

遺伝子診断の規制と生命保険市場における 均衡の非存在性^{† ††}

曾我巨由*

概要

将来、がんに限らず遺伝子診断によって病気にかかりやすい体質かどうか分かる状況が実現されたとき、保険の審査目的での遺伝子診断の利用が禁止されたとする。この状況について、経済学的観点からどのような言及ができるだろうか。ヒトゲノム解析計画 (Human Genome Project) による DNA 塩基配列の解読は、生物学、医療のみならず我々の社会にも大きな影響を及ぼすと考えられている。この論文では、保険加入者への審査目的での遺伝子診断に、規制が課せられた状況における生命保険市場の均衡を分析する。その結果、この市場にはもはや均衡は存在しない可能性を示し、均衡の (非) 存在性は我々の直観とは異なる結論を導くことを示す。そして、生命保険における遺伝子診断の利用は、経済学的には保険加入者にとって望ましい状況をもたらすことを示す。

1 はじめに

ヒトの DNA の全塩基配列を解読するヒトゲノム解析計画 (Human Genome Project) が始まって 10 年近くが経過しようとしている。この計画によって、生物学、特に生物進化の起源の究明の発展、DNA 鑑定による犯罪解決への貢献、さらに分子生物学、遺伝子工学をはじめとして医療の発展など、その影響は非常に大きなものとなりつつある。とりわけ医療の分野では、様々な病気の発病に、その遺伝子の疾患の有無が関係していることもわかってきており、それに伴う遺伝子治療に期待が持たれている。

しかしその一方で、この計画に対して不安視する議論もある。それは遺伝情報が極めて正確な個人情報となる点であり、遺伝子診断によって、個人がどんな病気にかかりやすいかなどの私的情報を得ることができるのである。そのような中、日本でも初めてがんの遺伝子診断を、生命保険の審査目的として使用することを禁止する要請が、医師、法律家らによって出された。がんについては最近になって、がんを発病しやすい体質かどうかに関係しているという事実が明らかになりつつある。

今回の医師らからの要請は、がんに対する遺伝子診断を生命保険の加入目的として利用することを禁止すべきだという要請である。これは、がん遺伝子を持つことによって、遺伝子による差別が起こるのを防ぐことを目的としており、契約者の人権保護や個人情報の厳重な管理を強調している。一方、血縁者に対する遺伝情報の開示については、がん遺伝子を持っていることを

[†] 本稿は六甲台論集 第 47 巻 第 1 号の改訂版である。

^{††} この論文の執筆にあたって、貴重な助言を下された岸本哲也教授に、感謝の意を表します。また本論文のすべての責任は、筆者にあります。

* 曾我巨由 (旧姓 金田) 神戸大学経済経営研究所 E-mail : sogaj@rieb.kobe-u.ac.jp

知ることによって、がんの早期発見、早期治療へ貢献できるとして、情報管理を慎重に期すとした上で、その情報開示を認めた。

この要請は、倫理ガイドラインとしてまとめられたが、がんに限らず、あらゆる遺伝病の遺伝子診断に対する規制は、経済学的観点に立ったとき果たして適切な規制と言えるだろうか。

遺伝子診断と生命保険市場の最も基本的な分析は、金田 (2000) で行われている。金田 (2000) では、ヒトの遺伝情報が解明された世界を考え、生命保険市場の対称情報構造における均衡分析を行った。その結果、市場に遺伝子診断を受ける契約者と、受けない契約者が存在する状態で、保険会社は遺伝子診断の正確な結果をもとに、それぞれの契約者に対して最適な契約を提示できた。

本論文では、保険会社に対して遺伝子診断を規制したときの経済学的言及を行う。第 2 節では、金田 (2000) に沿って、遺伝子診断の可能な世界を想定した基本的モデルを導入する。そして、第 3 節では、比較の基準として、対称構造における均衡の分析を行う。第 4 節では、遺伝子診断の規制を考え、その結果、理論上、その生命保険市場には均衡は存在しない可能性について考え、その条件を考察する。その際、従来タイプの比率によって均衡が存在するかないか決定される分析に加えて、遺伝子診断の受診率による均衡の存在、非存在を考察する。このとき、受診しない契約者の増加は、契約者と保険会社間の情報構造が、対称構造 (すなわち契約者のタイプを両主体が知らない) に近づくことを意味し、直観的には、受診しない契約者の増加は、均衡を存在し易くする方向に働くという予測がつかだろう。しかし、分析の結果、この直観は成り立たず、受診しない契約者の割合が、均衡の存在に重要な役割を果たすことを示す。第 5 節では結論を述べると同時に、経済学的観点に立って遺伝子診断の規制について再考する。

2 モデル

モデルの基本的構造は金田 (2000) に沿うものとする。すなわちモデル内では遺伝子の機能が解明された世界の保険市場について考え、病気 I は 1 種類とする。 I は遺伝子に関する情報 g に疾患があるかないかによって、死亡する確率が異なると考える。また個人 j の病気 I の遺伝子に関する情報を g_j とし ($j = 1, \dots, m$)、遺伝子の疾患の有無を個人のタイプとする。

情報の構造は従来までの非対称構造、すなわち契約者は自分のタイプを知っており、保険会社は契約者のタイプを観察できない構造¹とは異なり、契約者

¹このような状況における経済分析は 1970 年代を中心に広く行われている。先行研究として、対称情報構造における保険市場の分析は Spence and Zeckhauser (1971)、Ehrlich and Becker (1972)、Pauly (1974) 等が挙げられる。また、非対称情報構造における保険市場の分析については Akerlof (1970)、Rothschild and Stiglitz (1976)、Stiglitz (1977) 等が挙げられる。これらのうち、Rothschild and Stiglitz (1976) はその後の保険市場の分析の発展のもっとも基本的な論文であり、特筆すべき論文である。

