大阪公立大学
Osaka Metropolitan University
学術情報リポジトリ

医療をめぐる公共政策

メタデータ	言語: jpn 出版者: 公開日: 2019-10-08 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 渡辺, 茂 メールアドレス: 所属:
URL	https://doi.org/10.24729/00016609

ISSN 0473—4661

大阪府立大学経済研究叢書　第56冊

医療をめぐる公共政策

渡　辺　　茂　著

大阪府立大学経済学部

大阪府立大学経済研究叢書　第56冊

医療をめぐる公共政策

渡辺　茂　著

大阪府立大学経済学部

はしがき

経済と医療にかかわる問題は，その内容において多岐にわたるものであるが，ここにおいて考察したものはそのごく一部にすぎない。本書では医療に関する公共政策のうち，特に保険政策を中心として考察したものであるが，そのいっそうの展開にはなお時日を要するであろう。前半においては，主として保険政策一般について若干の理論的考察を行った。後半においては，医療保険をめぐる諸問題について，ごく限られた範囲のものであるが，若干の考察をなした。

ところで，本書がともかくこのような形で著わしえたのは，ひとえに学窓以来今日にいたるまで常にあたたかいご指導をいただいている学部長・和田貞夫先生，佐藤浩一先生をはじめとして，恩師の先生方のご指導のおかげであり，ここに深く感謝を申上げる。森田　劭・宮本勝浩・山下和久・高木洋子・綿貫伸一郎の先生方から研究会その他をつうじて多くのご教示をいただき厚く御礼申上げる。名古屋大学の水野正一先生，奥野信宏先生には研究会に出席の機会を与えていただくと共に常にあたたかいご指導をいただき深く感謝を申上げる。

1981年12月

渡辺　　茂

目　次

はしがき …… i

第1部　保険政策についての理論的考察 …… 1

第1章　医療の経済学的分析の展開 …… 3

§1　序 …… 3

§2　外部性について …… 4
§3　投資的側面について …… 5
§4　不確実性について …… 5
§5　結　び …… 7

第2章　情報の不完全性と社会厚生 …… 10

§1　序 …… 10
§2　完全情報下の均衡 …… 10
§3　不完全情報下の均衡 …… 18
§4　不完全情報下の保険政策 …… 29
§5　結　び …… 42

第3章　市場保険・自己保険と自己防御 …… 43

§1　序 …… 43
§2　市場保険 …… 44
§3　自己保険と市場保険 …… 52
§4　自己防御と市場保険 …… 56
§5　事故率と保険給付 …… 62
§6　結　び …… 69

第4章　最適保険政策 …… 71

§1　序 …… 71
§2　最適保険料・給付率の決定 …… 72
§3　最適保険料・給付率の性質 …… 75
§4　最適保険料・給付率と期待所得・期待効用 …… 76

§ 5　最適保険料・給付率の政策的インプリケーション …… 83
§ 6　結　び …… 86

第2部　医療保険をめぐる諸問題 …… 89

第5章　医療保険と公費負担 …… 91

§ 1　序 …… 91
§ 2　制度の統合 …… 95
§ 3　制度の統合と公費負担 …… 100
§ 4　結　び …… 104
付論　日本の医療制度 …… 105

第6章　医療保険と公的扶助 …… 110

§ 1　序 …… 110
§ 2　消費者行動 …… 110
§ 3　生活保護に対する期待支出 …… 114
§ 4　被保護者の期待人数 …… 120
§ 5　結　び …… 124

第7章　医療保険と自己負担限度額 …… 127

§ 1　序 …… 127
§ 2　最適自己負担限度額 …… 127
§ 3　所与の自己負担限度額の下での最適自己防御支出 …… 133
§ 4　最適保険料・給付率・自己負担限度額 …… 136
§ 5　結　び …… 142

第１部　保険政策についての理論的考察

第1章 医療の経済学的分析の展開

§1 序

今日，医療サービスの需要は大きく，国民医療費総額及びその国民総生産に対する比はかなりの高水準にあることが知られている[1)]。これと共に，健康及び医療の問題へ経済学的視点から接近することが益々重要となってきたといえよう。

医療の経済分析の先駆的研究である Arrow〔1〕及び Klarman〔7〕の所論に基づいて，医療サービスの特に重要と思われる経済的諸特質を整理すると次のようになる[2)]。

(1) 外部性。伝染病の場合に，ある個人が医療サービスによって免疫性を獲得するならば，感染の連鎖が切れて外部性が生じることになる。

(2) 投資的側面をもっている。

(3) 需要の不確実性。通常の財・サービスに対する需要と同様に，事前に計画できる健康診断や予防免疫の措置を別とすれば，医療サービスは疾病または負傷が現実に発生したときに必需的に需要される。しかも，その疾病

---

1) 厚生省編〔13〕によると昭和53年度の国民医療費総額は100,042億円であり，その国民総生産に対する割合は，4.78%である。

2) その他の経済的特質としては，以下の諸点が挙げられる。

(ア) 不完全知識。医療サービスについての知識は高度であるので，需要者は医療サービスについての完全な知識をもっていない。

(イ) 参入障壁。医療サービスを供給するためには免許が必要とされる。供給者に免許や認可を与えるという制度は，医療サービスに限らず理髪サービス・葬儀サービス等にもみられるが，参入障壁という観点から医師免許は代表的である。

(ウ) 医療教育と共に結合生産される。教育病院においては，医療サービスは医学教育と共に，ときには医学研究と共に生産される場合が多い。

の発生には不確実性がともない，通常の財のように需要を事前に計画することはできない。

§2　外部性について

上述の（1）で示された外部性に着目した分析として，Culyer〔2〕を挙げうる。それは外部性の立場から，医療サービスを原則として無料で現物給付している NHS (National Health Service) 制度[3] について論じ，さらにその経済的説明を試みたものである。しかもそこでは，伝染病に関連した外部性のみならず富者の慈善的動機に関連した外部性も併せ考慮されており，上述の（2）の考え方がいっそう展開されたといえる。富者の慈善的動機に関連した外部性を扱った他の試みとしては，Hochman & Rodgers〔5〕等がある。そこでは，所得水準それ自体が慈善の対象とされているが，Culyer の分析においては，慈善の対象が医療サービスのみに限定されている。この限定について，Lees〔8〕は，「医療サービスの外部性は食事・衣服あるいは住居のそれと同程度である。」と考えている。疾病に対する考え方次第によって，医療サービスの外部性は大きくも小さくもなるであろう。しかし，不十分な食事・衣服あるいは住居と違って医療サービスが不足すれば生命が直接に脅かされることになる，したがって，医療サービスを特に慈善の対象としてその外部性を考察した Culyer〔2〕の分析は，医療問題への興味深い接近の一つといえよう。しかし，次の点は，Culyer〔2〕の若干の問題点として指摘できよう。すなわち，健康診断や予防免疫の措置等の健康時に受ける医療サービスを別とすれば，医療サービスは需要の価格弾力性がきわめて低い必需的なサービスであり，他の財と代替的な形で同じように効用関数にいれることは困難である。さらに，医療サービスの需要は不確実であり医療サービス価格・所得水準が与えられていても，

3）イギリス国民の健康増進と疾病の予防と診断及び治療を保障するために1946年法制化され，1948年7月5日に実施に移された。詳しくは，Culyer〔3〕を参照。

それに対応した需要水準を事前に計画することも困難である。

§3 投資的側面について

他方，上述（2）の医療サービスの経済的特質すなわち投資的側面に着目した Grossman〔4〕等の分析においては，消費者が最終財として需要するのは医療サービスそのものではなく，それを用いて家計によって生産される健康であるとされている。すなわち，医療サービスの需要量ではなく健康な時間に効用が依存するようなモデルが分析されている。この Grossman〔4〕においては，自らの健康状態は与えられたものとするのではなく自己管理すべきものとされている。この健康管理は，専門医による健康診断・予防免疫接種措置・生活指導等を病気で倒れる前に受けることによってなされる。すなわち，この分析においては，健康は人的資本の一つであるという立場から，医療サービスは人的資本を増加させるための投入と考えられている。この健康時に受ける医療サービスについては，通常の財・サービスと同様にその需要量を事前に計画できることになる。この人的資本の立場からの接近については別の機会に検討を試みるとして，ここではこれ以上の考察をしないでおく。

§4 不確実性について

ところで，病気（あるいは事故）の発生は不確実であり，その生じる確率は人々によって異なるのであろう。この不確実性という上述（3）の経済的特質に着目した接近においては，一般に保険の問題がその考察の対象とされている。保険者が被保険者を事故率の違いによって区別することができず，すべての被保険者に一律の保険料を課しその保険料のもとで被保険者によって需要量が決められる場合に，不完全情報下での競争解よりも保険需要量を強制的に一定量と定める保険政策が，パレート基準で望ましい結果をもたらす可能性があ

ることを，Johnson〔6〕は示した[4]。この Johnson〔6〕の分析においては，病気(あるいは事故)の生じる確率は，外生的に所与であり，被保険者の行動によって影響されないと仮定されている。しかし，実際には保険の導入あるいは普及によって，人々の予防的行動（したがって事故率）が全く影響を受けないとは言えないであろう。[5]

Shavell〔10〕は事故が生じる確率を減少させるための支出，すなわち自己防御，Self-Protection，への支出についての情報が不正確な場合における最適保険政策について分析している。[6]

以上は，主として保険政策一般についての理論的分析である。ところで，現在のわが国における深刻な医療問題の一つとして，医療保険国庫負担の額がきわめて大きいことが挙げられるであろう。[7] このような状況の背景にある事情は藤田教授〔11〕によって分析されている。すなわち，わが国の医療保険は制度間の財政力格差が大きいため，給付および拠出面における極端な制度間のアンバランスを避けようとすれば，弱体な制度を財政的に自立させることは不可能に近い。この問題に対処するには，制度の統合以外に，二つの基本的方法がある。一つは国庫負担の傾斜的配分による調整であり，いま一つは制度間財政調整である。そのうち，前者の方法が採用されてきたので，医療保険国庫負担の額がきわめて大きくなったとされる。さらに，医療保険に対する国庫負担以

4）この Johnson〔6〕等については，第2章で検討を試みる。

5）酒井教授〔15〕によると，「例えば，高額の火災保険の加入後，火の用心の頻度を減らし予防設備の設置を怠ったりする人が出たり，もっと極端な場合には，火災の発生をむしろ待ち望む人が出るかもしれない。また医療保険の普及が人々の病院通いの回数を増加させ，医者の投薬量を増加させる傾向があることは周知の事実である。」と説明されている。同様の指摘は Arrow［1］を参照。

6）この Shavell〔10〕等については，第3章で検討を試みる。さらに，第4章では，事故が生じたときに，保険給付とは別に，一定額の現金給付（例えば，傷病手当金あるいは見舞金）もなされるとした場合の最適保険政策について考察する。

7）この問題については，第5章で検討を試みる。

外の種々の医療費公費負担についても藤田教授〔11〕によって分析されている。すなわち，生活保護法による医療扶助費[8]と老人福祉費中の老人医療費の全額を合わせて，約8,000億円に達すること等が示されている。また，健康保険組合連合会編〔12〕によると，例えば国民健康保険においては，1月当たりの自己負担金のうち3万9千円を越える額は高額療養費として支給されている。その高額療養費支給制度[9]などの影響による保険料負担の増大を緩和するための特別の財政措置としての臨時財政調整交付金が国庫負担として支給されている。1974年度新規予算で350億円が計上されて以来，年々増額され1979年度当初予算では1312億円となっている。この高額療養費支給制度等における自己負担限度額一般についての分析は Mossin〔9〕によってなされている。すなわち，保険料を支払えばその保険料に対応した自己負担限度額が定められ，損害がその自己負担限度額以上の場合には，その差額（損害額一自己負担限度額）の全額が保険でカバーされるが，そうでない場合には全額自己負担するといった保険形態を想定することによって，最適自己負担限度額が初期所得とどのような関係にあるのかについて分析されている。

§5　結　　び

医療サービスには市場機構になじまないいくつかの経済的特質をもっているので，各国において医療をめぐる公共政策が実施されている。そして，その政策にともなう主として財政面での問題は，わが国における深刻な諸問題の一つとなっている。公共政策とりわけ保険政策についての一層の理論的展開及び財政面での問題に対処するための方策についての研究はまだ今後に残されたところが多いと思われる。[10]

近年，経済成長率の低下とともに巨額の財政赤字が生じている。そこで，財

8）これについては，第6章で検討を試みる。
9）これについては，第7章で検討を試みる。
10）数量的あるいは経験的研究の立場からの医療問題への接近については西村助教授〔14〕・第Ⅷ章に展望がなされている。

政を安定させるとともに福祉社会を実現することが重要な関心となる。ところで，公債依存度の高い一般会計に占める医療保険国庫負担の割合は高い水準に達している。このような情勢の下で，今後の我が国にふさわしい保険のあり方・改善への手掛りを得るために，医療サービスのもつ経済的諸特質のうち，この観点から最も重要であると思われる不確実性を中心として研究をすすめた。

参考文献

〔1〕 K.J. Arrow, "Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care," *American Economic Review*, Dec., 1963.

〔2〕 A.J. Culyer, "Medical Care and the Economics of Giving," *Economica*, Aug., 1971.

〔3〕 ———, *Need and the National Health Service*, London, Martin Robertson, 1976.

〔4〕 M. Grossman, "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy*, March/April, 1972.

〔5〕 H. Hochman & J. Rodgers, "Pareto Optimal Redistribution," *American Economic Review*, Sept., 1969.

〔6〕 W.R. Johnson, "Choice of Compulsory Insurance Schemes under Adverse Selection," *Public Choice*, Fall, 1977.

〔7〕 H.E. Klarman, *The Economics of Health*, New York, Columbia U.P., 1965 (邦訳大村潤四郎・江間時彦訳『保健と医療の経済学』至誠堂，1966年).

〔8〕 D.S. Lees, "Efficiency in Government Spending—Social Service: Health," *Public Finance*, Sept., 1967.

〔9〕 J. Mossin, "Aspects of Rational Insurance Purchasing," *Journal of Political Economy*, July/Aug. 1968.

〔10〕 S. Shavell, "On Moral Hazard and Insurance," *Quarterly Journal of Economics*, Nov., 1979.

〔11〕 藤田　晴「医療保険の制度間格差と財政調整」『季刊現代経済』，日本経済新聞社，昭和54年6月。

〔12〕 健康保険組合連合会編『社会保障年鑑』東洋経済新報社，昭和55年。

〔13〕 厚生省編『厚生白書』大蔵省印刷局，昭和55年。
〔14〕 西村周三『現代医療の経済学的分析』メヂカルフレンド社，昭和52年。
〔15〕 酒井泰弘「不完全情報，逆選抜および道徳的危険」『筑波大学経済学論集』，昭和55年8月。

第2章　情報の不完全性と社会厚生

§1　序

市場における取引主体の特徴（例えば，被保険者の事故率）に関する情報が不完全なときの，競争均衡についての考察が，Rothschild and Stiglitz〔5〕，Wilson〔6〕．Riley〔4〕等においてなされてきた。

以下の第2節では，不完全情報のもとでの均衡を考察するための準備として，まず完全情報下の均衡について考察する。第3節においては，このような不完全情報のもとでは，一般に均衡が存在しないことが示される。そして，そこでは保険料と保険給付額がともに保険者によって決められるような場合が想定されている。第4節においては，事故率の異なる被保険者のすべてに（ただし，情報の不完全性のために保険者は，事故率の違いによって被保険者を区別することができない）一律の保険料が課され，その保険料のもとで，被保険者が保険給付額（保険金）に対する需要量を決めると想定されている。このような想定のもとで，Johnson〔1〕，〔2〕においては保険需要量を強制的に一定量と定める保険政策が，不完全情報下での競争解よりもパレート基準で望ましい結果をもたらす可能性があることが示されている。第4節では，まずこの Johnson の所論を検討し，その後，若干の展開を試みる。

§2　完全情報下の均衡

以下では，不完全情報下の均衡を考察する前に，まず三つの代替的モデルを用いて，完全情報下の均衡について考察する。

2—1　Rothschild and Stiglitz モデル[1)]

1）Rothschild and Stiglitz〔5〕を参照。

被保険者は事故率をのぞいて，すべて同じ特性をもつと仮定する。すなわち事故率が π_H の個人と π_L の個人が存在し，初期所得 A，損害額 L，効用関数 $U(W)$ はすべての個人について等しいとする。ここで，$\pi_H > \pi_L$ である。

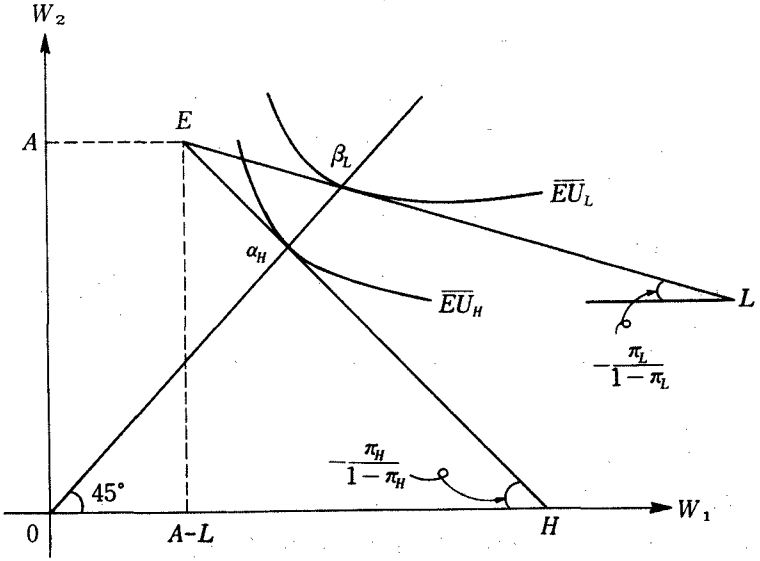
保険者が危険中立的であるとし，競争的保険市場における長期均衡を考えると，事故率が π_H の個人 I_H にとっての機会直線 EH の傾きは，

$$-\frac{\pi_H}{1-\pi_H}$$

となる。他方，事故率が π_L の個人 I_L にとっての機会直線 EL の傾きは，

$$-\frac{\pi_L}{1-\pi_L}$$

となる[2]（第1図参照）。



第1図

2）直線EHの下方（上方）の点が供給され，それが I_H によって需要されると，期待利潤は正（負）となる。他方，直線ELの下方（上方）の点が供給され，それが I_L によって需要されると，期待利潤は正（負）となる。

ただし，W_1 は事故が生じたときの所得，W_2 は生じなかったときの所得を示す。点 E は保険がなかった場合の二つの状態（事故が生じた状態とそうでない状態）における所得，$(A,\ A\text{-}L)$ を示す。また，$\overline{EU}_L$ は事故率が π_L の個人の等期待効用線を示し，$\overline{EU}_H$ は事故率が π_H の個人の等期待効用線を示す。

したがって，I_H の均衡点は α_H，I_L のそれは β_L となる。このように，I_H と I_L とで均衡点が異なる場合，その均衡は分離均衡（separating equilibrium）とよばれる。[3)]

2—2　Wilson モデル[4)]

初期所得を A，損害額を L，保険料を P，保険給付を Z，効用関数を U とすると，事故率 $\pi_i(i=H,\ L)$ をもつ個人の期待効用 EU_i は次のように示される。

$$EU_i=\pi_i U(A-L-P+Z)+(1-\pi_i)U(A-P),\ i=\mathrm{H},\ L. \tag{1}$$

EU_i が一定のもとで，（1）式を全微分することによって，

$$\left.\frac{dP}{dZ}\right|_{EU_i=\mathrm{const.}}=\frac{\pi U_1'}{\pi U_1'+(1-\pi)U_2'}, \tag{2}$$

がえられる。ここに，$U_1'\equiv\dfrac{dU(A-L-P+Z)}{d(A-L-P+Z)}>0$，　$U_2'\equiv\dfrac{dU(A-P)}{d(A-P)}>0$，

である。したがって，$0<\pi_i<1$ とすると，（2）式より，

$$\left.\frac{dP}{dZ}\right|_{EU_i=\mathrm{const.}}>0\quad, \tag{3}$$

がえられる。（2）式をさらに微分することによって次式が成立する。

$$\frac{d^2P}{dZ^2}=\frac{\pi_i(1-\pi_i)\{(1-\pi_i)U_1''(U_2')^2+\pi_i(U_1')^2U_2''\}}{\{\pi_iU_1'+(1-\pi_i)U_2'\}^3}.$$

3）これに対し異ならない場合，その均衡は共同均衡（pooling equilibrium）とよばれる。Rothschild and Stiglitz〔5〕を参照。

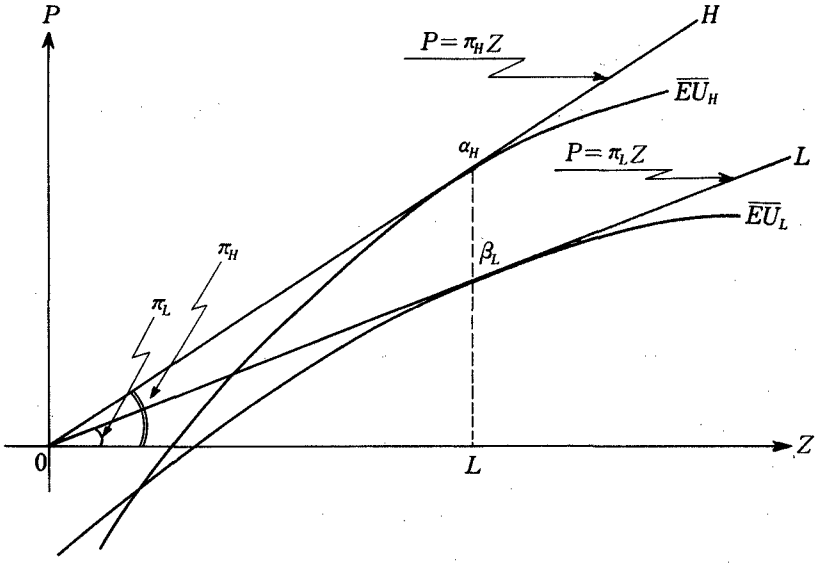
4）Wilson〔6〕を参照。

ここに，$U_1'' \equiv \dfrac{d^2U(A-L-P+Z)}{d(A-L-P+Z)^2} < 0$，$U_2'' \equiv \dfrac{d^2U(A-P)}{d(A-P)^2} < 0$，を仮定すると，$\dfrac{d^2P}{dZ^2} < 0$，

となる。したがって，横軸を Z，縦軸を P とすると，等期待効用線は上方に向って凸となる。

他方，事故率 π_H をもつ個人 (I_H) にとっての機会直線 OH の傾きは π_H，事故率が π_L の個人 (I_L) にとってのそれは π_L である[5]（第2図参照）。したがって，I_H にとっての均衡点は α_H，I_L にとっての均衡点は β_L で示される。

（2）式を変形すると，次式がえられる。



第2図

5）機会直線OHより上方（下方）の点は保険者に正（負）の利潤をもたらす。機会直線OLについても同様である。

$$\left.\frac{dP}{dZ}\right|_{EU_i=\text{const.}}=\frac{1}{1+\dfrac{(1-\pi)U_2'(A-P)}{\pi_i U_1'(A-L-P+Z)}}.$$

したがって，$Z=L$ のとき，そして，そのときのみ

$$\left.\frac{dP}{dZ}\right|_{EU_i=\text{cost.}}=\pi_i\ , \tag{4}$$

となる。

他方，$Z>L$ のとき，そしてそのときにのみ，

$$\frac{U_2'(A-P)}{U_1'(A-L-P+Z)}>1\ ,$$

となる。この不等式の両辺に$\dfrac{1-\pi_i}{\pi_i}(>0)$を乗じて，

$$\frac{1-\pi_i}{\pi_i}\ \frac{U_2'(A-P)}{U_1'(A-L-P+Z)}>\frac{1-\pi_i}{\pi_i},$$

をうる。さらに，この不等式の両辺に1を加えると次の関係がえられる。

$$1+\frac{1-\pi_i}{\pi_i}\ \frac{U_2'}{U_1'}>\frac{1}{\pi_i}.$$

したがって，$Z>L$ のとき，そしてそのときにのみ

$$\left.\frac{dP}{dZ}\right|_{EU_i=\text{const.}}<\pi_i\ , \tag{5}$$

となる。同様にして，$Z<L$ のとき，そしてそのときにのみ，

$$\left.\frac{dP}{dZ}\right|_{EU_i=\text{const.}}>\pi_i\ , \tag{6}$$

となる。

すなわち，(4)，(5)，(6)より，$Z\gtreqless L$ は

$$\left.\frac{dP}{dZ}\right|_{EU_i=\text{const.}}\gtreqless\pi_i\ ,$$

であるための必要十分条件である。

次に，(2)式を π_i について偏微分すると，

$$\frac{\partial}{\partial \pi_i}\left(\frac{dP}{dZ}\right)\Bigg|_{EU_i=\text{const.}}=\frac{U_1'U_2'}{\{\pi_i U_1'+(1-\pi_i)U_2'^2\}}>0\,,$$

が成立する。

したがって，$\pi_H>\pi_L$ であるから，

$$\frac{dP}{dZ}\Bigg|_{EU_H=\text{const.}}>\frac{dP}{dZ}\Bigg|_{EU_L=\text{const.}}\,,$$

が成立する。したがって，π_H をもつ個人の無差別曲線の傾きは，π_L をもつ個人のそれよりもそれぞれの無差別曲線の交点で大きくなる。

2—3　Riley モデル[6)]

保険給付額を Z，損害額を L，x を損害1単位当りの保険給付とすると，

$$Z=xL, \tag{7}$$

となる。ここに，$x=1$ のとき全額給付となる。保険料を P，保険給付額1単位当りの保険料を ρ とすると，

$$\rho=P/Z, \tag{8}$$

となる。

したがって，(7)，(8) 式から次式がえられる。

$$P=\rho xL. \tag{9}$$

他方，事故が生じたときの所得 W_1，生じなかったときの所得 W_2 は次のように示される。

$$W_1=A-L-P+Z, \tag{10}$$

$$W_2=A-P. \tag{11}$$

ただし，A は初期所得を示す。

(10)，(11) 式のそれぞれに，(7)，(9) 式を代入すると次式が成立する。

$$W_1=A-(1-x)L-\rho xL, \tag{12}$$

6) Riley〔4〕を参照。

$$W_2 = A - \rho x L. \tag{13}$$

したがって，事故率が π_i の個人の期効待用 EU_i は，(12)，(13) 式から次のように示される。

$$EU_i = \pi_i U(A-(1-x)L-\rho x L) + (1-\pi_i)U(A-\rho x L). \tag{14}$$

被保険者は，(14) 式で示される期待効用を x に関して最大化する。その条件は次のように示される。

$$\frac{\pi_i U_1'}{(1-\pi_i)U_2'} = \frac{\rho}{1-\rho}. \tag{15}$$

ただし，$U_1' \equiv \dfrac{dU(A-(1-x)L-\rho x L)}{d(A-(1-x)L-\rho x L)}$，$U_2' \equiv \dfrac{dU(A-\rho x L)}{d(A-\rho x L)}$，である。

EU_i が一定のもとで，(14) 式を全微分すると次式がえられる。

$$\left.\frac{d\rho}{dx}\right|_{EU_i=\text{const.}} = \frac{(1-\rho)\pi_i U_1' - \rho(1-\pi_i)U_2'}{x\ \{\pi_i U_1' + (1-\pi_i)U_2'\}}. \tag{16}$$

x が1のときには，$U_1' = U_2'$，

となる。したがって，x が1となるときには，(16) 式から，

$$\left.\frac{d\rho}{dx}\right|_{EU_i=\text{const.}} = \pi_i - \rho, \tag{17}$$

となる。したがって，

$$x = 1$$

のとき，

$$\rho \gtreqless \pi_i$$

は，

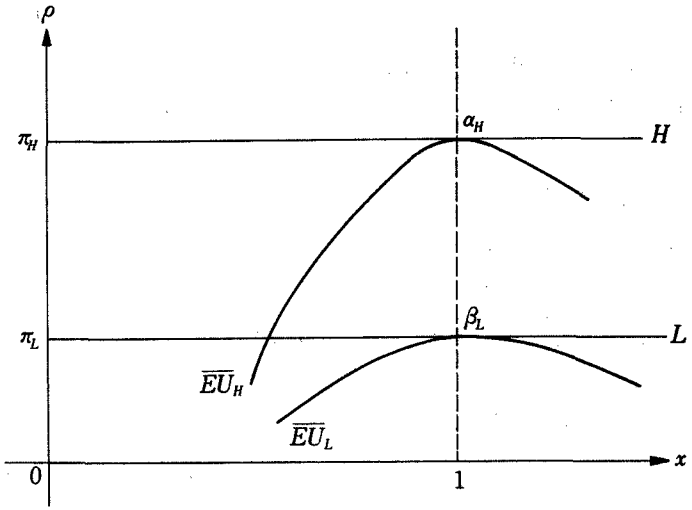
$$\left.\frac{d\rho}{dx}\right|_{EU_i=\text{const.}} \gtreqless 0,$$

であるための必要十分条件となる。

他方，長期均衡点では

$$\rho=\pi_i \quad ,$$

となる。[7]



第3図

したがって，事故率 π_H をもつ個人の均衡点は，α_H となり，事故率 π_L をもつ個人のそれは β_L となる。

さらに，(16) から次式が成り立つ。

$$\frac{\partial}{\partial \pi_i}\left(\frac{d\rho}{dx}\bigg|_{EU_i=\text{const.}}\right)=\frac{U_1'U_2'}{x\{\pi_i U'_i+(1-\pi_i)U_2'\}^2}>0\,.$$

したがって，$\pi_H>\pi_L$ であるから，

$$\frac{d\rho}{dx}\bigg|_{EU_H=\text{const.}} > \frac{d\rho}{dx}\bigg|_{EU_L=\text{const.}} \quad ,$$

7)　$\rho>\pi_i$ のときには，$P-\pi_i Z>0$ となり，$\rho<\pi_i$ のときには，$P-\pi_i Z<0$ となる。

がえられる。したがって，π_H をもつ個人の無差別曲線の傾きは，π_L をもつ個人のそれよりもそれぞれの無差別曲線の交点で大きくなる。

§3 不完全情報下の均衡

第2節におけると同様に，被保険者は事故率をのぞいて，すべて同じ特性をもつと仮定する。π_H の事故率をもつ個人と π_L の事故率をもつ個人が存在し，全被保険者にしめる事故率 π_H をもつ個人の割合を λ とする。

保険者は危険中立的であり，$U(W)$ および，λ を知っているが，個々の被保険者の事故率に関する情報はもっていないと想定する。

3—1 共同均衡（pooling equilibrium）の存在について

不完全情報においては，共同均衡が存在しないことが，Rotschild and Stiglitz〔5〕にしたがって，次のように示すことができる。

上述のように，保険者が事故率 π_H をもつ個人（I_H）と，事故率 π_L をもつ個人（I_L）とを区別できないとする。保険者は，I_H と I_L とに同じ保険を供給する場合を想定する。その場合の期特利潤は，

$$\lambda\{\pi_H(P-Z)+(1-\pi_H)P\}+(1-\lambda)\{\pi_L(P-Z)+(1-\pi_L)P\}, \quad (18)$$

と示される。(18) 式を変形すると，

$$\{\lambda\pi_H+(1-\lambda)\pi_L\}(P-Z)+[1-\{\lambda\pi_H+(1-\lambda)\pi_L\}]P, \quad (19)$$

となる。ここで，

$$\pi_H+(1-\lambda)\pi_L\equiv\bar{\pi}, \quad (20)$$

とおくと，(19) 式は，

$$P-\bar{\pi}Z,$$

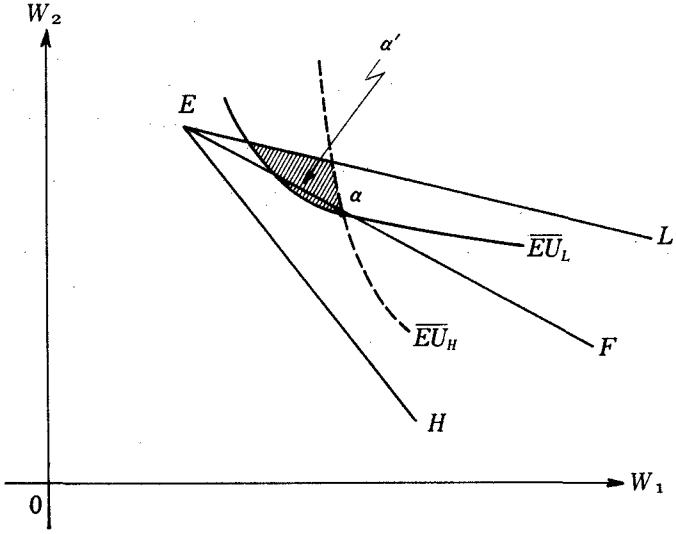
と変形される。長期均衡点では，期待利潤が零となり，

$$\rho=\bar{\pi},$$

が成立する。したがって，傾き $\frac{-\bar{\pi}}{1-\bar{\pi}}$ をもつ直線 EF 上の点では，保険者の期

待利潤は零となる（第4—a図参照）。

保険者が EF 上の点 α を供給するとき，期待利潤は零となる。斜線内の点が新規参入者によって供給されるとしよう。その斜線内の任意の内点を α' とすれば，I_H にとっては α のほうが α' よりもより選好されることになる。他方，I_L にとっては，α' のほうが α よりも選好されることになる。



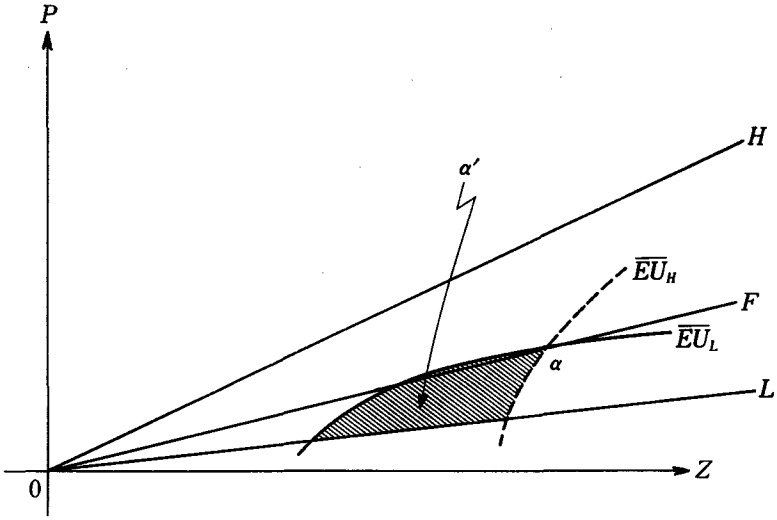
第4—a図

したがって，α' が I_L によって需要され，α' を供給する保険者は正の利潤をえることになる。このように EF 上の点が供給されているときには参入が生じ，EF 上の点は均衡点ではないことが示される。

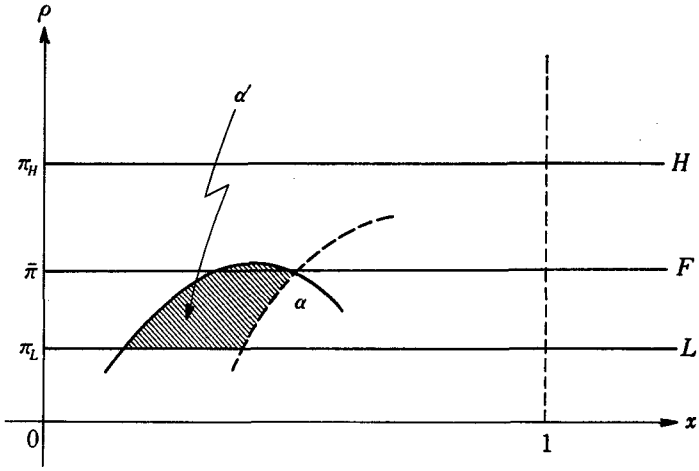
前述の Wilson モデル・Riley モデルを用いても，同様のことが示される（第4—b図，第4—c図を参照）。

3—2　分離均衡（Separating equilibrium）の存在について

完全情報下の分離均衡（α_H，β_L）が，不完全情報下では不均衡であること


P
H
α′
$\overline{EU}_H$
F
$\overline{EU}_L$
α
L
0
Z

第4—b図

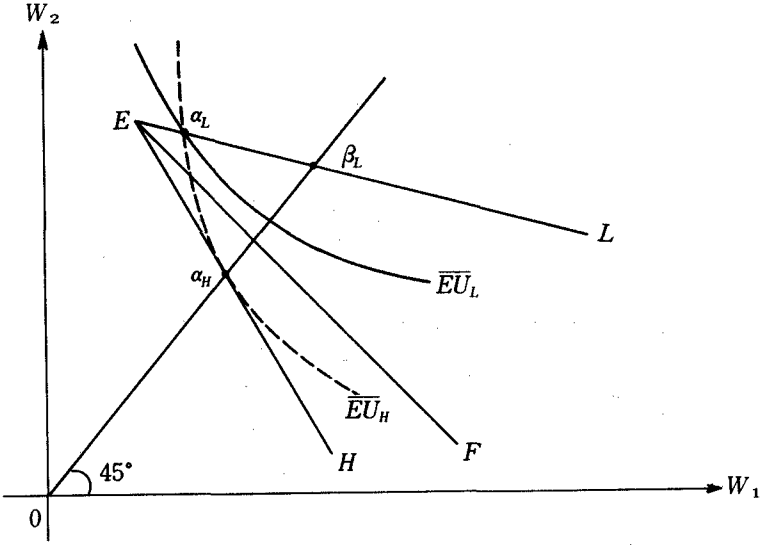

ρ
α′
π_H
H
$\bar{\pi}$
F
α
π_L
L
0
1
x

第4—c図

を，Rothschild and Stiglitz〔5〕にしたがって次のように示すことができる。

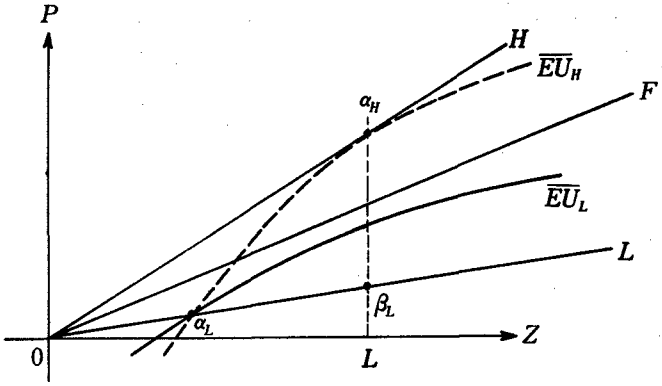
不完全情報下では，保険者は I_L と I_H を区別することができない。したがって，α_H と β_L とが供給されると，I_L, I_H とも β_L を需要することになる。そのとき，β_L を供給する保険者の期待利潤は負となり，(α_H, β_L) は均衡でなくなる。

