-divided insurance” is really desirable or not. Compare to other insurance products, it submits lower insurance premium for low-risk individuals but higher insurance premium for high-risk individuals. Moreover, an adverse selection problem appears because the insurance companies cannot observe each risk type. But the other insurance which does not discriminate the insurance premium is not necessarily desirable because it appears cross subsidization from low-risk individuals to high-risk individuals.

This paper concludes that pooling insurance is tendency to socially desirable in the situation where difference between two risk types and/or the number of high risk individuals is low.

Keywords: Risk sub-divided insurance, Adverse selection, Cross subsidization

1. 逆選択と内部補助のトレードオフ関係

リスク細分型保険は、従来の保険以上に、個々の消費者のリスクの大きさを反映した保険料率－すなわち「保険的公平[1]」な保険料率－が提示されることを主たる特徴とする。そのためリスク細分型保険は、従来の保険に比して、

---

* 本稿は、平成12年度分の(財)生命保険文化研究所からの援助を受けている研究の一部である。同稿の作成にあたり、愛媛大学法文学部総合政策学科講師・曽我亘由氏から貴重な助言を得たことを記して謝意を表する。なお、ありうる誤謬は専ら筆者に帰されることは言うまでもない。

[1] 田村[1995,p.26]。また田村[1990,第13章]も参照のこと。

ローリスクタイプ消費者に対する保険料が安くなる反面、ハイリスクタイプ消費者に対する保険料は高くなる。従って、社会全体で見たときに、リスク細分型保険が本当に望ましいかどうかについては確定的ではない。

特に、リスクタイプに関する情報が非対称な保険市場を想定したとき、逆選択を起因とする厚生損失が生じる分離契約的なリスク細分型保険よりも、規制等によってリスク細分化を禁止することで逆選択の発生を抑止した一括契約的な保険の方が、社会的に見て望ましいかもしれない。換言すれば、もし情報偏在にかかる厚生損失が、一括契約提示時において生ずるローリスクタイプ消費者からハイリスクタイプ消費者への内部補助にかかる厚生損失を上回るのであれば、規制等によってリスク細分化を禁止することは、社会的に見て望ましい政策であると言える[2]。それゆえ上記推論から、以下のような仮説を設定することができる。

仮説：規制等によってリスク細分化を禁止することが、社会的に見て望ましくなる状況が存在する。

言い換えれば、この仮説はリスク細分化が必ずしも社会的に見て望ましいとは限らないことを示唆しており、ひいてはローリスクタイプ消費者が、「分離均衡」(separating equilibrium)の状態よりも「一括均衡」(pooling equilibrium)の状態を好む可能性のあることを意味しているものと解釈できる。そして本稿は、上に示した仮説の検証を主たる目的とするものである。具体的には、Rothschild-Stiglitz[1976](以下「RS」と略記する)モデルを基礎に以下の順序に従って議論を進める。まず2.では、①規制等によってリスク細分化が禁止されている競争的保険市場のケース、②リスク細分化が可能な競争的保険市場

[2] このことは、部分的にではあるが、Abraham[1985,p.408]においても主張されている。

のケース、という 2 つのケースにおける均衡を求める。次に 3.では、両ケースにおける均衡時の厚生水準の比較を行い、その結果をもとに上記仮説を検証する。なお 4.は結論部であり、得られた結論の要約および今後の課題について記述する。

2. 各ケースにおける均衡の導出

まず、ハイリスクタイプ消費者とローリスクタイプ消費者とがそれぞれ N_H 人および N_L 人存在する保険市場を想定しよう(ただし $N_H, N_L > 0$)。なお各リスクタイプ消費者の人数については、すべての消費者および保険会社において共有情報であると仮定する。また、各リスクタイプ消費者の事故発生確率をそれぞれ π_H および π_L と書く。ただし $0 < \pi_L < \pi_H < \frac{1}{2}$ とする[3]。このとき、リスクタイプ i の消費者が保険商品 $\delta_j \equiv \{P_j, S_j\}$ を購入したとすれば(ただし、$P_j \equiv$ タイプ j 用保険の保険料、$S_j \equiv$ タイプ j 用保険の保険金であり、$i = j$ または $i \neq j$ とする)、かれは以下のような状況に直面することとなる。

・ 事故時： $W - P_j - D + S_j$

・ 無事故時：$W - P_j$

なお W は初期富、D は損害額であり、全損のみが発生すると仮定する。また各消費者の効用関数はリスクタイプに関わらず同型であるとし、連続、単調増加かつ厳密に凹であるとする。このとき適当な計算を行うことによって、リスクタイプ i の消費者の「確実同値額」(certainty equivalent)は以下のよう