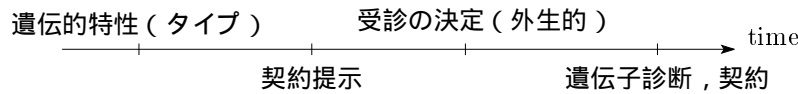


図 1

自身も自らのタイプを事前には知らず、遺伝子診断によって自分のタイプを知ることができるとする。つまり契約者は自らのタイプを、遺伝子診断を受けることによって知ることができ、受診しなければ、たとえ契約者自身でも自らのタイプについて知ることはできないとする。すなわち $g_j \in \{0, 1, 2\}$ とし、 $g_j = 0$ ならば、診断の結果遺伝子に疾患はないとし、 $g_j = 1$ ならば、遺伝子に疾患があるとする。また契約者が受診しない場合、 $g_j = 2$ とする。また、ここでは、契約者の遺伝子診断の受診率を $1 - \gamma$ 、すなわち受診しない契約者の割合を γ とおき、契約者の受診の選択は外生的に決定されるとする²。

契約が成立するまでの過程は、病気 I に対する契約者のタイプが決定され、保険会社はその病気に対する契約を提示する。遺伝子診断を受診するかしないかは外生的に決定され、受診した契約者は、遺伝子診断機関での診断結果を保険会社に提示しなければならない。また、受診しない契約者も、遺伝子診断を行っていないという診断結果（証明書）を提出しなければならない。そして、保険会社は遺伝子診断の結果に応じて契約内容を提示し、最終的に、契約者は保険に加入するかしないかを決定する（図 1）。

契約者 j が加入する保険は遺伝病に対する生命保険とし、契約者の購入できる保険は 1 口のみとする³。契約者は 2 つの状態（状態 1、2）に直面し、状態 1 は生存状態であり、そのときの所得を c_1^0 、これに対して状態 2 を死亡状態とし、そのときの所得を $c_2^0 (= 0)$ とする。初期状態はすべての j に対して等しいとする。

この契約者が状態 2（死亡）に備えて保険に加入する状況を考える。すなわち、初期の所得状態を、一定の交換比率 p で $c = (c_1, c_2)$ に交換する。つまり、契約者は加入時に保険料 $c_1^0 - c_1$ を支払い、契約者が死亡したとき、保険金 $c_2 - c_2^0$ が支払われる。この交換比率 $\frac{c_1^0 - c_1}{c_2 - c_2^0} \equiv p$ を保険プレミアムとする。

さて、契約者に対して次のようなグループを定義する。

定義 2.1

$$H = \{j | g_j = 0\}$$

とする。このとき $j \in H$ であれば、 j は H グループに属するとする。同様に、

$$L = \{j | g_j = 1\}$$

² 契約者の受診の選択の内生化モデルについては、すでに Doherty and Posey (1998) が存在する。しかし、ここではあえて契約者の受診の選択は外生的に決定されるとした。この点については第 5 節で詳しく述べる。

³ 複数口の保険購入を認めた論文については、Jaynes (1978)、Hellwing (1998)、Kahn and Mookherjee (1995)、Caneda (1999)、Kreps (1990, p-666) 等を参照せよ。

とする。このとき $j \in L$ であれば、 j は L グループに属するとする。さらに、

$$Q = \{j | g_j = 2\}$$

とする。このとき $j \in Q$ であれば、 j は Q グループに属するとする。

つまり、受診した契約者について、疾患遺伝子を持った契約者を L グループ、遺伝子に疾患がない契約者を H グループ、受診しない契約者を Q グループに分類する⁴。

契約者 j がその病気 I で死ぬ確率を π_j とする ($j = 1, \dots, m$)。 π_j について次の仮定をおく。

仮定 2.1 任意の j に対して、 $\pi_j = \pi_\eta$, $\eta = L, Q, H$

すなわち、受診した契約者が状態 2 に直面する確率は、 H グループであれば π_H 、 L グループであれば π_L 、契約者が受診しない場合、 Q グループの状態 2 に直面する確率は π_Q とし、 $\pi_L > \pi_Q > \pi_H$ とする。 π_η は、各グループ内の契約者で等しいとする⁵。また、病気 I における、市場全体での遺伝子疾患をもつ契約者の割合を δ とし、 π_Q を、

$$\pi_Q \equiv \delta\pi_L + (1 - \delta)\pi_H \quad (1)$$

とする⁶。 γ 、 δ については契約者、保険会社ともその正確な値を知っているとする。また δ と γ の関係から、市場における各グループの割合は、

$$L : Q : H = \delta(1 - \gamma) : \gamma : (1 - \delta)(1 - \gamma) \quad (2)$$

となり、各グループの割合をそれぞれ $w_L \equiv \delta(1 - \gamma)$ 、 $w_Q \equiv \gamma$ 、 $w_H \equiv (1 - \delta)(1 - \gamma)$ とおく。契約者の期待効用関数を、

$$EU(c_1, c_2, \pi_\eta) = \pi_\eta u(c_2) + (1 - \pi_\eta)u(c_1), \quad \eta = L, Q, H \quad (3)$$

とし、契約者は危険回避的とする。また、期待効用関数は凹関数とする。

効用関数について、 $\pi_L > \pi_Q > \pi_H$ より、次の (4) が成り立つ。

⁴ここでは契約者 j につて、タイプとグループを明確に分けることにした。本論文におけるタイプとは、個人の病気 I に対する遺伝的特性、すなわち遺伝子に疾患があるかないかを指し、これは、ゲーム論的には自然 (Nature) によって決定され、知らされる。しかし、本論文では、個人は自分の遺伝的特性を知らされず、遺伝子診断を受診することによって自分の特性、すなわちタイプを知ろうとするのである。つまり、ここでの受診しない個人は、単に自分のタイプを自身が知らないだけであって、タイプは自然によって決定されている。つまり、個人が自分のタイプを知りたいといまいと、タイプは遺伝子に疾患があるかないかの2つである。よって、受診しない個人を含めて議論をする場合、タイプではなくグループという表現を用いた。