α_H を通る I_H の無差別曲線と直線 EL との交点を α_L とする。I_H にとっては，α_H と α_L とは無差別である。そのとき，I_H が α_H を需要すると仮定すれば，(α_H, α_L) は不完全情報下での分離均衡となりうる（第 5—a 図を参照)。

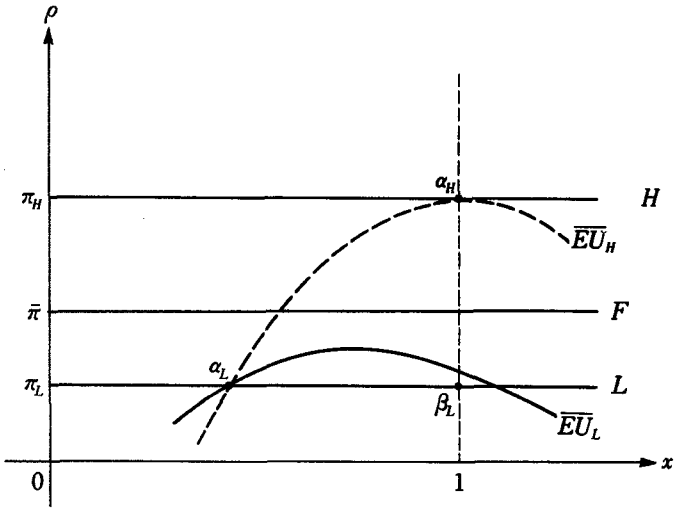


第 5 — a 図

同様のことが，Wilson モデル・Riley モデルを用いても示される（第 5—b図 第 5—c 図を参照)



第5－b図



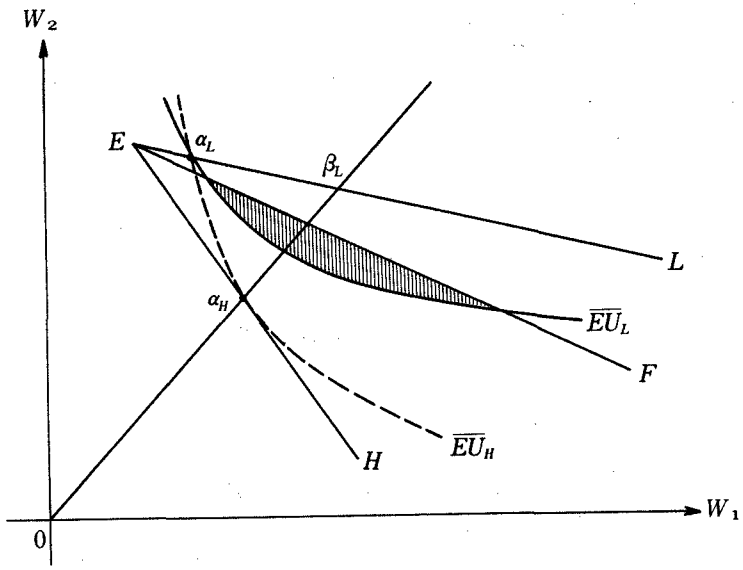
第5－c図

ところで，(20) 式より，

$$\frac{\partial\left[\frac{\bar{\pi}}{1-\bar{\pi}}\right]}{\partial\lambda}=\frac{1}{(1-\bar{\pi})^2}(\pi_H-\pi_L)>0,$$

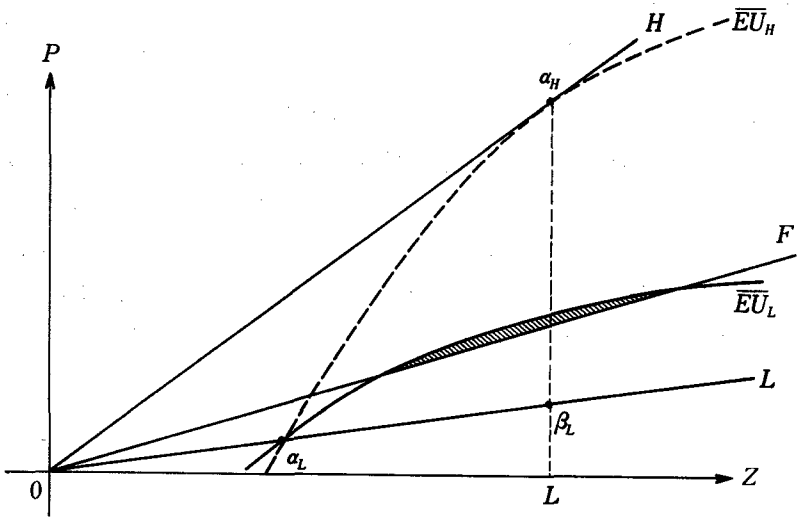
がえられる。したがって，λ（全被保険者にしめる I_H の割合）が小さいときには，$\frac{\bar{\pi}}{1-\bar{\pi}}$ も小さくなる。そして，$\frac{\bar{\pi}}{1-\bar{\pi}}$ が十分小さいときには，α_L を通る I_L の無差別曲線と直線 EF とが交点をもつことになる。

(α_H, α_L) が供給されているとき，新規参入によって，第6—a図の斜線部に属する任意の内点 β が供給されるとしよう。この点 β は，I_L にとっては α_L よりも選好され，I_H にとっては α_H よりも選好される。したがって．被保険者はすべて β を需要することになる。そして，その β において保険者は正の期待利潤をえることができ，(α_H, α_L) は均衡点でないことが示される。

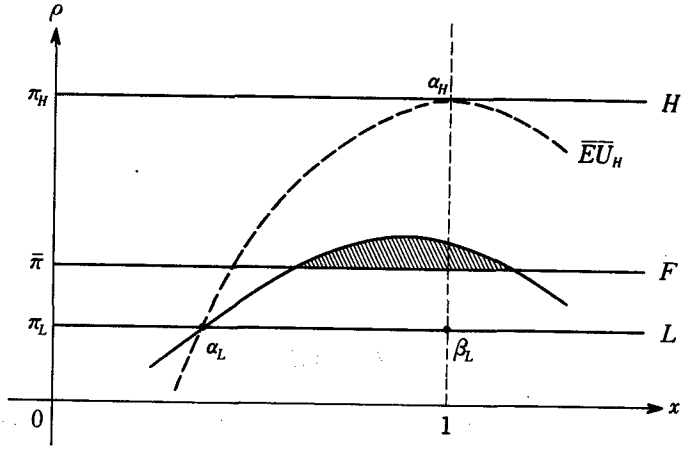


第6—a図

同様のことは，Wilson モデル・Riley モデルを用いても示される（第6—b図，第6—c図を参照）。


P
H
$\overline{EU}_H$
α_H
F
$\overline{EU}_L$
L
β_L
α_L
0
L
Z

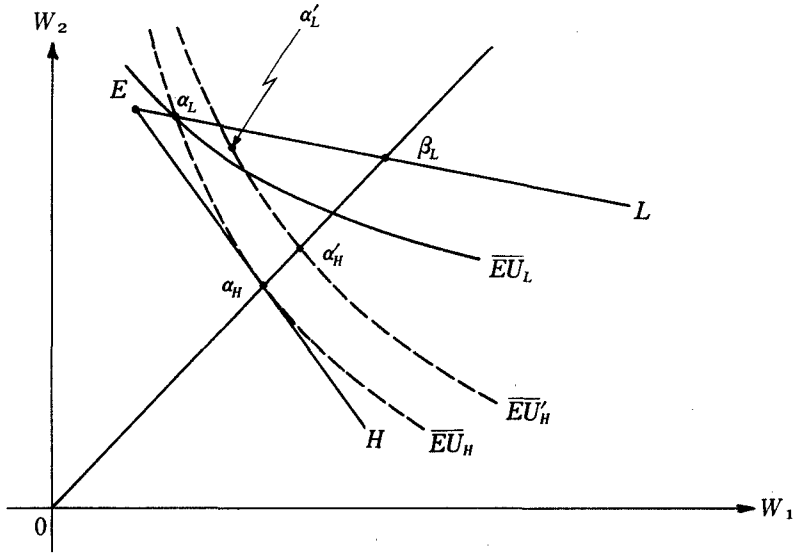
第6—b図


ρ
π_H
α_H
H
$\overline{EU}_H$
$\bar{\pi}$
F
π_L
L
α_L
β_L
0
1
x

第6—c図

ところで，1保険者が2種の保険を供給できると仮定するならば，[8](α_H, α_L)が次のような場合に不均衡となることが示される。

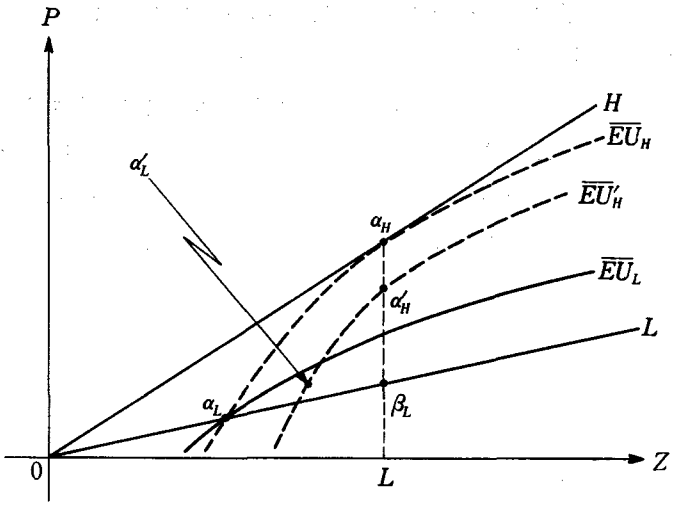
第7—a図において，α_L', α_H' をともに1保険者が供給するとする。ここに，α_L' は正の期待利潤をもたらし，α_H' は負の期待利潤をもたらす。それらの期待利潤の合計が正となる場合には，保険者が参入する。そのとき，I_L にとっては，α_L' が α_L よりも選好され，I_H にとっては，α_H' が α_H よりも選好されることになる。



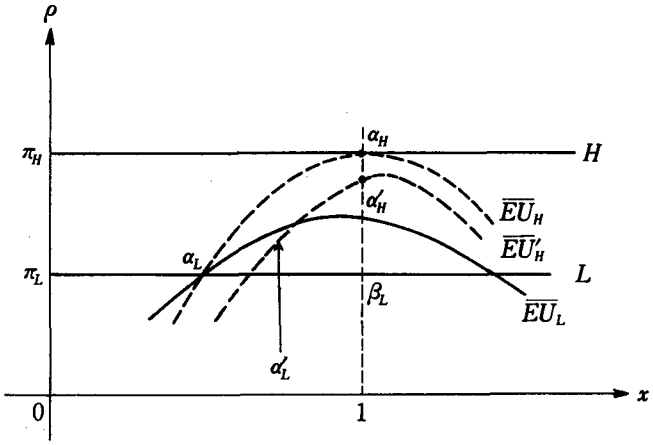
第7—a図

同様のことは，Wilson モデル・Riley モデルを用いても示される（第7—b図，第7—c図を参照）。

8）本章におけるこれまでの分析においては，1保険者が1種類の保険を供給すると仮定されている。



第7－b図



第7－c図

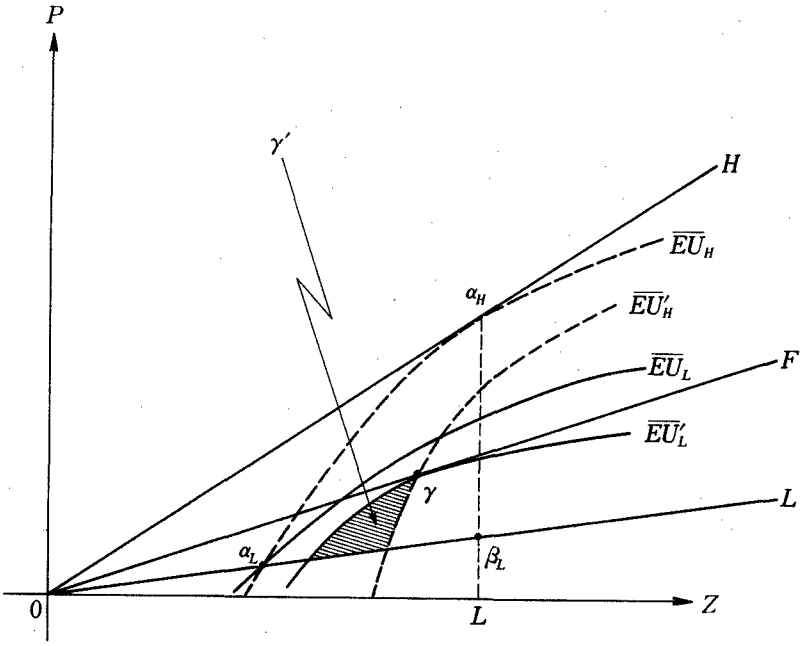
3—3　ウイルソン（Wilson）均衡について

これまで想定してきた均衡概念は Cournot-Nash 的なものであった。すな

わち，新規に保険者が参入するさい，その参入によって既存保険者の行動は変化しないという仮定がおかれていた。このような均衡は，Wilson〔6〕において，$E1$ 均衡とよばれている。

Wilson〔6〕は，直線 EF と I_L の無差別曲線との接点（第8—a図の γ）が，新規参入にともなう既存保険者の行動変化を考慮した場合の均衡（$E2$ 均衡あるいは，ウイルソン均衡）となることを示した。

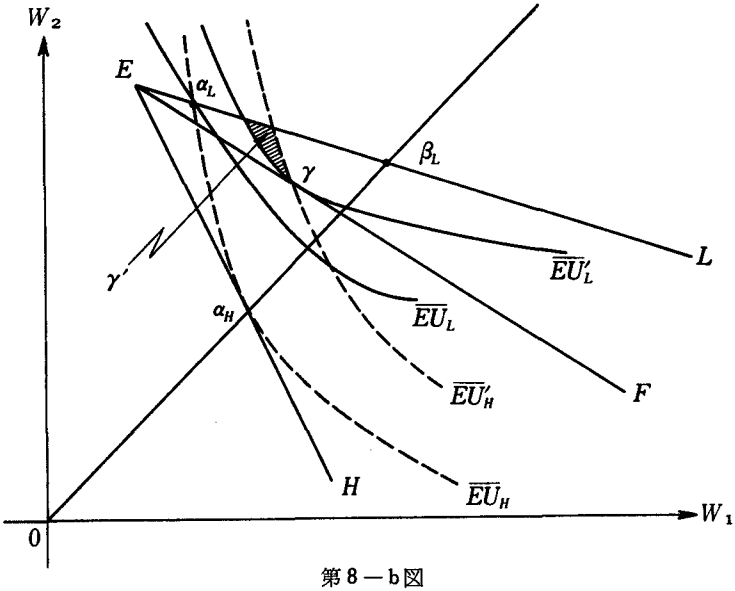
第8—a図の γ 点が供給されているとする。ただし，γ 点は直線 EF と I_L の無差別曲線との接点とする。そのとき，上図で斜線をほどこした部分にふくまれる点が新規に供給されて，点 γ は均衡でないというのが，これまでの議論であった。



第8—a図

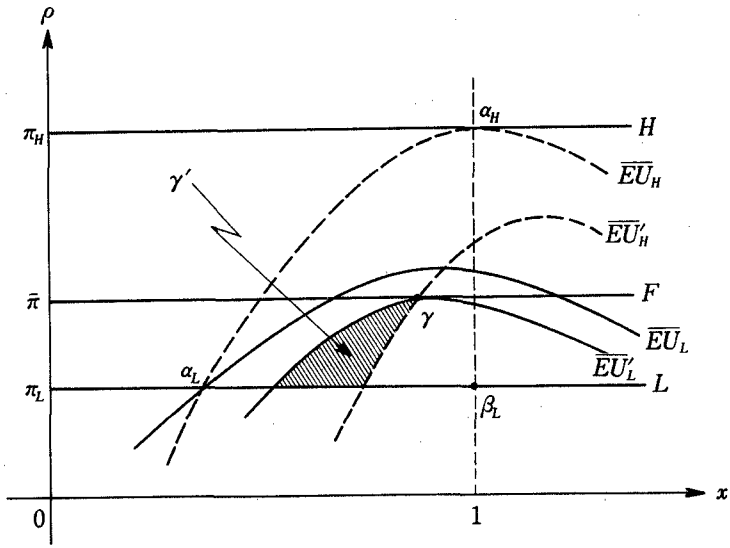
ところで，斜線内の任意の点を γ' とする。新規参入者は，γ' を供給するまえに，γ' の供給が既存保険者の期待利潤におよぼす効果について考慮するとしよう。γ' が供給されると I_L にとっては，γ' が γ よりも選好され，他方 I_H にとっては，γ が γ' よりも選好される。すなわち，I_L は γ' を，I_H は γ を選択することになり，γ' を供給する新規参入者の期待利潤は正であるが，γ を供給する既存供給者の期待利潤は負となる。したがって，既存供給者は市場から退出し，γ' が I_L, I_H の双方によって需要されることになる。そのときには，γ' の供給は負の期待利潤をもたらすことになる。以上の考慮により，γ' は供給されない。したがって，γ は均衡点となることが示される。[9)]

また，Rothschild and Stiglitz モデル・Riley モデルを用いても，同様のことが示される（第8—b図，第8—c図を参照）。



第8—b図

9）ウイルソン均衡についてのより一般的な検討については Wilson〔6〕の第8節を参照。



第8－c図

§4　不完全情報下の保険政策

以上においては，保険料と保険給付額（例えば Riley モデルにおいては，損害額 L が一定のもとでの ρ と x，したがって，保険給付額 $Z(=xL)$ と保険料 $P(=\rho Z)$）がともに保険者によって決められるような場合が想定されていた[10]。そして，このような想定のもとでは一般には不完全情報下の均衡が存在しないことが考察された。以下では，区別ができない I_L と I_H に一律の保険料を課し，その保険料のもとで，被保険者が保険給付額（保険金）に対する需要量を決めると想定しよう。このような想定のもとで，Johnson〔1〕は保険需要量を強制的に一定量と定める保険政策が，不完全情報下での競争解よりもパレート基準で望ましい結果をもたらす可能性があることを示した。まず John-

10）ただし，不完全情報下の均衡についてである。

son の所論を検討し，その後，若干の展開を試みよう。

4—1 競争均衡

保険給付額 Z 1 単位当りの保険料 ρ が与えられたとき，事故率が π である個人の期待効用は次のように示される。

$$EU=(1-\pi)U(A-\rho Z)+\pi(A-\rho Z-L+Z). \tag{21}$$

(21) 式を Z について最大化すると次の条件がえられる。

$$\frac{(1-\pi)\rho}{\pi(1-\rho)}=\frac{U'(A-(1-\rho)Z-L)}{U'(A-\rho Z)}. \tag{22}$$

(22) 式から，$\pi=\pi_H$ である I_H の需要関数 D_H と $\pi=\pi_L$ である I_L の需要関数 D_L のそれぞれがえられる。ただし，$Z\leqq L$ とする。

ところで，保険者が I_H と I_L とを区別できず，I_H と I_L に一律の保険給付額 1 単位当りの保険料 $\rho(=P/Z)$ を課す場合，競争均衡においては次式が成立する。

$$\pi_H n_H D_H(\rho^*)+\pi_L n_L D_L(\rho^*)=\rho^*[n_H D_H(\rho^*)+n_L D_L(\rho^*)]. \tag{23}$$

ただし，n_H, n_L は，I_H, I_L のそれぞれの人数を示し，ρ^* は均衡価格を示す。

すなわち，$\rho=\rho^*$ においては保険者の期待利潤は零となる。

$D_H(\rho^*)>0$, $D_L(\rho^*)\geqq 0$ とすると，$\pi_L<\rho^*\leqq\pi_H$ であるから[11]，$D_H(\rho^*)=L$ が成立する。

したがって，(23) 式は次のように変形される。

$$D_L(\rho^*)=\frac{(\pi_H-\rho^*)n_H L}{(\rho^*-\pi_L)n_L}. \tag{24}$$

---

11) (23) 式を変形すると，

$$D_L(\rho^*)=\frac{(\pi_H-\rho^*)}{(\rho^*-\pi_L)}\frac{n_H}{n_L}D_H(\rho^*)$$

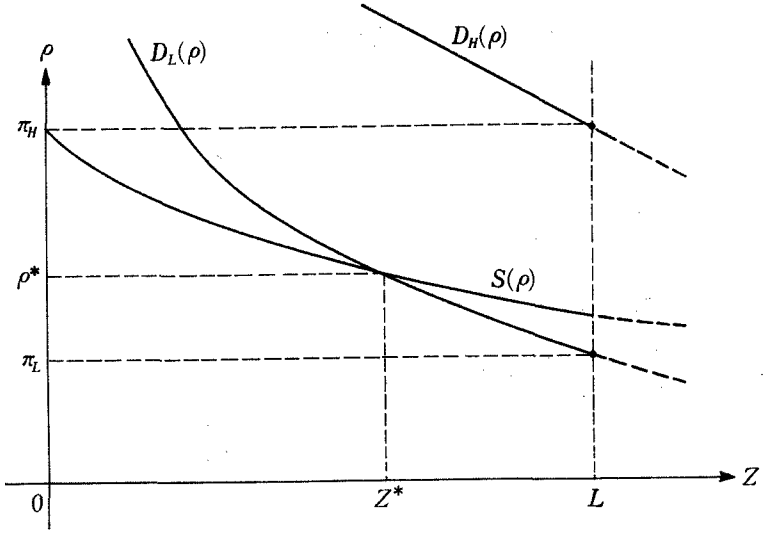
となる。ここで，$D_H(\rho^*)>0$, $D_L(\rho^*)\geqq 0$, とすると，$\pi_H>\pi_L$, $n_H>0$, $n_L>0$ であるから，$\pi_L<\rho^*\leqq\pi_H$ となる。

(24) 式の右辺より，

$$S(\rho)=\frac{(\pi_H-\rho)n_H L}{(\rho-\pi_L)n_L}, \tag{25}$$

とすると，均衡においては，　$D_L(\rho^*)=S(\rho^*)$,

が成立する（第 9 図参照)。



第 9 図

4—2　定量保険給付政策のもとでの均衡

I_H, I_L のすべての個人に，保険需要量を強制的に一定量と定める保険政策について考える。この定量保険給付政策による期待利潤が零であるとすると，政策解における保険料 $\hat{\rho}$ は次式を満たす。[12]

12) (23) 式において，$D_L=D_H$ とおくと，

$\pi_H n_H+\pi_L n_L=\hat{\rho}(n_H+n_L)$　がえられる。したがって，

$\hat{\rho}=\dfrac{\pi_H n_H+\pi_L n_L}{n_H+n_L}$　となる。

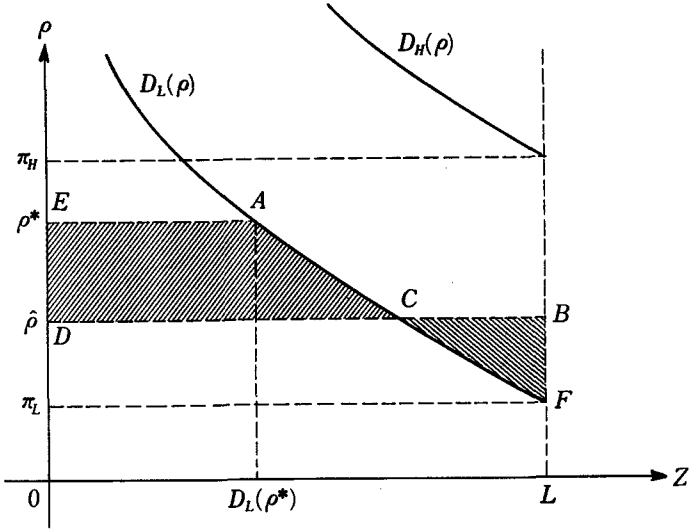
$$\hat{\rho}=\frac{n_H\pi_H+n_L\pi_L}{n_H+n_L} \quad . \tag{26}$$

すなわち，$\hat{\rho}$ は，n_H，n_L のそれぞれをウエイトとした，π_H と π_L の加重平均として示され，保険給付の（強制的）水準からは独立となる。

(25)，(26) 式より，　　$S(\hat{\rho})=L$，

がえられる[13]。したがって，ρ^* が存在するとすれば，　　$\rho^*>\hat{\rho}$，

となり，保険政策の導入によって，保険料は競争解よりも低くなる[14]。



第10図

13)　(25) 式より，

$S(\rho)=\frac{(\pi_H-\rho)n_HL}{(\rho-\pi_L)n_L}$，これに $\rho=\hat{\rho}$ を代入すると (26) 式より次式が成り立つ。

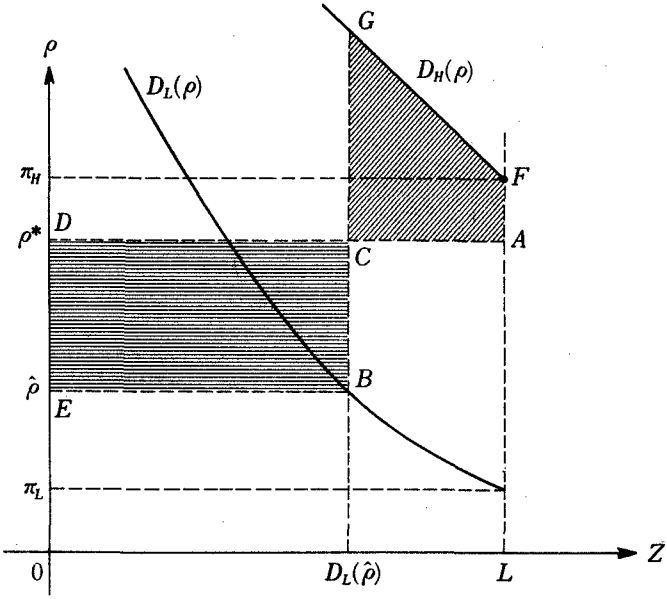
$$S(\hat{\rho})=\frac{\left(\pi_H-\frac{\pi_Hn_H+\pi_Ln_L}{n_H+n_L}\right)n_HL}{\left(\frac{\pi_Hn_H+\pi_Ln_L}{n_H+n_L}-\pi_L\right)n_L}=L,$$

14)　ただし，$\frac{dS(\rho)}{d\rho}<0$ であることが示される。($\pi_L<\rho\leq\pi_H$)

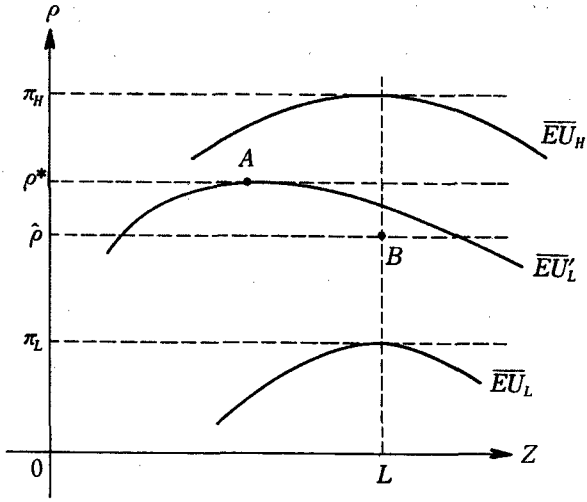
ところで，多数決あるいはその他の方法で I_H が保険給付の強制的水準を決める場合を考える。$D_H(\hat{\rho})=L$ であるから，この場合の強制的給付水準は L となる。I_H にとっては，この政策の導入によって改善されることは明らかであるが，I_L にとっては，一般的には改善されるか否かはわからない。

すなわち，第10図の A 点から B 点へ移動することによって，$ACDE$-CBF だけ厚生状態が良化する。しかし，$ACDE$ と CBF の大小関係は一般にはわからないから，I_L にとっては，改善されるか否かわからない。しかし，プラスの効果がマイナスの効果よりも大きくなる可能性もあり，そのときには，I_H，I_L とも厚生状態は良化し，厚生の増大（パレート基準での）が保険政策の導入によってもたらされることになる。

他方，I_L が保険給付の強制的水準を決める場合には，I_L にとっては，この



第11図



第12図

政策の導入によって厚生状態が良化するが，I_H にとっては厚生状態が良化する可能性はあるが，確かではないことが同様にして示される。すなわちこの政策の導入によって，I_H は，第11図の A 点から B 点へ移動し，$BCDE$-$AFGC$ だけ厚生状態が良化する。しかし，$BCDE$ と $AFGC$ の大小関係は一般には確定しない。

以上の，Johnson〔1〕と同様の考察が，Johnson〔2〕においてもなされている。ただし，後者においては，需要関数のかわりに無差別曲線を用いた説明がなされている。すなわち，第12図において，$\overline{EU}_H$，$\overline{EU}_L$ が，I_H と I_L のそれぞれの，ρ と Z に関する無差別曲線を示すとする。したがって，$Z=L$ で，$\overline{EU}_H$ は $\rho=\pi_H$ に接し，$\overline{EU}_L$ は $\rho=\pi_L$ に接する。

A 点を通る I_L の無差別曲線 $\overline{EU}'_L$ が B 点の上方にあるときには，I_H が決める強制的給付水準（$Z=L$）に対応した定量保険給付政策の導入によって，I_L の厚生状態も I_H のそれと同様に良化しパレート基準での厚生の増大がもたら

されることになる[15]。

4—3　定量保険給付政策と社会厚生

以上においては，保険者は I_H と I_L とを区別できないが，被保険者は自らの事故率について完全な情報をもっていると想定されていた。すなわち，I_H は自らの事故率が π_H であり，I_L は自からの事故率が π_L であることを知っていると想定されていた。しかし，より一般的には被保険者自身も自らの事故率について正確には知らないであろう。

以下では，被保険者が自らの事故率が π_H である確率は $1-q^e$，π_L である確率は q^e であると推定すると想定しよう。ここで，q^e が1である個人（I_L）と q^e が零である個人（I_H）のみからなる社会（すなわち，$0<q^e<1$ を満たす q^e をもつ個人が存在しない社会）が，前節までの考察の対象に対応している。

したがって，各人の期待効用は次のように示される。

$$EU=q^e\ \{(1-\pi_L)U(A-\rho Z)+\pi_L U(A-\rho Z-L+Z)\ \}$$
$$+(1-q^e)\{\ (1-\pi_H)U(A-\rho Z)+\pi_H U(A-\rho Z-L+Z)\ \}. \quad (27)$$

(27) 式より，Z についての期待効用を最大化するための一階の条件は次のようになる。

$$\frac{dEU}{dZ}=q^e\{\ (1-\pi_L)U'(A-\rho Z)(-\rho)+\pi_L U'(A-\rho Z-L+Z)(-\rho+1)\ \}$$
$$+(1-q^e)\ \{\ (1-\pi_H)\ U'\ (A-\rho Z)\ (-\rho)+\pi_H U'\ (A-\rho Z-L+Z)\ (-\rho+1)\ \}\ =0. \quad (28)$$

また，二階の条件は満たされることが示される。

$$\frac{d^2EU}{dZ^2}=q^e\ \{\ (1-\pi_L)\ U''\ (A-\rho Z)\ (-\rho)^2+\pi_L U''\ (A-\rho Z-L+Z)\ (-\rho+1)^2\}+(1-q^e)\ \{\ (1-\pi_H)\ U''\ (A-\rho Z)(-\rho)^2+\pi_H U''\ (A-\rho Z-L+Z)(-\rho+1)^2\ \}<0. \quad (29)$$

15）したがって，このような可能性はないとする Pauly〔3〕の指摘が正しくないことが Johnson〔1〕，〔2〕によって示されたことになる。

ただし，$U''<0$ とする。

(28) 式より次式が成立する。

$$\frac{\{q^e(1-\pi_L)\rho+(1-q^e)(1-\pi_H)\rho\}}{\{q^e\pi_L(1-\rho)+(1-q^e)\pi_H(1-\rho)\}}=\frac{U'(A-\rho Z-L+Z)}{U'(A-\rho Z)}. \tag{30}$$

したがって，

$$\rho=q^e\pi_L+(1-q^e)\pi_H, \tag{31}$$

のとき，左辺は 1 に等しくなり，

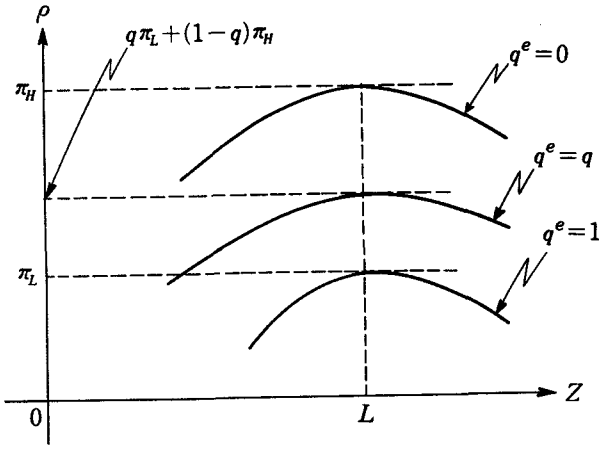
$$U'(A-\rho Z-L+Z)=U'(A-\rho Z),$$

となる。さらに，$U''<0$ であるから，

$$Z=L,$$

がえられる。すなわち，保険給付額 1 単位当りの保険料 ρ が，(31) 式で与えられるとき，$Z=L$ において，(27) で示される期待効用は最大化される。ここで，$q^e=0$，1 の場合が前節での考察に対応している（第13図参照）。

q^e の分布関数を $f(q^e)$ とすると



第13図

$$\int_0^1 f(q^e)dq^e=1,\ f(q^e)\geqq 0,$$

となる。被保険者数を 1 と規準化し，全被保険者にしめる事故率 π_H をもつ個人の割合を λ とし，π_L をもつ個人の割合を $1-\lambda$ とする。π_H の事故率をもつ個人が，自らの事故率を π_L と推定してしまう確率 q^e については，

$$q^e\leqq 1/2, \tag{32}$$

が成立すると仮定する。同様に，π_L の事故率をもつ個人が，自らの事故率を π_L と推定する確率 q^e については，

$$q^e>1/2, \tag{33}$$

が成立すると仮定する[16]。すなわち，例えば，π_H の事故率をもつ個人が，$q^e=1$ $(>1/2)$ で，自らの事故率を π_L であると推定し，(27) 式において $q^e=1$ を代入してえられる，π_L にのみ基づく期待効用を目的関数とすることはないと仮定する。したがって，保険者が一律の保険給付額 1 単位当りの保険料 ρ を課す場合の競争均衡価格 ρ^{**} は次式を満たす。

$$\rho^{**}=\frac{\pi_H\int_0^{1/2}Z(\rho^{**},\ q^e)f(q^e)dq^e+\pi_L\int_{1/2}^1 Z(\rho^{**},\ q^e)f(q^e)dq^e}{\int_0^1 Z(\rho^{**},\ q^e)f(q^e)dq^e}. \tag{34}$$

他方，すべての個人に保険需要量を強制的に一定量と定める保険政策（ただし期待利潤は零とする）のもとでの保険料 $\hat{\rho}$ については，

(34) 式において，$Z=\bar{Z}$（一定）とおくことによって次式がえられる。

$$\hat{\rho}=\frac{\pi_H\int_0^{1/2}f(q^e)\,dq^e+\pi_L\int_{1/2}^1 f(q^e)\,dq^e}{\int_0^1 f(q^e)dq^e}. \tag{35}$$

ρ^{**} は，$\int_0^{1/2}Z(\rho^{**},\ q^e)f(q^e)dq^e$ と $\int_{1/2}^1 Z(\rho^{**},\ q^e)f(q^e)dq^e$ のそれぞれをウエイトとした π_H と π_L の加重平均となっている。他方，$\hat{\rho}$ は $\int_9^{1/2}f\ (q^e)$

16）より一般的に，(32) 式を $q^e\leqq 1/m$，(33) 式を $q^e>1/m$，$(m>0)$ と仮定しても同様の考察を行なうことができる。

dq^e と $\int_{1/2}^{1} f(q^e)dq^e$ のそれぞれをウエイトとした π_H と π_L の加重平均となっている。

ところで，(28) 式より，

$$\frac{\partial Z}{\partial q^e}<0\,, \tag{36}$$

がえられる[17]。したがって，$\pi_H>\pi_L$ であるから，

$$\rho^{**}>\hat{\hat{\rho}},$$

となる[18]。

さらに，$\int_0^1 f(q^e)dq^e=1$ であり，また，(32)，(33) の仮定から，(35) 式は次のように展開される。

$$\hat{\hat{\rho}}=\lambda\pi_H+(1-\lambda)\pi_L. \tag{37}$$

---

17) (28) 式を微分することによって，次式がえられる。

$$\frac{\partial Z}{\partial q^e}=\frac{\rho U'(A-\rho Z)(\pi_H-\pi_L)+(1-\rho)U'(A-\rho Z-L+Z)(\pi_H-\pi_L)}{q^e\{(1-\pi_L)(\rho)^2U''(A-\rho Z)+\pi_L(1-\rho)^2U''(A-\rho Z-L+Z)\}+(1-q^e)\{(1-\pi_H)\rho^2U''(A-\rho Z)+\pi_H(1-\rho)^2U''(A-\rho Z-L+Z)\}}$$

$<0(0\leqq\rho\leqq1$ の場合).