---

[3] $\pi_i \geq \frac{1}{2}$ のときには保険料が相当に高額となることから、あえて保険に加入してリスクを回避しようとするインセンティブを持たない(高尾[1991, p.21 脚注 16])。また、$\pi_i \geq \frac{1}{2}$ であるようなリスクは、付保不能であると考えるのが自然である。

に表すことができる[4]。

$$CE_i = W - P_j - \pi_i\left(D - S_j\right) - \frac{r}{2}\pi_i\left(1-\pi_i\right)\left(D - S_j\right)^2 \tag{1}$$

ただし CE_i は、リスクタイプ i の消費者が保険商品 δ_j を購入した際における確実同値額である。また r は絶対的危険回避度を示し、すべての消費者において同一かつ保有富の大きさに関わらず一定であるとする[5]。さらに各消費者は、(1)式に示した確実同値額を最大にすべく行動するものと仮定する。

次に、保険会社サイドについて見ていく。簡単化のため、競争的保険市場を想定する。ただし本稿では、「競争的保険市場」をテキスト等で見られる完全競争の構成条件のうち、情報の完全性が満たされていない保険市場と定義する[6]。このとき、各保険会社が危険中立者であると仮定すれば、各保険会社が提示する保険料および保険金の大きさ－すなわち保険価格としての保険料率－は、期待超過利潤がゼロの水準となる。それゆえ、リスクタイプごとに保険料率を設定した場合には、

$$E\left[\Pi_i\right] = N_i\left\{\pi_i\left(P_i - S_i\right) + \left(1-\pi_i\right)P_i\right\} = 0 \Rightarrow \pi_i = \frac{P_i}{S_i} \quad for \;\; i = H, L \tag{2}$$

となる。ただし、$E[\bullet]$ は期待値の演算子、Π_i はリスクタイプ i の消費者から得られる超過利潤額を示している。それに対して、リスクタイプとは無関係に一括的な保険料率を設定した場合には、

$$E\left[\Pi_A\right] = \left(N_H + N_L\right)\left\{\pi_A\left(P_A - S_A\right) + \left(1-\pi_A\right)P_A\right\} = 0 \Rightarrow \pi_A = \frac{P_A}{S_A} \tag{3}$$

となる。ただし π_A は保険市場全体の平均事故発生確率であり、

---

4 (1)式の導出過程については、稿末の Appendix を参照。

5 従って本稿では、各消費者の効用関数型を $u = e^{-rX}$ として分析を進めている。ただし X は保有富の大きさを示す。

6 高尾[1991,p.141 脚注 32]。なお完全競争の構成要件としては、1.財の同質性、2.多数の市場参加者、3.自身の決定が他の主体の決定に影響しない、4.情報は完全である、5.参入・退出は自由である、といったことがあげられる(西村[1990,p.207])。

$\pi_A = \dfrac{N_H \pi_H + N_L \pi_L}{N_H + N_L}$である。また$P_A$および$S_A$は、平均リスクタイプ用保険の保険料および保険金をそれぞれ示している[7]。

さらに以上の準備をもとに、①規制等によってリスク細分化が禁止されている競争的保険市場のケース、②リスク細分化が可能な競争的保険市場のケース、という 2 つのケースにおける均衡を導出しよう。ただし以下では、RS 同様にナッシュ均衡を均衡概念として用いる。

①規制等によってリスク細分化が禁止されている競争的保険市場のケース

このケースにおける均衡保険契約は、規制等の存在を所与とした場合において、ローリスクタイプ消費者の確実同値額を最大とする保険契約である。それゆえ、このケースにおける均衡状態を図示すれば、以下の(図 1)のようになる。ただし、U_iはリスクタイプiの消費者の無差別曲線、EH、EL、EA はハイリスクタイプ、ローリスクタイプ、平均リスクタイプの機会線をそれぞれ表している。また、図中における点 E は保険購入前の資産(初期富)を指している。さらに、C_i^{k*}はケース$k \in \{1,2\}$におけるリスクタイプiの消費者の均衡保険契約を示している(以下同様)。なお本ケースにおいては、両タイプ用保険契約が等しくなることから、簡単化のため、$C^{1*} \equiv C_H^{1*} = C_L^{1*}$と表記する。