⁵本来は、病気 I に対して、状態 2 に直面する確率は、契約者の環境の違いにより異なると考えるのがより現実的である。しかしながら、ここでは、病気 I に対する状態 2 に直面する確率は、各グループ内での契約者において等しいと考える。

⁶より現実的には、契約者は主観的確率に基づいて受診の選択をするため、 Q グループの病気 I で死亡する確率は、 δ でウェイト付けした確率と一致しない可能性が考えられる。しかし、ここでは簡単化のため Q グループの病気 I で死亡する確率は、 δ でウェイト付けした確率に等しいと考える。

(*sorting - condition*)

任意の $c = (c_1, c_2)$ において、

$$\frac{\partial}{\partial \pi_L} \left(\frac{\partial EU / \partial c_2}{\partial EU / \partial c_1} \right) > \frac{\partial}{\partial \pi_Q} \left(\frac{\partial EU / \partial c_2}{\partial EU / \partial c_1} \right) > \frac{\partial}{\partial \pi_H} \left(\frac{\partial EU / \partial c_2}{\partial EU / \partial c_1} \right). \quad (4)$$

ただし、

$$\frac{\partial}{\partial \pi_\eta} \left(\frac{\partial EU / \partial c_2}{\partial EU / \partial c_1} \right) \equiv \frac{\partial}{\partial \pi_\eta} \left(\frac{\partial EU(c_1, c_2, \pi_\eta) / \partial c_2}{\partial EU(c_1, c_2, \pi_\eta) / \partial c_1} \right), \quad \eta = L, Q, H$$

である。

すなわち、ある効用のもとで任意の c における限界代替率

$$-\left. \frac{dc_1}{dc_2} \right|_{\bar{U}} = \frac{\partial EU / \partial c_2}{\partial EU / \partial c_1} = \frac{\pi_\eta u'(c_2)}{1 - \pi_\eta u'(c_1)}, \quad \eta = L, Q, H \quad (5)$$

の傾きは L グループ、 Q グループ、 H グループの順に急になる⁷。

保険会社は危険中立的とし、完全競争を仮定する。すなわち保険会社は市場へ自由に参入でき、どのような契約者（例えば H グループや、 QL グループのみなど）とも契約を結ぶことができるとする。また、保険会社は遺伝子診断機関の診断書をもとに、契約者を L グループ、 H グループ、 Q グループのいずれかが判断する。保険会社が η グループに属する人と契約したときに得られる期待利潤は、

$$\Pi(c_1, c_2, \pi_\eta) = \pi_\eta(c_2^0 - c_2) + (1 - \pi_\eta)(c_1^0 - c_1), \quad \eta = L, Q, H \quad (6)$$

とする。

以上のような設定のもとで均衡を以下のように定義する。

定義 2.2 契約 $\{\lambda, \mu, \nu\}$ について、 L グループは λ 、 Q グループは μ 、 H グループは ν に加入するとする。病気 I に対して、契約 $\{c_L^*, c_Q^*, c_H^*\}$ が均衡であるとは、

任意の $\eta = L, Q, H$ に対して、

1. $\Pi(c_{1\eta}^*, c_{2\eta}^*, \pi_\eta) = 0$
2. $\Pi(c_{1\eta}, c_{2\eta}, \pi_\eta) \geq \Pi(c_{1\eta}^*, c_{2\eta}^*, \pi_\eta)$

かつ

$$EU(c_{1\eta}, c_{2\eta}, \pi_\eta) \geq EU(c_{1\eta}^*, c_{2\eta}^*, \pi_\eta)$$

かつ

$$\max [\Pi(c_\eta, \pi_\eta) - \Pi(c_\eta^*, \pi_\eta), EU(c_\eta, \pi_\eta) - EU(c_\eta^*, \pi_\eta)] > 0$$

となるような契約 $\{c_L, c_Q, c_H\}$ は存在しない。

⁷ sorting-condition については Gibbons (1992, p-193,194)、Fudenberg and Tirole (1991, p-259) 等を参照せよ。

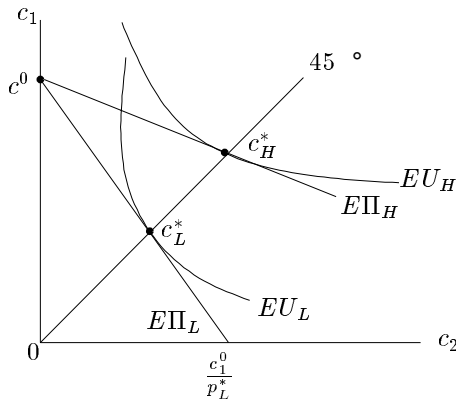


図 2-1

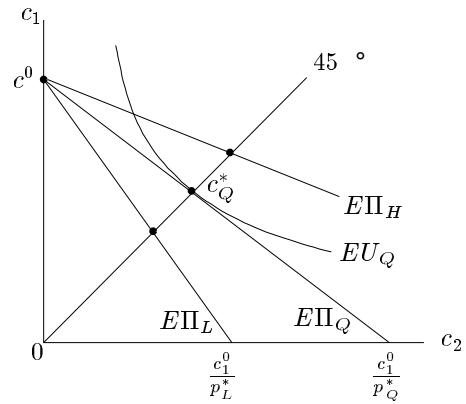


図 2-2

3. 任意のグループ $\eta = L, Q, H$ に対して、

$$EU(c_{1\eta}^*, c_{2\eta}^*, \pi_\eta) \geq EU(c_1^0, c_2^0, \pi_\eta)$$

かつ

任意のグループ $\zeta = L, Q, H$ に対して、

$$EU(c_{1\eta}^*, c_{2\eta}^*, \pi_\eta) \geq EU(c_{1\zeta}^*, c_{2\zeta}^*, \pi_\eta)$$