(34)，(35) 式から ρ^{**}，$\hat{\hat{\rho}}$ はともに $0\leqq\pi_H\leqq1$，$0\leqq\pi_L\leqq1$ の加重平均であるから，$0\leqq\rho^{**}\leqq1$，$0\leqq\hat{\hat{\rho}}\leqq1$ となる。

18) (34) 式より，ρ^{**} は $\int_0^{1/2}Z(\rho^{**},q^e)f(q^e)dq^e$ と $\int_{1/2}^{1}Z(\rho^{**},q^e)f(q^e)dg^e$ のそれぞれをウェイトとした。π_H と π_L の加重平均となっている。他方，$\hat{\hat{\rho}}$ は(35) 式より $\int_0^{1/2}f(q^e)dq^e$ と $\int_{1/2}^{1}f(q^e)dq^e$ のそれぞれをウェイトとした。π_H と π_L の加重平均である。

ところで，$\frac{\partial Z}{\partial q^e}<0$ であるから，ρ^{**} のウェイトのそれぞれの比については，

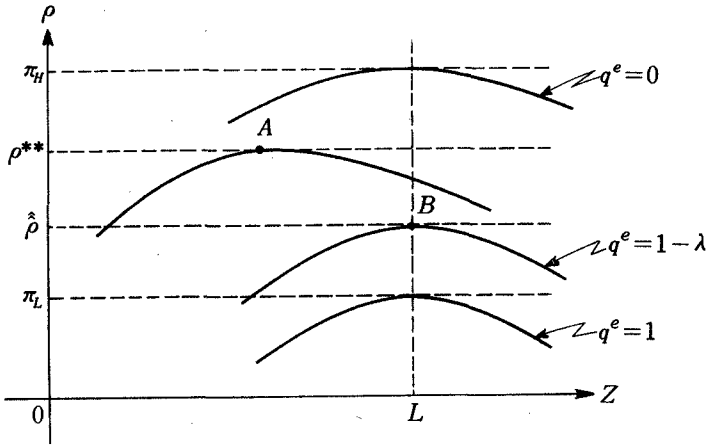
$$\frac{\int_0^{1/2}Z(\rho^{**},q^e)f(q^e)dq^e}{\int_{1/2}^{1}Z(\rho^{**},q^e)f(q^e)dq^e}>\frac{Z\left(\rho^{**},\frac{1}{2}\right)\int_0^{1/2}f(q^e)dq^e}{Z\left(\rho^{**},\frac{1}{2}\right)\int_{1/2}^{1}f(q^e)dq^e}=\frac{\int_0^{1/2}f(q^e)dq^e}{\int_{1/2}^{1}f(q^e)dq^e}$$

が成り立つ。この不等式の右辺は $\hat{\hat{\rho}}$ のウェイトのそれぞれの比に等しい。したがって，ρ^{**} の方が，$\hat{\hat{\rho}}$ よりも相対的に π_H に高いウェイトを与えた加重平均であることが示される。語らに，$\pi_H>\pi_L$ であるから，$\rho^{**}>\hat{\hat{\rho}}$ がえられる。

したがって，これと（31）式とから，

$$q^e=1-\lambda,$$

の個人は，ρ が $\hat{\hat{\rho}}$ のときに，最適保険需要量は L に等しくなる（第14図参照）。



第14図

（36）式より，Z は q^e の減少関数であるから，q^e が $1-\lambda$ 以下の個人は，$\rho=\hat{\hat{\rho}}$ において，最適保険需要量は L に等しくなる（ただし $Z\leqq L$ とする）。

他方，$1-\lambda$ より大きい q^e をもつ個人については，$\rho=\hat{\hat{\rho}}$ における最適保険需要量は L より小さくなる。

q^e が $1-\lambda$ 以下である個人によって決められる定量保険給付政策（$Z=L$）の導入によって，それらの人々の厚生状態が良化することは明らかである。他方，$1-\lambda$ より大きい q^e をもつ個人については，$\rho=\rho^{**}$ のもとでの最適点（第14図の A 点）を通る無差別曲線が B 点の上方にあるときには，厚生状態が良化することになる。（ただし，A 点の位置は q^e とともに変化する。）したがって，Johnson モデルを若干一般化した以上のモデルにおいても，定量保険

給付政策の導入によって，パレート基準での厚生増大がもたらされる可能性のあることが示される。

さらに，(27) 式を用いて定義される

$$W=\int_0^1\Big[q^e\ \{(1-\pi_L)U(A-\rho Z)+\pi_L U(A-\rho Z-L+Z)\ \}$$
$$+(1-q^e)\{(1-\pi_H)U(A-\rho Z)+\pi_H U(A-\rho Z-L+Z)\}\Big]f(q^e)dq^e, \tag{38}$$

を社会的目的関数とする最適給付量を強制的に給付する政策を考察することもできる。定量保険給付政策のもとでは，Z の水準がすべての個人に共通であり，そのときの保険料価格は，(37) 式で与えられる。したがって，社会的目的関数を最大化するための一階の条件は次のように示される。

$$\frac{dW}{dZ}=\ \{(1-\pi)U'(A-\rho Z)(-\rho)+\pi_L U'(A-\rho Z-L+Z)(-\rho+1)\ \}$$
$$\times\int_0^1 q^e f(q^e)dq^e$$
$$+\ \{(1-\pi_H)U'(A-\rho Z)(-\rho)+\pi_H U'(A-\rho Z-L+Z)(-\rho+1)\ \}$$
$$\times\int_0^1(1-q^e)f(q^e)dq^e\quad=0. \tag{39}$$

また，二階の条件が満たされることが示される。

$$\frac{dW}{dZ^2}=\ \{(1-\pi_L)U''(A-\rho Z)(-\rho)^2+\pi_L U''(A-\rho Z-L+Z)(-\rho+1)^2\}$$
$$\times\int_0^1 q^e f(q^e)dq^e$$
$$+\ \{(1-\pi_H)U''(A-\rho Z)(-\rho)^2+\pi_H U''(A-\rho Z-L+Z)(-\rho+1)^2\}$$
$$\times\int_0^1(1-q^e)f(q^e)dq^e\quad<0. \tag{40}$$

ただし，$U''<0$ である。

ところで，$Z=L$ における (39) 式の値は，

$$\left.\frac{dW}{dZ}\right|_{Z=L}=U'(A-\rho Z)(\pi_H-\pi_L)\{(1-\lambda)-\int_0^1 q^e f(q^e)dq^e\ \},$$

となる[19]。$\pi_H > \pi_L$, $U' > 0$, であるから

$$1-\lambda \geqq \int_0^1 q^e f(q^e) dq^e$$

の場合には,

$$\left.\frac{dW}{dZ}\right|_{Z=L} \geqq 0, \tag{41}$$

となり,

$$1-\lambda < \int_0^1 q^e f(q^e) dq^e$$

の場合には,

$$\left.\frac{dW}{dZ}\right|_{Z=L} < 0, \tag{42}$$

となる。したがって,(40) 式が成立しているから,(ただし, $Z \leqq L$ とする), (41) が成立するときには (すなわち, π_L をもつ個人の割合 $(1-\lambda)$ が, q^e の平均値以上のとき), 社会的最適給付量は L に等しくなる。他方, (42) が成立するときには, 社会的最適給付量は L より小さいことが導かれる。

---

19) $$\begin{aligned}\left.\frac{dW}{dZ}\right|_{Z=L} &= U'(A-\rho Z)(\pi_L-\rho)\int_0^1 q^e f(q^e) dq^e \\ &-U'(A-\rho Z)(\pi_H-\rho)\int_0^1 q^e f(q^e) dq^e \\ &+U'(A-\rho Z)(\pi_H-\rho)\int_0^1 f(q^e) dq^e \\ &=U'(A-\rho Z)(\pi_L-\pi_H)\int_0^1 q^e f(q^e) dq^e \\ &+U'(A-\rho Z)(1-\lambda)(\pi_H-\pi_L)\int_0^1 f(q^e) dq^e \\ &=U'(A-\rho Z)(\pi_H-\pi_L)\left\{(1-\lambda)-\int_0^1 q^e f(q^e) dq^e\right\}\end{aligned}$$

ただし, $\int_0^1 f(q^e) dq^e = 1$, $\rho = \lambda\pi_H + (1-\lambda)\pi_L$, ((37)) である。

〔補注〕 本章は大阪府立大学経済研究第27巻第1号に掲載したものに加筆したものである。

§5 結 び

以上においては，Rothschild and Stiglitz〔5〕，Wilson〔6〕，Riley〔4〕，Johnson〔1〕，〔2〕等の所説を検討するとともに，定量保険給付政策の社会厚生に対するインプリケーションを考察した。

Johnson〔1〕，〔2〕の分析においては，被保険者は自らの事故率について完全な情報をもっていると想定されているが，より一般的には被保険者自身も自らの事故率について正確には知らないであろう。本章では，保険者のみならず被保険者もまた事故率に関する完全情報をもたないというより一般的な想定のもとで，Johnson と同じ結果を導いた。すなわち，定量保険給付政策の導入によってパレート基準での厚生増大がもたらされる可能性のあることが示された。

さらに，各人の期待効用からなる社会的目的関数（(38) 式）を最大化する最適給付量を強制的に給付する政策については，その最適給付量が一定の条件のもとで損害額 L に等しくなることも導かれた。

参 考 文 献

〔1〕 W.R. Johnson, "Choice of Compulsory Insurance Schemes under Adverse Selection," *Public Choice*, Fall, 1977.

〔2〕 ———, "Overinsurance and Public Provision of Insurance: Comment," *Quarterly Journal of Economics*, Nov., 1978.

〔3〕 M.V. Pauly, "Overinsurance and Public Provision of Insurance: The Roles of Moral Hazard and Adverse Selection," *Quarterly Journal of Economics*, Feb., 1974.

〔4〕 J.G. Riley, "Noncooperative Equilibrium and Market Signalling," *American Economic Review*, May, 1979.

〔5〕 M. Rothschild and J. Stiglitz, "Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information," *Quarterly Journal of Economics*, Nov., 1976.

〔6〕 C. Wilson, "A Model of Insurance Markets with Incomplete Information," *Journal of Economic Theory*, Dec., 1977.

第3章 市場保険・自己保険と自己防御

§1 序

Ehrlich and Becker〔1〕においては，主として市場保険の需要について分析されている。すなわち，事故にともなう損害の額を減少させるために行なわれる支出（すなわち，自己保険，Self-Insurance への支出）あるいは，事故が生じる確率を減少させるための支出（すなわち，自己防御，Self-Protection への支出）との関係で，市場保険への需要が分析されている。また，酒井教授〔9〕によって，Ehrlich and Becker〔1〕の供給側の条件も明確に考慮されて，保険市場の競争均衡の性質などについて分析されている。

さらに，Marshall〔4〕においては，市場保険と自己保険とが共に利用可能な場合における競争均衡の性質が分析されている。さらに，市場保険と上述の自己防御とがともに利用可能な場合における競争均衡の性質も Marshal l〔4〕によって分析されている。ところで，Marshall〔4〕においては，被保険者の自己防御支出について，事前に調査が行なわれることが仮定されている。しかし，調査ができないことがしばしばある（a task that is informationary very demanding and often impossible[1]）ことを，Laffont〔3〕は指摘するとともに，事後の調査に基づいて保険給付が決められるという想定のもとでの均衡の性質を分析している。すなわち事後的な調査によって自己防御支出についての正確な情報がえられる場合には，パレート最適が達成されることを示した。しかし，正確な情報をえることは一般に困難である。自己防御支出についての情報が不正確な場合における最適保険政策についての分析は，Shavell〔8〕においてなされている。以下の第2節においては市場保険について，第3節におい

1） Laffont〔3〕, p. 87 を参照。

ては自己保険と市場保険について，第4節においては自己防御と市場保険について考察する。第5節においては Shavell〔8〕に基づいて，最適保険政策について考察すると共に，若干の展開を試みる。

§2　市　場　保　険

2—1　需要の比較静学と市場均衡

酒井教授〔9〕においては，Ehrlich and Becker〔1〕の分析を検討しながら，より明確に，保険需要についての比較静学分析がおこなわれている。さらに，供給側の条件を明白に考慮しながら，保険市場の競争均衡について分析が行なわれている。以下では，まず酒井教授〔9〕による所論を要約し，その後，保険供給についての比較静学，保険市場における競争均衡とパレート最適との関係を検討する。

記号を以下のように定める。

1；事故が生じるときの状態

2；事故が生じないときの状態

$\tilde{y}$；初期所得

l；損害額

p；事故が生じる確率

Q；保険プレミアム総額

z；事故が生じたときに受けとる金額，すなわち，粗保険金

$\hat{z}$；純保険金（$\equiv z-Q$）

q；粗保険プレミアム（$\equiv Q/z$）

$\hat{q}$；純保険プレミアム（$\equiv Q/\hat{z}$）

$\tilde{y}_1$；保険契約後の状態1での所得

$\tilde{y}_2$；保険契約後の状態2での所得

$U(\cdot)$；効用関数

記号を上述のように定めると，保険契約以前における期待所得は，

$$p(\tilde{y}-l)+(1-p)\tilde{y},$$

となり，期待効用 EU は次のように示される。

$$pU(\tilde{y}-l)+(1-p)U(\tilde{y}). \tag{1}$$

ところで，保険プレミアム総額（以下，保険料と略す）が Q，粗保険金が z であるから，保険契約後の各状態における所得，$\tilde{y}_1$，$\tilde{y}_2$ は次のように表わされる。

$$\tilde{y}_1=\tilde{y}-Q-l+z.$$

$$\tilde{y}_2=\tilde{y}-Q.$$

したがって，保険契約後の期待所得は，

$$p(\tilde{y}-l+\hat{z})+(1-p)(\tilde{y}-Q),$$

と示され，期待効用は次のようになる。

$$pU(\tilde{y}-l+\hat{z})+(1-p)U(\tilde{y}-Q). \tag{2}$$

さらに，定義から，

$$\hat{q}=\frac{Q}{\hat{z}}=\frac{\tilde{y}-\tilde{y}_2}{\tilde{y}_1-(\tilde{y}-l)}, \tag{3}$$

が成立する。したがって，被保険者の最適条件式は(3)の制約条件式のもとで，(2)で示される期待効用を最大化することによってえられる。すなわち，次の条件付極大問題がえられる。

$$\underset{\tilde{y}_1,\tilde{y}_2}{\mathrm{Max}}\, EU=pU(\tilde{y}_1)+(1-p)U(\tilde{y}_2)$$

$$\text{sub. to}\quad \hat{q}\tilde{y}_1+\tilde{y}_2=\hat{q}(\tilde{y}-l)+\tilde{y}.$$

ラグランジュ関数 Γ を

$$\Gamma(\tilde{y}_1,\tilde{y}_2,\lambda)=pU(\tilde{y}_1)+(1-p)U(\tilde{y}_2)+\lambda\{\hat{q}(\tilde{y}-l)+\tilde{y}-\hat{q}\tilde{y}_1-\tilde{y}_2\},$$

とすると，一階の条件式は次のようになる。

$$\frac{\partial\Gamma}{\partial\tilde{y}_1}=pU_1'-\lambda\hat{q}=0, \tag{4}$$

$$\frac{\partial \Gamma}{\partial \tilde{y}_2}=(1-p)U_2'-\lambda=0, \tag{5}$$

$$\frac{\partial \Gamma}{\partial \lambda}=\hat{q}(\tilde{y}-l)+\tilde{y}-\hat{q}\tilde{y}_1-\tilde{y}_2=0. \tag{6}$$

ここで　$U_1'\equiv \partial U/\partial \tilde{y}_1$, $U_2'\equiv \partial U/\partial \tilde{y}_2$　とする。

（4），（5），（6）式より，最適値を＊で示すと，

$$\tilde{y}_1^*=\tilde{y}_1(\hat{q}\,;p,\ l,\ \tilde{y}),$$

$$\tilde{y}_2^*=\tilde{y}_2(\hat{q}\,;p,\ l,\ \tilde{y}),$$

$$\lambda^*=\ (\hat{q}\,;p,\ l,\ \tilde{y}),$$

となる。

二階の条件式は次のように示される。

$$\Delta\equiv\begin{vmatrix} pU_1'' & 0 & -\hat{q} \\ 0 & (1-p)U_2'' & -1 \\ -\hat{q} & -1 & 0 \end{vmatrix}$$

$$=-pU_1''-(1-p)\hat{q}^2U_2''>0\,.$$

保険加入者が危険回避者であるかぎり（つまり $U''(\cdot)<0$ であるかぎり）この条件はつねに満足されている。

（4），（5），（6）式の両辺を全微分することによって次式がえられる。

$$\begin{pmatrix} pU_1'' & 0 & -\hat{q} \\ 0 & (1-p)U_2'' & -1 \\ -\hat{q} & -1 & 0 \end{pmatrix}\begin{pmatrix} d\tilde{y}_1 \\ d\tilde{y}_2 \\ d\lambda \end{pmatrix}=\begin{pmatrix} \lambda d\hat{q}-U_1'\,dp \\ U_2'dp \\ \hat{z}d\hat{q}-dM \end{pmatrix}. \tag{7}$$

ただし，

$$dM\equiv\hat{q}(d\tilde{y}-dl)+d\tilde{y}.$$

これから次式が得えられる。

$$\frac{\partial \tilde{y}_1}{\partial \hat{q}}=\frac{1}{\Delta}\{-\lambda+\hat{q}(1-p)U_2''\hat{z}\}<0\,, \tag{8}$$

$$\frac{\partial \tilde{y}_1}{\partial M}=\frac{-1}{\Delta}\hat{q}(1-p)U_2''>0\,, \tag{9}$$

$$\frac{\partial \tilde{y}_1}{\partial p}=\frac{1}{\Delta}(U_1'+\hat{q}U_2')>0\,. \tag{10}$$

したがって $\tilde{y}_1=\tilde{y}-l+\hat{z}$ であるから，

$$\frac{\partial \hat{z}}{\partial \hat{q}}=\frac{\partial \tilde{y}_1}{\partial \hat{q}}<0\,,$$

となり，純保険価格 ($\hat{q}$) が増加すると，保険需要量は減少することになる。また，$\tilde{y}_1=y-l+\hat{z}$ であるから，

$$\frac{\partial \hat{z}}{\partial p}=\frac{\partial \tilde{y}_1}{\partial p}>0\,,$$

となり，事故率の上昇は保険需要の増大をもたらすことになる[2)]。

以上の保険需要についての分析に加えて，保険供給の側面についての分析を行なうことによって，競争保険市場における均衡点の特徴が考察されている。

保険者の効用関数を $V(\cdot)$ とすると，保険者の期待効用は次のように示される。

$$EV=pV(Q-z)+(1-p)V(Q). \tag{11}$$

保険者が危険中立的であると仮定すると，効用関数は線形となるから，(11) 式は，期待利潤を表わす次式に帰着する。

$$p(Q-z)+(1-p)Q(=Q-pz). \tag{12}$$

$q(\equiv Q/z)$ と $\hat{q}(\equiv Q/\hat{z})$ とから，次式が成立する。

$$q=\frac{Q}{\hat{z}+Q}=\frac{\hat{q}\hat{z}}{\hat{z}(1+\hat{q})}=\frac{\hat{q}}{1+\hat{q}},\quad \hat{q}=\frac{q}{1-q}. \tag{13}$$

競争市場を前提すれば保険需要者も供給者もともに，価格受容者であるから，q ないし $\hat{q}$ は外生的に与えられたパラメータである。しかも期待利潤がプラスの値をとるかぎり保険市場への新規参入があるという事情を考慮すれば，自由競争の行き尽いた長期均衡点では，結局

2）これらの効果の他に，損害量の変化等の効果についても分析されている。

$$Q-pz=(q-p)z=0, \tag{14}$$

なる等式が成立することになる。換言すれば保険市場の（長期）競争均衡は $q=p$. すなわち粗保険プレミアムと事故率との均等によって特徴づけられる。

（4），（5）式から，次式がえられる。

$$\frac{pU_1'}{(1-p)U_2'}=\hat{q}, \text{ または } \frac{U_1'}{U_2'}=\tilde{p}, \ \tilde{p}\equiv\frac{1-p}{p}\hat{q}. \tag{15}$$

（13），（15）式から，

$$\frac{U'(\tilde{y}_1)}{U'(\tilde{y}_2)}=\frac{1-p}{p}\hat{q}=\frac{q}{p}\frac{(1-p)}{(1-q)}.$$

しかるに上述のように，競争均衡点では q と p は相等しいから，次式が成立する。

$$\frac{U'(\tilde{y}_1)}{U'(\tilde{y}_2)}=1.$$

したがって，$\tilde{y}_1=\tilde{y}_2$ となる。すなわち，$\tilde{y}_1$ と $\tilde{y}_2$ の定義から，粗保険金 z が損害額 l を過不足なくカバーする全額払い（full coverage）保険となる。

以上においては，酒井教授〔9〕の所論を要約したが，以下ではこの議論をふまえて考察を重ねよう。

2—3　保険供給の比較静学

以上みてきたように，酒井教授〔9〕においては，保険者が危険中立的である場合が考察されているが，ここでは保険者が危険回避的な場合にどのような行動をとるかについて考察を試みる。

保険者の初期所得を $\hat{y}$ [3] とする。事故が発生したときの所得を $\hat{y}_1$，事故が生じないときの所得を $\hat{y}_2$ とすれば，

$$\hat{y}_1=\hat{y}+Q-z, \tag{16}$$

$$\hat{y}_2=\hat{y}+Q, \tag{17}$$

である。保険者の効用関数 $V(\cdot)$ に関して，V' は正，V'' は負と仮定しよう。

3）酒井教授〔9〕においては，$\hat{y}=0$ とされている。

そのとき，保険者の期待効用は

$$pV(\hat{y}+Q-z)+(1-p)V(\hat{y}+Q), \tag{18}$$

となる。定義より，〔$z-Q$〕を $\hat{z}$ とおき，$Q/\hat{z}$ を $\hat{q}$ とおくと，(18) 式は

$$pV(\hat{y}-\hat{z})+(1-p)V(\hat{y}+\hat{q}\hat{z}), \tag{19}$$

と書きかえられる。$\hat{y}$, $\hat{q}$, p を所与として期待効用を $\hat{z}$ について最大化するための一階の条件は,

$$pV_1'(-1)+(1-p)V_2'\cdot\hat{q}=0, \tag{20}$$

である。そして，二階の条件は,

$$pV_1''+(1-p)V_2''\cdot\hat{q}^2<0, \tag{21}$$

となる。V'' は負であるから，二階の条件は満たされる。

(20) 式より,

$$\frac{pV_1'}{(1-p)V_2'}=\hat{q} \tag{22}$$

が成立する。

次に，純保険供給に関する初期所得 ($\hat{y}$), 純保険プレミアム ($\hat{q}$), 事故率 (p) についての比較静学分析を試みる。

(i) $\hat{y}$ の変化

均衡条件式 (20) を $\hat{y}$ について偏微分すれば

$$\frac{\partial\hat{z}}{\partial\hat{y}}=\{(1-p)\hat{q}V_2''-pV_1''\}/\Delta_2, \tag{23}$$

となる。ここで,

$$\Delta_2=-\{pV_1''+(1-p)\hat{q}^2V_2''\}, \tag{24}$$

であり，二階の条件より正の値をとる。(20) 式を，(23) 式に代入して整理すれば,

$$\frac{\partial\hat{z}}{\partial\hat{y}}=\frac{pV_1'}{\Delta_2}\left[\left(-\frac{V_1''}{V_1'}\right)-\left(-\frac{V_2''}{V_2'}\right)\right], \tag{25}$$

となる。ここで絶対的危険回避度減少 (decreasing absolute risk aversion[4]) を仮定すると,

$$-\frac{V_1''}{V_1'}>-\frac{V_2''}{V_2'}, \tag{26}$$

である。そのときには,

$$\frac{\partial \hat{z}}{\partial \hat{y}}>0,$$

となる。すなわち，初期所得の上昇は純保険供給量を増加させる。

(ii) $\hat{q}$ の変化

純保険プレミアムの変化が純保険供給量におよぼす効果について検討しよう。そのために，均衡条件式 (20) を $\hat{q}$ について偏微分すると

$$\frac{\partial \hat{z}}{\partial \hat{q}}=\frac{(1-p)V_2'}{\Delta_2}+\frac{(1-p)V_2''\hat{q}\hat{z}}{\Delta_2}, \tag{27}$$

である。この式の右辺の第一項は正，第二項は負であるから，$\partial \hat{z}/\partial \hat{q}$ の符号は確定できない。

(iii) p の変化

事故率の変化が純保険供給量におよぼす効果について検討しよう。均衡条件式 (20) を事故率 p について偏微分すれば，つぎのようになる。

$$\frac{\partial \hat{z}}{\partial p}=\frac{-(V_1'+V_2'\hat{q})}{\Delta_2}<0. \tag{28}$$

つまり，事故率の上昇は純保険供給量を減少させることが導かれた。

2—4 保険市場の均衡

パレート最適条件は

$$pV(\hat{y}+Q-z)+(1-p)V(\hat{y}+Q), \tag{29}$$

を一定として,

$$pU(\bar{y}-l-Q+z)+(1-p)U(\bar{y}-Q), \tag{30}$$

4) Pratt〔6〕, Sandmo〔7〕, Mossin〔5〕を参照。

を最大にすることによって求めることができる。それは，

$$\frac{pU_1'}{(1-p)U_2'}=\frac{pV_1'}{(1-p)V_2'}, \tag{31}$$

である。被保険者の（$\tilde{y}_1$ と $\tilde{y}_2$ の間での）限界代替率が，保険者の（$\hat{y}_1$ と $\hat{y}_2$ の間での）限界代替率に等しいというのがパレート最適条件である。

他方，競争均衡においては，

$$\frac{pU_1'}{(1-p)U_2'}=\hat{q}, \tag{32}$$

$$\frac{pV_1'}{(1-p)V_2'}=\hat{q} \tag{33}$$

が成立している。したがって，競争均衡はパレート最適である。

次に保険者が危険中立的な場合における，競争均衡とパレート最適との関係について考察しよう。

パレート最適条件は，

$$p(\hat{y}+Q-z)+(1-p)(\hat{y}+Q),$$

を一定として，

$$pU(\tilde{y}-l-Q+z)+(1-p)U(\tilde{y}-Q),$$

を最大にすることによって求めることができる。それは，

$$\frac{pU_2'}{(1-p)U_2'}=\frac{p}{1-p}, \tag{34}$$

である。他方，競争均衡点では，

$$\frac{pU_1'}{(1+p)U_2'}=\hat{q},\quad \hat{q}=\frac{p}{1-p}, \tag{35}$$

が成立している[5]。したがって，(34) 式と (35) 式とから，競争均衡はパレート最適である。

5）保険者が危険中立的な場合には，競争均衡点では，(14) 式より $q=p$ が成立する。他方，定義（(13) 式）より $\hat{q}=\frac{q}{1-q}$ であるから，$\hat{q}=\frac{p}{1-p}$，が成立する。

§3　自己保険と市場保険

以下では，まず Ehrlich and Becker〔1〕における自己保険と市場保険についての部分を要約し，その後，自己保険と市場保険とがともに利用可能な場合における競争均衡の性質を検討する。Marshall〔4〕においては図を用いて，この場合における競争均衡の最適性が示されているが，以下では定式化することによってこのことを示そう。

3—1　自己保険

Ehrlich and Becker〔1〕にしたがえば，事故にともなう損害額の減少 (a reduction in the size of a loss) を目的として行なわれる支出は，自己保険への支出と呼ばれる[6]。

自己保険支出を e，損害減少分を $\hat{l}$ とすれば，

$$\hat{l}=\hat{l}(e), \tag{36}$$

である。ここで，

$$\hat{l}'>1,\ \hat{l}''<0, \tag{37}$$

を仮定する。

自己保険支出が零の場合における損害額は l であるから，状態1での所得 $\tilde{y}_1$ および状態2での所得 $\tilde{y}_2$ のそれぞれは，次のように示される。

$$\tilde{y}_1=\tilde{y}-\{l-\hat{l}(e)\}-e, \tag{38}$$

$$\tilde{y}_2=\tilde{y}-e. \tag{39}$$

(38)，(39) の各式から，期待効用は次のように表わされる。

$$pU(\tilde{y}-l+\hat{l}(e)-e)+(1-p)U(\tilde{y}-e). \tag{40}$$

ただし，$U'>0,\ U''<0$　(41)

と仮定する。

6）具体例については，Ehrlich and Becker〔1〕を参照。

所与の p, y, l のもとで，期待効用を最大化する自己保険支出に関する一階の条件式は次のようになる。

$$pU_1'(\hat{l}-1)-(1-p)U_2'=0. \tag{42}$$

二階の条件式は，

$$pU_1''(\hat{l}-1)^2+pU_1'\hat{l}''+(1-p)U_2''<0, \tag{43}$$

となる。

仮定の (37), (41) から，二階の条件は満たされる。

次に，市場保険と自己保険がともに利用可能な場合を考える。

そのとき，状態 1 の所得 $\tilde{y}_1$, 状態 2 の所得 $\tilde{y}_2$, のそれぞれは，以下の (44) 式，(45) 式によって示される。

$$\tilde{y}_1=\tilde{y}-l+\hat{l}(e)-e+\hat{z}, \tag{44}$$

$$\tilde{y}_2=\tilde{y}-e-\hat{q}\hat{z}. \tag{45}$$

したがって，期待効用 EU は，

$$EU=pU(\tilde{y}-l+\hat{l}(e)-e+\hat{z})$$
$$+(1-p)U(\tilde{y}-e-\hat{q}\hat{z}), \tag{46}$$

と表わされる。

$\tilde{y}$, l, p, $\hat{q}$ のそれぞれを所与として，期待効用を最大化する $\hat{z}$, e についての一階の条件式は，次の (47), (48) 式で示される。

$$EU_e'=pU_1'(\hat{l}'-1)-(1-p)U_2'=0, \tag{47}$$

$$EU_{\hat{z}}'=pU_1'+(1-p)U_2'(-\hat{q})=0. \tag{48}$$

ただし，$EU'_e=\dfrac{\partial EU}{\partial e}$, $EU'_{\hat{z}}=\dfrac{\partial EU}{\partial \hat{z}}$, $U_1'=\dfrac{\partial U}{\partial \tilde{y}_1}$, $U_2'=\dfrac{\partial U}{\partial \tilde{y}_2}$,

とする。(47), (48) 式をかきかえると，それぞれ

$$\frac{pU_1'}{(1-p)U_2'}=\frac{1}{\hat{l}'-1}, \tag{49}$$

$$\frac{pU_1'}{(1-p)U_2'}=\hat{q}, \tag{50}$$

となる。したがって，(49)，(50) の式から，

$$\hat{q}=\frac{1}{\hat{l}'-1}\quad, \tag{51}$$

が成立する[7]。

二階の条件は，

$$EU_{\hat{z}\hat{z}}=pU_1''+(1-p)U_2''\hat{q}^2<0, \tag{52}$$

$$EU_{ee}=pU_1''\cdot(\hat{l}'-1)^2+pU_1'\hat{l}''+(1-p)U_2''<0, \tag{53}$$

$$\Delta_3=EU_{\hat{z}\hat{z}}\cdot EU_{ee}-EU^2_{\hat{z}e}>0\,, \tag{54}$$

である。仮定の (37)，(41) より，$\hat{l}''<0$，$U''<0$ であるから，(52)，(53) の各式は満たされる。　さらに，

$$EU_{\hat{z}e}=pU_1''(\hat{l}'-1)+\hat{q}(1-p)U_2'', \tag{55}$$

が成立する。

(55) 式と (52)，(53) の不等式の左辺を，(54) の不等式の左辺へ代入して，(51) 式を考慮すれば，

$$\Delta_3=pU_1'\hat{l}''\{pU_1''+(1-p)U_2''\hat{q}^2\}, \tag{56}$$

がえられる。

(37) より，$\hat{l}''<0$，(41) より $U''<0$，が仮定されているので，$\Delta_3>0$ となる。したがって，二階の条件はすべて満たされる。

3—2　市場の均衡

(i)　保険者が危険回避的な場合

競争均衡においては，被保険者については，(49)，(50) の各式が成り立つ，

$$\frac{pU_1'}{(1-p)U_2'}=\frac{1}{\hat{l}'-1},\qquad \frac{pU_1'}{(1-p)U_2'}=\hat{q}\,,$$

---

7)　さらに，市場保険が保険数理的に公正な価格で利用可能な場合には，最適条件式 (51) は，次式のようになる。

$$\frac{1}{\hat{l}'-1}=\frac{p}{1-p}$$

また，保険者については，

$$\frac{pV_1'}{(1-p)V_2'}=\hat{q},$$

が成り立つ[8]。したがって，

$$\frac{1}{\hat{l}-1}=\frac{pU_1'}{(1-p)U_2'}\quad=\hat{q}\quad=\frac{pV_1'}{(1-p)V_2'},$$

が成立する。他方，パレート最適条件は，

$$pV(\hat{y}+Q-z)+(1-p)V(\hat{y}+Q),$$

が一定の下で，

$$pU(\tilde{y}-(l-\hat{l}(e))-e-Q+z)+(1-p)U(\tilde{y}-e-Q),$$

を最大にすることによってえられる。それは，

$$\frac{1}{\hat{l}-1}=\frac{pU_1'}{(1-p)U_2'},\quad=\frac{pV_1'}{(1-p)V_2'},$$

となる。したがって，競争均衡においては，パレート最適条件が満たされている。

(ii)　保険者が危険中立的な場合

競争均衡においては，被保険者については，(i) の場合と同じ条件，すなわち，

$$\frac{pU_1'}{(1-p)U_2'}=\frac{1}{l'-1},\quad\frac{pU_1'}{(1-p)U_2'}=\hat{q}$$

のそれぞれが成立するが，保険者については，危険中立的な場合には競争均衡において，期待利潤が零となるから，

$$\hat{q}=\frac{p}{1-p},$$

が成立する。したがって，

$$\frac{1}{\hat{l}-1}=\frac{pU_1'}{(1-p)U_2'}\quad=\hat{q}\quad=\frac{p}{1-p},$$

8）自己保険と市場保険とがともに利用可能な場合においても，(22) 式に対応する条件が成立する。

が成り立つ。

他方，パレート最適条件は次のように定式化される。

$$\text{Max} \quad pU(\bar{y}-(l-\hat{l}(e))-e-Q+z)+(1-p)U(\bar{y}-e-Q) \tag{57}$$

$$\text{sub. to} \quad Q-pz=0. \tag{58}$$

(58) 式を，(57) 式に代入することによって，次式がえられる。

$$pU(\bar{y}-(l-\hat{l}(e))-e+(1-p)z)+(1-p)U(\bar{y}-e-pz). \tag{59}$$

(59) 式を e, z のそれぞれについて偏微分すると次式がえられる。

$$pU_1'(\hat{l}'-1)+(1-p)U_2'(-1)=0, \tag{60}$$

$$pU_1'(1-p)+(1-p)U_2'(-p)=0. \tag{61}$$

(60) 式を変形すると，

$$\frac{pU_1'}{(1-p)U_2'}=\frac{1}{\hat{l}'-1}, \tag{62}$$

となる。他方，(61) 式を変形すると，

$$\frac{pU_1'}{(1-p)U_2'}=\frac{p}{1-p}, \tag{63}$$

となる。したがって，(62)，(63) の各式から，次の関係がえられる。

$$\frac{1}{\hat{l}-1}=\frac{pU_1'}{(1-p)U_2'}=\frac{p}{1-p}.$$

したがって，競争均衡においてはパレート最適条件が満たされている。

§4 自己防御と市場保険

事故にともなう損害の額を減少させるためになされる支出，すなわち自己保険への支出に対して，事故が生じる確率を減少させるための支出は，自己防御への支出と呼ばれる[9]。そして，この自己防御と市場保険とが共に利用可能な場合における，需要分析が Ehrlich and Becker〔1〕においてなされている[10]。

9) Ehrlich and Becker〔1〕を参照。

10) 詳しくは，Ehrlich and Becker〔1〕を参照。

他方，そのような場合における競争均衡の性質は，Marshall〔4〕等によって分析されている。以下では，まずこの Marshall〔4〕の所説を要約し，若干の検討を試みる。