[7] なお以下の分析は、競争的保険市場に関するものであるが、規制等によって保険料率が期待超過利潤ゼロの水準に強制されている場合についても適用できる。一例として、ノーロス・ノープロフィット原則によって保険料率が決定されている自動車損害賠償責任保険(自賠責)などがあげられる。

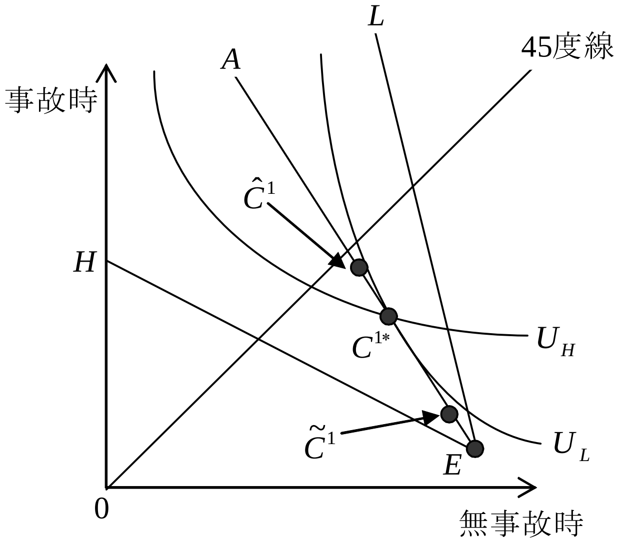

図 1：ケース①における均衡保険契約

なお、(図 1)に示した保険契約が均衡保険契約であることについては、以下のように証明できる。まず、均衡保険契約 C^{1*} よりも南東方向に位置する保険契約 $\tilde{C}^1$ へ乖離する可能性について考える。(図 1)より明らかなように、保険契約 $\tilde{C}^1$ は無差別曲線 U_L および U_H の下方に位置するため、両タイプ消費者ともこの保険契約 $\tilde{C}^1$ へ乖離することはない。ゆえに保険会社は、C^{1*} よりも南東方向に位置する保険契約を提示するインセンティブを持たない。次に、均衡保険契約 C^{1*} よりも北西方向に位置する保険契約 $\hat{C}^1$ について考察しよう。同保険契約は、U_L の下方、U_H の上方に位置しているため、もし保険会社が保険契約 $\hat{C}^1$ を提示すれば、ハイリスクタイプ消費者のみがこの新しく登場した保険契約 $\hat{C}^1$ へ乖離することとなる。そしてこのとき、このような保険契約を提示した保険会社は、ハイリスクタイプ消費者に対して、平均保険料率で保険契約を販売することになるため、負の期待利潤を被ることとなる。それゆえ、保険会社は C^{1*} よりも北西方向に位置する保険契約を提示するインセンティブを持たない。

そして(図 1)に示した均衡保険契約は、(3)式に示した保険料率制約の下でローリスクタイプ消費者の確実同値額を最大にするような保険契約として表現することができる。具体的に言えば、

$$CE_L = W - (\pi_A - \pi_L)S_A - \pi_L D - \frac{r}{2}\pi_L(1-\pi_L)(D-S_A)^2 \tag{4}$$

を最大にするような保険契約である。ゆえに極大化の 1 階条件を求めれば、

$$\frac{\partial CE_L}{\partial S_A} = -(\pi_A - \pi_L) + r\pi_L(1-\pi_L)(D-S_A^*) = 0 \tag{5}$$

となる。そして(5)式を S_A^* について解けば、

$$S_A^* = D - \frac{\pi_A - \pi_L}{r\pi_L(1-\pi_L)} \tag{6}$$

が得られる。なお、このとき $S_A^* < D$ であることから、このケースにおける均衡保険契約は一部保険である。

②リスク細分化が可能な競争的保険市場のケース

このケースにおける均衡保険契約は、各消費者が自発的に自身のリスクタイプと同一タイプの保険契約を購入するという条件を満たす範囲内において、各リスクタイプ消費者の確実同値額が最大となる保険契約として示すことができる[8]。ゆえに、ハイリスクタイプ消費者の均衡保険契約は、以下の制約条件付最大化問題の解として与えられる。

$$Max \quad CE_H = W - P_H - \pi_H(D-S_H) - \frac{r}{2}\pi_H(1-\pi_H)(D-S_H)^2 \tag{7}$$