となることをいう⁸。

すなわち、競争市場の仮定より、均衡において保険会社の期待利潤はゼロとなる。さらに、任意の契約者、かつ保険会社の両主体がパレート改善できる契約は存在しない⁹。また、均衡では個人合理性 (IR) 条件、誘因両立性 (IC) 条件を満たすとする¹⁰。

3 均衡分析 (ベンチマーク): 対称情報構造

まず、対称的な情報構造における均衡について考察する。これは、完全情報、すなわち契約者は遺伝子診断の結果を正確に申告し、保険会社は診断結果に基づいて契約者のグループを強制的に分離できる状況である。このとき、均衡を $\{c_L^*, c_Q^*, c_H^*\}$ とおくと、 c_η^* は、

$$\frac{\pi_\eta}{1 - \pi_\eta} \frac{u'(c_{2\eta}^*)}{u'(c_{1\eta}^*)} = p_\eta^*, \left(p_\eta^* \equiv \frac{\pi_\eta}{1 - \pi_\eta}, \eta = L, Q, H \right) \quad (7)$$

⁸ 均衡の定義については Rothschild and Stiglitz (1976) の均衡概念を定式化した。

⁹ この条件 2 について、契約 $\{c_\eta\}$ に対して、期待効用と期待利潤の両方が $\{c_\eta^*\}$ と等号を満たしてはならず、そのための条件が $\max[\cdot] > 0$ である。

¹⁰ IR (Individual Rationality) 条件は個人合理性条件、もしくは参加条件ともよばれ、契約者が契約に加入したときの効用は、加入しないとき (初期条件) における効用よりも低くはないという条件である。IC (Incentive Compatibility) 条件は、均衡契約に対して、契約者は自分のグループについて虚偽の申告をすることで効用が低くなってしまうという条件である。つまり、契約者は自分のグループについて常に真の申告を行うインセンティブが働く条件である。

を満たす。これは、利潤 = 0 すなわち、 $p_\eta = \frac{\pi_\eta}{1 - \pi_\eta}$ のもとでの期待効用最大化のための必要条件であり、結果的に (7) は $c_{1\eta}^* = c_{2\eta}^*$ を満たす¹¹。

なお、この状況を図示すれば、図 2-1、2-2 のようになる。ただし、 c_η^* は各グループの最適保険契約を示しており（印「*」は完全保険を指しており、以下の図について同様とする）、 $E\Pi_\eta$ は傾き $-\frac{\pi_\eta}{1 - \pi_\eta}$ の機会線を指す。また、 EU_η は各グループの無差別曲線を指す ($\eta = L, Q, H$)。

すなわち、病気 I に対して遺伝子診断を受けた場合、契約者は自分のタイプがわかり、保険会社も診断書の記載内容から契約者のグループがわかる。このとき、 H グループには c_H^* 、 L グループには c_L^* を課すことができ、これらの契約が均衡となる。（図 2-1）。

一方、遺伝子診断を受けない場合、保険会社だけでなく契約者も自らのタイプが明らかではない。すなわち契約者は Q グループであり、保険会社は遺伝子診断を受けていないという証明書をもとに、契約 c_Q^* を提示でき、この契約は均衡となる（図 2-2）。

ここでは、受診して L と判った契約者が「受診していない（ Q である）」もしくは「 H である」など虚偽の申告はできない。というのは、仮に、受診して L と判った契約者が「受診していない」と申告する場合、診断をしていない証明書が必要である。しかし、遺伝子診断機関では、個人の受診の履歴は正確に判別できるのである。つまり、受診しない契約者は、過去にさかのぼっても受診していないことが判るため、受診して L と判った契約者が、虚偽の申告を行うことはできないのである。

すなわち、情報の構造は対称的となり、均衡では $c_{1\eta}^* = c_{2\eta}^*$ を満たす。また c_η^* から任意の契約者、保険会社の両主体がパレート改善するような新たな契約は存在しない。さらに、 c_η^* は IR 条件を満たしており、自分のグループについて、契約者は虚偽の申告をすることはできないため IC 条件を満たしている。よって、それぞれのグループの契約者への完全保険、すなわち $c_{1\eta}^* = c_{2\eta}^*$ が均衡となる。

4 遺伝子診断に対する規制と均衡の非存在性

前節では、保険契約をするときに遺伝子診断の結果を利用することが可能な状況における均衡の分析について言及した。そこでは、それぞれのグループの、診断結果の正確な申告のもとに、完全保険の状態を達成できた。

しかし、以下では保険会社は契約者の遺伝子診断の結果を利用できず、一方、契約者は遺伝子診断による結果を利用でき、受診すれば自らのタイプを知ることができ、受診しなければ自らのタイプは判らない状況を考える。このとき、保険会社は遺伝子診断の結果を利用できないため、契約者に虚偽の申告をする

¹¹ この点に関して、詳しくは Ehlich and Becker (1972)、酒井 (1982, 第 11 章)、Hirshleifer and Riely (1992, 第 8 章) 等を参照せよ。