自己防御への支出（expenditure on loss prevention）を r，被保険者の状態1，2のそれぞれにおける消費を $\tilde{c}_1$，$\tilde{c}_2$，保険者のそれを $\hat{c}_1$，$\hat{c}_2$ とする。被保険者と保険者の期待効用は，それぞれ次のように示される。

$$p(r)U(\tilde{c}_1)+(1-p(r))U(\tilde{c}_2), \tag{64}$$

$$p(r)V(\hat{c}_1)+(1-p(r))V(\hat{c}_2). \tag{65}$$

したがって，パレート最適条件は，以下の（66），（67），（68）の制約条件のもとで，（64）を最大化することによってえられる。すなわち，

$$\text{Max}\quad p(r)U(\tilde{c}_1)+(1-p(r))U(\tilde{c}_2)$$

sub. to

$$p(r)V(\hat{c}_1)+(1-p(r))V(\hat{c}_2)=\bar{V}, \tag{66}$$

$$\tilde{c}_1+\hat{c}_1+r=\tilde{y}-l+\hat{y}, \tag{67}$$

$$\tilde{c}_2+\hat{c}_2+r=\tilde{y}+\hat{y} \tag{68}$$

と定式化される。ただし，$r\geqq 0$，とする。

パレート最適条件は次のようになる。

$$\frac{(1-p(r))U'(\tilde{c}_2)}{p(r)U'(\tilde{c}_1)}=\frac{(1-p(r))V'(\hat{c}_2)}{p(r)V'(\hat{c}_1)}, \tag{69}$$

$$-\frac{1}{p'(r)}=\frac{U(\tilde{c}_2)-U(\tilde{c}_1)}{E(U'|p(r))}+\frac{V(\hat{c}_2)-V(\hat{c}_1)}{E(V'|p(r))}. \tag{70}$$

ただし，

$$E(U'|p(r))=p(r)U'(\tilde{c}_1)+(1-p(r))U'(\tilde{c}_2),$$

$$E(V'|p(r))=p(r)V'(\hat{c}_1)+(1-p(r))V'(\hat{c}_2)$$

である。

(i)　価格が事故率に依存しない場合。

π_1，π_2 のそれぞれを，状態1，2に対する条件づき請求権（contingent cla-

im）の価格とすると，それらが事故率に依存しない場合には，被保険者の期待効用と制約条件式は次の（71），（72）の各式で示される。

$$p(r)U(\tilde{c}_1)+(1-p(r))U(\tilde{c}_2), \tag{71}$$

$$\pi_1(\tilde{y}-l-r-\tilde{c}_1)+\pi_2(\tilde{y}-r-\tilde{c}_2)=0. \tag{72}$$

ラグランジュ関数 $\tilde{L}$ を，

$$\tilde{L}=p(r)U(\tilde{c}_1)+(1-p(r))U(\tilde{c}_2)$$
$$+\tilde{\mu}\{\pi_1(\tilde{y}-l-r-\tilde{c}_1)+\pi_2(\tilde{y}-r-\tilde{c}_2)\},$$

とすると，（72）の制約条件式のもとで，（71）で示される期待効用を最大化する一階の条件式は次のようになる。ただし，$\tilde{\mu}$ はラグランジュ乗数である。

$$p(r)U'(\tilde{c}_1)-\tilde{\mu}\pi_1=0, \tag{73}$$

$$(1-p(r))U'(\tilde{c}_2)-\tilde{\mu}\pi_2=0, \tag{74}$$

$$-p'(r)\{U(\tilde{c}_2)-U(\tilde{c}_1)\}-\tilde{\mu}\pi_1-\tilde{\mu}\pi_2=0. \tag{75}$$

$$\pi_1(\tilde{y}-l-r-\tilde{c}_1)+\pi_2(\tilde{y}-r-\tilde{c}_2)=0. \tag{76}$$

他方，保険者の期待効用と制約条件式は，次の（77），（78）の各式で示される。

$$p(r)V(\hat{c}_1)+(1-p(r))V(\hat{c}_2), \tag{77}$$

$$\pi_1(\hat{y}-\hat{c}_1)+\pi_2(\hat{y}-\hat{c}_2)=0. \tag{78}$$

ラグランジュ関数 $\hat{L}$ を，

$$\hat{L}=p(r)V(\hat{c}_1)+(1-p(r))V(\hat{c}_2)$$
$$+\hat{\mu}\{\pi_1(\hat{y}-\hat{c}_1)+\pi_2(\hat{y}-\hat{c}_2)\},$$

とすると，（78）の制約条件式のもとで，（77）を最大化する一階の条件式は次のようになる。ただし，$\hat{\mu}$ はラグランジュ乗数である。

$$p(r)V'(\hat{c}_1)-\hat{\mu}\pi_1=0, \tag{79}$$

$$(1-p(r))V'(\hat{c}_2)-\hat{\mu}\pi_2=0, \tag{80}$$

$$\pi_1(\hat{y}-\hat{c}_1)+\pi_2(\hat{y}-\hat{c}_2)=0. \tag{81}$$

（73），（74），から次式がえられる。

$$\frac{p(r)U'(\tilde{c}_1)}{(1-p(r))U'(\tilde{c}_2)}=\frac{\pi_1}{\pi_2}. \tag{82}$$

(79), (80) 式からは次式がえられる。

$$\frac{p(r)V'(\hat{c}_1)}{(1-p(r))V'(\hat{c}_2)}=\frac{\pi_1}{\pi_2}. \tag{83}$$

したがって, (82), (83) 式から,

$$\frac{p(r)U'(\tilde{c}_1)}{(1-p(r))U'(\tilde{c}_2)}=\frac{p(r)V'(\hat{c}_1)}{(1-p(r))V'(\hat{c}_2)},$$

が成立し, (69) 式が満たされることになる。

他方, (70) 式は満たされないことが以下のようにして示される。すなわち, (73), (74) 式を使って, (75) 式は次式のように変形される。

$$-\frac{1}{p'(r)}=\frac{U(\tilde{c}_2)-U(\tilde{c}_1)}{E(U'|p(r))}. \tag{84}$$

したがって, (70) 式は満たされず最適な自己防御支出がえられないことになる。

(ii)　価格が事故率に依存する場合

状態1, 2に対する条件づき請求権の価格が, 事故率に依存する場合において, それらの価格はリスク・ロウディング (risk loading) σ_1, σ_2 を用いて, $\sigma_1 p(r)$, $\sigma_2(1-p(r))$ と定められるとする。そのとき, 被保険者の期待効用と制約条件式は, 次の (85), (86) の各式で示される。

$$p(r)U(\tilde{c}_1)+(1-p(r))U(\tilde{c}_2), \tag{85}$$

$$\begin{aligned}&\sigma_1 p(r)(\hat{y}-l-r-\tilde{c}_1)\\&+\sigma_2(1-p(r))(\hat{y}-r-\tilde{c}_2)=0\end{aligned} \tag{86}$$

ラグランジュ関数 $\tilde{K}$ を,

$$\begin{aligned}\tilde{K}=&p(r)U(\tilde{c}_1)+(1-p(r))U(\tilde{c}_2)\\&+\tilde{\eta}\{\sigma_1 p(r)(\tilde{y}-l-r-\tilde{c}_1)\\&+\sigma_2(1-p(r))(\tilde{y}-r-\tilde{c}_2)\},\end{aligned}$$

とすると，(86) の制約条件式のもとで，(85) を最大化する一階の条件式は次のようになる。ただし，$\tilde{\eta}$ はラグランジュ乗数である。

$$p(r)U'(\tilde{c}_1)-\eta\sigma_1 p(r)=0, \tag{87}$$

$$(1-p(r))U'(\tilde{c}_2)-\tilde{\eta}\sigma_2(1-p(r))=0, \tag{88}$$

$$\begin{aligned}&-p'(r)\{U(\tilde{c}_2)-U(\tilde{c}_1)\}\\&+\tilde{\eta}(p'(r)\{\sigma_1(\tilde{y}-l-r-\tilde{c}_1)-\sigma_2(\tilde{y}-r-\tilde{c}_2)\}\\&-\tilde{\eta}\{\sigma_1 p(r)+\sigma_2(1-p(r)\}=0.\end{aligned} \tag{89}$$

$$\begin{aligned}&\sigma_1 p(r)(\tilde{y}-l-r-\tilde{c}_1)\\&+\sigma_2(1-p(r))(\tilde{y}-r-\tilde{c}_2)=0.\end{aligned} \tag{90}$$

他方，保険者の期待効用と制約条件式は，次の，(91)(92) の各式で示される。

$$p(r)V(\hat{c}_1)+(1-p(r))V(\hat{c}_2), \tag{91}$$

$$\sigma_1 p(r)(\hat{y}-\hat{c}_1)+\sigma_2(1-p(r))(\hat{y}-\hat{c}_2)=0. \tag{92}$$

ラグランジュ関数 $\hat{K}$ を，

$$\begin{aligned}\hat{K}=&p(r)V(\hat{c}_1)+(1-p(r))V(\hat{c}_2)\\&+\hat{\eta}\{\sigma_1 p(r)(\hat{y}-\hat{c}_1)+\sigma_2(1-p(r))(\hat{y}-\hat{c}_2)\},\end{aligned}$$

とすると，(92) の制約条件のもとで，(91) を最大化する一階の条件式は次のようになる。ただし，$\hat{\eta}$ はラグランジュ乗数である。

$$p(r)V'(\hat{c}_1)-\hat{\eta}\sigma_1 p(r)=0, \tag{93}$$

$$(1-p(r))V'(\hat{c}_2)-\hat{\eta}\sigma_2(1-p(r))=0, \tag{94}$$

$$\sigma_1 p(r)(\hat{y}-\hat{c}_1)+\sigma_2(1-p(r))(\hat{y}-\hat{c}_2)=0. \tag{95}$$

(87)，(88) の各式から，

$$\frac{(1-p(r)U'(\tilde{c}_2)}{p(r)U'(\tilde{c}_1)}=\frac{\sigma_2(1-p(r))}{\sigma_1 p(r)}, \tag{96}$$

がえられる。また，(93)，(94) の各式から，

$$\frac{(1-p(r))V'(\hat{c}_2)}{p(r)V'(\hat{c}_1)}=\frac{\sigma_2(1-p(r))}{\sigma_1 p(r)}, \tag{97}$$

がえられる[11]。したがって，(96)，(97) の各式より

$$\frac{(1-p(r))U'(\tilde{c}_2)}{p(r)U'(\tilde{c}_1)}=\frac{(1-p(r))V'(\hat{c}_2)}{p(r)V'(\hat{c}_1)}, \tag{98}$$

が成立し，(69) 式で示される最適条件は満たされることになる。他方，(70) 式で示される最適条件式は，一般には満たされないことが以下のようにして示される

(87)，(88) の各式から，

$$\tilde{\eta}\sigma_1=U'(\tilde{c}_1), \tag{99}$$

$$\tilde{\eta}\sigma_2=U'(\tilde{c}_2), \tag{100}$$

がえられる。

さらに，(98) 式から，

$$\frac{U'(\tilde{c}_2)}{V'(\hat{c}_2)}=\frac{U'(\tilde{c}_1)}{V'(\hat{c}_1)}=\frac{E(U'|p(r))}{E(V'|p(r))}, \tag{101}$$

がえられる。

Δ_1, Δ_2 を一次近次によって生じる誤差とすると，次式が成立する。

$$V(\hat{\vartheta})=V(\hat{c}_1)+V'(\hat{c}_1)(\hat{\vartheta}-\hat{c}_1)+\Delta_1, \tag{102}$$

$$V(\hat{\vartheta})=V(\hat{c}_2)+V'(\hat{c}_2)(\hat{\vartheta}-\hat{c}_2)+\Delta_2, \tag{103}$$

(67)，(68)，(99)，(100)，(101)，(102)，(103) の各式を用いて，(89) 式を次のように変形することができる。

$$-\frac{1}{p'(r)}=\frac{U(\tilde{c}_2)-U(\tilde{c}_1)}{E(U'|p(r))}+\frac{V(\hat{c}_2)-V(\hat{c}_1)-\Delta_1+\Delta_2}{E(V'|p(r))}. \tag{104}$$

したがって，(70) 式で示される最適条件式は一般には満されない。ただし，保険者が危険中立的であるときには，

$$\Delta_1=\Delta_2=0,$$

となり，(70) 式が満たされることになる。

---

11) σ_1，σ_2 の均衡値は，保険者及び被保険者の最適化行動の結果が，市場均衡条件 (67)，(68) 式を満たすときにえられる。

以上と同様の分析が，Helpman and Laffont〔2〕においてもなされている。それらの分析によって示されるように，事故率についての情報と保険者の危険中立性が重要となる。しかも，Marshall〔4〕，Helpman and Laffont〔2〕においては，その情報が事前に必要とされている。事故率 p は自己防御支出の関数であるから，まず自己防御支出についての事前の調査が必要とされる[12]。しかし，その調査がしばしば不可能であるということが，Laffont〔3〕によって指摘されている[13]。このような観点から，Laffont〔3〕においては，自己防御支出についての事前の調査がなされず，かわりに被保険者によって自己防御支出についての申告が行なわれると想定されている。その申告に基づいて，保険料が決められる。事故が生じたときには，申告通りの自己防御支出が行なわれていたかどうかが事後的に調査される。もし，申告に満たない自己防御支出が，行なわれていたと判定された場合には，保険金の支払いが行なわれない。このような仮定のもとで，上述の判定が正確に行なわれる場合には[14]，パレート最適が達成されることが，Laffont〔3〕において示されている。しかし，判定が正確に行なわれるということは，自己防御支出についての事前の調査と同様に，一般には不可能であると考えられる[15]。すなわち，判定を正確にするために，自己防御支出についての正確な情報をえることは困難であると考えられる。

§5　事故率と保険給付

自己防御支出についての情報が不正確な場合における最適保険政策[16]につい

12）さらに，$p(r)$ の関数型についても情報が必要とされる。

13）Laffont〔3〕，p. 87 を参照。

14）r を自己防御支出，$\hat{r}$ を申告された自己防御支出とする。申告に満たない自己防御支出ではなかったと判定される確率が，$\psi(r-\hat{r})$ で示されるとすると，$r \geqq \hat{r}$ の場合に $\psi=1$，$r<r$ の場合に $\psi=0$，となるときに，その判定は正確であるとされる。

15）正確な判定が困難なことは，Laffont〔3〕においても指摘されている。

16）公正な保険（fair insurance）のもとで被保険者の期待効用を最大化する政策。

ての分析は，Shavell〔8〕においてなされている。すなわち，次のような結果が導かれている。

保険者によって行なわれる被保険者の自己防御についての調査費が零で，その調査からえられる情報が不完全な場合には，

(i)　調査をしない場合の最適保険政策に比べて，より高い期待効用を被保険者にもたらす（保険者の純収入を低下させないで）ような政策がこの情報を用いてえられる。

(ii)　少なくとも，事前と事後の調査において，質的な差がない場合[17]には事後の調査を用いてえられる最適政策よりも，高い期待効用を被保険者にもたらす（保険者の純収入を低下させないで）政策が，事前の情報を用いてえられる。

この Shavell〔8〕の分析では，調査によってえられる情報が正確でないと想定されているので，現実との関連性が高いと考えられる。以下では，この Shavell〔8〕の想定を用いて若干の考察を試みる。すなわち，保険給付が，自己防御支出（r）の観察値（$\tilde{r}$）にも依存してきまるとする。その $\tilde{r}$ から，r に関する正確な情報がえられないとする。すなわち，$\tilde{r}$ は必ずしも r に等しくないとする。そのときに，保険給付が観察値に依存する程度（ε）における変化が，個々人の最適自己防御支出に，したがって，事故率にどのような影響を与えるかを考察する。個々人の事故率を下げることが一つの社会的目的とされた場合に，政策変数 ε をどのように変化させる必要があるのかが導出されることになる。さらに，それにともなう保険収支の変化も考察する。また，自己防御支出の最低基準についても，同様の考察を行なう。

記号を整理すると以下のようになる。

17）r を自己防御支出，$\tilde{r}$ を調査によるその観察値とする。確率変数 η を用いて，$\tilde{r}$ が r と η の和（すなわち，$\tilde{r}=r+\eta$）と示されるとき，$\tilde{r}$ の確率分布が，所与の r のもとで，事前・事後で変化しない場合に質的な差がないとする。

r；自己防御支出

$\tilde{r}$；自己防御支出の観察値

γ；自己防御支出の最低基準（政策的に所与とする。）

ε；保険給付が観察値に依存する程度

m；保険料率

l；損害額

p；事故率

$\hat{\varepsilon}$；保険給付のうち観察値に依存しない部分

y；所得

保険料が $m\cdot y$，自己防御支出が r であるから，事故が生じなかった場合の所得は，

$$y-m\cdot y-r \tag{105}$$

となる。

保険給付は，観察値 $\tilde{r}$ に依存する部分，すなわち，$\varepsilon(\tilde{r}-\gamma)$ と，依存しない部分，すなわち $\hat{\varepsilon}$ とからなるとする。ただし，ε は γ よりも小さい $\tilde{r}$ に対しては零，γ 以上の $\tilde{r}$ に対しては正の値をとるとする。したがって，保険給付は次のように示される。

$\hat{\varepsilon}+\varepsilon(\tilde{r}-\gamma)$，ただし，$\tilde{r}\geqq\gamma$

$\hat{\varepsilon}$，ただし，$\tilde{r}<\gamma$

したがって，事故が生じた場合の所得は，$\tilde{r}\geqq\gamma$ のときには，

$$y-my-r-l+\hat{\varepsilon}+\varepsilon(\tilde{r}-\gamma), \tag{106}$$

と示され，$\tilde{r}<\gamma$ のときには，

$$y-my-r-l+\hat{\varepsilon}, \tag{107}$$

と示される。

$\tilde{r}$ の密度関数を $f(\tilde{r};r)$ とすると各人の期待効用（EU）は，(105) (106)，(107) 式から次のように示される。

$$
\begin{aligned}
EU = &(1-p(r))U(y-my-r) \\
&+p(r)\int_{\underline{\tilde{r}}}^{\gamma} U(y-my-r-l+\hat{\varepsilon})f(\tilde{r}\,;\,r)d\tilde{r} \\
&+p(r)\int_{\gamma}^{r} U(y-my-r-l+\hat{\varepsilon}+\varepsilon(\tilde{r}-\gamma))f(\tilde{r}\,;\,r)d\tilde{r}. \qquad (108)
\end{aligned}
$$

ただし，$\underline{\tilde{r}} \leqq \tilde{r} \leqq \bar{\tilde{r}}$ とする。

(108) 式で示される期待効用を最大化する r についての一階の条件は次のように示される。

$$
\begin{aligned}
EU' = &-p'(r)U(y-my-r) \\
&-(1-p(r))U'(y-my-r) \\
&+p'(r)\int_{\underline{\tilde{r}}}^{\gamma} U(y-my-r-l+\hat{\varepsilon})f(\tilde{r}\,;\,r)d\tilde{r} \\
&+p(r)\int_{\underline{\tilde{r}}}^{\gamma}\{-U'(y-my-r-l+\hat{\varepsilon})f(\tilde{r}\,;\,r) \\
&\qquad +U(y-my-r-l+\hat{\varepsilon})f'\}d\tilde{r} \\
&+p'(r)\int_{\gamma}^{\bar{\tilde{r}}} U(y-my-r-l+\hat{\varepsilon}+\varepsilon(\tilde{r}-\gamma))f(\tilde{r}\,;\,r)d\tilde{r} \\
&+p(r)\int_{\gamma}^{\bar{\tilde{r}}}\{-U'(y-my-r-l+\hat{\varepsilon}+\varepsilon(\tilde{r}-\gamma))f(\tilde{r}\,;\,r) \\
&\qquad +U(y-my-r-l+\hat{\varepsilon}+\varepsilon(\tilde{r}-\gamma))f'\}d\tilde{r} = 0\,. \qquad (109)
\end{aligned}
$$

r についての二階の条件，

$$
G = \frac{\partial^2 EU}{\partial r^2} < 0\,, \qquad (110)
$$

を仮定する。

以下では，保険給付が観察値に依存する程度（ε）における変化が，個々人の最適自己防御支出に，したがって事故率にどのような影響を与えるかを検討する。

最適条件式（109）を，ε について微分し整理すると次式がえられる。

$$
\frac{\partial r^*}{\partial \varepsilon} = -\frac{1}{G}\,p'(r)\int_{\gamma}^{\bar{\tilde{r}}} U'(y-my-r-l+\hat{\varepsilon}+\varepsilon(\tilde{r}-\gamma))(\tilde{r}-\gamma)f(\tilde{r}\,;\,r)d\tilde{r}
$$

$$+p(r)\int_{\gamma}^{\bar{\tilde{r}}}\{-U''(y-my-r-l+\hat{\varepsilon}+\varepsilon(\tilde{r}-\gamma))(\tilde{r}-\gamma)f(\tilde{r};r)$$

$$+U'(y-my-r-l+\hat{\varepsilon}+\varepsilon(\tilde{r}-\gamma))(\tilde{r}-\gamma)f'\}d\tilde{r}]. \tag{111}$$

(111) 式の〔・〕のなかを展開すると次のようになる。

$$\int_{\gamma}^{\bar{\tilde{r}}}U_2'(y-my-r-l+\hat{\varepsilon}+\varepsilon(\tilde{r}-\gamma))(\tilde{r}-\gamma)\{p'f+pf'\}d\tilde{r}$$

$$-p(r)\int_{\gamma}^{\bar{\tilde{r}}}U''\{y-my-r-l+\hat{\varepsilon}+\varepsilon(\tilde{r}-\gamma))(\tilde{r}-\gamma)f(\tilde{r};r)d\tilde{r}.$$

上式の第2項は正である。第1項の｛・｝のなかは,

$$-\frac{p'}{p}<\frac{f'}{f}\quad, \tag{112}$$

ただし, $\gamma\leqq\tilde{r}\leqq\bar{\tilde{r}}$

である場合には正となる。したがって, $U'>0$ であるから, 第1項の全体も正となる。したがって, (111) 式の〔・〕のなかが正となる。さらに, (110) 式から G は負であるから, 次の関係がえられる。すなわち, (112) の下で

$$\frac{\partial r^*}{\partial\varepsilon}>0, \tag{113}$$

となる。

さらに, $p'<0$, であるから,

$$\frac{\partial p^*}{\partial\varepsilon}<0, \tag{114}$$

がえられる。

すなわち, r の変化にともなう p の変化率のほうが f の変化率よりも小さいときには, ε が増加, すなわち保険給付が観察値に依存する程度が増加するほど, 最適自己防御支出は増加し, したがって事故率は減少することになる。

次に, 自己防御支出の最低基準 γ における変化が, 個々人の最適自己防御支出に, したがって, 事故率にどのような影響を与えるかを検討する。

最適条件式 (109) を γ について微分して整理すると次式がえられる。

$$\frac{\partial r^*}{\partial \gamma}=-\frac{1}{G}\Big[-p'(r)\int_{\gamma}^{\bar{\tilde{r}}}U'(y-my-r-l+\hat{\varepsilon}+\varepsilon(\tilde{r}-\gamma))\varepsilon f(\tilde{r}\,;r)d\tilde{r}$$

$$-p'(r)U(y-my-r-l+\hat{\varepsilon})f(\gamma\,;r)$$

$$+p(r)\int_{\gamma}^{\bar{\tilde{r}}}\{U''(y-my-r-l+\hat{\varepsilon}+\varepsilon(\tilde{r}-\gamma))\varepsilon f(\tilde{r}\,;r)$$

$$-U'(y-my-r-l+\hat{\varepsilon}+\varepsilon(\tilde{r}-\gamma))\varepsilon f'\}d\tilde{r}$$

$$-p(r)\{-U'(y-my-r-l+\hat{\varepsilon})f(\gamma\cdot r)$$

$$+U(y-my-r-l+\hat{\varepsilon})f'(\gamma,r)\}\Big]. \tag{115}$$

(115) 式の〔・〕のなかを展開すると次のようになる。

$$-\int_{\gamma}^{\bar{\tilde{r}}}\{U'(y-my-r-l+\hat{\varepsilon}+\varepsilon(\tilde{r}-\gamma))\varepsilon(p'f(\tilde{r}\,;r)+pf')\}$$

$$-U(y-my-r-l+\hat{\varepsilon})(p'f(\gamma\,;r)+pf')$$

$$+p(r)\Big[U'(y-my-r-l+\hat{\varepsilon})\cdot\varepsilon\int_{\gamma}^{\bar{\tilde{r}}}\Big\{\frac{U''(y-my-r-l+\hat{\varepsilon}+\varepsilon(\tilde{r}-\gamma))}{U'(y-my-r-l+\hat{\varepsilon})}$$

$$+\frac{f(\gamma\,;r)}{\varepsilon}\Big\}f(\tilde{r}\,;r)d\tilde{r}\Big]$$

$$+p(r)U'(y-my-r-l+\hat{\varepsilon})\int_{\underline{\tilde{r}}}^{\gamma}f(\tilde{r}\,;r)d\tilde{r}.$$

$\tilde{r}\geqq\gamma$ にたいして，$\varepsilon>0$ であるから，$U'(y-my-r-l+\hat{\varepsilon})$

$>U'(y-my-r-l+\hat{\varepsilon}+\varepsilon(\tilde{r}-\gamma))$,

となる。ただし，$U'>0$, $U''<0$ とする。したがって，第3項の｛・｝は次のように展開される。

$$\frac{U''(y-my-r-l+\hat{\varepsilon}+\varepsilon(\tilde{r}-\gamma))}{U'(y-my-r-l+\hat{\varepsilon})}+\frac{f(\gamma\,;r)}{\varepsilon}$$

$$>\frac{U''(y-my-r-l+\hat{\varepsilon}+\varepsilon(\tilde{r}-\gamma))}{U'(y-my-r-l+\hat{\varepsilon}+\varepsilon(\tilde{r}-\gamma))}+\frac{f(\gamma\,;r)}{\varepsilon}$$

したがって，絶対的危険回避度を用いれば，

$$Ra(y-my-r-l+\hat{\varepsilon}+\varepsilon(\tilde{r}-\gamma))<\frac{f(\gamma\,;r)}{\varepsilon}, \tag{116}$$

が成り立つときに，第3項の｛・｝のなかは正となる。したがって，第3項は正となる。第1，2項は，

$$-\frac{p'}{p}>\frac{f'}{f}, \tag{117}$$

ただし，$\gamma \leqq \tilde{r} \leqq \bar{\tilde{r}}$.

が成り立つとき正となる。第4項は正であるから，(116)，(117) が満たされるときに，(115) 式の〔・〕のなかは正となる。さらに，(110) 式から G は負であるから，次の関係がえられる。

$$\frac{\partial r^*}{\partial \gamma}>0\,. \tag{118}$$

さらに，$p'<0$，であるから，

$$\frac{\partial p^*}{\partial \gamma}<0\,, \tag{119}$$

がえられる。

すなわち，絶対的危険回避度あるいは ε が十分小さい場合で，r の変化にともなう p の変化率のほうが f の変化率よりも大きいときには，γ が増加，すなわち自己防御支出の最低基準が増加するほど最適自己防御支出は増加し，したがって事故率は減少することになる。

次に，保険給付が観察値に依存する程度 ε あるいは，自己防御支出の最低基準 γ における変化が，保険収支にどのような影響を与えるかを検討する。

各人についての保険給付の期待値 E は，

$$E=p(r)\{\hat{\varepsilon}+\varepsilon\int_{\gamma}^{\bar{\tilde{r}}}(\tilde{r}-\gamma)f(\tilde{r}\,;\,r)d\tilde{r}\}, \tag{120}$$

と示される[18]。(120) 式を ε について微分して整理すると次式がえられる。

$$\frac{\partial E}{\partial \varepsilon}=\left[\,p'(r)\,\hat{\varepsilon}+\int_{\gamma}^{\bar{\tilde{r}}}\varepsilon(\tilde{r}-\gamma)(p'(r)f(\tilde{r}\,;\,r)+p(r)f')d\tilde{r}\,\right]\frac{\partial r}{\partial \varepsilon}$$

18) Shavell〔8〕p. 555 と同様に，調査（観察）費が零で，その調査からえられる情報は不完全であるとする。また調査費が一定としても，同じ結果がえられる。

$$+p(r)\int_{\gamma}^{\bar{\tilde{r}}}(\tilde{r}-\gamma)f(\tilde{r}\,;\,r)d\tilde{r}.$$

第2項は正であり，(113) より $\frac{\partial r}{\partial \varepsilon}>0$，である。さらに，(112) より，〔・〕のなかの第2項は正である。したがって，$\hat{\varepsilon}$ が十分小さいときには，

$$\frac{\partial E}{\partial \varepsilon}>0,$$

となる。すなわち，保険給付のうち観察値に依存しない部分 ($\hat{\varepsilon}$) が十分小さいときには，保険給付が観察値に依存する程度 (ε) が高くなるにしたがって，保険給付の期待値 (E) は増加することになる[19]。他方，保険料収入 (my) は一定であるから，保険収支（保険料収入－保険給付）の期待値は減少することになる。

次に，(120) 式を γ について微分して整理すると次式がえられる。

$$\frac{\partial E}{\partial \gamma}=\left\{p'(r)\,\varepsilon+\int_{\gamma}^{\bar{\tilde{r}}}\varepsilon(\tilde{r}-\gamma)\,(p'(r)f(\tilde{r}\,;\,r)+pf')\,d\tilde{r}\right\}\frac{\partial r}{\partial \gamma}$$

$$-p(r)\,\varepsilon\int_{\gamma}^{\bar{\tilde{r}}}f(\tilde{r}\,;\,r)d\tilde{r}.$$

上式の第2項は負。(118) より，$\frac{\partial r}{\partial \gamma}>0$，(117) より，第1項の｛・｝部分の第2項は負となる。さらに，$p'(r)<0$，であるから，第1項も負となる。したがって，

$$\frac{\partial E}{\partial \gamma}<0,$$

がえられる。すなわち，自己防御支出の最低基準が高くなるにしたがって，保険給付の期待値 E は減少し，保険収支の期待値が増加することになる。

§6　結　び

以上においては，Marshall〔4〕，Laffont〔3〕，Shavell〔8〕等の所論を検

19）ただし，条件 (112) は満たされているとする。

討すると共に，自己防御支出についての情報が正確でないという仮定のもとで，事故率と保険について若干の考察を試みた。すなわち，個々人の事故率を下げることが一つの社会的目的とされた場合に，保険給付が観察値（自己防御支出の）に依存する程度を高めてもあるいは自己防御支出の最低基準を高めてもその社会的目的を達成する可能性があるが，保険収支の期待値の観点からは，後者のほうが望ましい効果をともなうことが導かれた[20]。その他の社会的目的についての考察は今後の課題である。

参考文献

〔1〕 I. Ehrlich, and G.S. Becker, "Market Insurance, Self-Insurance, and Self-Protection," *Journal of Political Economy*, July/Aug., 1972.

〔2〕 E. Helpman, and J. Laffont, "On Moral Hazard in General Equilibrium Theory," *Journal of Economic Theory*, Feb., 1975.

〔3〕 J. Laffont, *Essays in the Economics of Uncertainty*, Harvard University Press, 1980.

〔4〕 J.M. Marshall, "Moral Hazard," *American Economic Review*, Dec., 1976.

〔5〕 J. Mossin, "Aspects of Rational Insurance Purchasing," *Journal of Political Economy*, July /Aug., 1968.

〔6〕 J. Pratt, "Risk Aversion in the Small and in the Large," *Econometrica*, Jan./Apr., 1964.

〔7〕 A. Sandmo, "Portfolio Choice in a Theory of Saving," *Swedish Journal of Economics*, Vol. LXX, No. 2 1968.

〔8〕 S. Shavell, "On Moral Hazard and Insurance," *Quarterly Journal of Economics*, Nov., 1979.

〔9〕 酒井泰弘，「不確実性と競争保険市場」『筑波大学経済学論集』，1979年10月。

20） ただし，保険収支の期待値を増加させることが望ましいとされている場合についてである。

第4章 最適保険政策

§1 序

本章では，不完全情報のもとでの保険政策について考察する。

各人は，自己の事故率についての完全な情報をもたず，その事故率に関する推定を行なうとする。そして，自己の事故率が $\hat{P}$ であると推定する人々の間での実際の平均事故率が $\hat{P}$ であると仮定する。(Rothschild and Stiglitz〔4〕においては，このような性質を満たす推定は，偏りのない（unbiased）推定とされている。）この推定された事故率 $\hat{P}$ に基づく各人の期待効用を最大化する保険政策等について考察する。

事故が生じたときに，損害額（L）（例えば医療費）の一定割合（β）が保険給付されるとする。この損害額に対応した保険給付（βL）とは別に，一定額の現金給付（例えば，傷病手当金あるいは見舞金）もなされるとし，この給付は全額が国庫負担されると仮定する。以下では,「公正な保険（fair insurance）[1]」を仮定し，保険給付（βL）に対応した保険料を考える。

Ehrlich and Becker〔3〕と同様に，期待効用極大化行動を仮定する。上述の一定額の現金給付を零とした場合が，Ehlich and Becker〔3〕に対応している。

第2節では，上述の推定された事故率 $\hat{P}$ に基づく各人の期待効用を最大化する保険政策における最適給付率・保険料について考察する。その最適給付率（保険料）のもとでは，二つの状態（事故が生じた状態とそうでない状態)で，所得水準が等しくなることが，Ehrlich and Becker〔3〕におけると同様に示される。

1）「公正な保険」については，Becker〔1〕を参照。

第3節では，この最適給付率（保険料）の性質を検討する。第4節では，この最適保険政策のもとでは，期待所得・期待効用等が各人の事故率 P とは独立に一定となることが示される。第5節では，推定された事故率 $\hat{P}$ に基づく各人の期待効用を最大化するこの最適保険政策が，政策目的として考えられる（完全情報がえられた場合に定められる）各人の期待効用からなる社会目的関数を最大化していることが示される。第6節では，保険政策の対象を一部の集団（例えば老人の集団）から社会全体にした場合の政策実施にともなう問題について検討する。

§2　最適保険料・給付率の決定

自らの事故率が $\hat{P}$ であると推定する人々からなる集団を考える。(例えば，年齢等によって，社会をいくつかの集団に区別することによって，このような性質を満たす集団をつくることができるとする[2]。) そして，そのような集団の間での，実際の事故率（P）の平均値が $\hat{P}$ であると仮定する[3]。

この集団における事故率による個人の密度関数を $f(P)$ とする (we let $f(P)$ be the density function of individuals by their accident probability[4])。そして，$\underline{P}$, $\bar{P}$ はそれぞれ，最低・最高の事故率を示すとしよう (Let $\underline{P}$ and $\bar{P}$ be the minimum and maximum accident probabilities respectively[5])。したがって，

$$\int_{\underline{P}}^{\bar{P}} f(P)\, dP = 1,\ f(P) \geq 0, \qquad (1)$$

2）例えば，年齢によって区分をするとすれば，老人は自らが病気（事故）になる確率に関して完全な情報をもっていないが，彼らが推定する自己の事故率は，若年層のそれよりも一般に高いであろう。

3）Rothschild and Stiglitz〔4〕参照。

4）Stiglitz〔5〕を参照。

5）Stiglitz〔5〕を参照。

と表わされる。

したがって，上述の仮定は次のように示される。

$$\int_{\underline{P}}^{\overline{P}} Pf\ (P)\ dP=\hat{P}.$$

いま，保険料を α，給付率を β，損害額を L とし，公正な保険を仮定すると，保険に関する予算制約式として次式がえられる。

$$\alpha=\hat{P}\beta L. \tag{2}$$

各人の初期所得をAとすると事故が生じたときの効用は

$$U=(A-\alpha-L+\beta L),$$

となり，他方，事故が生じないときの効用は

$$U\ (A-\alpha),$$

となる。ただし，$U'>0$，$U''<0$ と仮定する。

いま，事故が生じたときには，保険給付以外に，現金給付 S が与えられるとしよう。それぞれの場合の効用は次のようになる。すなわち，事故が生じたときには，

$$U\ (A-\alpha-L+\beta L+S), \tag{3}$$

となり，他方，事故が生じないときの効用は

$$U\ (A-\alpha), \tag{4}$$

となる。

ところで，この集団のすべての個人は，自己の事故率が $\hat{P}$ であると推定しているから，この推定値 $\hat{P}$ に基づく期待効用は，すべての個人について，(2)，(3)，(4) の各式から次のように示される。

$$\begin{aligned} EU=&\hat{P}U\ (A-\hat{P}\beta L-\ (1-\beta)\ L+S) \\ &+\ (1-\hat{P})\ U\ (A-\hat{P}\beta L). \end{aligned} \tag{5}$$

(5)式を最大化する β に関する一階の条件式は次のように示される。

$$\frac{dEU}{d\beta}=\hat{P}U'\ (A-\hat{P}\beta L-(1-\beta)L+S)\ (-\hat{P}L+L)$$

$$+\ (1-\hat{P})\ U'\ (A-\hat{P}\beta L)\ (-\hat{P}L)\ =0\,. \tag{6}$$

また，二階の条件式は次のようになる。

$$\frac{d^2EU}{d\beta^2}=\hat{P}U''\ (A-\hat{P}\beta L-\ (1-\beta)\ L+S)\ (-\hat{P}L+L)^2$$

$$+\ (1-\hat{P})\ U''\ (A-\hat{P}\beta L)\ (-\hat{P}L)^2\ <0\,. \tag{7}$$

$0\leqq\hat{P}\leqq1$. であるから，$U''<0$ を仮定することによって，(7) 式は満たされることになる。

また，(6) 式を展開することによって次式がえられる。

$$\frac{U'\ (A-\hat{P}\beta L)}{U'\ (A-\hat{P}\beta L-(1-\beta)\ L+S)}=\frac{1-\hat{P}}{1-\hat{P}}=1. \tag{8}$$

したがって，$U''<0$ であるから，(8) 式より所得が二つの状態で等しくなり，最適給付率 β^* は，

$$\beta^*=1-\frac{S}{L}, \tag{9}$$

と表わされる。

また，(2) 式より，最適保険料 α^* は

$$\alpha^*=\hat{P}\left(1-\frac{S}{L}\right)L\,, \tag{10}$$

となる。

(9)，(10) の各式より，

$$S<L, \tag{11}$$

が満たされるときには，

$$\beta^*>0,$$

$$\alpha^*>0,$$

となる。(11) 式は，事故が生じたときに与えられる現金給付額が，損害額より小さいことを示す。以下では，(11) 式を仮定する。

§3　最適保険料・給付率の性質

(9), (10) の各式から，最適給付率・保険料についての，次のような性質がえられる。

$$\frac{\partial \beta^*}{\partial S}=-\frac{1}{L}<0\,, \tag{12}$$

$$\frac{\partial \beta^*}{\partial L}=\frac{S}{L^2}>0\,, \tag{13}$$

$$\frac{\partial \beta^*}{\partial \hat{p}}=0\,, \tag{14}$$

$$\frac{\partial \alpha^*}{\partial S}=-\hat{p}<0\,, \tag{15}$$

$$\frac{\partial \alpha^*}{\partial L}=\hat{p}>0\,, \tag{16}$$

$$\frac{\partial \alpha^*}{\partial \hat{p}}=\left(1-\frac{S}{L}\right)L>0\,. \tag{17}$$