---

[8] これに関しては、Rothschild-Stiglitz [1976, pp.644-645]を参照。ただしここで 1 つ注意すべき点がある。それはこのケースにおける均衡は必ずしも存在するとは限らないことである。ただし以下では、均衡が存在するための条件は満たされているものとして議論を進める。なお均衡の存在にかかる問題については、3.において触れる。

$$s.t.\quad W-P_L-\pi_L(D-S_L)-\frac{r}{2}\pi_L(1-\pi_L)(D-S_L)^2$$

$$\geq W-P_H-\pi_L(D-S_H)-\frac{r}{2}\pi_L(1-\pi_L)(D-S_H)^2 \tag{8}$$

それに対してローリスクタイプ消費者の均衡保険契約は、

$$Max\quad CE_L=W-P_L-\pi_L(D-S_L)-\frac{r}{2}\pi_L(1-\pi_L)(D-S_L)^2 \tag{9}$$

$$s.t.\quad W-P_H-\pi_H(D-S_H)-\frac{r}{2}\pi_H(1-\pi_H)(D-S_H)^2$$

$$\geq W-P_L-\pi_H(D-S_L)-\frac{r}{2}\pi_H(1-\pi_H)(D-S_L)^2 \tag{10}$$

の解として与えられる。

そして、各々の制約条件付最大化問題を解いていく訳だが、その前に各制約条件に関する検討を行っていこう。

まず(10)式についてだが、$P_H=\pi_H S_H$ および $P_L=\pi_L S_L$ を代入した後、適当に整理することで、以下のように書き換えることができる。

$$\frac{r}{2}\pi_H(1-\pi_H)(2D-S_H-S_L)(S_H-S_L)-(\pi_H-\pi_L)S_L\geq 0 \tag{11}$$

このとき(11)式は必ず有効である。なぜなら、もし(11)式が非有効だとすれば、ローリスクタイプ消費者に対する均衡保険契約は $S_L^*=D$ となるが、これを(11)式に代入すると、

$$-\frac{r}{2}\pi_H(1-\pi_H)(D-S_H)^2-(\pi_H-\pi_L)D<0 \tag{12}$$

となり矛盾が生じてしまう。また(11)式における左辺第 2 項が厳密に負となることから、左辺第 1 項は厳密に正でなければならない。そしてこのことから $S_H>S_L$ を導くことができる。

次に(8)式について見ていこう。これについても、$P_H=\pi_H S_H$ および

$P_L = \pi_L S_L$を代入した後、適当に整理することで、以下のように書き換えることができる。

$$-\frac{r}{2}\pi_L(1-\pi_L)(2D - S_H - S_L)(S_H - S_L) + (\pi_H - \pi_L)S_H \geq 0 \tag{13}$$

ただし上記(13)式は必ず非有効である。なぜなら(11)式と(13)式の左辺を加算すれば、

$$\frac{r}{2}\{\pi_H(1-\pi_H) - \pi_L(1-\pi_L)\}(2D - S_H - S_L)(S_H - S_L) + (\pi_H - \pi_L)(S_H - S_L) \tag{14}$$

となるが、先の議論より$S_H > S_L$であり、かつ$\pi_H(1-\pi_H) - \pi_L(1-\pi_L) > 0$であることから[9]、(14)式は必ず厳密に正となる。そして(11)式の左辺がゼロとなることを思い出せば、(13)式の左辺が厳密に正となることは明らかであり、これより(13)式が必ず非有効であることを確認することができる。そして(13)式が非有効であることから、ハイリスクタイプ消費者の均衡保険契約は、完全情報時におけるそれと同一になる。従って$S_H^* = D$が得られる。

それに対して、ローリスクタイプ消費者の均衡保険契約は、制約条件(11)式を等号式で成立させるようなS_Lとして表現することができる。ゆえにこれを求めるべく、$S_H^* = D$を(11)式に代入した後、適当に整理することで、

$$S_L^2 - 2\left\{D + \frac{\pi_H - \pi_L}{r\pi_H(1-\pi_H)}\right\}S_L + D^2 = 0 \tag{15}$$

を得る。そして(15)式をS_Lについて解くことで、

$$S_L = D + \frac{\pi_H - \pi_L}{r\pi_H(1-\pi_H)} \pm \sqrt{\left\{2D + \frac{\pi_H - \pi_L}{r\pi_H(1-\pi_H)}\right\}\left\{\frac{\pi_H - \pi_L}{r\pi_H(1-\pi_H)}\right\}} \tag{16}$$