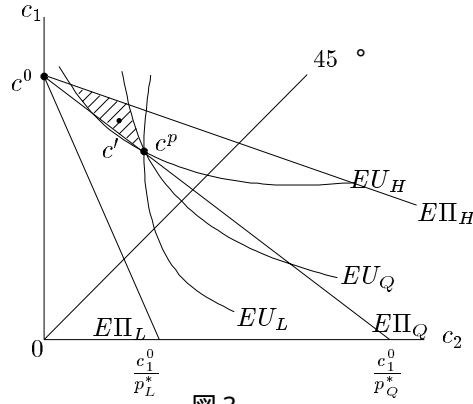


図3

インセンティブが生じる可能性を考慮に入れる必要がある。すなわち、保険会社は、病気 I について受診していない契約者や、遺伝子診断で L とわかった契約者が、「受診していない (Q である)」、もしくは「 H である」と虚偽の申告ができることを考慮に入れなければならない。このような状況において、 H グループの c^0 における限界代替率を p_H^0 とおく。すなわち $p_H^0 \equiv \frac{\pi_H u'(c_{1H}^0)}{1 - \pi_H u'(c_{2H}^0)}$ とする。また、保険契約 c に複数のグループが加入するとき、契約 $\{c, c, c\}$ は一括契約であると定義する。また、特に任意の2つのグループからなる一括契約を $\eta\zeta$ 一括契約と呼ぶとすると ($\eta, \zeta = L, Q, H, \eta \neq \zeta$)

補題 4.1 保険会社は契約の際、保険加入者に対する遺伝子診断が禁止されているとする。このとき任意の p_Q^* に対して一括契約は均衡とはならない。

証明 任意のプレミアム $p_H^* < p_Q^* \leq p_H^0$ に対して¹²、保険会社が機会線 $E\Pi_Q$ 上で一括契約 $\{c^p, c^p, c^p\}$ を提示したとする (図3参照)。このとき、sorting condition より $\{c^p, c^p, c^p\}$ における限界代替率の傾きは H, Q, L の順に緩やかになる。ここで、 $\{c^p, c^p, c^p\}$ に対して、図3の斜線領域は H グループにとっては効用が増加し、 L, Q グループにとっては効用が減少する領域である。このとき、保険会社は図3の斜線領域の c' を提示すれば、 H グループは c' を選択し、 L, Q グループは c^p にとどまる。すなわち、

$$\begin{aligned} EU(c'_1, c'_2, \pi_H) &> EU(c_1^p, c_2^p, \pi_H), \\ EU(c'_1, c'_2, \pi_\eta) &< EU(c_1^p, c_2^p, \pi_\eta), \quad \eta = L, Q \end{aligned} \quad (8)$$

となり、保険会社は H グループのみと契約を結ぶことで、正の利潤を上げることができる。よって、一括契約 $\{c^p, c^p, c^p\}$ は均衡の条件2を満たさず、均衡とはならない。

¹² p_H^* と p_H^0 について、 $p_H^* = \frac{\pi_H}{1 - \pi_H}$ 、 $p_H^0 = \frac{\pi_H u'(c_{1H}^0)}{1 - \pi_H u'(c_{2H}^0)}$ 、また、期待効用は凹関数より $u'(c_{2H}^0) > u'(c_{1H}^0)$ が言え、 $p_H^* < p_H^0$ が言える。

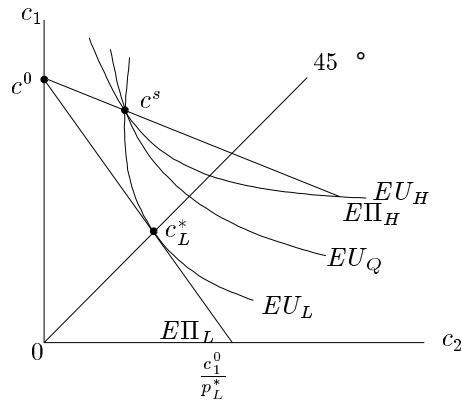


図 4

一方、 $p_Q^* > p_H^0$ では H グループは保険に参加するインセンティブが働かない。また、 $0 \leq \delta \leq 1$ より、必ず $p_Q^* \geq p_H^*$ が成り立つ。 $p_Q^* = p_H^*$ のとき、 $\delta = 0$ であり、契約者はすべて H グループである。このとき一括契約が存在しないのは明らかである。 証明終

一括契約の非存在性は、Rothschild and Stiglitz (1976) をはじめとして一般に広く知られている。補題 4.1 では、診断を受けない Q グループが存在したとしても、一括契約は均衡とはならないことを示している。

遺伝子診断の規制により、情報構造は、前節の対称構造から非対称構造になるといえる。しかしながら、このモデルから次のことがいえる。

補題 4.2 保険会社は契約の際、保険加入者に対する遺伝子診断が禁止されているとする。このとき、

Rothschild-Stiglitz モデルにおける分離契約 $[c_L^*, c^s]$ が均衡ならば $\gamma = 0$

証明 $[c_L^*, c^s]$ について、 c_L^* は (7) の結果より $c_{1L}^* = c_{2L}^*$ を満たす。 c^s は機会線 $E\Pi_H$ 上の契約であり、 L グループの期待効用について、

$$EU(c_1^s, c_2^s, \pi_L) = EU(c_{1L}^*, c_{2L}^*, \pi_L) \quad (9)$$

を満たすとする。これらを図示すると、図 4 となる。

$[c_L^*, c^s]$ が均衡のとき $0 < \gamma \leq 1$ とする。このとき、契約者が遺伝子診断を行った場合、 L グループは c_L^* 、 H グループは c^s を選択する。同様に、遺伝子診断を行わない Q グループの契約者は、 $[c_L^*, c^s]$ について、 c^s を選択するため、保険契約は $\{c_L^*, c^s, c^s\}$ となる。しかしながらその結果、保険会社の期待利潤は、

$$\Pi(c_1^s, c_2^s, \pi_H) + \Pi(c_1^s, c_2^s, \pi_Q) < 0 \quad (10)$$

となり均衡の定義に反する。 証明終

このように、保険会社が遺伝子診断の利用を禁止されているとき、Rothschild and Stiglitz (1976) の示唆した分離契約が均衡となるのは、 $\gamma = 0$ のときであ