(12), (15) の各式より，現金給付の水準が高まれば高まるほど，最適給付率・保険料は低くなる。また，(13), (16) の各式より，損害額の水準が高まれば高まるほど，最適給付率・保険料は高まる。また，(14), (17) の各式からは，最適給付率は平均事故率から独立であるが，最適保険料はそれが高まるほど高くなることが導かれる。

さらに，(12) あるいは (13) 式より

$$\frac{\partial^2 \beta^*}{\partial L\,\partial S}=\frac{1}{L^2}>0\,, \tag{18}$$

がえられる。したがって，この (18) 式と (13) 式とから，損害額の増加による最適給付率の増加は，現金給付の水準が高いほど大きくなる。同様にして，次のような性質も，(12), (13), (14), (15), (16), (17) の各式から導くことができる。

$$\frac{\partial^2 \alpha^*}{\partial L \partial S}=0, \tag{19}$$

$$\frac{\partial^2 \beta^*}{\partial S \partial \hat{p}}=0, \tag{20}$$

$$\frac{\partial^2 \alpha^*}{\partial S \partial \hat{p}}=-1<0, \tag{21}$$

$$\frac{\partial^2 \beta^*}{\partial \hat{p} \partial L}=0, \tag{22}$$

$$\frac{\partial^2 \alpha^*}{\partial \hat{p} \partial L}=1>0. \tag{23}$$

§4 最適保険料・給付率と期待所得・期待効用

ところで，実際の事故率が P である個人の期待所得 $E[Y]$ は，次のように示される。

$$\begin{aligned} E[Y] &= P(A-\alpha-L+\beta L+S)+(1-P)(A-\alpha) \\ &= P\{A-\hat{P}\beta L-L(1-\beta)+S\}+(1-P)(A-\hat{P}\beta L). \end{aligned} \tag{24}$$

(24) 式に，(9) 式を代入すると次式がえられる。この場合をケース1とする。

$$E[Y]=P\left\{-L\left(\frac{S}{L}\right)+S\right\}+A-\hat{P}\left(1-\frac{S}{L}\right)L=A-\hat{P}(L-S). \tag{25}$$

他方 給付率 β が現金給付の水準とは独立に決められるとするならば，(24) 式は以下のように展開される。いま，例えば保険料 (α) が初期所得 (A) の $q\times 100\%$ の水準に決められるとするならば (S の水準とは独立に)，次の関係が成立する。この場合をケース2とする。

$$\alpha=q\,A. \tag{26}$$

さらに，公正な保険の仮定から，

$$\beta=\frac{\alpha}{\hat{p}L}=\frac{qA}{\hat{p}L}, \tag{27}$$

となる。この (27) 式を (24) 式に代入すると,

$$E\,[Y]\;=P\left(-L+\frac{qA}{\hat{P}}+S\right)+A\;(1-q), \tag{28}$$

がえられる。(28) 式において, $P=\hat{P}$ のときには,

$$E\,[Y]\Big|_{P=\hat{P}}=-\hat{P}L+qA+\hat{P}S+A-qA\quad=A-\hat{P}\;(L-S), \tag{29}$$

となり, (25) 式の右辺と等しくなる。

(28) 式を P で微分すると次式がえられる。

$$\frac{dE\,[Y]}{dP}=-L+\frac{qA}{\hat{P}}+S. \tag{30}$$

さらに, (26), (27) 式より, (30) 式は次のように変形される。

$$\frac{dE\,[Y]}{dP}=S-L\;(1-\beta). \tag{31}$$

ところで, $L\;(1-\beta)$ は損害の自己負担額である。この自己負担額以上の現金給付はなされないと仮定すると,

$$S-L\;(1-\beta)\;\leqq 0, \tag{32}$$

となる。したがって,

$$\frac{dE\,[Y]}{dP}\leqq 0\,, \tag{33}$$

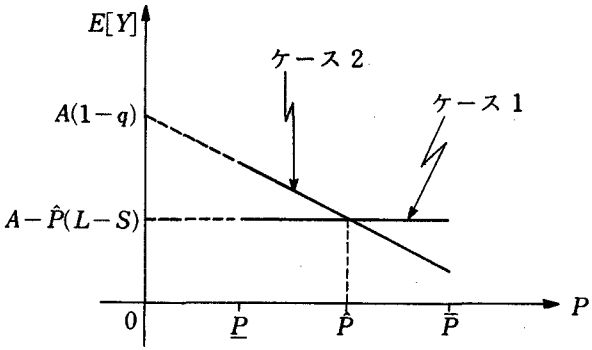
となる。

他方, ケース 1 の場合には, (25) 式から,

$$\frac{dE\,[Y]}{dP}=0\,, \tag{34}$$

となる。したがって, ケース 1 の場合には, 期待所得は事故率の水準から独立であるが, ケース 2 の場合には事故率の非増加関数となる。また, (29) 式から, 平均事故率 $\hat{P}$ をもつ個人にとっては, ケース 1, ケース 2 のそれぞれの場合において, 等しい期待効用がえられる (第 1 図参照)。

期待効用についても, 同様の考察を行なうことができる。期待効用は次のよ



第1図

うに表わされる。

$$E\,[U]\ =PU\ (A-\hat{P}\beta L-\ (1-\beta)\ L+S)$$
$$+\ (1-P)\ U\ (A-\hat{P}\beta L). \tag{35}$$

(35) 式に，(9) 式を代入すると，次式が成り立つ（ケース 1)。

$$E\,[U]\ =U\ (A-\hat{P}\ (L-S)\ ). \tag{36}$$

したがって，

$$\frac{dE\ [U]}{dP}=0\,, \tag{37}$$

となる。

他方，給付率 β が現金給付の水準とは独立に決められるとすれば（ケース 2)，次式がえられる。

$$E\,[U]\ =PU\left(\ (1-q+\frac{q}{\hat{P}})\ A-L+S\right)+(1-P)U((1-q)\,A)\,. \tag{38}$$

(38) 式を P について微分して次式がえられる。

$$\frac{dE\ [U]}{dP}=U\left((1-q+\frac{q}{\hat{P}})\,A-L+S\right)-U\ ((1-q)\ A)\ . \tag{39}$$

(27) 式，(32) 式より次式が成り立つ

$$\frac{q}{\hat{P}}A-L+S=S-L\ (1-\beta)\leqq 0\,. \tag{40}$$

したがって，(39) 式より

$$\frac{dE\ [U]}{dP}\leqq 0\,,$$

となる。

したがって，ケース 1 の場合には期待効用は事故率の水準から独立であるが，ケース 2 の場合には事故率の非増加関数となる。

次に，現金給付の増加による期待所得・期待効用の増加と事故率との関係を考察する。

(24) 式を，S について微分すると，

$$\frac{\partial E\ [Y]}{\partial S}=P\left(-\hat{P}L\frac{\partial\beta}{\partial S}+L\frac{\partial\beta}{\partial S}+1\right)$$

$$+(1-P)\left(-\hat{P}\frac{\partial\beta}{\partial S}L\right), \tag{41}$$

となる。

いま，給付率 β が現金給付の水準 S と独立に決められるとするならば，(ケース 2)

$$\frac{\partial\beta}{\partial S}=0\,, \tag{42}$$

となる。したがって，(42) 式を (41) 式に代入すると，

$$\frac{\partial E\ [Y]}{\partial S}=P>0\,, \tag{43}$$

となる。すなわち，現金給付の水準が高いほど期待所得は高くなる。

また，(43) 式を P で微分すると

$$\frac{\partial^2 E\ [Y]}{\partial S\,\partial P}=1>0\,, \tag{44}$$

となり，事故率の高い個人ほど現金給付の増加による期待所得の増加は大きくなる。

他方，給付率が各人の期待効用（推定値 $\hat{P}$ に基づく）を最大化するように決められるとすれば，(9) 式で示されるように給付率は現金給付の水準に依存して決められることになる（ケース1）。この場合には，(41) 式に(12) 式を代入して次式がえられる。

$$\frac{\partial E\ [Y]}{\partial S}=P\left\{-\hat{P}L\left(-\frac{1}{L}\right)+L\left(-\frac{1}{L}\right)+1\right\}+(1-P)\left\{-\hat{P}\left(-\frac{1}{L}\right)L\right\}$$

$$=P\hat{P}+(1-P)\hat{P}\quad=\hat{P}>0\,. \tag{45}$$

また，(45) 式から

$$\frac{\partial^2 E\ [Y]}{\partial S\,\partial P}=0\,, \tag{46}$$

となる。したがって，(45) 式からこの場合も現金給付の水準が高いほど，期待所得は高くなる。ただし，(43)，(45) の各式から，事故率が

$P<\hat{P}$,

の個人にとっては，給付率が現金給付の水準と独立に決められる場合のほうが，現金給付の増加による期待所得の増加は小さい。逆に

$P>\hat{P}$,

である個人にとっては，逆の結果が成り立つ。また

$P=\hat{P}$,

である個人にとっては，いずれの場合でも，同じ期待所得の増加がえられる。

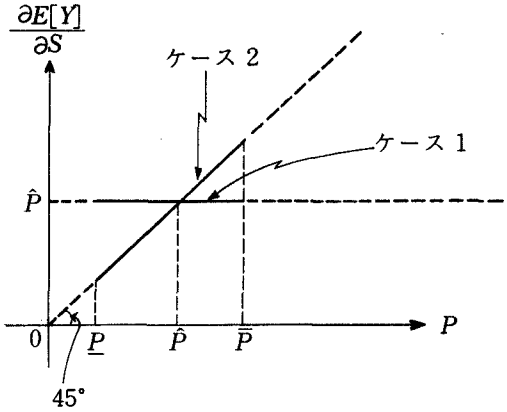
さらに，(46) 式から，ケース1の場合には，ケース2の場合とは違って，現金給付の増加による期待所得の増加は，事故率の水準には依存しない（第2図参照）。

期待効用 $E\ [U]$ についても，同様の考察を行なうことができる。

$$E\ [U]\ =PU(A-\hat{P}\beta L-(1-\beta)\ L+S)+(1-P)U\ (A-\hat{P}\beta L). \tag{47}$$

(47) 式を S について微分すると，次式がえられる。

$$\frac{\partial E\ [U]}{\partial S}=PU'(A-\hat{P}\beta L-(1-\beta)L+S)\left(-\hat{P}\frac{\partial\beta}{\partial S}L+\frac{\partial\beta}{\partial S}L+1\right)$$



第 2 図

$$+(1-P)\,U'(A-\hat{P}\beta L)\ \left(-\hat{P}\frac{\partial\beta}{\partial S}L\right). \tag{48}$$

もし，給付率 β が S とは独立に決められるとするならば（ケース 2），

$$\frac{\partial\beta}{\partial S}=0\,,$$

となる。これを，(48) 式に代入すると，

$$\frac{\partial E\ [U]}{\partial S}=PU'(A-\hat{P}\beta L-(1-\beta)L+S)>0\,, \tag{49}$$

となる。また，(49) 式から，

$$\frac{\partial^2 E\ [U]}{\partial S\,\partial P}=U'(A-\hat{P}\beta L-(1-\beta)L+S)>0\,, \tag{50}$$

がえられる。

他方，(9) 式で示されるように，給付率が現金給付の水準に依存して決められる場合には（ケース 1），(9), (12) 式より (48) 式を次のように展開することができる。

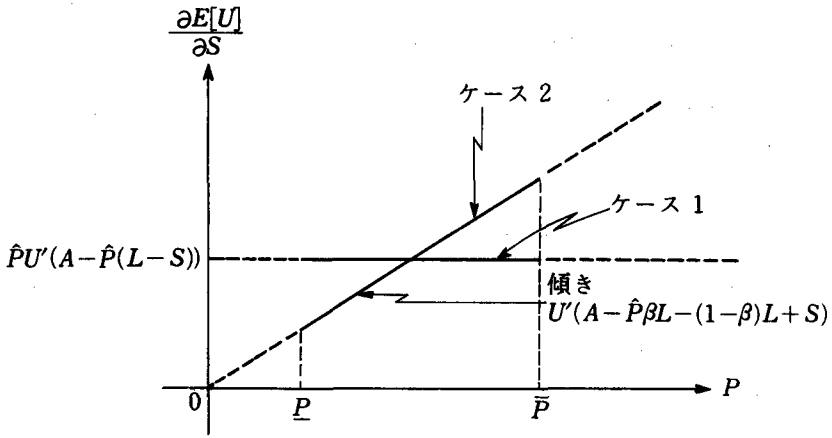
$$\frac{\partial E\ [U]}{\partial S}=\hat{P}U'(A-\hat{P}(L-S))>0\,. \tag{51}$$

さらに，(51) 式から次式がえられる。

$$\frac{\partial^2 E\,[U]}{\partial S\,\partial P}=0\,. \tag{52}$$

したがって，(49)，(51) の各式から，いずれの場合においても，現金給付の増加によって任意の事故率 P をもつ個人の期待効用は高まることになる。(ただし $0\leqq \underline{P}\leqq P\leqq \bar{P}\leqq 1$，である。)

さらに，(50) 式からケース2の場合には，事故率 P の高い個人ほど現金給付の増加にともなう期待効用の増加は大きくなる。他方ケース1の場合には，それが P の水準には依存しないことが，(52) 式からえられる（第3図参照)。



第3図

ところで，$P=\hat{P}$ における，ケース1での $\partial E\,[U]\,/\partial S$ の値は，$\hat{P}U'\,(A-\hat{P}\,(L-S))$ である。他方，ケース2でのそれは，$\hat{P}U'\,(A-\hat{P}\beta L-(1-\beta)\,L+S)$ である。したがって，

$$\hat{P}U'\,(A-\hat{P}\,(L-S))=\hat{P}U'\,(A-\hat{P}\beta L-(1-\beta)\,L+S), \tag{53}$$

であれば，平均事故率 $\hat{P}$ をもつ個人にとってケース1，ケース2のいずれの場合においても等しい期待効用の増加（現金給付の増加による）がえられる。

(53) 式は次式のように展開される。

$$\beta = 1 - \frac{S}{L}\left(=\beta^*\right). \tag{54}$$

例えば前述のように保険料 (α) が初期所得 (A) の $q\times 100\%$ の水準に決められるとするならば (S の水準とは独立に例えば $q\equiv q(A)$)，次の関係が成立する。

$$\alpha = q(A)A.$$

さらに，公正な保険の仮定から，

$$\beta = \frac{q(A)A}{\hat{P}L}, \tag{55}$$

となる。

(55) 式を (54) 式に代入して整理すると，

$$\alpha = q(A)A = \hat{P}\ (L-S)\ \ (=\alpha^*) \tag{56}$$

となる。このときには，平均事故率 $\hat{P}$ をもつ個人にとっては，ケース1，ケース2とも同じ期待効用の増加（現金給付の増加による）をもたらし，$\hat{P}$ より小さい P をもつ個人にとってはケース1が，$\hat{P}$ より大きい P をもつ個人にとっては，ケース2がより大きい期待効用の増加をもたらすことになる。他方，

$$q(A)A < \hat{P}\ (L-S),$$

が成り立つときには，$\hat{P}$ 以上 ($\hat{P}\leqq P\leqq \bar{P}$) の事故率をもつ個人にとっては，ケース2のほうが高い期待効用の増加をもたらす。また，$\underline{P}$ が十分に零に近い場合には $\underline{P}$ の近傍の個人にとっては，ケース-1のほうが高い期待効用の増加をもたらす。

§5　最適保険料・給付率の政策的インプリケーション

前節までは，事故率についての推定値 $\hat{P}$ に基づく期待効用は，すべての個

人について，(5) 式で表わされ，それを最大化する最適保険料・給付率について検討してきた。ところで，序で述べたように，推定の偏りについての仮定から，この推定値 $\hat{P}$ は実際の（集団の各人間での）平均事故率に等しい。したがって，推定値 $\hat{P}$ に基づく期待効用を最大化することは，平均事故率をもつ個人の期待効用を最大化することにもなる。

事故率が P の個人の期待効用は，

$$E=PU\ (A-\hat{P}\beta L-\ (1-\beta)\ L+S)$$
$$+\ (1-P)\ U\ (A-\hat{P}\beta L), \tag{57}$$

と表わされる。(57) 式を β で微分することによって，次式がえられる。

$$\frac{dE}{d\beta}=PU'(A-\hat{P}\beta L-(1-\beta)L+S)(-\hat{P}L+L)$$
$$+(1-P)U'(A-\hat{P}\beta L)(-\hat{P}L)\ =0\,. \tag{58}$$

さらに，(58) 式から，次式がえられる。

$$\{U'(A-\hat{P}\beta L-(1-\beta)L+S)(-\hat{P}+1)L+U'(A-\hat{P}\beta L)\hat{P}L\}\ dP$$
$$+\{PU''(A-\hat{P}\beta L-(1-\beta)L+S)(-\hat{P}+1)^2L^2$$
$$+(1-P)U''(A-\hat{P}\beta L)(-\hat{P}L)^2\}\ d\beta=0. \tag{59}$$

$U'>0$, $U''<0$, $0\leqq\hat{P}\leqq1$, $0\leqq\hat{P}\leqq1$, $L>0$, であるから，(59) 式から，

$$\frac{d\beta}{dP}>0\,, \tag{60}$$

が成立する。

したがって，高い事故率をもつ個人ほど，自己の期待効用を最大にする給付率は高くなる。

自己の事故率が P $(<\hat{P})$ であるにもかかわらず，事故率についての完全な情報をもたないために，自己の事故率が $\hat{P}$ であると推定する個人は，不完全情報の下での $\hat{P}$ に基づく期待効用最大化によって，完全情報であったならば所望したであろう給付率よりも，高い給付率が適用されることになる。事故率が P $(>\hat{P})$ である個人にとっては逆が成り立ち，P $(=\hat{P})$ の個人にとって

は，不完全情報の下でも，完全情報の下でも同じ水準の給付率を所望することになる。

以下では，この $\hat{P}$ に基づく期待効用を最大化する保険政策の性質をさらに検討しよう。

集団の目的関数を次のように各人の期待効用（事故率に関する完全情報がえられたとした場合の）に基づいて定める。

$$W=\int_{\underline{P}}^{\overline{P}}\{PU(A-\hat{P}\beta L-(1-\beta)L+S)+(1-P)U(A-\hat{P}\beta L)\}f(P)dP. \tag{61}$$

この完全情報がえられた場合に定められる各人の期待効用からなる社会的目的関数を最大化することは，一つの政策目的と考えることができるであろう。

この（61）式を β に関して最大化する一階の条件は次のようになる。

$$\frac{dW}{d\beta}=\int_{\underline{P}}^{\overline{P}}\{PU'(A-\hat{P}\beta L-(1-\beta)L+S)(-\hat{P}+1)L$$
$$+(1-P)U'(A-\hat{P}\beta L)(-\hat{P}L)\}\ f(P)dP=0\,. \tag{62}$$

二階の条件は次のようになる。

$$\frac{d^2W}{d\beta^2}=\int_{\underline{P}}^{\overline{P}}\{PU''(A-\hat{P}\beta L-(1-\beta)L+S)(-\hat{P}+1)^2L^2$$
$$+(1-P)U''(A-\hat{P}\beta L)(-\hat{P}L)^2\}\ f\ (P)\ dP<0\,. \tag{63}$$

$0\leqq P\leqq 1$，$U''<0$，であるから，（63）式は満たされる。

（62）式において，（9）式を代入すると次のように展開される。

$$\left.\frac{dW}{d\beta}\right|_{\beta=1-S/L}=\int_{\underline{P}}^{\overline{P}}\{PU'(A-\hat{P}(1-\frac{S}{L})\ L-(1-1+\frac{S}{L})L+S)(-\hat{P}+1)\ L$$
$$+\ (1-P)\ U'\ (A-\hat{P}\ (1-\frac{S}{L})L)\ (-\hat{P}L)\}f(P)dP$$

$$=\int_{\underline{P}}^{\overline{P}}\{PU'(A-\hat{P}(L-S))(1-\hat{P})L$$
$$+(1-P)U'(A-\hat{P}(L-S))(-\hat{P}L)\}\ f(P)dP$$

$$=\int_{\underline{P}}^{\overline{P}}U'(A-\hat{P}(L-S))\ L(P-\hat{P})f(P)dP$$

$$=U'(A-\hat{P}(L-S))\ L\left\{\int_{\underline{P}}^{\bar{P}}Pf(P)dP-\hat{P}\int_{\underline{P}}^{\bar{P}}f(P)dP\right\}$$

$$=U'(A-\hat{P}(L-S))\ L\ (\hat{P}-\hat{P})=0\,. \tag{64}$$

したがって，平均事故率をもつ個人の期待効用（あるいは，推定値 $\hat{P}$ に基づく各人の期待効用）を最大化する給付率は，集団の目的関数（61）を最大化する給付率でもある。

§6 結　び

これまでは，自らの事故率が $\hat{P}$ であると推定する人々からなる集団を考察の対象としてきた[6]。しかし，自らの事故率が $\hat{P}$ ではないと推定する人々も含めた社会全体を対象としても，社会的最適給付率・保険料について同様の結果を導くことができる。

すなわち，(61) 式の $\underline{P}$, $\bar{P}$ を社会全体での最低，最高事故率とみなし，$f(P)$ を社会全体での密度関数とみなせば，(62) 式を満たす給付率 β は，社会的最適給付率となる。さらに，(5) 式の $\hat{P}$ を社会全体での平均事故率とすれば，(9) 式を満たす β は，社会的平均事故率 $\hat{P}$ をもつ個人の期待効用を最大化する給付率である。そして，この給付率が (62) 式を満たし，社会的最適給付率でもあることは，(61) 式を集団の目的関数とみなした場合と同様に示すことができる。また，第3節（最適保険料・給付率の性質）・第4節（最適保険料・給付率と期待所得・期待効用）と同様の考察を，社会全体に関して（自らの事故率が $\hat{P}$ であると推定する人々からなる集団に関してと同様に）も行なうことができる。ただし，その場合には，社会の全ての人々が，自らの事故率を $\hat{P}$ と推定するということは妥当ではなくなる。したがって，社会全体で考える場合には，平均的事故率をもつ個人の期待効用を最大化する給付率は社会的最適給付率（(61) 式に対応する社会的目的関数を最大化する給付率）ではあるが，

6) 例えば，老人のみからなる集団。

各人に共通の推定値 $\hat{P}$ に基づく各人の期待効用を最大化する給付率とはならない。したがって，その最適給付率（及び，それに対応した最適保険料）をもつ保険政策は，自らの事故率が $\hat{P}$ であると推定しない人々の同意がえられないことになる。すなわち，自らの事故率が $\hat{P}$ 以下だと推定する人々は，その最適給付率よりも低い給付率を所望し，$\hat{P}$ 以上だと推定する個人は，その最適給付率よりも高い給付率を所望することになる。[7] したがって，それだけ，社会全体を対象とした保険政策は実行が難しいであろう。しかし，自己の事故率が $\hat{P}$ であると推定する（実際の事故率が $\hat{P}$ であるか否かにかかわらず）人々が多数の場合には，その社会的最適給付率をもつ政策が多数決原理[8]の下では支持され，実行されるであろう。

参 考 文 献

1 G.S. Becker, *Economic Theory*, New York, Alfred A. Knopf, Inc., 1971 (邦訳，宮沢健一・清水啓典共訳『経済理論』東洋経済新報社，昭和51年).

2 H.R. Bowen, "The Interpretation of Voting in the Allocation of Economic Resources," *Quarterly Journal of Economics*, Nov., 1943.

3 I. Ehrlich and G.S. Becker, "Market Insurance, Self-Insurance, and Self-Protection," *Journal of Political Eoconomy*, Jul./Aug., 1972.

4 M. Rothschild and Joseph Stiglitz, "Equilibrium in Competitive Insurance Markets: an Essay on the Economics of Imperfect Information," *Quarterly Journal of Economics*, Nov., 1976.

5 J. Stiglitz, "Monopoly, Non-linear Pricing and Imperfect Information: The Insurance Market," *Review of Economic Studies*, Oct., 1977.

---

7) 自らの事故率が $\tilde{P}$ であると推定する個人のその推定値 $\tilde{P}$ に基づく期待効用は $\tilde{E}=\tilde{P}U(A-\hat{P}\beta L-(1-\beta)L+S)+(1-\tilde{P})U(A-\hat{P}BL)$
と表わされる。この期待効用を最大化する最適給付率が $\tilde{P}$ の増加関数となることは，(44) と同様の方法で示すことができる。

8) Bowen〔2〕を参照。

〔補注〕 本章は大阪府立大学経済研究第27巻第2号に掲載したものに加筆したものである。

第2部　医療保険をめぐる諸問題

第5章 医療保険と公費負担

§1 序

医療サービスを消費する時に消費者が求めているのは，医療サービスそれ自体ではなく，健康である。[1] そしてこの健康という一種の人的資本を生産するのに要する財・サービスは数多くあると考えられるが，医療サービスが中心的な役割を演じるものと思われる。ところでこの医療サービスは，前述したように，次のような経済的諸特質をもっている。Arrow〔1〕は次の点を挙げている。すなわち，(1)需要の不確実性，(2)不完全知識，(3)参入障壁である。さらに，Klarman〔3〕は上記以外の経済的特質として次の点を挙げている。すなわち，(4)外部性，(5)消費的要素と投資的要素の混在，(6)医学教育との結合生産である。

ところで，疾病は，(i)健康的に活動できる時間，したがって労働が可能な時間の減少と(ii)医療費の支払いを通じて，しばしば人々の生活を困難に落とし入れる。ところが，このような疾病の発生（したがって医療サービスに対する需要）は上記の(i)に示されているように不確実である。医療保険は，疾病のためにいつ人々の生活が困難になるかわからないような状態を回避するための方法である。しかし，医療保険は単に被保険者の立場からだけではなく，保険者の立場からも考えられなければならない。すなわち，財政の安定化という要請である。昭和54年度当初予算における医療保険国庫負担は約2.4兆円に達し，社会保障関係費全体の約3割，一般会計予算総額の約6％を占めている。そして

1) Grossman〔2〕においては，消費者が最終財として需要するものは，医療サービスそのものではなくそれを用いて家計によって生産される健康であると考えられている。そして，この接近においては，健康は人的資本の一つであるという視点から，医療サービスは人的資本を増加させるための投入と考えられている。

この一般会計の歳入の3～4割は公債に依存している。そしてこの公債依存度の引下げが，財政安定のための課題となっている。この医療保険国庫負担について次の2つの問題点が藤田教授〔4〕によって指摘されている。(1)医療保障関係費の大半が医療費の保障に充当され，医療供給体制の整備拡充に向けられている財政資金のウェイトがきわめて低いこと。すなわち，54年度当初予算では，一般会計社会保障関係費のうち医療保障関係の支出は合計3.6兆円程度であるが，このうち約67％は医療保険に対する国庫補助に充当されている。このほかにも種々の医療費公費負担がある。なかでも，生活保護法による医療扶助費と老人福祉費中の老人医療費の額は大きく，両者合わせると約8,000億円，医療保障関係費全体の2割以上に達する。このように，医療保障予算は主として医療費保障に向けられている。しかも，この医療費保障が重点的かつ効率的に行なわれておらず，他方，財政を通じて解決すべき課題が医療供給面に多く存在するので，この医療保障関係費の配分問題はより一層重要となる。(2)たんに医療保険国庫負担の額がきわめて大きいだけでなく，半自動的な根強い膨張力が内在していること。すなわち，医療保険国庫負担の平均増加率が名目GNPの成長率を常に上回り，医療保険国庫負担の一般会計予算全体に占める割合が，昭和40～54年度間に4.1％から6.3％まで上昇している。[2] またそのGNPに対する比率は，同じ期間に約2倍に高まっている。しかも，人口の急速な老齢化に伴って，国民医療費は一層増加し，もし医療保険給付に占める国庫負担の割合を引き下げないかぎり，医療保険国庫負担は今後も高い増加率を示すことになる。

このように医療保険国庫負担の額がきわめて大きくなった背景についても藤田教授〔4〕によって次の点が指摘されている。すなわち，わが国の医療保険は制度間の財政力格差が大きいため，給付および拠出面における極端な制度間のアンバランスを避けようとすれば，弱体な制度を財政的に自立させることは

2）ただし，国民健康保険と組合管掌健康保険は事務費負担も含む。

不可能に近い。制度の統合以外には，二つの基本的方法がある。一つは国庫負担の傾斜的配分による調整であり，もう一つは財源のプール化による調整（制度間財政調整）である。ところでわが国はこれまでのところ，後者の方法を採用せず，もっぱら前者の方法に頼ってきた。そのため国民健康保険を中心にして巨額の財政資金が医療保険に投入され，最近では政府管掌健康保険も国庫への依存度が高まってきた。[3] その医療保険国庫負担の問題点については上で考察したとおりである。そこで，第二の方法である制度間財政調整が注目されることになる。[4] この制度間財政調整を実施しようとする場合に充足すべき前提条件についての検討も藤田教授〔4〕によってなされている。[5] すなわち，(1)乱診乱療問題に対する適切な対応策をとること，(2)医療保険の諸制度間に存在する保険給付率のアンバランスを是正すること，(3)各制度がカバーしている経済的・社会的グループの範囲を再検討すること，(4)制度間における財源移転額を決定するための基準として，個別制度の財政力を表現する適切な客観的指標を

3） 昭和54年度の国民健康保険への国庫負担は19514億円（事務費負担も含む），政府管掌健康保険へのそれは4305億円である。

4） 財政調整と国庫負担との間での比較分析が大野教授〔11〕によってなされている。すなわち，財政調整の国庫負担に比べての長所としては次の諸点が考えられている。

(1) 再分配効果の性格が比較的はっきりしている。

(2) 費用を負担する側の制度において過剰な給付が行なわれているならば，それを抑制する効果が期待されること。

(3) 社会保険料による財源調達をタテマエとする社会方式の純度が低下しないこと。

短所としては次の諸点が考えられている。

(1) 分立方式の長所とされている個別制度の自主性が低下する。

(2) 効率的な制度運営の意欲が阻害されること。

5） 財政調整を実施する場合の前提条件についての考察は大野教授〔11〕によってより明確になされている。すなわち，(1) 調整財源と交付される側の制度の保険料率が他の制度に比べて低くないこと，(2) それの給付率が他に比べて高くないこと，(3) 加入者の所得の把握率が他に比べて低くないこと，(4) 財源の交付を受ける側の制度の運営効率が他に比べて低くないこと，の諸条件である。

開発すること，しかもこの指標は各制度の財源調達能力と給付面のニーズの強さを総合的に反映するものでなければならない。(5)他制度から財源の移転を受けようとする制度の側において，まず自主財源を確保するために標準的な努力が行なわれること，の諸条件である。そして，これらの諸条件を充足することは簡単ではないという認識に立って，さらに次のような制度間財政調整の方向性についても検討されている。すなわち，被用者健康保険と国民健康保険という非常に異質的な制度間における財政調整については，財政力格差を表現する客観的指標を規定することも，国民健康保険側における財源調達面の努力の程度を評価することも，きわめて困難である。[6] したがって，財政調整はまず健康保険組合相互間で行ない，次に被用者健康保険全体に範囲を拡大し，最後に被用者健康保険と国民健康保険を含む包括的な調整を実現しようとする方向が現実的であると考えられている。

以上において，財政調整のあり方等について藤田教授〔4〕の所論を要約することによって考察を重ねてきたが，以下では制度間格差の問題に対拠するいま一つの方法である制度の統合について考察しよう。[7]

6）大野教授〔11〕によって，被用者健康保険と国民健康保険との間で財政調整する場合の問題点がより一層明確に論じられている。すなわち，(1) 自営業者の所得把握率は被用者のそれよりもかなり低いのが通例であって，その負担能力を的確にとらえることが困難である点，(2) 被用者保険における事業主負担をどのように扱うかという点である。

7）制度の統合について大野教授〔11〕においては次のように言及されている。すなわち，「制度間格差の問題に対処する方式としては，次の3つが考えられる。その第1は，分立している諸制度を統合し，できれば一本化することである。分立度が高いときには，部分的統合によっても所期の目的を達成することができるかもしれない。しかし実際には，分立の背後では既得権がからんでいる場合が多いから，この方式を実行に移すのは決して容易ではないであろう。……」と述べられている。そこで，以下ではこの言及に従って，まず部分的統合について考察しよう。すなわち1つの大企業の組合管掌健康保険へ，その大企業と関係が深い1つの中小企業の被保険者を（後者を政府管掌健康保険から移行して）統合することについて考察しよう。ただし，中小企業は同質的であると仮定する。

§2 制度の統合

現在の細分化されている健康保険制度の下においては，定年となって大企業の組合管掌健康保険を去った高齢者は一般に中小企業に再就職して政府管掌健康保険の被保険者となるか，もしくは零細企業に再就職あるいは隠居して国民健康保険の被保険者となる。以下では一つの大企業の組合管掌健康保険へ，その大企業と関係が深い一つの中小企業の従業員を統合することについて考察しよう。

記　号

m：大企業に属する人数

n：中小企業に属する人数

$\hat{M}_i$：大企業の各人にとっての医療費（$i=1, \cdots\cdots, m$）

$\tilde{M}_s$：中小企業の各人にとっての医療費（$s=1, \cdots\cdots, n$）

$\hat{\omega}_i$：大企業の各人にとっての賃金率（$i=1, \cdots\cdots, m$）

$\tilde{\omega}_i$：大企業の各人が中小企業へ再就職してからの賃金率（$i=1, \cdots\cdots, m$）

K：医療費一単位当たりの労働時間の減少分

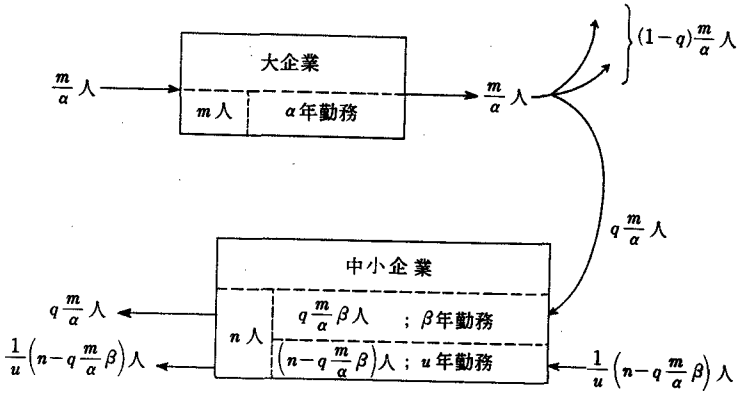
$\hat{Y}_i$：大企業の各人にとっての所得（$i=1, \cdots\cdots, m$）

$\tilde{Y}_i$：大企業の各人が中小企業へ再就職してからの所得（$i=1, \cdots\cdots, m$）

$\bar{l}$：最高限度の労働時間

想　定

ある一つの大企業で α 年勤務した後，定年退職する m/α 人は，その大企業と関係が深いある一つの中小企業へ確率 q で再就職し，確率 $1-q$ でその他の中小企業へ再就職するとしよう。そして，いずれの場合も β 年再勤務してその後 γ 年余生を送るとする。他方，中小企業へ最初から就職する $\frac{1}{u}(n-q\frac{m}{\alpha}\beta)$



人はそこで u 年勤務してその後余生を γ 年送るとする。

仮　定

(1)　$\hat{M}_i$ は平均値 $\hat{\mu}_i$ $(=\hat{\mu})$，分散 $\hat{\delta}_i^2$ $(=\hat{\delta}^2)$ の正規分布に従い，各人間で独立である。$(i=1, \cdots\cdots, m)$

(2)　$\tilde{M}_s$ は平均値 $\tilde{\mu}_s$，分散 $\tilde{\delta}^2$ の正規分布に従い，各人間で独立である。$(s=1, \cdots\cdots, n)$ さらに，$\tilde{\mu}_s$ については次式が成立する。

すなわち　$\frac{1}{n}\sum_{s=1}^{n}\tilde{\mu}_s=a\hat{\mu}.\ (a>1).$

モデル

〔A〕　健康保険を統合しない場合における大企業労働者の効用関数

$$U_i=U_i\ (\hat{E}_i,\ \hat{V}_i)\ +\frac{\beta}{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)}U_i\tilde{E}_i,\ \tilde{V}_i)$$

$$+\frac{\gamma}{(1+\rho)^2(\alpha-\alpha_i)}U_i(\breve{E}_i, \breve{V}_{i.})\ \ (i=1, \cdots\cdots, m)$$

ただし，個人 i の大企業での消費 $\hat{C}_i$ の平均値を $\hat{E}_i$，分散を $\hat{V}_i$，再就職した中小企業での消費 $\tilde{C}_i$ の平均値を $\tilde{E}_i$，分散を $\tilde{V}_i$，余生での消費 $\breve{C}_i$ の平均値を $\breve{E}_i$，分散を $\breve{V}_i$ とする。そして，α_i は大企業で既に働いた年数を，ρ は主観的割引率を示す。

余生での消費は，大企業の退職金（$\hat{R}_i$）と中小企業の退職金（$\tilde{R}_i$）のみに基づくと仮定すると，

$$\hat{R}_i\ (1+r)^{\beta}+\tilde{R}_i=\sum_{t=1}^{\gamma}\frac{1}{(1+r)^{t-1}}(\breve{C}_{it}+\breve{M}_{it}).\qquad (i=1,\cdots\cdots,m)$$