が導かれる。さらに、超過保険が禁止されていることから$S_L^* \leq D$でなければならず、従って、

---

[9] このことは、$\pi_H(1-\pi_H) - \pi_L(1-\pi_L) = (\pi_H - \pi_L)(1 - \pi_H - \pi_L)$であり、かつ$\pi_H, \pi_L < \frac{1}{2}$であることから明白である。

$$S_L^* = D + \frac{\pi_H - \pi_L}{r\pi_H(1-\pi_H)} - \sqrt{\left\{2D + \frac{\pi_H - \pi_L}{r\pi_H(1-\pi_H)}\right\}\left\{\frac{\pi_H - \pi_L}{r\pi_H(1-\pi_H)}\right\}} \tag{17}$$

がローリスクタイプ消費者の均衡保険契約となる。なお $S_L^* < D$ であることから、ローリスクタイプ消費者の均衡保険契約は一部保険である[10]。そして以上の結果をもとに、このケースにおける均衡保険契約を図示すれば、以下の(図 2)のようになる。

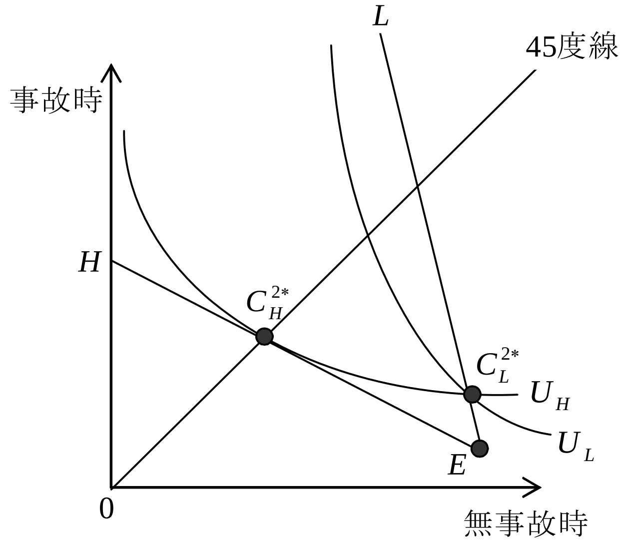

図 2：ケース②における均衡保険契約

3. 厚生水準の比較

本章では、両ケースにおける消費者の経済厚生の比較を行っていく。ただ

---

[10] ローリスクタイプ消費者の均衡保険契約が一部保険であることについては、

$$\frac{\pi_H - \pi_L}{r\pi_H(1-\pi_H)} < \sqrt{\left\{2D + \frac{\pi_H - \pi_L}{r\pi_H(1-\pi_H)}\right\}\left\{\frac{\pi_H - \pi_L}{r\pi_H(1-\pi_H)}\right\}}$$

より容易に確認できる。

し、すべての消費者が同型かつ単調増加の効用関数を持つと仮定したことから、各消費者の効用水準の比較は、確実同値額の比較に置き換えることができる。

まず、ハイリスクタイプ消費者についてだが、両ケースにおける経済厚生の大小関係は、一括契約時における相対的に割安な保険料によるメリットと分離契約時における全部保険が購入できることによるメリット（ケース①においては一部保険が購入されたことを思い出せ）との大小関係に対応している。そして、ハイリスクタイプ消費者の経済厚生の大小関係を調べるべく、両ケースにおける確実同値額の大小比較を行えば、以下のようになる。ただし CE_H^{1*} および CE_H^{2*} は、ケース①およびケース②の均衡時におけるハイリスクタイプ消費者の確実同値額を示している。

$$CE_H^{1*} - CE_H^{2*} = (\pi_H - \pi_A)\left(D - \frac{\pi_A - \pi_L}{r\pi_L(1-\pi_L)}\right) - \frac{1}{2r}\pi_H(1-\pi_H)\left(\frac{\pi_A - \pi_L}{\pi_L(1-\pi_L)}\right)^2 \quad (18)$$

このとき D または r がある程度大きいことを仮定すれば、上記(18)式の符号は正となる[11]。そしてこのことから、ハイリスクタイプ消費者の経済厚生の大小関係が、ケース①>ケース②となることを導くことができる。

次に、ローリスクタイプ消費者に関してだが、かれの経済厚生の大小関係は、一括契約に付随して生じる内部補助による厚生損失と分離契約時に発生する逆選択を起因とした厚生損失との大小関係に対応している。そしてケース①とケース②との大小関係を調べるべく、両ケースにおける確実同値額の