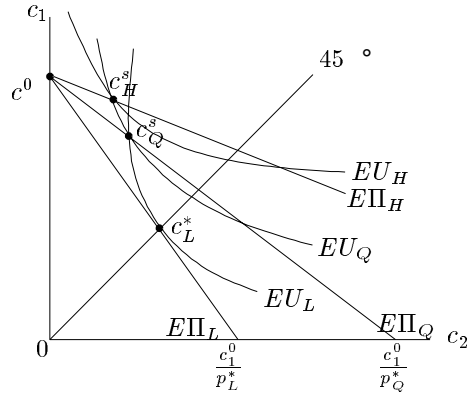


図 5

る。その本質は、遺伝子診断を受けない Q グループの存在にある。Rothschild-Stiglitz モデルは、契約者は自分自身のタイプを完全に知っているモデルであり、契約者は L グループと H グループの 2 グループのモデルであり、 Q グループは存在しない（そのため、2 グループの分離契約を $[\lambda, \nu]$ とし、 L グループは λ 、 H グループは ν に加入するとした）つまり、Rothschild-Stiglitz モデルで示唆した分離均衡は、私のモデルにおける $\gamma = 0$ 、すなわち遺伝子診断の受診率が 1 のときに成り立つ均衡であるといえる。

4.1 均衡の非存在性

このような状況で、均衡となる可能性のある契約は、図 5 における分離契約 $\{c_L^*, c_Q^s, c_H^s\}$ である。図 5 において、 c_Q^s は機会線 $E\Pi_Q$ 上の契約であり、 L グループの期待効用について、

$$EU(c_{1Q}^s, c_{2Q}^s, \pi_L) = EU(c_{1L}^*, c_{2L}^*, \pi_L) \quad (11)$$

を満たすとする。また、 c_H^s は機会線 $E\Pi_H$ 上の契約であり、 Q グループの期待効用について、

$$EU(c_{1H}^s, c_{2H}^s, \pi_Q) = EU(c_{1Q}^s, c_{2Q}^s, \pi_Q) \quad (12)$$

を満たすとする。

保険会社が契約 $\{c_L^*, c_Q^s, c_H^s\}$ を提示したとき、 L グループの期待効用は、

$$EU(c_{1L}^*, c_{2L}^*, \pi_L) = EU(c_{1Q}^s, c_{2Q}^s, \pi_L) > EU(c_{1H}^s, c_{2H}^s, \pi_L) \quad (13)$$

の関係を満たし、 L グループは c_L^* を選択するとする。同様に、 Q グループの期待効用は、

$$EU(c_{1Q}^s, c_{2Q}^s, \pi_Q) = EU(c_{1H}^s, c_{2H}^s, \pi_Q) > EU(c_{1L}^*, c_{2L}^*, \pi_Q) \quad (14)$$

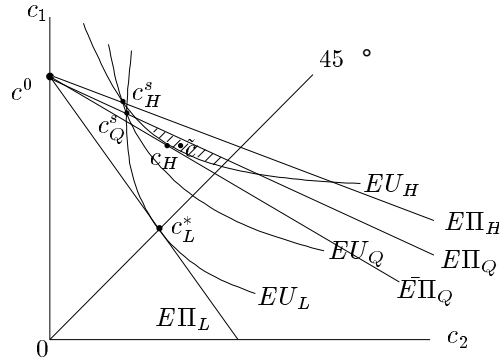


図 6

の関係を満たし、 Q グループは c^s_Q を選択するとする。さらに、 H グループの期待効用は、

$$EU(c^s_{1H}, c^s_{2H}, \pi_H) > EU(c^s_{1Q}, c^s_{2Q}, \pi_H) > EU(c^*_L, c^*_{2L}, \pi_H) \quad (15)$$

の関係を満たし、 H グループは c^s_H を選択する。

このように、保険会社が分離契約 $\{c^*_L, c^s_Q, c^s_H\}$ を提示したとき、 L グループは c^*_L 、 Q グループは c^s_Q 、 H グループは c^s_H を自己選択する。ただしこの契約は、必ずしも均衡の条件を満たすとは限らない。以下では、この分離契約が均衡とならないケースについて考察する。

4.1.1 タイプ・シェア分析

先述のとおり、市場全体での遺伝子疾患をもつ契約者の割合を δ としたが、ここで、 $\{c^*_L, c^s_Q, c^s_H\}$ に対して、 $c_H = (c_{1H}, c_{2H})$ を、

$$EU(c^s_{1H}, c^s_{2H}, \pi_H) = EU(c_{1H}, c_{2H}, \pi_H) \quad (16)$$

$$\frac{\pi_H}{1 - \pi_H} \frac{u'(c_{2H})}{u'(c_{1H})} = p, \quad p \in [p^*_H, p^*_L] \quad (17)$$

を満たす契約とし、 c_H におけるプレミアムを \bar{p}_Q とおく。これを図示すると、図 6 において、 c^s_H を通る H グループの無差別曲線への、点 c^0 からの接線となり、この機会線を $\bar{E}\Pi_Q$ とおく。また、 \bar{p}_Q に対応する δ を $\bar{\delta}$ とおく。 $\{c^*_L, c^s_Q, c^s_H\}$ が均衡となるかどうかは、 p^*_Q と \bar{p}_Q の大小関係に依存する。

$\bar{p}_Q > p^*_Q$ のとき ($\bar{\delta} > \delta$)