ただし，$\breve{M}_{it}$ は個人 i の余生第 t 期の医療費を，$\breve{C}_{it}$ は消費を示す。r は利子率とする。そして，老人医療費無料化に対応させて，$\breve{M}_{it}=0$，さらに，$\breve{C}_{it}=\breve{C}_i$（一定）と仮定すると，

$$\breve{C}_i=\bar{R}_i\left\{\frac{1+r-(1+r)^{1-\gamma}}{r}\right\}^{-1}.$$

ただし，$\bar{R}_i=\hat{R}_i(1+r)^{\beta}+\tilde{R}_i.$

よって，

$$\breve{E}_i=\bar{R}_i\left\{\frac{1+r-(1+r)^{1-\gamma}}{r}\right\}^{-1},$$

$$\breve{V}_i=0\ ,$$

となる。

したがって，

$$U_i=U_i(\hat{E}_i,\ \hat{V}_i)+\frac{\beta}{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)}U_i(\tilde{E}_i,\ \tilde{V}_i)\ +D_i,\qquad (1)$$

と表わすことができる。ただし，D_i は一定。さらに，$\hat{E}_i$，$\hat{V}_i$ については次のように示される。[8)]

$$\hat{E}_i=E\left[\hat{Y}_i-\frac{\sum_{j=1}^{m}\hat{M}_j}{m}\right]=E\left[\hat{\omega}_i(\bar{l}-K\hat{M}_i)\right]-\frac{1}{m}\sum_{j=1}^{m}E\left[\hat{M}_j\right]$$

$$=\hat{\omega}_i\bar{l}-\hat{\omega}_iK\hat{\mu}-\hat{\mu},\qquad (2)$$

8）ただし，以下では事業主負担は捨象されているが，そうしない場合でも同様の考察を行なうことができる。また，本章では，標準報酬月額に対応する概念をどのように定義するかについて問題が残るので，ここでは第1次接近として保険料は均等割であると考える。

$$\hat{V}_i=\delta^2\left(\hat{\omega}_i^2K^2+\frac{1}{m}+2\hat{\omega}_iK\frac{1}{m}\right)\ . \tag{3}$$

同様に

$$\tilde{E}_i=\tilde{\omega}_i\bar{l}-\tilde{\omega}_iKb\hat{\mu}-a\hat{\mu}. \tag{4}$$

（ただし，$b\hat{\mu}$ は再就職したときの医療費の平均値，$b>1$）

$$\hat{V}_i=\delta^2\left(\tilde{\omega}_i^2K^2+\frac{1}{n}+2\tilde{\omega}_iK\frac{1}{n}\right)\ . \tag{5}$$

したがって，(1)，(2)，(3)，(4)，(5) から，

$$U_i=U_i\left(\hat{\omega}_i\bar{l}-\hat{\omega}_iK\hat{\mu}-\hat{\mu},\ \delta^2(\hat{\omega}_iK^2+\frac{1}{m}+2\hat{\omega}_iK\frac{1}{m})\right)+\frac{\beta}{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)}$$

$$\cdot U_i\left(\tilde{\omega}_i\bar{l}-\tilde{\omega}_iKb\hat{\mu}-a\hat{\mu},\ \delta^2(\tilde{\omega}_i^2K^2+\frac{1}{n}+2\tilde{\omega}_iK\frac{1}{n})\right)+D_i. \tag{6}$$

〔B〕　健康保険を統合した場合における大企業労働者の効用関数

$$U_i=U_i({}^p\hat{E}_i,\ {}^p\hat{V}_i)+\frac{q\beta}{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)}U_i({}^p\tilde{E}_i,{}^p\tilde{V}_i)+\frac{(1-q)\beta}{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)}$$

$$\cdot U_i(\tilde{E}_i,\tilde{V}_i)+D_i. \tag{7}$$

（ただし，添字の p は健康保険を統合した場合を示す。）さらに，

$${}^p\hat{E}_i=E\left[\hat{Y}_i-\frac{\sum_{j=1}^{m}\hat{M}_j+\sum_{s=1}^{n}\hat{M}_s}{m+n}\right]=\hat{\omega}_i\bar{l}-\hat{\omega}_iK\hat{\mu}-\frac{m\hat{\mu}+na\hat{\mu}}{m+n}, \tag{8}$$

$${}^p\hat{V}_i=\delta^2\left(\hat{\omega}_i^2K^2+\frac{1}{m+n}+2\hat{\omega}_iK\frac{1}{m+n}\right), \tag{9}$$

$${}^p\tilde{E}_i=E\left[\tilde{Y}_i-\frac{\sum_{j=1}^{m}\hat{M}_j+\sum_{s=1}^{n}\tilde{M}_s}{m+n}\right]=\tilde{\omega}_i\bar{l}-\tilde{\omega}_iKb\hat{\mu}-\frac{m\hat{\mu}+na\hat{\mu}}{m+n}, \tag{10}$$

$${}^p\tilde{V}=\delta^2\left(\tilde{\omega}_i^2K^2+\frac{1}{m+n}+2\tilde{\omega}_iK\frac{1}{m+n}\right), \tag{11}$$

となる。したがって，(4)，(5)，(7)，(8)，(9)，(10)，(11) から

$$U_i=U_i\left(\hat{\omega}_i\bar{l}-\hat{\omega}_iK\hat{\mu}-\frac{m\hat{\mu}+na\hat{\mu}}{m+n},\ \delta^2(\hat{\omega}_i^2K^2+\frac{1}{m+n}+2\hat{\omega}_iK\frac{1}{m+n})\right)$$

$$+\frac{q\beta}{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)}U_i\Big(\tilde{\omega}_i\bar{l}-\tilde{\omega}_iKb\hat{\mu}-\frac{m\hat{\mu}+na\hat{\mu}}{m+n},\ \hat{\sigma}^2(\hat{\omega}_i^2K^2+\frac{1}{m+n}$$

$$+2\tilde{\omega}_iK\frac{1}{m+n})\Big)+\frac{(1-q)\beta}{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)}U_i\Big((\tilde{\omega}_i\bar{l}-\tilde{\omega}_iKb\hat{\mu}-a\hat{\mu},\ \hat{\sigma}^2(\tilde{\omega}_iK^2$$

$$+\frac{1}{n}+2\tilde{\omega}_iK\frac{1}{n})\Big)+D_i, \tag{12}$$

が得られる。

したがって，健康保険を統合することによって効用水準は (6) から (12) へと変化することになる。

よって，$\Delta U_i>0$ であるための十分条件の一つとして次式を考えることができる。[9)]

$$\frac{n\hat{\mu}(1-a)}{m+n}\frac{\partial U_i}{\partial\hat{E}_i}\Bigg|_{\hat{E}_i=\hat{\omega}_i\bar{l}-\hat{\omega}_iK\hat{\mu}-\frac{m\hat{\mu}+na\hat{\mu}}{m+n}}$$

$$+\frac{q\beta}{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)}\ \frac{w\hat{\mu}(a-1)}{m+n}\ \frac{\partial U_i}{\partial\tilde{E}_i}\Bigg|_{\tilde{E}_i=\tilde{\omega}_i\bar{l}-\tilde{\omega}_iKb\hat{\mu}-\frac{m\hat{\mu}+na\hat{\mu}}{m+n}}>0.$$

ただし，$\frac{\partial U}{\partial E}>0$，$\frac{\partial^2U}{\partial E^2}<0$，$\frac{\partial U}{\partial V}<0$，$\frac{\partial^2U}{\partial E\partial V}=0$ と仮定する。

上式を変形すると，次式が得られる。

$$\frac{\dfrac{\partial U_i}{\partial\tilde{E}_i}\Bigg|_{\tilde{E}_i=\tilde{\omega}_i(\bar{l}-Kb\hat{\mu})-\frac{m\hat{\mu}+na\hat{\mu}}{m+n}}}{\dfrac{\partial U_i}{\partial\hat{E}_i}\Bigg|_{\hat{E}_i=\hat{\omega}_i(\bar{l}-K\hat{\mu})-\frac{m\hat{\mu}+na\hat{\mu}}{m+n}}}>\frac{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)}{q\beta}\ \frac{n}{m}. \tag{13}$$

他方，中小企業労働者は健康保険の統合によって，常に改善されることが同

---

9) 分散に関しては，

$$-\frac{n\hat{\sigma}^2(1+2\hat{\omega}_iK)}{(m+n)m}\ \frac{\partial U_i}{\partial\hat{V}_i}>0,\quad -\frac{q\beta m\hat{\sigma}^2(1+2\tilde{\omega}K)}{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)(m+n)n}\ \frac{\partial U_i}{\partial\tilde{V}_i}>0,$$

が成立することにより，改善されることが示される。

様にして示される。したがって，(13) 式は健康保険を統合することによって，大企業の労働者と中小企業の労働者とを共に改善するための十分条件である。その条件について次のことが言える。

(i) 大企業と中小企業との関係が深い程，すなわち，q が大である程 (13)式の条件は満たされやすくなる。

(ii) 中小企業に再就職する前と後との間で，健康状態における格差が大きい程，すなわち b が大である程，(13) 式の条件は満たされやすくなる。

(iii) 大企業での賃金率 ($\hat{\omega}_t$) と中小企業へ再就職してからの賃金率 ($\tilde{\omega}_t$) との間で格差が大きい程，(13) 式の条件は満たされやすくなる。[10)]

(iv) 定年退職後，中小企業に再就職してからより長い期間働く程，すなわち β が大きい程，また，既に大企業に務めた年数 (α_t) が長い程，(13) 式の条件は満たされやすくなる。

(v) 大企業の労働者数が中小企業の労働者数に比して大きい程，すなわち，n/m が小さい程，(13) 式の条件は満たされやすくなる。

§3　制度の統合と公費負担

以上においては，健康保険の統合について考察してきた。以下では，このモデルを使って国庫補助について考察しよう。国庫補助の額がどれだけであれば最適であるとか，あるいは例えば GNP の何%以上であってはならないかは，一般にはア・プリオリには言えないであろう。しかし，その額が大きくなるに

10) 労働省が実施した昭和54年「定年到達者調査」の結果をとりまとめた高年齢者雇用開発協会〔7〕によると次のようになる。すなわち，定年到達時の企業規模別にみると，1000人以上の企業については賃金低下の幅が大きい者の割合は高く，過半数の者が70%未満に低下している。また，元の会社のあっせんにより関連会社等に雇用された者の91.3%が賃金低下になっている。また，定年到達後に雇用された者について，定年到達年度別に賃金が低下したとする者の割合をみると，昭和50年度91.0%，昭和53年度90.5%となっている。

つれて，その経済学的分析がより一層重要となるであろう。

前節においては，健康保険の赤字はない（黒字もない）という想定がなされていた。この節では，中小企業の総医療費 $\sum_{s=1}^{n}\tilde{M}_s$ のうち，$\tilde{\theta}\cdot\sum_{s=1}^{n}\tilde{M}_s\,(0<\tilde{\theta}<1)$ のみが被保険者によって負担され，残りの $(1-\tilde{\theta})\sum_{s=1}^{n}\tilde{M}_s$ が赤字となり，その額に等しい国庫補助がなされているとしよう。[11] したがって $\tilde{\theta}$ が被保険者負担率を示し，$(1-\tilde{\theta})$ が国庫補助率を示すことになる。ただし，大企業の健康保険には赤字も黒字もないと仮定する。

いま，被保険者負担率 $\tilde{\theta}$ を高めて，国庫補助率 $(1-\tilde{\theta})$ を低めるという要請がなされているとしよう。すなわち，その低下によって国庫補助 $\left((1-\tilde{\theta})\sum_{s=1}^{n}\tilde{M}_s\right)$ を減少させることが一つの政策的課題として与えられているとしよう。以下で，制度の統合がなされている場合と，なされていない場合とでは，国庫補助率の減少にともなう被保険者の効用低下にどのような差異が生じるかを考察しよう。効用低下の少ない場合の方が被保険者にとって望ましいばかりでなく，それだけ政策課題の達成が容易になるであろう。

中小企業の総医療費 $\sum_{s=1}^{n}\tilde{M}$ のうち，$\tilde{\theta}\sum_{s=1}^{n}\tilde{M}_s\ (0<\tilde{\theta}<1)$ のみがその被保険者によって負担されているときで，健康保険が統合されていない場合における大企業労働者の効用関数は，前節の（6）式と同様にして，次のように示される。

すなわち，

$$U_i=U_i\left(\hat{\omega}_i\bar{l}-\hat{\omega}_iK\hat{\mu}-\hat{\mu},\ \hat{\rho}^2\left(\hat{\omega}_i^2K^2+\frac{1}{m}+2\hat{\omega}_iK\frac{1}{m}\right)\right)$$
$$+\frac{\beta}{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)}U_i\left(\tilde{\omega}_i\bar{l}-\tilde{\omega}_iKb\hat{\mu}-a\hat{\mu}\tilde{\theta},\ \hat{\sigma}^2\left(\tilde{\omega}_i^2K^2+2\tilde{\omega}_iK\frac{\tilde{\theta}}{n}+\frac{\tilde{\theta}^2}{n}\right)\right)+D_i, \tag{14}$$

11）同質的な中小企業を仮定しているので，政府管掌健康保険全体では，

$$h(1-\tilde{\theta})\sum_{s=1}^{n}\tilde{M}_s,$$

（ただし，h は中小企業の数）だけの国庫補助がなされていることになる。また以下では事務費は捨象されているので，事務費に対する国庫による負担は考えない。

と示される。

他方，統合されている場合における大企業労働者の効用関数は，同様にして，次のように示される。

$$U_i=U_i\left(\hat{\omega}_i\bar{l}-\hat{\omega}_iK\hat{\mu}-\frac{m\hat{\mu}+na\hat{\mu}\tilde{\theta}}{m+n},\ \delta^2\left\{(\hat{\omega}_iK+\frac{1}{m+n})^2+\frac{m-1+n\tilde{\theta}^2}{(m+n)^2}\right\}\right)$$

$$+\frac{q\beta}{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)}U_i\left(\tilde{\omega}_i\bar{l}-\tilde{\omega}_iKb\hat{\mu}-\frac{m\hat{\mu}+\tilde{\theta}na\hat{\mu}}{m+n},\right.$$

$$\left.\delta^2\left\{(\tilde{\omega}_iK+\frac{\tilde{\theta}}{m+n})^2+\frac{m+\tilde{\theta}^2(n-1)}{(m+n)^2}\right\}\right)$$

$$+\frac{(1-q)\beta}{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)}U_i\left(\tilde{\omega}_i\bar{l}-\tilde{\omega}_iKb\hat{\mu}-a\hat{\mu}\tilde{\theta},\right.$$

$$\left.\delta^2(\tilde{\omega}_i^2K^2+2\tilde{\omega}_iK\frac{\tilde{\theta}}{n}+\frac{\tilde{\theta}^2}{n})\right)+D_i. \tag{15}$$

(14) 式を $\tilde{\theta}$ で偏微分することによって，次式（(16)式）が得られる。[12)]

$$\frac{\partial U_i}{\partial\tilde{\theta}}=\frac{\beta}{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)}\frac{\partial U_i}{\partial\tilde{E}_i}\frac{\partial\tilde{E}_i}{\partial\tilde{\theta}}+\frac{\beta}{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)}\frac{\partial U_i}{\partial V_i}\frac{\partial V_i}{\partial\tilde{\theta}}$$

$$=\frac{-\alpha\beta\hat{\mu}}{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)}\left.\frac{\partial U_i}{\partial\tilde{E}_i}\right|_{\tilde{E}_i=\tilde{\omega}_i\bar{l}-\tilde{\omega}_iKb\hat{\mu}-a\hat{\mu}\tilde{\theta}}$$

$$+\frac{2\beta\delta^2}{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)n}(\tilde{\omega}_iK+\tilde{\theta})\frac{\partial U_i}{\partial V_i}<0. \tag{16}$$

同様に，(15) 式を $\tilde{\theta}$ で偏微分することによって，次式（(17) 式）が得られる。[13)]

$$\frac{\partial U_i}{\partial\tilde{\theta}}=-\frac{na\hat{\mu}}{m+n}\left.\frac{\partial U_i}{\partial\hat{E}_i}\right|_{\hat{E}_i=\hat{\omega}_i\bar{l}-\hat{\omega}_iK\hat{\mu}-\frac{m\hat{\mu}+na\hat{\mu}\tilde{\theta}}{m+n}}$$

---

12) 前節と同様に，

$$\frac{\partial U}{\partial E}>0,\ \frac{\partial^2U}{\partial E^2}<0,\ \frac{\partial U}{\partial V}<0,\ \frac{\partial^2U}{\partial E\partial V}=0,$$

を仮定し，ここではさらに $\frac{\partial^2U}{\partial V^2}=0$ を仮定する。

13) $\frac{\partial^2U}{\partial V^2}=0$ が仮定されている。ただし，$\frac{\partial U}{\partial V}<0$ である。

$$-\frac{na\hat{\mu}q\beta}{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)(m+n)}\left.\frac{\partial U_i}{\partial\tilde{E}_i}\right|_{\tilde{E}_i=\tilde{\omega}_i\bar{l}-\tilde{\omega}_iKb\hat{\mu}}-\frac{m\mu+na\mu\tilde{\theta}}{m+n}$$

$$-\frac{(1-q)\beta\alpha\hat{\mu}}{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)}\left.\frac{\partial U_i}{\partial\tilde{E}_i}\right|_{\tilde{E}_i=\tilde{\omega}_i\bar{l}-\tilde{\omega}_iKb\hat{\mu}-a\hat{\mu}\tilde{\theta}}+\frac{2n\tilde{\theta}\hat{\sigma}^2}{(m+n)^2}\frac{\partial U_i}{\partial V_i}$$

$$+\frac{q\beta}{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)}\left\{2\tilde{\omega}_iK\frac{1}{m+n}+\frac{2\tilde{\theta}}{(m+n)^2}\frac{2(n-1)\tilde{\theta}}{(m+n)^2}\right\}\hat{\sigma}^2\frac{\partial U_i}{\partial V_i}$$

$$+\frac{2(1-q)\beta}{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)n}(\tilde{\omega}_iK+\tilde{\theta})\hat{\sigma}^2\frac{\partial U_i}{\partial V_i}<0\,. \tag{17}$$

したがって，(16) 式と (17) 式とから，被保険者負担率 $\tilde{\theta}$ を高めて，国庫補助率を低下させるならば，制度の統合がなされている場合でも，なされていない場合でも，大企業労働者の効用は低下することになる。このことは，中小企業の労働者についても，同様にして示すことができる。それでは，いずれの場合の方が，効用の低下がより少ないであろうか。効用の低下が少ないということは，被保険者にとって望ましいばかりでなく，それだけ政策的課題の達成が容易となるであろう。

(16) 式と (17) 式とから，前節と同様にして，制度の統合がなされている場合に効用の低下がより少ないための十分条件として，次式 ((18) 式，(19)式) を考えることができる。[14]

$$\frac{\left.\frac{\partial U_i}{\partial\tilde{E}_i}\right|_{\tilde{E}_i=\tilde{\omega}_i(\bar{l}-Kb\hat{\mu})-\frac{m\hat{\mu}+na\hat{\mu}\tilde{\theta}}{m+n}}}{\left.\frac{\partial U_i}{\partial\hat{E}_i}\right|_{\hat{E}_i=\hat{\omega}_i(\bar{l}-K\hat{\mu})-\frac{m\hat{\mu}+na\hat{\mu}\tilde{\theta}}{m+n}}}>\frac{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)}{q\beta}\frac{n}{m}, \tag{18}$$

$$\frac{q\beta}{(1+\rho)(\alpha-\alpha_i)}\frac{m}{n}\left(\frac{m}{n}+2\right)>\tilde{\theta}\,. \tag{19}$$

(18) 式に関しては，$na\hat{\mu}$ が $na\hat{\mu}\tilde{\theta}$ となっている以外は，前節の (13) 式と同じであるから，この式についての検討は省略する。[15] (19) 式に関しては，$\tilde{\theta}$ が

14) ただし，ここではさらに，$\tilde{\theta}a\hat{\mu}>\hat{\mu}$ を仮定する。

15) (13) 式について検討した。(i), (ii), (iii), (iv), (v) のそれぞれが (18) 式についても言える。

1より小であるから，(19) 式の左辺が1より大になるときには，(19) 式が常に成立することになる。そして，そのようになる蓋然性が高まる場合には，[16] (18) 式が成立する蓋然性も同時に高められることになる。他方，中小企業労働者については，統合されている場合の方が，常に効用の低下はより少ないことが同様にして示される。[17]

§4　結　び

以上において，医療保険における国庫補助の問題について制度の統合という立場から考察を重ねた。一つの政策的課題として国庫補助率の低下が与えられたときに，その低下にともなう被保険者の効用減少が，[18] 一定の条件の下では統合によって和らげられることが導かれた。このことは，被保険者にとって望ましいだけではなく，それだけその政策的課題の達成が容易になるであろう。しかし，統合の結果，被保険者の属する集団が変化することによって，被保険者の行動も変化し，その結果以前より高い医療費が各人に生じるならば，この統合を実行に移すことは一層困難になるであろう。このような効果を少なくする一つの方法としては償還制が考えられるであろう。[19] ところで，本章での考察においては，確率変数としての医療費の確率密度関数は外生的に与えられている。しかし，一般的には，この確率密度関数は外生的に与えられるのではな

16) 注1) の (i)〜(v) のうちで，(i)，(iv)，(v) の場合に，(19) 式が成立する蓋然性が高められる。

17) ただし，統合されているか否かにかかわらず，中小企業労働程の効用が国庫補助率の低下と共に減少することは，大企業労働者の場合と同様にして示すことができる。

18) ただし，医療保険における国庫補助率の低下によって，医療供給体制の整備拡充等へ財政資金をむけることが可能になれば，被保険者の効用はその分増加し，ネットの効用変化はむしろ正になるかもしれない。しかし，国庫補助率の低下にともなう被保険者の効用減少は少ないほうが望ましいことは言うまでもない。

19) 償還制については大野教授〔11〕によって詳しく論じられている。

く，健康管理・健康増進あるいは予防医療サービスに対する支出に依存するものと思われる。すなわち，一般に，健康管理・健康増進あるいは予防医療サービスに対する各人の支出水準が高まれば高まるほど，医療費の期待値は減少するであろう。ところで，予防医療サービスに対する支出の効果が長い期間を経過してはじめて表われるような場合には次のような問題点が指摘されている「・・・・・・・保険制度が群立し，被保険者が就業形態や職場の移動によって制度の間を移動するようなときには，むしろ予防給付の導入には消極的になる。なぜならば，自分の保険による予防給付の効果が他の保険に漏出し，当該保険者の利益にならないからである。(地主教授〔5〕p. 79)」しかし，病気になってから疾病給付するよりも，予防医療サービスを給付する方が効率的な場合には，医療保険が予防医療サービスの給付も行なうことが望ましいであろう。したがって，予防給付のための負担をしているにもかかわらず，その結果（医療費の期待値の減少）が他の制度に漏出するといった状態が生じないようにするためにも，制度の統合は重要になるであろう。なお，老人保険医療制度等についての明確な考察は今後の課題である。[20]

付論 日本の医療制度

§1 制度の歩み

森・川添氏〔9〕によって，日本の医療制度の歩みが分析されている。それにしたがえば，戦後のわが国の医療制度の歩みは次の3つの時期に区分される。すなわち，

1） 戦後昭和30年頃までの新制度の確立期

20） 以下の付論においては，日本の医療制度について若干の考察をする。

〔補注〕 本章は大阪府立大学経済研究第26巻第2号に掲載したものに加筆したものである。

2）　それ以後40年代の後半に至る制度の充実整備期

3）　石油危機以後50年代に入ってからの制度の調整期

に区分される。森・川添氏〔9〕による所論にしたがえば，上述の 1）の時期は，医師法・歯科医師法・保健婦助産婦看護婦法・歯科衛生士法・診療エックス線技師法などの身分法や医療法が制定され，旧来の体制が再編成されていった時期であった。2)の時期には，経済成長を背景として国民皆保険が発足した。さらに，この充実整備期には医療需要の拡大に伴って，医師・歯科医師等の医療関係者を養成するための方策が進められた。3)の時期には，へき地医療などに見られるような地域間格差や医療需要の高度化・多様化に対応した総合的・体系的な体制整備が要請されている。ただし，わが国全体でみるかぎり，医療施設も医療関除者も改善充実がなされている。

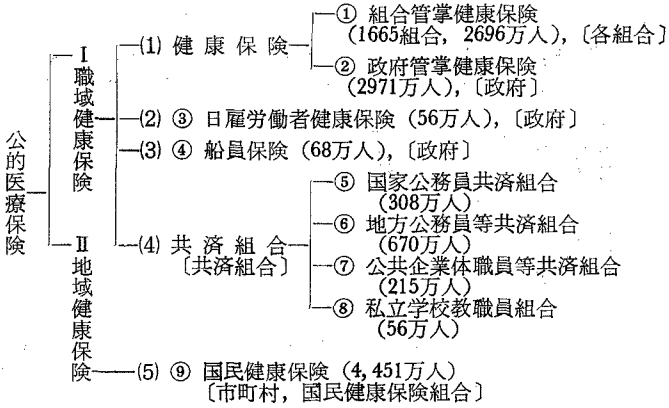
§2　公的医療保険

上述したように 2）の時期に国民皆保険が発足（昭和36年）したが，この発足以来，組合管掌健康保険・政府管掌健康保険等の諸制度が公的医療保険として運営されている。これらの制度については，以下の表 1 に示されるように谷山教授〔12〕により適切に整理されている。（ただし，組合数・対象人員数については，昭和52年 3 月末現在から昭和54年 3 月末現在の値に，健康保険組合連合会〔6〕を参照することによって変更した。）

公的医療保険は表 1 に示されるように，地域健康保険（＝国民健康保険）と職域健康保険に大別され，後者はさらに⑴健康保険，⑵日雇労働者健康保険，⑶船員保険，⑷各種共済組合に区別される。さらに，健康保険は①組合管掌健康保険と②政府管掌健康保険に区別され，共済組合は⑤国家公務員共済組合，⑥地方公務員等共済組合，⑦公共企業体職員等共済組合，⑧私立学校教職員組合に区別される。

このように，日本の公的医療保険は分立した各種の医療保険制度のもとで運

表　1



(注) (1)〔・〕は保険者（経営主体），(2) 数字は保険給付対象人員数
（昭和54年3月末現在）

営されている。その運営に必要な健康保険関係者の事務サービスに用する費用は，健康保険（政府管掌，組合管掌）・日雇労働者健康保険・船員保険・国家公務員共済組合・国民健康保険の場合には，国庫が全額負担することいになってる。また，私立学校教職員共済組合の場合には一部が国庫負担となっている（表2を参照）。したがって，制度の統合を通じて事業主体を統合することによって，医療保険制度の運営が効率的になるならば，事務サービスに用する費用が減少し，事務費に対する国庫負担を減少させることができよう。あるいはそれだけ保険給付に対する国庫補助を増加することができるであろう。

その他の公的医療保険制度における国庫負担としては，老人医療費支給制度に対する国庫負担がある。厚生省〔8〕によると昭和55年度における対象人員は580万8,000人で，これに要する国庫負担は2,905億4,000万円と見込まれている。この老人医療費支給制度は昭和48年から実施されている。この制度の導入に伴なう受療率の変化は西村助教授〔10〕によって分析されている。すなわち，年次推移で受療率が，70齢以上の年齢階級では老人医療無料化制度の実施

表　2

制度の種類／国庫負担	健康保険	日雇労働者健康保険	船員保険	国家公務員共済組合	地方公務員共済組合	公共企業体職員等共済組合	私立学校教職員共済組合	国民健康保険
給付費	政府管掌療養の給付等の16.4%……組合管掌給付費の補助15億円	療養の給付等の$\frac{35}{100}$	疾病給付補助15億円	なし	なし	なし	なし	療養給付費の40%療養給付費の5%の調整交付金，その他
事務費	全額	全額	全額	全額	なし	なし	一部	全額

資料：健康保険給合連合会編〔6〕，昭和54年3月末現在

と時を同じくして大きく上昇しているにもかかわらず，他の年齢階級では年次推移で受療率が横ばいであることが示されている。さらに，年齢階級別の1人当たりの医療費の推移についても，国民健康保険被保険者，政府管掌健康保険被扶養者のいずれも70齢以上の年齢階級で，急激な上昇をしていることが示されている。なお，老人医療費支給制度においては所得制限が設けられている。

参考文献

〔1〕 K.J. Arrow, "Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care," *American Economic Review*, Dec., 1963.

〔2〕 M. Grossman, "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy*, Mar./Apr., 1972.

〔3〕 H.E. Klarman, *The Economics of Health* New York: Columbia U.P., 1965（邦訳，大村潤四郎・江間時彦訳『保険と医療の経済学』至誠堂，昭和41年.

〔4〕 藤田　晴，前掲，「医療保険の制度間格差と財政調整」。

〔5〕 地主重美「予防医療の経済分析」『社会保障研究』社会保障研究所，　昭和55年。

〔6〕 健康保険組合連合会編『社会保障年鑑』東洋経済新報社，昭和55年。

〔7〕 高年齢者雇用開発協会編『定年白書』高年齢者雇用開発協会，昭和55年。
〔8〕 厚生省編『厚生白書』，大蔵省印刷局，昭和55年。
〔9〕 森　幸男・川添善弘「日本の医療制度」北川善太郎，ヴォルフガング・ギッター編著『医療制度と法―日独医療制度シンポジウム報告書』，日本評論社，昭和55年。
〔10〕 西村周三，前掲書。
〔11〕 大野吉輝『福祉政策の経済学』東洋経済新報社，昭和54年。
〔12〕 谷山新良「日本における医療保険」，『所報』生命保険文化研究所，昭和53年9月。

第6章　医療保険と公的扶助

§1　序

前章において医療保険に対する国庫負担がきわめて大きいことが示されたが，医療保険に対する国庫負担以外にも，生活保護法による医療扶助費等の医療費公費負担がある。[1] 生活保護は，生活・医療・教育・住宅等の7種の扶助に分かれ，必要に応じ1種または2種以上の扶助が支給されている。

厚生省〔5〕によると，昭和54年度中に保護を開始した世帯は19万世帯，人員にして38万8,000人であり，そのうち傷病を理由とするものが70.2％を占めていて貧困と疾病との間の強い相関がうかがわれる。したがって，医療保険政策と生活保護とを併せ考えるのが適切であると考えられる。

本章では，医療費の一定率が給付されるような保険政策を考える。自己負担率をβ，$(0<\beta\leq 1)$，保険給付率を$1-\beta$とする。医療費の自己負担分，労働時間の減少による収入減のために貧困に陥り自分の力では健康で文化的な最低限の生活を維持できない場合には，生活保護が受けられるとする。上述の7種の扶助のうち，以下では生活と医療の両扶助を取り扱う。

ところで，以上のようなフレーム・ワークの下で，奥野・渡辺〔7〕においてはすでに各人の期待効用の総和を最大化するような最適保険政策について考察がされている。したがって，以下では，被保護者（生活保護の）の期待人数・生活保護に対する期待支出のそれぞれを最小化するような最適保険政策について考察する。

§2　消費者行動

個人（i）の効用は，消費（c_i）と余暇時間（t_i）とに依存するとし，各人の

1）藤田教授〔3〕において，生活保護法による医療扶助費と老人福祉費中の老人医療費との合計が，約8,000億に達することが示されている。

効用関数を次のように定義する。

$$U^i(c_i,\ t_i).\ i=1,\ \cdots n \tag{1}$$

効用関数について，

$U^i_j>0$，$U^i_{jj}<0$，$U^i_{jk}>0\ (j\neq k)$，$U^i_{jj}U^i_{kk}-U^{i2}_{jk}>0\ (j,\ k=c_i,\ t_i)$を仮定する。端点解を排除するために，$c_i$，$t_i$ に関する無差別曲線は両軸（c_i軸，t_i軸）と交わらないとする。

余暇時間を健康的に活動できる時間（$\hat{l}_i$）のうち，労働（l_i）に使われない時間と定義する。したがって，$t_i=\hat{l}^i-l_i$ である。労働供給に関して，制約条件式

$$\hat{l}_i\geqq l_i,\ i=1,\ \cdots,\ n \tag{2}$$

を考える。

健康的に活動できる時間は病気の程度とそのときに受ける医療サービスとに依存し，病気の程度（病気の重さ）は1つの指標 x_i で計られるものとする。ただし，$x_i\geqq 0$ で，大きい x_i ほど重い病気をあらわすと考える。受ける医療サービスの量は1つの変数 z_i $(i=1,\ \cdots n)$ であらわされるとする。したがって，健康的に活動できる時間（$\hat{l}_i$）は両者の関数として，

$$\hat{l}^i=\hat{l}^i(x_i,\ z_i),\ i=1,\ \cdots,\ n$$

とあらわされる。ここに，

$$\frac{\partial\hat{l}^i}{\partial x_i}<0,\ \frac{\partial\hat{l}^i}{\partial z_i}>0,\ \frac{\partial^2\hat{l}^i}{\partial z_i^2}<0$$

である。[2)]

各 x_i に対して，医師が望ましいと考える医療サービス（$\hat{z}_i(x_i)$）があって，各人はそれを上限として医療サービスの需要量を決定するものとする。[3)]

したがって，

$$z_i\leqq\hat{z}_i(x_i),\ i=1,\ \cdots,\ n \tag{3}$$

2）ただし，$x>0$ のときである。

3）医師による過剰診療はないものとする。Arrow〔1〕第9章を参照。

である。一般に，$\hat{z}_i$ は各個人によって異なっている。$\hat{z}_i$ について，

$$\frac{\partial \hat{z}_i}{\partial x_i} > 0,$$

と仮定する。

各人の所得は労働所得とそれ以外の所得とから成っているとする。労働の賃金率を w とすると，労働所得は wl_i である。その他の所得を y_i であらわすと，所得は wl_i+y_i となる。他方，支出は消費と保険料の支払いおよび医療費の自己負担分である。

いま，z_i の医療サービスを受けたときの医療費を γz_i，自己負担率を β，$(0<\beta\leqq 1)$ とすると，医療費の自己負担額は $\beta\gamma z_i$ となる。ただし，γ は正の定数である。保険料の支払い額を α とすると，各人の予算制約式は，

$$c_i=y_i+wl_i-\alpha-\beta\gamma z_i,\ i=1,\ \cdots,\ n \tag{4}$$

となる。

いま，x_i が十分小さい水準に与えられたとしょう。各人は，y_i，α，β，w を所与とし，(2)，(3)，(4) の制約条件式の下で効用関数を最大にするように労働供給量 (l_i) と医療サービスの需要量 (z_i) とを決定するとする。

ラグランジュ関数を，

$$L=U^i(y_i+wl_i-\alpha-\beta\gamma z_i,\ \hat{l}^i-l_i)$$
$$+\delta(\hat{l}^i-l_i)+\rho(\hat{z}_i-z_i),$$

とすると，(ただし δ，ρ はラグランジュ乗数) 均衡条件式は，

$$\frac{\partial L}{\partial l_i}=U_c w-U_l-\delta_i^*\leq 0,\ l_i^*\geq 0,\ l_i^*\frac{\partial L}{\partial l_i}=0, \tag{5}$$

$$\frac{\partial L}{\partial z_i}=-\beta\gamma U_c^i+U_l^i\frac{\partial \hat{l}^i}{\partial z_i}+\delta\frac{\partial \hat{l}^i}{\partial z_i}-\rho_i^*\leq 0,\ z_i^*\geq 0,\ z_i^*\frac{\partial L}{\partial z_i}=0, \tag{6}$$

$$\frac{\partial L}{\partial \delta}=\hat{l}^i-l_i^*\geq 0,\ \delta_i^*\geq 0,\ \delta_i^*\frac{\partial L}{\partial \delta}=0, \tag{7}$$

$$\frac{\partial L}{\partial \rho}=\hat{z}_i-z_i^*\geq 0,\ \rho_i^*\geq 0,\ \rho_i^*\frac{\partial L}{\partial \rho}=0, \tag{8}$$

となる。仮定により，端点解は排除されているから，消費者の均衡点で，$\hat{l}^i - l_i^* > 0$，したがって，$\delta_i^* = 0$ である。

生活保護の基準となる消費水準を $\underline{c}$ とすると，$c^* \leq \underline{c}$ であれば，その差額だけ保護される。生活保護を受けている家計に対しては，医療費の自己負担はなく生活保護費から支払われるとする。[4] また，そのときの治療は医師の指示する水準にあるものとする。ある家計が生活保護を受けた場合に達成可能な最大の効用は，

$$U^i(\underline{c},\ \hat{l}^i(x_i,\ \hat{z}_i(x_i))), \tag{9}$$

である。ある x に対して，生活保護を受けない場合の効用水準は，

$$U^i(c_i^*,\ \hat{l}^i(x_i,\ z_i^*) - l_i^*), \tag{10}$$

であるから，その x に対して，

$$U^i(\underline{c},\ \hat{l}^i(x_i,\ \hat{z}_i(x_i))) > U^i(c_i^*,\ \hat{l}^i(x_i,\ z_i^*) - l_i^*), \tag{11}$$

であれば，この個人は生活保護を受ける方を選択する。(9) と (10) とをちょうど等しくするような x_i の水準を $\underline{x}_i$ と定義する。すなわち，生活保護を受けるか，受けないかが無差別になるような病気の程度である。$\underline{x}_i$ は一般に各個人によって異なっている。