[11] この仮定が満たされないとき－すなわち D かつ r が非常に小さな値であるとき－、(18)式は負となる可能性がある。しかしながらこの仮定は、以下の２つの理由によって少なからず現実的であると考えられる。

1. D かつ r が非常に小さな値であることは、発生しうる損害額が小さくかつ消費者がさほど危険回避的でないことを表している。それゆえこのとき、消費者は保険加入に際して消極的あるいは保険加入の意思を持たないものと考えられる。

2. (6)式より明らかなように、D かつ r が非常に小さな値である場合、一括均衡契約 S_A^* の大きさもまた非常に小さなものとなる。そしてこのような保険金の水準が低い保険契約は、さほど現実的ではない。

大小比較を行えば、以下のようになる。ただし CE_L^{1*} および CE_L^{2*} は、ケース①およびケース②の均衡時におけるローリスクタイプ消費者の確実同値額を示している。

$$\Delta \equiv CE_L^{1*} - CE_L^{2*} = \frac{1}{2\pi_L r}(\Lambda + \Xi) \tag{19}$$

ただし

$$\Lambda \equiv \frac{N_H(\pi_H - \pi_L)\{N_H(\pi_H - \pi_L) - 2(N_H + N_L)(1-\pi_L)\pi_L rD\}}{(N_H + N_L)^2(1-\pi_L)}$$

$$\Xi \equiv \frac{(1-\pi_L)\pi_L^2\left\{\pi_H - \pi_L + r\sqrt{(\pi_H - \pi_L)(\pi_H - \pi_L + 2(1-\pi_H)\pi_H rD)}\right\}^2}{(1-\pi_H)^2\pi_H^2}$$

一見して明らかなように、(19)式は少なからず複雑な式である。それゆえ、(19)式をそのまま用いることで両ケースを比較することは非常に困難である。そこで以下においては、ローリスクタイプ消費者の確実同値額の大小関係を明確化すべく、1 つの数値例を用いていく[12]。

$$N_L = 100,\ \pi_L = 0.001,\ r = 1,\ D = 1000 \tag{20}$$

そして(20)式に示した各値を(19)式に代入することで、Δは、N_H および π_H の関数となる。その上で、X 軸に π_H、Y 軸に N_H、Z 軸に Δを配置した 3 次元グラフを描けば、(図 3)および(図 4)のようになる。ただし(図 4)は、(図 3)の小域的領域($\pi_H \in (0.001, 0.005]$ および $N_H \in (0, 30]$)を拡大したものである。

---

[12] ただし、誤解を避けるために述べておかなければならないことは、(20)式に示した数値例は、できる限り現実的な例を示すように作成されており、それゆえ保険市場において一般的に成立する原理を少なからず描写しているということである。

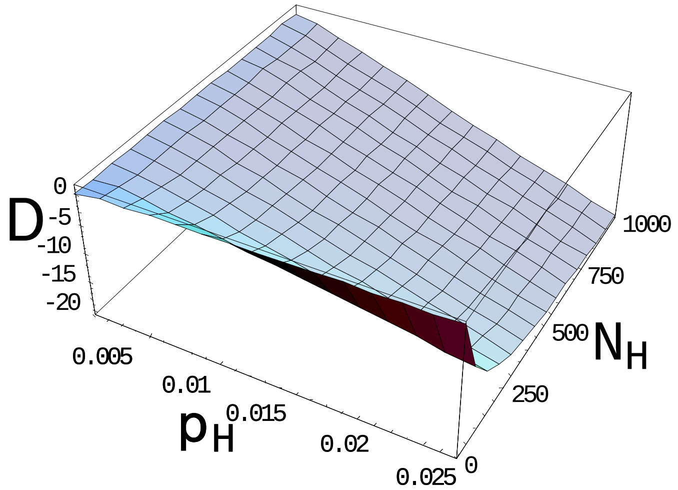

図 3： $\Delta = CE_L^{1*} - CE_L^{2*}$ (全体)