$\bar{p}_Q > p^*_Q$ のとき、任意の γ に対して、契約者、保険会社にとって、

$$\begin{aligned} EU(\hat{c}_1, \hat{c}_2, \pi_L) &> EU(c^*_{1L}, c^*_{2L}, \pi_L), \\ EU(\hat{c}_1, \hat{c}_2, \pi_\eta) &> EU(c^s_{1\eta}, c^s_{2\eta}, \pi_\eta), \quad \eta = Q, H \end{aligned} \quad (18)$$

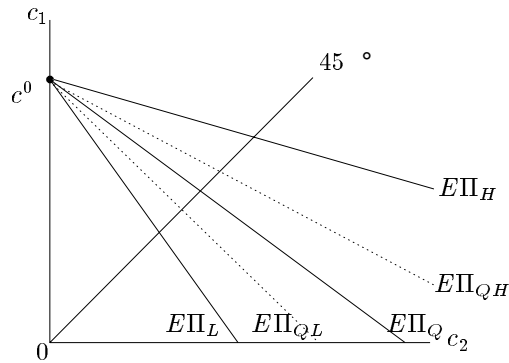


図7

かつ

$$\Pi(\tilde{c}_1, \tilde{c}_2, \pi_\eta) > \Pi(c_{1L}^*, c_{2L}^*, \pi_L) + \Pi(c_{1Q}^s, c_{2Q}^s, \pi_Q) + \Pi(c_{1H}^s, c_{2H}^s, \pi_H)$$

となる一括契約 $\{\tilde{c}, \tilde{c}, \tilde{c}\}$ が図6の斜線部分に存在する。しかしながら、補題4.1より一括契約は存在しないため、結果としてこの市場には均衡は存在しない。

$\bar{p}_Q \leq p_Q^*$ のとき ($\bar{\delta} \leq \delta$)

これに対して $\bar{p}_Q \leq p_Q^*$ のとき、ある γ のもとでは、保険会社の利潤は、

$$\Pi(c_{1L}^*, c_{2L}^*, \pi_L) + \Pi(c_{1Q}^s, c_{2Q}^s, \pi_Q) + \Pi(c_{1H}^s, c_{2H}^s, \pi_H) = 0 \quad (19)$$

を満たし、 $\{c_L^*, c_Q^s, c_H^s\}$ に対して、すべての契約者、保険会社にとってパレート改善するような契約は存在しない。すなわち $\{c_L^*, c_Q^s, c_H^s\}$ は均衡の候補として挙げられる。

このような状況は、遺伝子疾患をもつ契約者の割合が低い状況であり、この分析は、Rothschild and Stiglitz (1976) をはじめとして広く知られている。私のモデルでは、 δ に基づいて Q グループを定義しているが、その場合でも δ が低い状況では ($\bar{\delta} > \delta$) 均衡は存在しない。

ただし上記の分析は δ にもとづいた分析であり、 γ についてはある値をとるとしている。したがって、条件 $\bar{\delta} \leq \delta$ は、分離契約 $\{c_L^*, c_Q^s, c_H^s\}$ が均衡となることを必ずしも保証するとは限らない。しかしながら、この条件 $\bar{\delta} \leq \delta$ は、分離契約 $\{c_L^*, c_Q^s, c_H^s\}$ が均衡となるための必要条件となることは保証する。以下では Q グループが存在する場合、その割合である γ の観点から、均衡の存在について言及する。

4.1.2 グループ・シェア分析

上記の議論は、市場全体での遺伝子疾患をもつ契約者の割合 δ に基づいた分析であった。それと同時に、契約者の受診率は $1 - \gamma$ 、すなわち Q グループの市場に占める割合は γ であり、この観点からの分析を行う必要がある。 δ と γ の関係から、市場における各グループの割合は (2) より、

$$L : Q : H = w_L : w_Q : w_H = \delta(1 - \gamma) : \gamma : (1 - \delta)(1 - \gamma) \quad (20)$$

であった。このとき、 L グループと Q グループのプレミアムを、それらのグループの比率によって加重したプレミアムを、

$$p_{QL} \equiv \frac{w_L}{w_L + w_Q} p_L^* + \frac{w_Q}{w_L + w_Q} p_Q^* \quad (21)$$

また、 Q グループと H グループのプレミアムを、それらのグループの比率によって加重したプレミアムを、

$$p_{QH} \equiv \frac{w_Q}{w_Q + w_H} p_Q^* + \frac{w_H}{w_Q + w_H} p_H^* \quad (22)$$

とそれぞれ定義する。この状況を図示すると図7のようになる。ここで、 $E\Pi_{QL}$ は L グループと Q グループの比率によって加重した機会線、 $E\Pi_{QH}$ は Q グループと H グループの比率によって加重した機会線を示している。これらの機会線は、 Q グループ、すなわち受診しない契約者の比率 γ に応じて、 γ の上昇に伴って、それぞれの機会線は $E\Pi_Q$ に向かってシフトし、逆に、 γ の下降に伴って、 $E\Pi_{QL}$ は $E\Pi_L$ 、 $E\Pi_{QH}$ は $E\Pi_H$ へ向かってシフトする性質を持っている（数学付録A参照）。

このとき、分離契約 $\{c_L^s, c_Q^s, c_H^s\}$ に対して、 $c_{QL} = (c_{1QL}, c_{2QL})$ を

$$EU(c_{1Q}^s, c_{2Q}^s, \pi_Q) = EU(c_{1QL}, c_{2QL}, \pi_Q) \quad (23)$$

$$\frac{\pi_Q}{1 - \pi_Q} \frac{u'(c_{2QL})}{u'(c_{1QL})} = p, \quad p \in [p_Q^*, p_L^*] \quad (24)$$