以下の議論を簡単にするために，$\underline{c}$ は十分小さく，したがって $\underline{x}_i$ は十分に大きくて（病気は重く），$\underline{x}_i$ より小さい $\underline{x}_i$ の近傍（$x_i \leq \underline{x}_i$）では，各個人は医師の指示に従って治療を受けているとする。[5] また同じ近傍で，労働供給はゼロとなっているとする。[6] したがって，x_i が $\underline{x}_i$ の近傍（$x_i \leq \underline{x}_i$）にあるとき

4）ただし，生活保護を受けている家計も治療費の自己負担分をいったん支払うが，その額だけ多く生活保護費が支払われると考えておく。このように想定しても，質的な差異はない。

5）$\underline{x}_i$ より小さい $\underline{x}_i$ の近傍で，$z_i^* < \hat{z}_i$ であるとすると，$x_i \geq \underline{x}_i$ に対しては $z_i = \hat{z}_i$ であるから，$x_i = \underline{x}_i$ で各個人の需要する医療サービスの量が不連続になる可能性がある。

6）もし，そうでないとすると，$x_i = \underline{x}_i$ で労働供給が不連続的にゼロとなる可能性があり，消費 c_i がその点で不連続となる可能性がある。

には，$z_i^*=\hat{z}_i$ でかつ $t_i^*=\hat{l}^i(x_i,\ \hat{z}_i(x_i))$ である。消費者の均衡条件は，$x_i<\underline{x}_i$ に対しては，(5)，(6)，(7)，(8) であらわされ，$x_i\geqq\underline{x}_i$ に対しては，$c_i=\underline{c}$，$t_i=\hat{l}^i(x_i,\ \hat{z}_i(x_i))$ であらわされる。[7] また，各個人にとって，x_i は確率変数であるとし，その密度関数を一般に $f_i(x_i)$ とあらわす。すなわち，

$$\int_0^\infty f_i(x_i)dx_i=1\,,\ f_i(x_i)\geqq 0 \qquad i=1,\ \cdots,\ n$$

である。

§3 生活保護に対する期待支出

労働供給 (l_i^*) と医療サービスに対する需要 (z^*) は x_i について連続であると仮定する。保険管理者の保険金支払い総額の期待値は，

$$\sum_i\int_0^\infty(1-\beta)\gamma z_i^* f_i dx_i\,,$$

である。[8] 他方，総保険料収入は，

$$\alpha n,$$

である。ここに，n は消費者の総数をあらわす。いま，総保険料が保険金支払い総額の期待値に等しいという「公正な保険」[9] を仮定すると，保険に関する予算制約式は，

$$\alpha n=\sum_i\int_0^\infty(1-\beta)\gamma z_i^* f_i dx_i\,, \tag{12}$$

となる。

社会的目的関数として，(i) 生活保護のための期待支出の総額，(ii) 被保護者の総期待人数を考える。

生活保護のための支出の期待値の総額は，

---

7) 厚生省大臣官房統計情報部〔6〕によると，生活保護世帯のうち，世帯主および世帯員が共に労働に従事していない比率は，昭和51年度で約78%である。

8) z_i^* は x_i について積分可能とする。

9) 「公正な保険」については，Becker〔2〕を参照。

$$\sum_i \int_{\underline{x}}^{\infty} (\underline{c} - c_i^*) f_i dx_i, \tag{13}$$

である。[10] ただし，$x_i \geqq x_i$ に関して，$c_i^* = y_i - \alpha - \beta\gamma\hat{z}_i$ である。

公正な保険の導入が，(13) の目的関数にどのような影響を与えるかを以下でまず検討しよう。(13) 式を β で微分することによって次式がえられる。

$$\frac{d\sum_i \int_{\underline{x}_i}^{\infty} (c - \underline{c}_i^*) f_i dx_i}{d\beta} = \sum_i \left\{ \int_{\underline{x}_i}^{\infty} f_i dx_i \frac{d\alpha}{d\beta} + \int_{\underline{x}_i}^{\infty} \gamma \hat{z}_i (x_i) f_i dx \right\}. \tag{14}$$

(12) 式より

$$\left. \frac{d\alpha}{d\beta} \right|_{\substack{\beta=1 \\ \alpha=0}} = \frac{-\sum_i \int_0^{\infty} \gamma z_i^* f_i dx_i}{n}, \tag{15}$$

がえられる。[11] したがって，(14)，(15) より次式がえられる。

$$\left. \frac{d\sum_i \int_{\underline{x}_i}^{\infty} (\underline{c} - c_i^*) f_i dx_i}{d\beta} \right|_{\substack{\beta=1 \\ \alpha=0}} = \sum_i \int_{\underline{x}_i}^{\infty} \left\{ \gamma \hat{z}_i (x_i) - \frac{1}{n} \sum_i \int_0^{\infty} \gamma z_i^* f_i dx_i \right\} f_i x_i. \tag{16}$$

---

10) c_i^* は x_i について積分可能とする。

11) (12) 式より，$[n - \sum_i \int_0^{\infty} (1-\beta)\gamma z_\alpha^* f_i dx_i] d\alpha - [\sum_i \int_0^{\infty} \{-\gamma z_i^* + (1-\beta)\gamma z_\beta^*\} f_i dx_i] d\beta = 0$，がえられる。ところで，$\rho > 0$ のときには，$z_i^* = \hat{z}_i$ となり，$z_\alpha^* = 0$，$\rho = 0$ のときには $\beta\gamma/w = \frac{\partial \hat{l}_i}{\partial z_i}$ となり，$z_\alpha^* = 0$ となる。(ただし，$l_i^* = 0$ のときには x_i は $\underline{x}_i$ の近傍にあり，したがって $z_i^* = \hat{z}_i$，つまり $z_\alpha^* = 0$，となっている。また，$z_i^* = 0$，$\frac{\partial L}{\partial z} < 0$ のときには，α が限界的に変化しても $\frac{\partial L}{\partial z}$ は負にとどまるから，z_i^* もゼロにとどまり，$z_\alpha^* = 0$ となる。) 医療費が所得水準 (α, y_i) に依存しないというのは，このモデルからえられる一つの帰結である。しかしながら，いわゆる差額ベッド料などの保険外診療は，所得と正の相関関係があると思われる。この $z_\alpha^* = 0$，と $\beta = 1$，を上記の式に代入することによって，

$$\left. \frac{d\alpha}{d\beta} \right|_{\substack{\beta=1 \\ \alpha=0}} = \frac{-\sum_i \int_0^{\infty} \gamma z_i^* f_i dx_i}{n},$$

がえられる。ここに，$\beta = 1$ (したがって $\alpha = 0$) は保険のないときに対応している。

さきに仮定したように，$\hat{z}_i(x_i)$ は x_i の増加関数であるから，次の不等式がえられる。

$$\sum_i \int_{\underline{x}_i}^{\infty} \left\{ \gamma \hat{z}_i(x_i) - \frac{1}{n} \sum_i \int_0^{\infty} \gamma z_i^* f_i dx_i \right\} f_i dx_i$$

$$> \sum_i \int_{\underline{x}_i}^{\infty} \left\{ \gamma \hat{z}_i(\underline{x}_i) - \frac{1}{n} \sum_i \int_0^{\infty} \gamma z_i^* f_i dx_i \right\} f_i dx_i .$$

したがって，個人 i の $x_i = \underline{x}_i$ における医療費（$\gamma \hat{z}_i(\underline{x}_i)$）が期待医療費の平均 $\left(\frac{1}{n} \sum_i \int_0^{\infty} \gamma z_i^* f_i \, dx_i) \right)$ よりも大きい場合には，

$$\left. \frac{d \sum_i \int_{\underline{x}_i}^{\infty} (\underline{c} - c_i^*) f_i dx_i}{d\beta} \right|_{\substack{\beta=1 \\ \alpha=0}} > 0 .$$

がえられる。したがって，公正な保険を導入することによって，生活保護に対する期待支出の総額を減少させることができる。

(12) の制約条件式のもとで，(13) 式を α，β に関して最小化するために，ラグランジュ関数を，

$J = \sum_i \int_{\underline{x}_i}^{\infty} (\underline{c} - c_i^*) f_i dx_i + \lambda \{ \alpha n - \sum_i \int_0^{\infty} (1-\beta) \gamma z_i^* f_i dx_i \}$，とする。ただし，$\lambda$ はラグランジュ乗数とする。

一階の条件式は次のように示される。

$$\frac{\partial J}{\partial \alpha} = \sum_i \int_{\underline{x}_i}^{\infty} \frac{\partial (\underline{c} - c_i^*)}{\partial \alpha} f_i dx_i + \lambda n = 0 , \tag{17}$$

$$\frac{\partial J}{\partial \beta} = \sum_i \int_{\underline{x}_i}^{\infty} \frac{\partial (\underline{c} - c_i^*)}{\partial \beta} f_i \, dx_i - \lambda \sum_i \int_0^{\infty} \frac{\partial \left[(1-\beta) \gamma z_i^* \right]}{\partial \beta} f_i dx_i = 0 , \tag{18}$$

$$\frac{\partial J}{\partial \lambda} = \alpha n - \sum_i \int_0^{\infty} (1-\beta) \gamma z_i^* f_i dx_i = 0 . \tag{19}$$

ただし，前述したように，$\sum_i (\underline{c} - c_i^*) \Big|_{x_i = \underline{x}_i} \frac{\partial \underline{x}_i}{\partial \alpha} f_i(\underline{x}_i)$

$= \sum_i (\underline{c} - c_i^*) \Big|_{x_i = \underline{x}_i} \frac{\partial \underline{x}_i}{\partial \beta} f_i(\underline{x}_i) = 0$，となっている。

二階の条件

$$\mathrm{D}=\begin{vmatrix} J_{11} & J_{12} & J_{13} \\ J_{21} & J_{22} & J_{23} \\ J_{31} & J_{32} & 0 \end{vmatrix}<0, \tag{20}$$

は満たされると仮定する。ただし，$J_{11}=\dfrac{\partial^2 J}{\partial\alpha^2}$, $J_{12}=\dfrac{\partial^2 J}{\partial\alpha\partial\beta}$, $J_{13}=\dfrac{\partial^2 J}{\partial\alpha\partial\lambda}$, 等とする。

（4）式から

$$\frac{\partial c_i^*}{\partial\alpha}=-1,\quad \frac{\partial c_i^*}{\partial\beta}=-\gamma\hat{z}_i\ (x_i\geqq\underline{x}_i)$$

がえられる。したがって，一階の条件式は次のように変形される。

$$\sum_i\int_{\underline{x}_i}^{\infty}f_i dx_i+\lambda n=0, \tag{21}$$

$$\sum_i\int_{\underline{x}_i}^{\infty}\gamma\hat{z}_i f_i dx_i+\lambda\sum_i\int_0^{\infty}\left\{\gamma z_i^*+(1-\beta)\frac{\partial\gamma z_i^*}{\partial(1-\beta)}\right\}f_i dx_i=0, \tag{22}$$

$$\alpha n-\sum_i\int_0^{\infty}(1-\beta)\gamma z_i^* f_i dx_i=0, \tag{23}$$

(21), (22) 式から，最適保険給付率が次のように示される。

$$1-\beta=\frac{\dfrac{\sum_i\int_{\underline{x}_i}^{\infty}\gamma\hat{z}_i f_i dx_i}{\sum_i\int_{\underline{x}_i}^{\infty}f_i dx_i}-\dfrac{1}{n}\sum_i\int_0^{\infty}\gamma z_i^* f_i dx_i}{\dfrac{1}{n}\sum_i\int_0^{\infty}\dfrac{\partial\gamma z_i^*}{\partial(1-\beta)}f_i dx_i}. \tag{24}$$

この最適保険給付率について検討しょう。

F_i および $\hat{f}_i$ を次のように定義する。

$$F_i=\int_{\underline{x}}^{\infty}f_i dx_i,\quad \hat{f}_i=\frac{f_i}{F_i},\quad (x_i\geqq\underline{x}_i)\ i=1,\ \cdots,\ n.$$

したがって，F_i は個人 i が生活保護を受ける確率を示し，$\hat{f}_i$ は生活保護を受けるという条件付の確率密度関数である。

これらを使って，(24) 式の分子の第 1 項は次のように変形される。

$$\frac{\sum_i F_i \int_{\underline{x}_i}^{\infty} \gamma \hat{z}_i \hat{f}_i dx_i}{\sum_i F_i}. \tag{25}$$

ここに，$\int_{\underline{x}_i}^{\infty} \gamma \hat{z}_i \hat{f}_i dx_i$ は生活保護の下での個人の期待医療費である。したがって，(25) 式は F_i でウェイトづけしたそれらの加重平均である。他方，(24) 式の分子の第2項は個人の期待医療費の単純平均である。よって，これら二つの項の差が大きければ大きい程，最適保険給付率は高くなる。また，(24) 式の分母は，$\partial \gamma z_i^* / \partial (1-\beta)$ の期待値の単純平均であるから，医療サービスの需要が保険給付率に反応的であればある程，最適保険給付率は低くなる。最適保険料は，(19) 式より，最適保険給付率に個人の期待医療費の単純平均を掛けることによってえられる。

以下では，生活保護基準 ($\underline{c}$) の変化が，最適保険給付率 $(1-\beta)$，(あるいは最適自己負担率 (β))，と最適保険料 (α) にどのような影響を与えるかを検討しよう。

一階の条件を $\underline{c}$ で微分することによって，次式がえられる。

$$\begin{pmatrix} J_{11} & J_{12} & J_{13} \\ J_{21} & J_{22} & J_{23} \\ J_{31} & J_{32} & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \partial \alpha / \partial \underline{c} \\ \partial \beta / \partial \underline{c} \\ \partial \lambda / \partial \underline{c} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_1 \\ b_2 \\ 0 \end{pmatrix}. \tag{26}$$

ただし，$b_1 = -\sum_i f_i(\underline{x}_i) \frac{\partial \underline{x}_i}{\partial \underline{c}}$，$b_2 = -\sum_i \gamma \hat{z}_i(\underline{x}_i) f(\underline{x}_i) \frac{\partial \underline{x}_i}{\partial \underline{c}}$，である。

$\frac{\partial \beta}{\partial \underline{c}}$ について解くと，次式がえられる。

$$\frac{\partial \beta}{\partial \underline{c}} = \frac{n}{D} \sum_i \Big[f_i(\underline{x}_i) \frac{\partial \underline{x}_i}{\partial \underline{c}} n \Big\{ \gamma \hat{z}_i(\underline{x}_i) - \frac{1}{n} \sum_i \int_0^{\infty} \Big[\gamma z_i^* + (1-\beta) \frac{\partial \gamma z_i^*}{\partial (1-\beta)} \Big] \cdot f_i dx_i \Big\} \Big].$$

(21)，(22)，(25) の各式を使って，この式は次のように変形される。

$$\frac{\partial \beta_i}{\partial \underline{c}} = \frac{n}{D} \sum_i \Big[f_i(\underline{x}_i) \frac{\partial \underline{x}_i}{\partial \underline{c}} n \Big\{ \gamma \hat{z}_i(\underline{x}_i) - \frac{\sum_i F_i \int_{\underline{x}_i}^{\infty} \gamma \hat{z}_i \hat{f}_i dx_i}{\sum_i F_i} \Big\} \Big].$$

$\frac{\partial \underline{x}_i}{\partial \underline{c}} < 0$,[12] であり，また（20）式から $D<0$，であるから，

$$\gamma \hat{z}_i(\underline{x}_i) \underset{(=)}{<} \frac{\sum_i F_i \cdot \int_{\underline{x}_i}^{\infty} \gamma \hat{z}_i \hat{f}_i dx_i}{\sum_i F_i}, \quad i=1, \cdots, n \tag{27}$$

が満たされる場合には，

$$\frac{\partial \beta}{\partial \underline{c}} \underset{(=)}{<} 0, \tag{28}$$

がえられる。

（27）の不等式の左辺は，$x_i=\underline{x}_i$ における個人の医療費である。右辺は，前述したように，生活保護の下での期待医療費の加重平均である。ところで，仮定により，$\hat{z}_i$ は x_i の増加関数であり，$\gamma>0$ であるから，

$x_i>\underline{x}_i$ に対して，

$\gamma \hat{z}_i(\underline{x}_i)<\gamma_i \hat{z}_i$,

である。したがって，

$$\gamma \hat{z}_i(\underline{x}_i) < \int_{\underline{x}_i}^{\infty} \gamma \hat{z}_i \hat{f}_i dx_i, \quad i=1, \cdots, n \tag{29}$$

となる。すなわち，各個人について生活保護の下で受ける医療サービスの期待医療費は，$x_i=\underline{x}_i$ における医療費よりも大きい。したがって，（29）の不等式の右辺で示される生活保護の下での医療費の期待値に，各人間で大きな差がないか，あるいは生活保護の下で受ける医療費が x の十分に大きな増加関数で，その期待値が $\gamma \hat{z}_i(\underline{x}_i)$ に比較して十分に大きければ，条件（27）は満たされ

12）$U^i(\underline{c}, \hat{l}^i(x_i, \hat{z}_i))=U^i(c_i^*, \hat{l}^i(x_i, z_i^*)-l_i^*)$。したがって $\frac{\partial \underline{x}_i}{\partial \underline{c}}=\frac{-1}{\beta\gamma\, \partial \hat{z}_i/\partial \underline{x}_i}<0$，（ただし，$0<\beta \leqq 1$，$\gamma>0$, $\partial \hat{z}_i/\partial \underline{x}_i>0$），同様にして，

$\frac{\partial \underline{x}_i}{\partial \alpha}=\frac{-1}{\beta\gamma\, \partial \hat{z}_i/\partial \underline{x}_i}$, $\frac{\partial \underline{x}_i}{\partial \beta}=\frac{-\gamma \hat{z}_i(\underline{x}_i)}{\beta\gamma\, \partial \hat{z}_i/\partial \underline{x}_i}$,

となる。

る。他方，$\frac{\partial\alpha}{\partial\underline{c}}$は$\frac{\partial\beta}{\partial\underline{c}}$と逆符号をとるから，[13] 条件 (27) が満たされる場合に $\frac{\partial\alpha}{\partial\underline{c}}\underset{(=)}{>}0$，となる。

§4　被保護者の期待人数

本節では，生活保護に対する期待支出ではなくて，被保護者の期待人数を，社会的目的関数として考える。

被保護者の期待人数は

$$\sum_i\int_{\underline{x}_i}^{\infty}f_i(x_i)dx_i\,, \tag{30}$$

と示される。公正な保険の導入が，(30) の目的関数にどのような影響を与えるかを以下でまず検討しよう。(30) 式をβで微分することによって，

$$\frac{d\sum_i\int_{\underline{x}_i}^{\infty}f_i(x_i)dx_i}{d\beta}=-\sum_i f_i\,(\underline{x}_i)\frac{\partial\underline{x}_i}{\partial\alpha}\,\frac{d\alpha}{d\beta}-\sum_i f_i(\underline{x}_i)\,\frac{\partial\underline{x}_i}{\partial\beta}, \tag{31}$$

がえられる。(12) 式より，先と同様に

$$\left.\frac{d\alpha}{d\beta}\right|_{\substack{\beta=1\\ \alpha=0}}=\frac{-\sum_i\int_0^{\infty}\gamma z_i^*f_idx_i}{n}\quad, \tag{32}$$

がえられる。(31)，(32) の各式から，

---

13) (26) 式より，

$J_{31}\frac{\partial\alpha}{\partial\underline{c}}+J_{32}\frac{\partial\beta}{\partial\underline{c}}=0$，がえられる。ところで，$J_{31}=n>0$，(ただし，注の 10) より $z_\alpha^*=0$) $J_{32}=-\sum_i\int_0^{\infty}\{-\gamma z_i^*+(1-\beta)\gamma z_\beta^*\}f_idx_i$，となる。他方，$\gamma>0$，$0<\beta\leqq1$，$\frac{\partial z_i^*}{\partial(1-\beta)}=\frac{-\gamma}{w\frac{\partial^2 l_i}{\partial z_i^2}}>0$，($\rho=0$)，(ただし，$l_i^*=0$，$z^*=0$ のときについては 10) 参照)，$\partial z_i^*/\partial(1-\beta)=0$，($\rho>0$) である。また，$\partial\hat{z}_i/\partial(1-\beta)=0$，($x_i\geqq\underline{x}_i$) である。したがって，$J_{32}>0$ となる。したがって，

$\frac{\partial\alpha}{\partial\underline{c}}\Big/\frac{\partial\beta}{\partial\underline{c}}=-\frac{J_{32}}{J_{31}}<0$，となり，$\frac{\partial\alpha}{\partial\underline{c}}$と$\frac{\partial\beta}{\partial\underline{c}}$とは逆符号になる。

$$\left.\frac{d\sum_i\int_{\underline{x}_i}^{\infty}f_i(x_i)dx_i}{d\beta}\right|_{\substack{\beta=1\\ \alpha=0}}=\sum_i f_i(\underline{x}_i)\frac{\partial\underline{x}_i}{\partial\alpha}\cdot\frac{1}{n}\sum_i\int_0^{\infty}\gamma z_i^* f_i dx_i-\sum_i f_i(\underline{x}_i)\frac{\partial\underline{x}_i}{\partial\beta},\quad(33)$$

がえられる。また，

$$\frac{\partial\underline{x}_i}{\partial\alpha}=\frac{-1}{\beta\gamma\dfrac{\partial\hat{z}_i}{\partial\underline{x}_i}},\quad\frac{\partial\underline{x}_i}{\partial\beta}=-\frac{\gamma\hat{z}_i(\underline{x}_i)}{\beta\gamma\dfrac{\partial\hat{z}_i}{\partial\underline{x}_i}}\quad,$$

であるから，[14] (33) 式は次のように変形される。

$$\left.\frac{d\sum_i\int_{\underline{x}_i}^{\infty}f_i(x_i)dx_i}{d\beta}\right|_{\substack{\beta=1\\ \alpha=0}}=\sum_i\left[f(\underline{x}_i)\frac{1}{\beta\gamma\dfrac{\partial\hat{z}_i}{\partial\underline{x}_i}}\left\{\gamma\hat{z}_i(\underline{x}_i)-\frac{1}{n}\sum_i\int_0^{\infty}\gamma z_i^* f_i dx_i\right\}\right].$$

また，$\dfrac{\partial\hat{z}_i}{\partial\underline{x}_i}>0$ である。したがって，先と同様に，個人 i の $x_i=\underline{x}_i$ における医療費 $(\gamma\hat{z}_i(\underline{x}_i))$ が，期待医療費の平均$\left(\dfrac{1}{n}\sum_i\int_0^{\infty}\gamma z_i^* f_i dx_i\right)$ よりも大きい場合には，

$$\left.\frac{d\sum_i\int_{\underline{x}_i}^{\infty}f_i(x_i)dx_i}{d\beta}\right|_{\substack{\beta=1\\ \alpha=0}}>0,$$

となる。したがって，公正な保険を導入することによって，被保護者の期待人数を減少させることができる。

(30) 式で示される被保護者の期待人数を，(12) 式で示される制約条件式の下で，α，β に関して最小化するために，ラグランジュ関数を，

$$K=\sum_i\int_{\underline{x}_i}^{\infty}f_i(x_i)dx_i+\mu\{\alpha n-\sum_i\int_0^{\infty}(1-\beta)\gamma z_i^* f_i dx_i\},$$

とする。ただし，μ はラグランジュ乗数とする。

一階の条件式は次のように示される。

$$\frac{\partial K}{\partial\alpha}=-\sum_i f_i(\underline{x}_i)\frac{\partial\underline{x}_i}{\partial\alpha}+\mu n=0,\qquad(34)$$

14) 注の 12) を参照。

$$\frac{\partial K}{\partial \beta}=-\sum_i f_i(\underline{x}_i)\frac{\partial \underline{x}_i}{\partial \beta}+\mu\sum_i\int_0^\infty\{\gamma z_i^*+(1-\beta)\frac{\partial \gamma z_i^*}{\partial(1-\beta)}\}f_i dx_i=0, \quad (35)$$

$$\frac{\partial K}{\partial \mu}=\alpha n-\sum_i\int_0^\infty(1-\beta)\gamma z_i^* f_i dx_i=0. \quad (36)$$

二階の条件

$$E=\begin{vmatrix} K_{11} & K_{12} & K_{13} \\ K_{21} & K_{22} & K_{23} \\ K_{31} & K_{32} & 0 \end{vmatrix}<0, \quad (37)$$

は満たされると仮定する。

ただし，$K_{11}=\frac{\partial^2 K}{\partial \alpha^2}$, $K_{12}=\frac{\partial^2 K}{\partial \alpha \partial \beta}$, $K_{13}=\frac{\partial^2 K}{\partial \alpha \partial \mu}$, 等々である。

また，

$$\frac{\partial \underline{x}_i}{\partial \alpha}=-\frac{1}{\beta\gamma\frac{\partial \hat{z}_i}{\partial \underline{x}_i}},\quad \frac{\partial \underline{x}_i}{\partial \beta}=-\frac{\gamma \hat{z}_i(\underline{x}_i)}{\beta\gamma\frac{\partial \hat{z}_i}{\partial \underline{x}_i}},$$

であるから，一階の条件式は次のように変形される。

$$\sum_i f_i(\underline{x}_i)\frac{1}{\beta\gamma\frac{\partial \hat{z}_i}{\partial \underline{x}_i}}+\mu n=0, \quad (38)$$

$$\sum_i f_i(\underline{x}_i)\frac{\gamma \hat{z}_i(\underline{x}_i)}{\beta\gamma\frac{\partial \hat{z}_i}{\partial \underline{x}_i}}+\mu\sum_i\int_0^\infty\{\gamma z_i^*+(1-\beta)\frac{\partial \gamma z_i^*}{\partial(1-\beta)}\}f_i dx_i=0, \quad (39)$$

$$\alpha n-\sum_i\int_0^\infty(1-\beta)\gamma z_i^* f_i dx_i=0. \quad (40)$$

(38)，(39)，の各式から，最適保険給付率は次のように示される。

$$1-\beta=\frac{\dfrac{\sum_i \frac{f_i(\underline{x}_i)}{\partial \hat{z}_i/\partial \underline{x}_i}\cdot\gamma \hat{z}_i(\underline{x}_i)}{\sum_i \frac{f_i(\underline{x}_i)}{\partial \hat{z}_i/\partial \underline{x}_i}}-\frac{1}{n}\sum_i\int_0^\infty \gamma z_i^* f_i dx_i}{\frac{1}{n}\sum_i\int_0^\infty\frac{\partial \gamma z_i^*}{\partial(1-\beta)}f_i dx_i}. \quad (41)$$

(41) 式と前述した (24) 式との違いは，分子の第一項だけである。すなわ

ち，(24) 式におけるそれは，F_i でウエイトづけされた生活保護の下での期待医療費の加重平均であったが，(41) 式におけるそれは，$f_i(\underline{x}_i)/\left(\frac{\partial \hat{z}_i}{\partial \underline{x}_i}\right)$でウエイトづけされた，$x_i=\underline{x}_i$ における各人の医療費の加重平均である。その他は，(24) 式の場合と同じである。また，最適保険料は，(40) 式からえられる。

次に，先と同様に，生活保護基準（$\underline{c}$）の変化が，最適自己負担率（β）と最適保険料（α）にどのような影響を与えるかを検討しよう。

一階の条件式を $\underline{c}$ で微分することによって次式がえられる。

$$\begin{pmatrix} K_{11} & K_{12} & K_{13} \\ K_{21} & K_{22} & K_{23} \\ K_{31} & K_{32} & K_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \partial\alpha/\partial\underline{c} \\ \partial\beta/\partial\underline{c} \\ \partial\mu/\partial\underline{c} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} e_1 \\ e_2 \\ 0 \end{pmatrix} . \tag{42}$$

ただし，

$$e_1=-\sum_i\left\{\frac{d\,f(\underline{x}_i)}{d\underline{x}_i}\ \frac{\partial\underline{x}_i}{\partial\underline{c}}\ \frac{\partial\underline{x}_i}{\partial\alpha}+f(\underline{x}_i)\frac{\partial^2\underline{x}_i}{\partial\alpha\,\partial\underline{c}}\right\},$$

$$e_2=-\sum_i\left\{\frac{df(\underline{x}_i)}{d\underline{x}_i}\ \frac{\partial\underline{x}_i}{\partial\underline{c}}\ \frac{\partial\underline{x}_i}{\partial\beta}+f(\underline{x}_i)\frac{\partial^2\underline{x}_i}{\partial\beta\,\partial\underline{c}}\right\}$$，である。

$\frac{\partial\beta}{\partial\underline{c}}$について解くと，

$$\frac{\partial\beta}{\partial\underline{c}}=\frac{n}{E}\sum_i A\cdot\left\{\gamma\hat{z}_i(\underline{x}_i)-\frac{1}{n}\sum_i\int_0^\infty\left[\gamma z_i^*+(1-\beta)\frac{\partial\gamma z_i^*}{\partial(1-\beta)}\right]f_i dx_i\right\}, \tag{43}$$

がえられる。

ただし，

$$A=\left\{-\frac{n\frac{\partial^2\hat{z}_i}{\partial\underline{x}_i^2}f_i(\underline{x}_i)}{\left(\frac{\partial\hat{z}_i}{\partial\underline{x}_i}\right)^3\beta^2\gamma^2}+\frac{df(\underline{x}_i)}{d\underline{x}_i}\ \frac{n}{\beta^2\gamma^2\left(\frac{\partial\hat{z}_i}{\partial\underline{x}_i}\right)^2}\right\},$$

とする。

(38)，(39) の各式を使って，(43) 式は次のように変形される。

$$\frac{\partial\beta}{\partial\underline{c}}=\frac{n}{E}\sum_i A\cdot\left\{\gamma\hat{z}_i(\underline{x}_i)-\frac{\sum_i\frac{f_i(\underline{x}_i)}{\partial\hat{z}_i/\partial\underline{x}_i}\gamma\hat{z}_i(\underline{x}_i)}{\sum_i\frac{f_i(\underline{x}_i)}{\partial\hat{z}_i/\partial\underline{x}_i}}\right\}.$$

{・} 内の第二項は，(41) 式の分子の第一項と等しく，したがって，$x=\underline{x}_i$ における個人 i の医療費の加重平均である。他方，{・} 内の第一項は，$x=\underline{x}_i$ における個人 i の医療費である。したがって，{・} の符号は確定できない。しかし，もしすべての個人が同質的 (identical) であるならば，{・} はゼロとなり，

$$\frac{\partial\beta}{\partial\underline{c}}=0,\quad \frac{\partial\alpha}{\partial\underline{c}}=0,$$

となる。[15)]

§5　結　　び

本章では，各人は等しい保険料を支払うと仮定されているが，このことは，

---

15) 保険が一階の条件，(34)，(35)，(36) の各式を満たすときには，$\underline{c}$ の変化とともに，α，β を変化させても，目的関数の値は変わらないことが示される。同質的な個人を仮定しているから，(36) 式より，

$$\alpha=\int_0^\infty(1-\beta)\gamma z^*fdx,$$

がえられる。したがって，

$$\frac{d\alpha}{d\underline{c}}=-\int_0^\infty\left\{\gamma z^*+(1-\beta)\frac{\partial\gamma z^*}{\partial(1-\beta)}\right\}fdx\frac{d\beta}{d\underline{c}},$$

がえられる。他方，次式が成立する。

$$\frac{d\int_{\underline{x}}^\infty f(x)dx}{d\underline{c}}=-f(\underline{x})\left\{\frac{\partial\underline{x}}{\partial\alpha}\frac{d\alpha}{d\underline{c}}+\frac{\partial\underline{x}}{\partial\beta}\frac{d\beta}{d\underline{c}}+\frac{\partial\underline{x}}{\partial\underline{c}}\right\}.$$

この式に，上式を代入して，

$$\frac{d\int_{\underline{x}}^\infty f(x)dx}{d\underline{c}}=-f(\underline{x})\left[\left\{-\frac{\partial\underline{x}}{\partial\alpha}\int_0^\infty\left[\gamma z^*+(1-\beta)\frac{\partial\gamma z^*}{\partial(1-\beta)}\right]fdx+\frac{\partial\underline{x}}{\partial\beta}\right\}\frac{d\beta}{d\underline{c}}+\frac{\partial\underline{x}}{\partial\underline{c}}\right],$$

がえられる。また，(34)，(35) の各式から，

$$\int_0^\infty\left[\gamma z^*+(1-\beta)\frac{\partial\gamma z^*}{\partial(1-\beta)}\right]fdx=\frac{\partial\underline{x}/\partial\beta}{\partial\underline{x}/\partial\alpha},$$

がえられる。したがって，$\frac{d\beta}{d\underline{c}}$ の乗数である $-f(\underline{x})\left\{-\frac{\partial\underline{x}}{\partial\alpha}\int_0^\infty\left[\gamma z^*+(1-\beta)\frac{\partial\gamma z^*}{\partial(1-\beta)}\right]fdx+\frac{\partial\underline{x}}{\partial\beta}\right\}$ がゼロとなる。

病気になる確率の低い人から，高い人への所得の再分配を意味している。(Arrow〔1〕p. 205 参照）このような保険料のかわりに，例えば，保険料を所得の増加関数として定式化することもできるであろう。さらに，保険給付については，ある限度額以上の医療費については 100 %カバーするような形態を考えることもできよう。(本章では，保険給付率は $1-\beta$ である。）また，min—max の観点から最適保険政策を考えることもできるであろう。(すなわち，$\min\{\max[F_1, \cdots, F_n]$，等である。）奥野・渡辺〔7〕においては，各人の期待効用の総和を社会的目的関数として，それを最大化する最適保険料・最適自己負担料・最適生活保護基準（そこでは内生変数）のそれぞれが，生活保護のための予算額の変化に応じて，どのように変化するかが考察された。[16] このような，期待効用の総和を社会目的関数とする場合でも，min—max の観点から最適保険政策を考えることもできるであろう。本章では，被保護者（生活保護）の期待人数・生活保護のために必要とされる期待支出のそれぞれを最小化する最適保険料・最適自己負担率が，生活保護基準（本章では外生変数）の変化に応じて，どのように変化するかが考察された。

ところで，この生活保護の基準[17]については，昭和40年度（第21次改定）からは中央社会福祉審議会生活保護専門分科会の中間報告に基づき，格差縮小方式による基準の改善が行われている（健康保険組合連合会〔4〕)。

参 考 文 献

〔1〕 K.J. Arrow, *Essays in the Theory of Risk-Bearing*, Chicago, Markham, 1971.