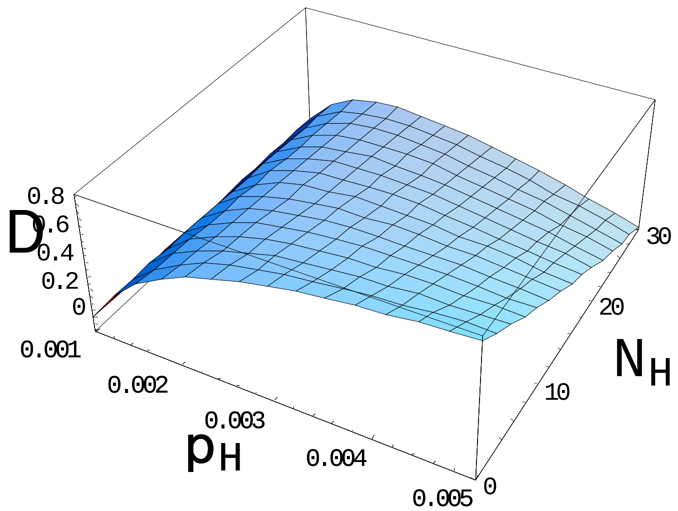

図 4： $\Delta = CE_L^{1*} - CE_L^{2*}$ (π_H または N_H が小さいとき)

上に示した両図より、π_H と π_L との差が小さいとき、または N_L に比して N_H が小さいときには $CE_L^{1*} > CE_L^{2*}$ となりやすく、さもなくば $CE_L^{1*} < CE_L^{2*}$ となる傾向が読みとれる。なお、π_H と π_L との差が小さいときまたは N_L に比して N_H が小さいときにおいて $CE_L^{1*} > CE_L^{2*}$ となりやすいのは、π_H または N_H が相対的に小さければ、一括契約時における内部補助の大きさもまた小さくなり、その

結果、一括契約によって生じる厚生損失が小さくなるためである[13]。以上のことから、ローリスクタイプ消費者の効用水準の大小関係は、π_H または N_H が相対的に小さいときにはケース①>ケース②であり、逆に π_H または N_H が相対的に大きいときにはケース①<ケース②となることが分かる。

さらに、上記分析結果から得られるインプリケーションを列記すれば、以下のとおりである。

(1) π_H または N_H が相対的に小さいときには、両リスクタイプ消費者ともケース①>ケース②となる。換言すれば、このときケース①はケース②に対してパレート優位である。それゆえ、両リスクタイプ消費者の事故発生確率の差が小さい場合またはハイリスクタイプ消費者の人数が十分に小さい場合においては、規制等によってリスク細分化を禁止することが、保険市場に参加しているすべての消費者の厚生を高めることとなる。それに対して、無規制時においては、Rothschild-Stiglitz[1976]が明らかにしたように、一括契約は永続的な均衡とはならないため(より正確に言えば永続的な均衡が存在しないため)[14]、上で示したようなパレート優位な保険契約が実現する保証はない。

なおこのような規制等の実例として、生命保険において、ある被保険者の死亡率が健康な被保険者の死亡率の 1.3 倍を超えないと評価されるとき、その被保険者は健康体と同一リスクを持つものとして取り扱われることなどがあげられる[15]。あるいは、遺伝子審査結果の利用が禁止されていることを所与とすれば(つまりリスクタイプに関して非対称情報であることを所与とすれば)、奇病・難病を持つ(あるいは将来それらが発生する可能性の高い)消費者のみを独立に取り扱う保険契約については認可せず、むしろ健常者との一

---

13 ただしこのとき、分離契約時における逆選択によって生じる厚生損失も同様に小さくなっている。従って正確に言えば、π_H または N_H が相対的に小さいときには、内部補助による厚生損失が、逆選択による厚生損失に比して小さくなり、その結果、$CE_L^{1*} > CE_L^{2*}$ が実現するのだと言える。

14 この点については、Rothschild-Stiglitz[1976,pp.634 以下]を参照。

15 この点に関連して、白水他[1992]も参照のこと。

括契約を強制した方が社会的に見て望ましいと予想することができる。

(2) π_H または N_H が相対的に大きな場合における保険契約は、一方において、ローリスクタイプ消費者にとって望ましい保険契約であるが、他方において、ハイリスクタイプ消費者にとっては、一括契約時に比して割高な(しかしながら保険公平的な)保険料の支払いを迫られることとなる。そのため、リスク細分化がパレートの意味において望ましいかどうかについては、確定的ではない。従ってこのときにおいて、リスク細分化が望ましいかどうかについては、当該保険商品に関する価値観(例えば公平性や平等性など)などに依存するものと考えられよう。

4. 本稿の要約と今後の課題

本稿では、「リスク細分型保険は社会的に見て本当に望ましいか？」という問題についての検討を行った。ローリスクタイプ消費者の視点から見たとき、一方において、分離契約を提示すれば、逆選択を起因とした厚生損失が生じる。他方において、一括契約の場合だと、ローリスクタイプ消費者からハイリスクタイプ消費者への内部補助に伴う厚生損失が発生する。本稿では、このような逆選択と内部補助とのトレードオフ関係から、「規制等によってリスク細分化を禁止することが、社会的に見て望ましくなる状況が存在する」という仮説を設定し、さらに RS をベースとしたモデルによって同仮説を検証した。

その結果、ハイリスクタイプ消費者とローリスクタイプ消費者との事故発生確率の差が小さいとき、あるいはハイリスクタイプ消費者の人数が相対的に少ないとき、規制等によってリスク細分化を禁止することが、パレートの意味において望ましいことを確認した。逆に、ハイリスクタイプ消費者とローリスクタイプ消費者との事故発生確率の差が大きなとき、あるいはハイリスクタイプ消費者の人数が相対的に多いとき、リスク細分化が望ましいかど

うかについては、パレートの意味において確定的でないことを明らかにした。

ただし、本稿における分析結果を用いる際に注意しなければならないことがある。それは、モラルハザードの存在についてである。ここで示したモデルは、専ら保険契約締結時における状況に限定した分析－いわゆる静学分析－である。特に一定の状況下においては、規制等によってリスク細分化を禁止した方が社会的に見て望ましいと主張したが、リスク細分化の禁止は、中期的・長期的に見たとき、(特に)ローリスクタイプ消費者の損害防止努力水準の低下などのマイナスを引き起こす可能性がある。

従って本稿議論は、リスク細分化を実施しないことが社会的に見て望ましくなる状況が存在するということを確認したに過ぎない。そのため、中期的・長期的視点から見てリスク細分化が望ましいかどうかについては、モラルハザードなどの影響を考慮した分析による判断が必要となる。そしてそのような分析を展開する際において、本稿で主張した結論は、少なからず意義を有するものと思われる。

Appendix

保険購入時における各消費者の確実同値額は、Pratt[1964]において示された方法を用いることで、以下の式のように近似できる。

$$CE_i = E\left[\tilde{P}\right] - \frac{rVar\left[\tilde{P}\right]}{2} \qquad \text{(A.1)}$$

ただし $E\left[\tilde{P}\right]$ および $\tilde{P}$ は、保険購入時における期待利得および(変動)利得をそれぞれ示している。また $Var[\bullet]$ は分散の演算子である。

その上で、(A.1)式にかかる計算を行っていこう。まず $E\left[\tilde{P}\right]$ についてだが、具体的に計算すれば、

$$E\left[\tilde{P}\right] = \pi_i\left(W - P_j - D + S_j\right) + \left(1 - \pi_i\right)\left(W - P_j\right) = W - P_j - \pi_i\left(D - S_j\right) \qquad \text{(A.2)}$$

となる。さらに $Var\left[\tilde{P}\right]$ について計算すれば、

$$Var\left[\hat{P}\right]=\pi_i\left\{\left(W-P_j-D+S_j\right)-E\left[\tilde{P}\right]\right\}^2+\left(1-\pi_i\right)\left\{\left(W-P_j\right)-E\left[\tilde{P}\right]\right\}^2$$
$$=\pi_i\left(1-\pi_i\right)\left(D-S_j\right)^2 \qquad \text{(A.3)}$$

となる。その上で、(A.2)式および(A.3)式を(A.1)式に代入することによって、

$$CE_i=W-P_j-\pi_i\left(D-S_j\right)-\frac{r}{2}\pi_i\left(1-\pi_i\right)\left(D-S_j\right)^2 \qquad (1)$$

が得られる。 □

引用文献一覧

Abraham, Kenneth S. [1985], “Efficiency and Fairness in Insurance Risk Classification,” *Virginia Law Review* **71**, 403-451.

西村和雄[1990]『ミクロ経済学』東洋経済新報社。

Pratt, John W. [1964], “Risk Aversion in the Small and in the Large,” *Econometrica* **32**, 122-136.

Rothschild, Michael and Joseph E. Stiglitz [1976], “Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information,” *Quarterly Journal of Economics* **90**, 629-649.

白水知仁・糸川英樹・塚越茂・大橋茂充・薩野久法・小林三世治[1992]「非喫煙者割引制度の導入について」『日本保険医学会誌』第 90 巻, 344-351。

高尾厚[1991]『保険構造論』千倉書房。

田村祐一郎[1990]『社会と保険－社会・文化比較の鏡としての保険－』千倉書房。

田村祐一郎[1995]「タバコと保険－生命保険と公平性の問題について－」『文研論集』第 113 号, 1-35。