16） 詳しくは，奥野・渡辺〔8〕を参照。

17） この生活保護の基準は，被保護者の年齢・性・世帯構成・所在地域，等の事情を考慮して定められるが，これらの点は，ここでの考察においては捨象されている。また，本章の $\underline{c}$ はこの生活扶助基準に対応している。

〔補注〕 本章は Bulletin of the University of Osaka Prefecture, Series D, 1981. に掲載したものに加筆したものである。

〔2〕 G. S. Becker, *Economic Theory*, New York, Alfred A. Knof, Inc., 1971（邦訳，宮沢健一・清水啓典共訳『経済理論』東洋経済新報社，昭和51年）.
〔3〕 藤田　晴，前掲，「医療保険の制度間格差と財政調整」。
〔4〕 健康保険組合連合会編『社会保障年鑑』昭和55年版。
〔5〕 厚生省編『厚生白書』昭和55年版。
〔6〕 厚生省大臣官房統計情報部編『生活保護動態調査報告』昭和51年版。
〔7〕 奥野信宏・渡辺　茂「医療保険と社会保障」『経済科学』昭和55年9月。

第7章 医療保険と自己負担限度額

§1 序

健康保険組合連合会編〔8〕によると，例えば国民健康保険においては，1か月当たりの自己負担金のうち3万9千円を越える額は高額療養費として支給されている。

自己負担限度額についての分析は Mossin〔4〕によってなされている。すなわち，損害が自己負担限度額以上の場合には，その差額（損害額－自己負担限度額）の全額が保険でカバーされるが，そうでない場合には，全額自己負担するといった保険形態のもとで，最適自己負担限度額が初期所得とどのような関係にあるかが分析されている。

以下ではこの Mossin〔4〕の所説を検討すると共に，若干の展開を試みる。第2節では上記のような保険形態のもとでの最適自己負担限度額について，第3節では所与の自己負担限度額の下での最適自己防御支出について考察する。さらに，第4節では，最適保険料・最適保険給付率・最適自己負担限度額について考察する。

§2 最適自己負担限度額

2—1 最適自己負担限度額の決定

各人は期待効用を最大化するとしよう。効用関数（U）について次の仮定をおく。

$$U=U\ (W), \tag{1}$$

$$U'=\frac{dU}{dW}>0, \tag{2}$$

$$\frac{d^2U}{dW^2}<0. \tag{3}$$

ここで，W は所得水準を示す。さらに，各人には保険料関数 $R(D)$ が与えられているとする。保険料 R を支払えば，もし，損害額（L）が自己負担限度額（D）以上の場合はその差額（$L-D$）が支給され，そうでない場合は全額自己負担するものとしよう。ただし，$R(D)$[1] については次式を仮定する。

$$\frac{dR}{dD}\equiv R_D<0. \tag{4}$$

また，一定額（V）より大きい損害額は発生しないとする。[2] k 回保険事故が生じる確率を $P_k(0\leqq k\leqq n,\ P_k\geqq 0,\ \sum_{k=0}^{n}P_k=1)$ とすると，k 回保険事故が生じるという条件の下での期待効用（$G_k(D)$）を用いて，任意の D に対する期待効用は次のように示される。

$$EU(D)=\sum_{k=0}^{n}P_kG_k(D).$$

以下では，Gould〔3〕にしたがって，2回以上の保険事故は生じないと仮定する。[3] したがって，$P_k=0(k=2,\ \cdots n)$ となる。[4]

$f(L)$ を確率密度関数とすると，$G_1(D)$ は次のように表わされる。

$$G_1(D)=\int_0^D f(L)U(A-L-R(D))\,dL+\int_D^V f(L)U(A-D-R(D))dL.$$

ただし，

$$f(L)\geqq 0,\ (0\leqq L\leqq V),\ \int_0^V f(L)\,dL=1,$$

---

1) Mossin〔4〕は保険料関数を次のように特定している。
$R(D)=(1+\lambda)E$　ただし，E は保険支払い額の期待値を示す。

2) Pashigian, Schkade and Menefee〔5〕, Gould〔3〕においては，この V は保険の対象とされたものの価値（the value of the insured item）とされている。しかし，$V=\infty$ としても（Mossin〔4〕はそのように仮定している）初期所得に関する比較静学の結果は変らない。

3) ただし，Gould〔3〕においては，初期所得効果その他の比較静学分析はなされていない。

4) Mossin〔4〕においては，$P_k=0$ $(k=2,\cdots\cdots n)$ かつ，$P_0=0$. したがって，$P_1=1$ が仮定される。

である。また，A は初期所得とする。

したがって，期待効用は次のように表わされる。

$$EU(D)=P_0U(A-R(D))+P_1\left\{\int_0^D f(L)U(A-L-R(D))dL\right.$$
$$\left.+\int_D^V f(L)U(A-D-R(D))dL.\right. \qquad (5)$$

各人は，（5）式を最大化するように D を選ぶことになる。

一階の最適条件式は次のように示される。

$$\frac{dEU(D)}{dD}=-R_DP_0U'(A-R)\ -P_1\left\{R_D\int_0^D f(L)U'(A-L-R)dL\right.$$
$$\left.+(1+R_D)U'(A-D-R)\hat{P}\right\}=0. \qquad (6)$$

ただし　$\hat{P}=\int_D^V f(L)\ dL.$

二階の条件は次式で与えられる。

$$H=\frac{d^2EU(D)}{dD^2}\ =P_0U''(A-R(D))R_D^2\ \ -R_{DD}P_0U'(A-R(D))$$
$$+P_1\left\{\int_0^D f(L)U''(A-L-R(D))(R_D)^2dL-\int_0^D f(L)U'(A-L-R(D))R_{DD}dL\right.$$
$$-f(D)U'(A-D-R(D))R_D+\int_D^V f(L)U''(A-D-R(D))(1+R_D)^2dL$$
$$-\int_D^V f(L)U'(A-D-R(D))R_{DD}dL$$
$$\left.+f(D)U'(A-D-R(D))(1+R_D)\right\}<0. \qquad (7)$$

この（7）式は，

$$R_{DD}\geqq\frac{f(D)}{\int_D^V f(L)\,dL}=\frac{f(D)}{\hat{P}}, \qquad (8)$$

を仮定すれば満たされることが確かめられる。以下（8）式を仮定する。

2—2　初期所得の変化

以下では初期所得（A）が変化したときに最適自己負担限度額（D）がどのように変化するかを考察しよう。

（6）式を微分することによって，次式が得られる。

$$\frac{dD}{dA}=\frac{1}{H}\left\{R_DP_0U''(A-R)\quad+P_1R_D\int_0^D f(L)U''(A-L-R)dL\right.$$
$$\left.+P_1(1+R_D)U''(A-D-R)\hat{P}\right\}. \tag{9}$$

絶対的危険回避度（absolute risk aversion）を，Pratt〔6〕にしたがって次のように定義する。

$$R_a(W)=-\frac{U''(W)}{U'(W)}. \tag{10}$$

Sandmo〔7〕，Mossin〔4〕と同様に，絶対的危険回避度が所得の減少関数であると仮定する。

したがって，$L<D$ の場合には，

$$A-L-R>A-D-R$$

であるから，絶対的危険回避度減少の仮定から，

$$R_a(A-L-R)<R_a(A-D-R), \tag{11}$$

となる。これと，（6）式とから，

$$R_DP_0U''(A-R)+P_1R_D\int_0^D U''(A-L-R)f(L)dL$$
$$+P_1(1+R_D)U''(A-D-R)\hat{P}<0, \tag{12}$$

がえられる。[5]

他方，（7）式より

$$H<0,$$

であるから，これと（12）式とから

$$\frac{dD}{dA}>0,$$

がえられる。すなわち，絶対的危険回避度が減少する場合には，初期所得水準（A）が高ければ高いほど，最適自己負担限度額（D）は高くなる。また（4）

5）数学注を参照。

式より，

$$\frac{dR}{dD}<0,$$

であるから，保険料 R については初期所得水準が高ければ高いほど，その最適値は低くなる。以上において，Mossin〔4〕と同じ結果をより一般的な仮定のもとで導くことができた。すなわち，Mossin〔4〕は最適自己負担限度額が初期所得とどのような関係にあるかについて考察し，絶対的危険回避度が減少する場合には，初期所得が高いほど最適自己負担限度額も高くなることを導出した。しかし，Mossin〔4〕においては，保険事故の発生が一度である確率は1であると仮定され，さらに，上記の結果を導くために，特定の保険料関数が用いられている。そこで，本章では保険事故の発生が一度である確率は $P_1(0\leqq P_1\leqq 1)$ であるとした。$P_1=1$ という特殊な場合が，Mossin〔4〕の考察に対応している。また，ここにおいては保険料関数については，それを特定化せず自己負担限度額が高まれば高まるほど保険料の水準が低くなるということのみが仮定されている。このような仮定のもとで，上述の結果が導びかれた。さらにMossin〔4〕においては絶対的危険回避度が減少する場合しか考察されていないが，増加する場合にも同様の考察を行なうことができる。すなわち，その場合には，(12) の不等号の方向が反対となり，$dD/dA<0$ がえられる。

2—3　V の変化

次に，V(=maximum possible loss) についての比較静学分析を試みよう。この V における変化が最適な D にどのような効果を及ぼすかをみるために，若干の一般化をする。すなわち，保険料 R が，D のみならず V にも依存すると仮定する。すなわち，より大きな損害が生じうる場合には，同じ自己負担限度額であっても，より高い保険料が個人に課されるとしよう。したがって，

$$R=R(D,\ V), \tag{13}$$

となる。ただし，

$$\frac{\partial R}{\partial D}<0,\quad 1+\frac{\partial R}{\partial D}\geqq 0,\quad \frac{\partial R}{\partial V}>0,\quad \frac{\partial^2 R}{\partial D\,\partial V}=0, \tag{14}$$

とする。

したがって，期待効用は次のように表わされる。

$$EU(D,V)=P_0U(A-R(D,V)+P_1\left\{\int_0^D f(L,V)U(A-L-R(D,V))dL\right.$$
$$\left.+\int_D^V f(L,V)U(A-D-R(D,V))dL\right\}. \tag{15}$$

(15) 式から次の一階の最適条件式がえられる。

$$\frac{dEU}{dD}=-R_DP_0U'(A-R(D,V)\quad -P_1\left\{\int_0^D f(L,V)U'(A-L-R(D,V))R_DdL\right.$$
$$\left.+\int_D^V f(L,V)U'(A-D-R(D,V))(1+R_D)dL\right\}=0. \tag{16}$$

ただし，二階の条件

$$\hat{H}=\frac{d^2EU(D,V)}{dD^2}<0, \tag{17}$$

が満されているものとする。

(16) 式を微分することによって，次式がえられる。

$$\frac{dD}{dV}=\frac{-1}{\hat{H}}\left[R_V\left\{R_DP_0U''(A-R(D,V))\right.\right.$$
$$+P_1R_D\int_0^D f(L,V)U''(A-L-R(D,V))\,dL$$
$$\left.+P_1(1+R_D)U''(A-D-R(D,V))\int_D^V f(L,V)\,dL\right\}$$
$$+P_1\left\{\int_0^D \frac{\partial f(L,V)}{\partial V}U'(A-L-R(D,V))(-R_D)dL\right.$$
$$\left.\left.+\int_0^D \frac{\partial f(L,V)}{\partial V}U'(A-D-R(D,V))(1+R_D)dL\right\}\right]. \tag{18}$$

絶対的危険回避度減少を仮定すると，

$$R_DP_0U''(A-R(D,V))+P_1R_D\int_0^D f(L,V)U''(A-L-R(D,V))dL$$
$$+P_1(1+R_D)U''(A-D-R(D,V))\int_D^V f(L,V)dL<0, \tag{19}$$

がえられる。また，(14) から，$R_D\left(=\frac{\partial R}{\partial D}\right)<0$，$1+R_D\geqq 0$，$R_V\left(=\frac{\partial R}{\partial V}\right)>0$，(17) から $\hat{H}<0$，である。したがって，絶対的危険回避度が減少し，

$$\frac{\partial f(L,V)}{\partial V}\leqq 0\quad [L\leqq D],$$

すなわち，D 以下の損害の確率が V の増加とともに増加しない場合には，

$$\frac{dD}{dV}<0, \tag{20}$$

がえられる。つまり，保険の対象となっているものの価値が高まれば高まるほど，あるいは，より大きな損害が生じうる場合には，最適自己負担限度額は小さくなることが導かれた。逆に，絶対的危険回避度が増加し，D 以下の損害の確率が V の増加とともに減少しない場合には，最適自己負担限度額は大きくなることが導かれる。

§3　所与の自己負担限度額の下での最適自己防御支出

事故が生じる確率を減少させるための支出すなわち自己防御への支出[6]を r とすると，期待効用は次のように示される。

$$\begin{aligned}EU(D,r)=&P_0(r)U(A-R(D)-r)\\&+(1-P_0(r))\left\{\int_0^D f(L)U(A-L-R(D)-r)\,dL\right.\\&\left.+\int_D^V f(L)U(A-D-R(D)-r)\,dL\right\}.\end{aligned} \tag{21}$$

ただし

$$P_0'(r)>0,\quad P_0''(r)>0, \tag{22}$$

と仮定する。

所与の D, V, A の下で (21) 式を r について最大化するための一階の最適条件式は次のようになる。

6) Ehrlich, I. and Becker, G. S. 〔2〕を参照。

$$\frac{\partial EU}{\partial r}=P_0'(r)U(A-R(D)-r)-P_0(r)U'(A-R(D)-r)$$
$$-P_0'(r)\left\{\int_0^D f(L)\,U(A-L-R(D)-r)\,dL\right.$$
$$\left.+\int_D^V f(L)\,U(A-D-R(D)-r)\,dL\right\}$$
$$-(1-P_0(r))\left\{\int_0^D f(L)U'(A-L-R(D)-r)dL\right.$$
$$\left.+\int_D^V f(L)U'(A-D-R(D)-r)\,dL\right\}=0\,. \tag{23}$$

二階の条件が満たされると仮定すると，次の（24）式がえられる。

$$E\equiv\frac{\partial^2 EU}{\partial r^2}=P_0''U(A-R(D)-r)-P_0'U'(A-R(D)-r)-P_0'U'(A-R(D)-r)$$
$$+P_0(r)U''(A-R(D)-r)-P_0'(r)\left\{\int_0^D f(L)\,U(A-L-R(D)-r)\,dL\right.$$
$$\left.+\int_D^V f(L)U(A-D-R(D)-r)\,dL\right\}$$
$$+\,2\,P_0'(r)\left\{\int_0^D f(L)U'(A-L-R(D)-r)\,dL\right.$$
$$\left.+\int_D^V f(L)U'(A-D-R(D)-r)\,dL\right\}$$
$$+(1-P_0(r))\left\{\int_0^D f(L)U''(A-L-R(D)-r)dL\right.$$
$$\left.+\int_D^V f(L)U''(A-D-R(D)-r)dL\right\}<0\,. \tag{24}$$

（23）式を微分することによって，次式がえられる。

$$\frac{dr}{dA}=-\frac{1}{E}\left[P_0'(r)U'(A-R(D)-r)-P_0(r)U''(A-R(D)-r)\right.$$
$$-P_0'(r)\left\{\int_0^D f(L)U'(A-L-R(D)-r)\,dL\right.$$
$$\left.+\int_D^V f(L)U'(A-D-R(D)-r)\,dL\right\}$$
$$-(1-P_0(r))\left\{\int_0^D f(L)U''(A-L-R(D)-r)dL\right.$$
$$\left.\left.+\int_D^V f(L)U''(A-D-R(D)-r)dL\right\}\right]. \tag{25}$$

(24) 式より，(25) 式は次のように変形される。

$$\frac{dr}{dA}=-\frac{1}{E}\Big[-E+P_0''U(A-R(D)-r)-P_0'(r)U'(A-R(D)-r)$$
$$-P_0''(r)\Big\{\int_0^D f(L)U(A-L-R(D)-r)\,dL$$
$$+\int_D^V f(L)\,U(A-D-R(D)-r)\,dL\Big\}$$
$$+P_0'(r)\Big\{\int_0^D f(L)U'(A-L-R(D)-r)dL$$
$$+\int_D^V f(L)U'(A-D-R(D)-r)dL\Big\}. \tag{26}$$

さらに次式が成立する。

$$U(A-R(D)-r)>\int_0^D f(L)U(A-L-R(D)-r)\,dL$$
$$+\int_D^V f(L)U(A-D-R(D)-r)\,dL. \tag{27}$$
$$U'(A-R(D)-r)<\int_0^D f(L)U'(A-L-R(D)-r)\,dL$$
$$+\int_D^V f(L)U'(A-D-R(D)-r)dL. \tag{28}$$

したがって，(22)，(24)，(27)，(28) の各式より，

$$\frac{dr}{dA}>0,$$

がえられる。すなわち，初期所得水準が高い人ほど自己防御支出の水準は高くなる。したがって，初期所得水準が高い人ほど事故の生じる確率は低くなることが導かれた。

ところで，同質的な個人からなる社会の目的関数あるいは，異質な個人からなる社会をいくつかの集団に区別することによってつくられる同質的な個人からなる集団の目的関数は，次のように示される。ただし，n は人数を示す。

$$W=\sum_{i=1}^{n}\Big[P_0^iU_i(A_i-R(D))+P_1^i\Big\{\int_0^D f_i(L)U_i(A_i-L-R(D))dL$$
$$+\int_D^V f_i(L)U_i(A_i-D-R(D))\,dL\Big\}\Big]$$

$$=nP_0U(A-R(D))+nP_1\left\{\int_0^D f(L)U(A-L-R(D))dL\right.$$
$$\left.+\int_D^V f(L)U(A-D-R(D))dL\right\}. \tag{29}$$

したがって，社会的目的関数を示す（29）式は，（5）式に定数 n を乗じたものに等しくなる。そこで，個人の場合と同様の考察を社会的目的関数についてもおこなうことができる。すなわち，損害額が自己負担限度額（保険料の関数としてきまる）以上の場合にはその差額の全額が保険でカバーされるが，そうでない場合には，全額自己負担するといった保険形態が考えられているとしよう。そのとき，自己負担限度額の社会的最適水準について，たとえば次のことが言えることになる。すなわち各人の初期所得（保険料の支払い，および保険事故発生以前の所得）水準が高ければ高いほど，絶対的危険回避度減少の場合には最適自己負担限度額は高まり，最適保険料の水準は低くなる。他方，絶対的危険回避度が増加する場合には，初期所得水準が高ければ高いほど，最適自己負担限度額は低くなり，最適保険料の水準は高くなる。

§4　最適保険料・給付率・自己負担限度額

以上においては，保険料に対応した自己負担限度額が定められ，損害がその自己負担限度額以上の場合にはその差額（損害額－自己負担限度額）が全額保険でカバーされるが，そうでない場合には，全額自己負担するといった保険形態が想定されていたが，以下では保険料に保険給付率（したがって，自己負担率）を対応させた保険形態を考える。ただし，自己負担金が一定額以上になるときには，その一定額を越える額に関しては償還されるものとする。すなわち，高額療養費支給制度[7]を併せ考える。そして，その制度に対する予算額の変化が，社会的最適保険料・保険給付率・自己負担限度額にどのような影響を与

7）例えば，国民健康保険においては，1月当たりの自己負担金のうち3万9千円を越える額は，高額療養費として支給されている。そして，その高額療養費支給制度など

えるかについての考察を試みる（第1図参照）。

初期所得 A_i 保険料 α，保険給付率 $1-\beta$，自己負担限度額 K が与えられたときの各人（$i=1, \cdots n$）の期待効用は次のように示される。

$$\int_0^{K/\beta} f_i(L)U_i(A_i-\beta L-\alpha)dL \quad +\int_{K/\beta}^{\infty} f_i(L)U_i(A_i-K-\alpha)dL.$$

したがって，各人の期待効用からなる社会的目的関数は次のように示される。

$$W=\sum_{i=1}^{n}\left[\int_0^{K/\beta} f_i(L)U_i(A_i-\beta L-\alpha)dL \ +\int_{K/\beta}^{\infty} f_i(L)U_i(A_i-K-\alpha)dL\right]. \quad (30)$$

いま，総保険料が保険金支払い総額の期待値に等しいという「公正な保険」[8)]を仮定すると，保険に関する予算制約式は次のようになる。

$$n\alpha=\sum_{i=1}^{n}\int_0^{\infty}(1-\beta)Lf_i(L)\,dL \quad (31)$$

L が K/β 以上，したがって，自己負担が K 以上になるときには，K を越える額（$\beta L-K$）に関しては償還されるものとする。いま，その償還のための予算額が S であるとしよう。高額損害に対する予算制約式は次のようになる。

$$S=\sum_{i=1}^{n}\int_{K/\beta}^{\infty}(\beta L-K)f_i(L)dL. \quad (32)$$

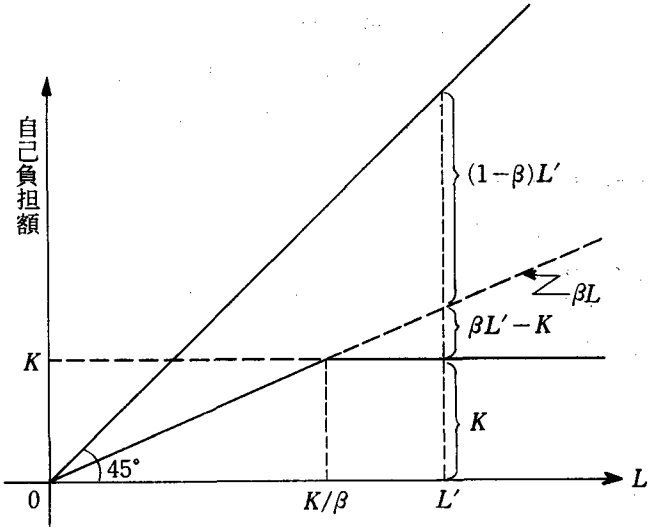
(31)，(32) の制約条件式の下で，社会的目的関数 W を最大にするように，α, β, K が決められるものとする。

ラグランジュ関数を

$$H=\sum_{i=1}^{n}\left[\int_0^{K/\beta} f_i(L)U_i(A_i-\beta L-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\int_0^{\infty}(1-\beta)\,Lf_i(L)\,dL)\,dL\right.$$
$$\left.+\int_{K/\beta}^{\infty} f(L)U_i(A_i-K-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\int_0^{\infty}(1-\beta)Lf_i(L)dL)dL\right]$$

の影響による保険料負担の増大を緩和するための特別の財政措置としての臨時財政調整交付金が，国庫負担として支給されている。1974年度の新規予算で350億円が計上されて以後，年々増額され1979年度当初予算では1312億円となっている。詳しくは，健康保険組合連合会編〔8〕を参照。また，高額療養費の償還制については，大野教授〔9〕を参照。

8）「公正な保険」については，Becker, G. S.〔2〕を参照。邦訳 p. 86。



第 1 図

$$+\lambda\left[S-\sum_{i=1}^{n}\int_{K/\beta}^{\infty}(\beta L-K)f_i(L)dL\right], \tag{33}$$

とすると，一階の条件式は次のように示される。ただし，λ はラグランジュ乗数とする。

$$\begin{aligned}\frac{\partial H}{\partial \beta}=&\sum_{i=1}^{n}\int\Big[\int_0^{K/\beta}f_i(L)U_i'(A_i-\beta L-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\int_0^{\infty}(1-\beta)Lf_i(L)dL)\\&\times(-L+\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\int_0^{\infty}Lf_i(L)dL)dL\\&+\int_{K/\beta}^{\infty}f_i(L)U_i'(A_i-K-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\int_0^{\infty}(1-\beta)Lf_i(L)dL)\\&\times(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\int_0^{\infty}Lf_i(L)dL)dL\Big]-\lambda\sum_{i=1}^{n}\int_{K/\beta}^{\infty}Lf_i(L)dL=0,\end{aligned} \tag{34}$$

$$\begin{aligned}\frac{\partial H}{\partial K}=&-\sum_{i=1}^{n}\int_{K/\beta}^{\infty}f(L)U_i'(A_i-K-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\int_0^{\infty}(1-\beta)Lf_i(L)dL)dL\\&+\lambda\sum_{i=1}^{n}\int_{K/\beta}^{\infty}f_i(L)dL=0,\end{aligned} \tag{35}$$

$$\frac{\partial H}{\partial \lambda}=S-\sum_{i=1}^{n}\int_{K/\beta}^{\infty}(\beta L-K)f_i(L)dL=0\,. \tag{36}$$

二階の条件は次のようになる。[9)]

$$E=\begin{vmatrix} H_{11} & H_{12} & H_{13} \\ H_{21} & H_{22} & H_{23} \\ H_{31} & H_{32} & 0 \end{vmatrix}>0\,. \tag{37}$$

(34), (35), (36) を S に関して微分して整理すると次式をうる。

$$\begin{pmatrix} H_{11} & H_{12} & H_{13} \\ H_{21} & H_{22} & H_{23} \\ H_{31} & H_{32} & 0 \end{pmatrix}\begin{pmatrix} \dfrac{\partial \beta}{\partial S} \\ \dfrac{\partial K}{\partial S} \\ \dfrac{\partial \lambda}{\partial S} \end{pmatrix}=\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ -1 \end{pmatrix}. \tag{38}$$

(38)を　最初に$\dfrac{\partial \beta}{\partial S}$について解くと，

$$\frac{\partial \beta}{\partial S}=\frac{1}{E}\begin{vmatrix} 0 & H_{12} & H_{13} \\ 0 & H_{22} & H_{23} \\ -1 & H_{32} & 0 \end{vmatrix}, \tag{39}$$

となる。(39) 式を展開して整理すると，

$$\begin{aligned}\frac{\partial \beta}{\partial S}&=\frac{-1}{E}(H_{12}H_{23}-H_{22}H_{13})\\ &=\frac{-1}{E}\left(\sum_{i=1}^{n}\int_{K/\beta}^{\infty}f_i(L)\,U_i''(A_i-K-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\int_0^{\infty}(1-\beta)Lf_i(L)dL)dL\right)\\ &\quad\times\sum_{i=1}^{n}\int_{K/\beta}^{\infty}f_i(L)dL\left\{\frac{\sum_{i=1}^{n}\int_{K/\beta}^{\infty}Lf_i(L)dL}{\sum_{i=1}^{n}\int_{K/\beta}^{\infty}f_i(L)dL}-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\int_0^{\infty}Lf_i(L)dL\right\}.\end{aligned} \tag{40}$$

(37) から $E>0$ であり，また

$$\sum_{i=1}^{n}\int_{K/\beta}^{\infty}f_i(L)U_i''(A_i-K-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\int_0^{\infty}(1-\beta)Lf_i(L)dL)dL<0\,,$$

9) 二階の条件は満たされると仮定する。

$$\sum_{i=1}^{n}\int_{K/\beta}^{\infty} f_i(L)\,dL > 0\,,$$

である。したがって，$\dfrac{\partial\beta}{\partial S}$の符号は，

$$\frac{\sum_{i=1}^{n}\int_{K/\beta}^{\infty} Lf_i(L)\,dL}{\sum_{i=1}^{n}\int_{K/\beta}^{\infty} f_i(L)\,dL} - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\int_{0}^{\infty} Lf_i(L)\,dL\,, \tag{41}$$

の符号と一致する。いま，

$$F_i = \int_{K/\beta}^{\infty} f_i(L)\,dL,\ \hat{f}_i = \frac{f_i(L)}{F_i},\ \left(\int_{K/\beta}^{\infty}\hat{f}_i(L)\,dL = 1\,,\ \hat{f}_i(L) \geq 0\right)$$

と定義しよう。ただし，$F_i \neq 0$ とする。F_i は個人 i が償還を受ける確率である。これらを使うと，(41) の第1項は次のように変形される。

$$\frac{\sum_{i=1}^{n} F_i \int_{K/\beta}^{\infty} L\hat{f}_i\,dL}{\sum_{i=1}^{n} F_i}. \tag{42}$$

この分子の積分は，各人の K/β 以上の損害についての期待損害額である。したがって，(42) は，この期待損害額を，F_i（個人 i に K/β 以上の損害が生じる確率）でウェイトした全体の平均である。他方，(41) の第2項は，各人のすべての損害についての期待損害額を全体で平均したものである。ところで，各人については，K/β 以上の損害についての期待損害額は，すべての損害についての期待損害額よりも大きい。すなわち，次の関係がえられる。

$$\int_{K/\beta}^{\infty} L\hat{f}_i(L)\,dL > \int_{0}^{\infty} Lf_i(L)\,dL\,.$$

したがって，各人間で，K/β 以上の損害が生じる確率に大きな差がないか，あるいは，K/β 以上の損害についての期待損害額に大きな差がない場合には，(41) の符号は正となる。したがって，

$$\frac{\partial\beta}{\partial S} > 0\,, \tag{43}$$

がえられる。他方，(31) 式から$\frac{\partial a}{\partial S}$は$\frac{\partial \beta}{\partial S}$と逆符号であるから，この場合には，

$$\frac{\partial a}{\partial S}<0, \tag{44}$$

が成立する。他方，$\frac{\partial K}{\partial S}$については，(38) 式から次式がえられる。

$$\begin{aligned}
\frac{\partial K}{\partial S}&=\frac{1}{E}(H_{11}H_{23}-H_{21}H_{13})\\
&=\frac{1}{E}\Big[\sum_{i=1}^{n}\int_{K/\beta}^{\infty}f_i(L)dL\cdot\sum_{i=1}^{n}\int_0^{K/\beta}f_i(L)U_i''(A_i-\beta L-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\int_0^{\beta}(1-\beta)\\
&\times Lf_i(L)dL)(-L+\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\int_0^{\infty}Lf_i(L)dL)^2dL\\
&+\sum_{i=1}^{n}\int_{K/\beta}^{\infty}f_i(L)dL\cdot\sum_{i=1}^{n}\int_{K/\beta}^{\infty}f_i(L)U_i''(A_i-K-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\int_0^{\infty}(1-\beta)L\\
&\cdot f_i(L)dL)dL\times\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\int_0^{\infty}Lf_i(L)\,dL\Big\{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\int_0^{\infty}Lf_i(L)\,dL\\
&-\frac{\sum_{i=1}^{n}\int_{K/\beta}^{\infty}Lf_i(L)dL}{\sum_{i=1}^{n}\int_{K/\beta}^{\infty}f_i(L)dL}\Big\}\\
&-\sum_{i=1}^{n}\frac{K}{\beta}f_i(\frac{K}{\beta})\frac{K}{\beta^2}\sum_{i=1}^{n}\int_{K/\beta}^{\infty}f_i(L)U_i'(A_i-K-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\int_0^{\infty}(1-\beta)\cdot\\
&Lf_i(L)dL)dL\Big].
\end{aligned} \tag{45}$$

〔・〕の第1項，第3項は負であるが，第2項の符号は確定しない。したがって，$\partial K/\partial S$ の符号は一般的には確定しない。また，前述のように，(41) の符号が正となる場合にも，第2項の符号が正となり，$\partial K/\partial S$ の符号は確定しない。他方，(41) の符号が負となる場合には，第2項の符号も負となり，$\partial K/\partial S<0$ となる。[10]

10) この場合（(41) の符号が負の場合）には，$\partial\beta/\partial S<0$, $\partial\alpha/\partial S>0$ となる。また，(41) が零になる場合には，$\partial\beta/\partial S=0$, $\partial\alpha/\partial S=0$, $\partial K/\partial S<0$, となる。

§5　結　　び

以上においては，保険政策における最適自己負担限度額について考察を重ねてきた。例えば，国民健康保険においては，1か月当たりの自己負担金のうち3万9千円を越える額は高額療養費として支給されている。このような保険給付形態の下では，自己負担限度額（上限）の設定が問題となる。そこで，本章では，この自己負担限度額の最適水準について検討を試み，上記におけるような結果を導いた。ところで高額療養費の給付が受けられるのは，たんに，自己負担金が3万9千円を越えるだけではなく，同じ月に，同一の医療機関で，同一の診療を受けた場合に限られている。[11] 例えば，医科と歯科とは別々に計算される。したがって，自己負担が3万9千円を越える可能性が生じることになる。このような状態が生じることは，高額療養費給付の本来の趣旨に適さないと思われるので，本章で考察したような，自己負担限度額以上の医療費個人負担が生じないような保険給付形態が望ましいであろう。そのためには，同一の医療機関で，同一の診療を受けた場合という条件が除かれなければならない。ところで，差額ベット・付添看護料などの差額負担は，高額療養費の給付対象とはならない。したがって，差額ベッド代などの差額負担をも併せた個人負担は，上述の自己負担限度額を越えることになる。（たとえ，同一の医療機関・同一の診療という条件を除いた場合でも）この差額負担を高額療養費の給付対象とするか否かは，それらへの支出が直接治療に必要か否かに依存するであろう。

11）詳しくは，土屋氏〔10〕を参照。

〔補注〕本章は大阪府立大学経済研究第26巻第3・4号に掲載したものに加筆したものである。

（数学注）

(11)　式は次のように展開される。

$$\frac{U''(A-L-R)}{U'(A-L-R)}>-R_a\,(A-D-R).$$

したがって，次式が成立する。

$$P_1 R_D \int_0^D U''(A-L-R)f(L)dL$$

$$<-P_1 R_D R_a\,(A-D-R)\int_0^D U'(A-L-R)f(L)dL.$$

この式を展開すれば，次式が成立する。

$$R_D P_0 U''\,(A-R)+P_1 R_D \int_0^D U''(A-L-R)f(L)dL$$

$$+P_1(1+R_D)U''(A-D-R)\hat{P}$$

$$<-R_D P_0 U'(A-R)R_a(A-R)$$

$$-P_1 R_D R_a\,(A-D-R)\int_0^D U'(A-L-R)f(L)dL$$

$$-P_1(1+R_D)U'(A-D-R)R_a(A-D-R)\hat{P}.$$

さらに，$R_a(A-R)<R_a(A-D-R)$ であるから，次式がえられる。

$$-R_D P_0 U'(A-R)R_a(A-R)$$

$$-P_1 R_D R_a\,(A-D-R)\int_0^D U'(A-L-R)f(L)dL$$

$$-P_1(1+R_D)U'(A-D-R)R_a(A-D-R)\hat{P}$$

$$<-R_D P_0 U'(A-R)R_a(A-D-R)$$

$$-P_1 R_D R_a\,(A-D-R)\int_0^D U'(A-L-R)f(L)dL$$

$$-P_1(1+R_D)U'(A-D-R)R_a(A-D-R)\hat{P}$$

$$=R_a(A-D-R)\,[-R_D P_0 U'\,(A-R)-P_1\,\{R_D\int_0^D$$

$$U'(A-L-R)f(L)dL+(1+R_D)U'(A-D-R)\hat{P}\}].$$

ところで，(6)式から，この不等式の右辺は零に等しい。したがって，

$$R_D P_0 U''\,(A-R)+P_1 R_D \int_0^D U''(A-L-R)f(L)dL$$

$$+P_1(1+R_D)U''(A-D-R)\hat{P}<0,$$

がえられる。

参 考 文 献

〔1〕 G.S. Becker, *Economic Theory*, New York, Alfred A. Knof, Inc., 1971
（邦訳．宮沢健一・清水啓典共訳『経済理論』東洋経済新報社，1976年）.

〔2〕 I. Ehrlich and G.S. Becker, "Market Insurance. Self-Insurance, and Self-Protection," *Journal of Political Economy*, July/August, 1972.

〔3〕 J.P. Gould, "The Expected Utility Hypothesis and the Selection of Optimal Deductibles for a Given Insurance Policy," *Journal of Business*, April, 1969.

〔4〕 J. Mossin, "Aspects of Rational Insurance Purchasing," *Journal of Political Economy* July/August, 1968.

〔5〕 B.P. Pashigian, L.L. Schkade, and G.H. Menefee, "The Selection of an Optimal Deductible for a Given Insurance Policy," *Journal of Business* January, 1966.

〔6〕 J. Pratt, "Risk Aversion in the Small and in the Large," *Econometrica*, Jan./Apr., 1964.

〔7〕 A. Sandmo, "Portfolio Choice in a Theory of Saving," *Swedish Journal of Economics* Vol. LXX, No. 2 1968.

〔8〕 健康保険組合連合会編『社会保障年鑑』東洋経済新報社，昭和55年。

〔9〕 大野吉輝，前掲書。

〔10〕 土屋 彰『社会保険事務ができる本』日本実業出版社，昭和56年。

大阪府立大学経済研究叢書

第1冊	西村孝夫著	イギリス東インド会社史論	<昭 35>
第2冊	福原行三著	J. S. ミルの経済政策論研究	<昭 35>
第3冊	和田貞夫著	点集合と経済分析	<昭 35>
第4冊	内田勝敏著	ブリティシュ・トロピカル・アフリカの研究	<昭 36>
第5冊	永島　清著	国際経済と経済変動	<昭 36>
第6冊	大野吉輝著 山谷恵俊著 岡本武之著	成長理論の研究	<昭 36>
第7冊	竹安繁治著	近世土地政策の研究	<昭 37>
第8冊	谷山新良著	保険の性格と構造	<昭 37>
第9冊	佐藤浩一著	現代賃金論序説	<昭 37>
第10冊	藤井定義著	幕末の経済思想	<昭 38>
第11冊	渡瀬　浩著	経営の社会理論	<昭 38>
第12冊	今川　正著	線型計画と地域開発	<昭 38>
第13冊	馬淵　透著	国際金融と国民所得	<昭 39>
第14冊	鍬田邦夫著	金融理論と金融政策	<昭 39>
第15冊	村上義弘著	行政法および行政行為の本質	<昭 39>
第16冊	鈴本和蔵著	減価償却政策と維持計慮	<昭 40>
第17冊	岡本武之著	ケインズ主義経済理論序説	<昭 40>
第18冊	片上　明著	イギリス「社会改良」時代の研究	<昭 41>
第19冊	風間鶴寿著	相続法の総論的課題 —相続開始・代襲相続・放棄—	<昭 41>
第20冊	前田英昭著	企業行動の理論	<昭 41>
第21冊	盛　秀雄著	日本国憲法の主原則	<昭 42>
第22冊	石田喜久夫著	自然債務の研究	<昭 42>
第23冊	稲葉四郎著	経済学の根抵	<昭 42>
第24冊	武部善人著	産業構造分析	<昭 43>
第25冊	山谷恵俊著	技術進歩と成衡成長	<昭 43>
第26冊	立半雄彦著	L. ワルラスの社会経済学	<昭 43>
第27冊	市橋英世著	マーケティング・システムの行動理論	<昭 44>
第28冊	横山益治著	不確実性と決定理論 —ベイジャン接近—	<昭 44>
第29冊	大野吉輝著	財政政策と所得分配	<昭 44>

第30冊	馬淵　透著	国際収支理論のグラフ的分析	<昭　45>
第31冊	石川常雄著	通貨変動理論の研究	<昭　45>
第32冊	今井　宏著	議決権代理行使の勧誘	<昭　45>
第33冊	右近健男著	離婚扶養の研究 —財産分与論　その1—	<昭　46>
第34冊	森田　劭著	労働市場分析による労働経済の研究	<昭　46>
第35冊	前田英昭著	企業の最適な投資政策，研究・開発政策および宣伝・広告政策について	<昭　46>
第36冊	服部容教著	新ケインズ派基礎理論研究	<昭　47>
第37冊	井上和雄著	ユーゴスラヴィアの市場社会主義	<昭　47>
第38冊	門田安弘著	計算価格による分権的システム	<昭　48>
第39冊	森　淳二朗著	配当制限基準と法的資本制度 —アメリカ法の資産分配規制の史的展開—	<昭　49>
第40冊	長野祐弘著	垂直市場システムの研究 —市場システムの基礎理論—	<昭　49>
第41冊	谷山新良著	産業連関分析	<昭　50>
第42冊	唄野　隆著	利子率の期間別構造と国債管理	<昭　50>
第43冊	藤井定義著	懐報堂と経済思想	<昭　51>
第44冊	宮本勝浩著	分権的経済計画と社会主義経済の理論	<昭　51>
第45冊	西村孝夫著	フランス東インド会社小史	<昭　52>
第46冊	森田　劭著	西ドイツにおける外国人労働力雇用の経済的側面	<昭　52>
第47冊	福島孝夫著	会計収益認識論	<昭　53>
第48冊	市橋英世著	組織サイバネティクス研究 —組織行動の一般理論—	<昭　53>
第49冊	長尾周也著	組織体における権力と権威	<昭　54>
第50冊	洲浜源一著	観測不可能な変数を含む経済モデルの推定	<昭　54>
第51冊	山下和久著	外部性と公共部門	<昭　55>
第52冊	加登　豊著	コスト・ビヘイブアの分析技法	<昭　55>
第53冊	高木洋子著	国際経済の成長に関する諸問題	<昭　56>
第54冊	津戸正広著	価値と生産価格 —転化論争の展開—	<昭　56>
第55冊	中田善啓著	流通システムと取引行動	<昭　57>
第56冊	渡辺　茂著	医療をめぐる公共政策	<昭　57>

昭和57年3月24日　印刷
昭和57年3月31日　発行

著者　渡　辺　茂

堺市百舌鳥梅町4丁目804
発行所　大阪府立大学経済学部

大阪市福島区吉野1丁目2－7
印刷所　日本印刷出版株式会社