を満たす契約とし、 c_{QL} におけるプレミアムを \bar{p}_{QL} とおく。これを図示すると、図8において、 c_Q^s を通る Q グループの無差別曲線への、点 c^0 からの接線となり、この機会線を $\bar{E}\Pi_{QL}$ とおく。また、 \bar{p}_{QL} に対応する γ を $\bar{\gamma}$ とおき、 $\bar{\gamma}$ は δ の単調増加関数となる¹³。市場に均衡が存在するかどうかは、 p_{QL} と \bar{p}_{QL} 、すなわち γ と $\bar{\gamma}$ の大小関係に依存する。

$\bar{p}_{QL} > p_{QL}$ のとき ($\bar{\gamma} < \gamma$)

$\bar{p}_{QL} > p_{QL}$ のとき、任意の δ に対して、 L, Q グループにとって、

$$EU(\check{c}_{1QL}, \check{c}_{2QL}, \pi_\eta) > EU(c_{1L}^s, c_{2L}^s, \pi_\eta), \quad \eta = L, Q \quad (25)$$

¹³ $\bar{\gamma}$ が δ の単調増加関数となることについては数学付録Bを参照

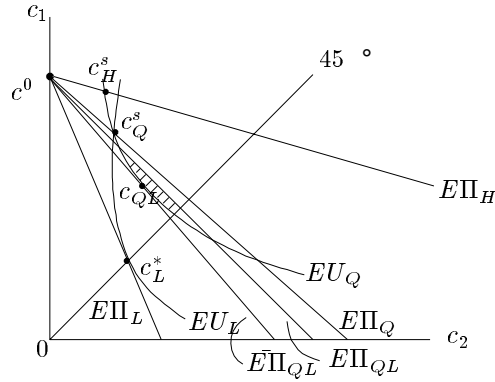


図 8

となる QL 一括契約 \tilde{c}_{QL} が図 8 の斜線部分に存在する。これに対して H グループの期待効用は、

$$EU(\tilde{c}_{1QL}, \tilde{c}_{2QL}, \pi_H) < EU(c_{1H}^s, c_{2H}^s, \pi_H) \quad (26)$$

となり、結局、 L, Q グループは \tilde{c}_{QL} 、 H グループは c_H^s を選択する。保険会社の利潤は、

$$\Pi(\tilde{c}_{1QL}, \tilde{c}_{2QL}, \pi_\eta) + \Pi(c_{1H}^s, c_{2H}^s, \pi_H) \geq 0 \quad (27)$$

となり、契約 $\{\tilde{c}_{QL}, \tilde{c}_{QL}, c_H^s\}$ を提示できる。しかしながら、 $\{\tilde{c}_{QL}, \tilde{c}_{QL}, c_H^s\}$ も均衡とはならない。というのは、契約 \tilde{c}_{QL} よりも大きな利潤を発生させる Q グループとの新たな契約が存在し、 QL 一括契約は均衡の条件を満たさない。

その結果、 c_H^s のみが均衡契約の候補として残るが、 c_H^s にすべての契約者が加入すれば、保険会社の利潤がマイナスとなる。すなわち、補題 4.1 から $\{c_H^s, c_H^s, c_H^s\}$ は均衡とはならないのは明らかである。よって、分離契約 $\{c_L^*, c_Q^s, c_H^s\}$ は任意の δ に対して均衡とはならない。

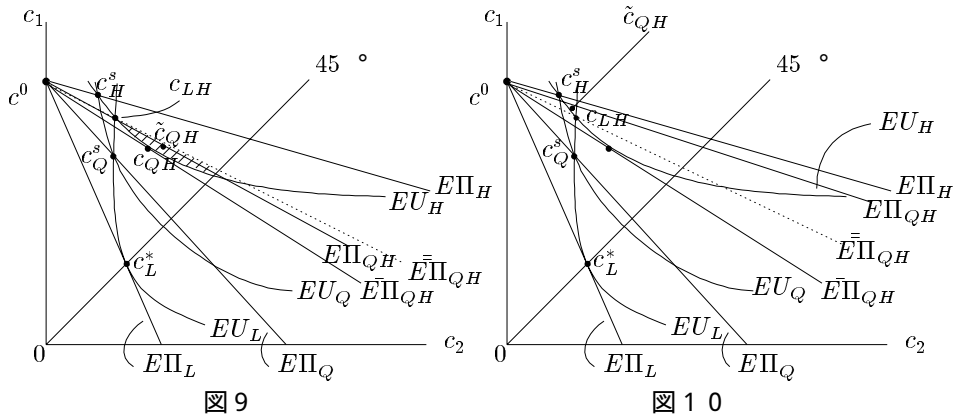
$\bar{p}_{QL} \leq p_{QL}$ のとき ($\bar{\gamma} \geq \gamma$)

ここで、 $c_{QH} = (c_{1QH}, c_{2QH})$ を

$$EU(c_{1H}^s, c_{2H}^s, \pi_H) = EU(c_{1QH}, c_{2QH}, \pi_H) \quad (28)$$

$$\frac{\pi_H}{1 - \pi_H} \frac{u'(c_{2QH})}{u'(c_{1QH})} = p, \quad p \in [p_H^*, p_Q^*] \quad (29)$$

を満たす契約とし、 c_{QH} におけるプレミアムを \bar{p}_{QH} とおく。これを図示すると、図 9 において、 c_H^s を通る H グループの無差別曲線への、点 c^0 からの接線となり、この機会線を $\bar{E}\Pi_{QH}$ とする。また、図 9、図 10 において、 c_L^* を通る L グループの無差別曲線と、 c_H^s を通る H グループの無差別曲線の交点を c_{LH} で表し、 c_{LH} を通る c^0 からの機会線を $\bar{E}\Pi_{QH}$ で表すとす。さら



に、この $\bar{E}\Pi_{QH}$ に対応するプレミアム p_{QH} を \bar{p}_{QH} 、 \bar{p}_{QH} に対応する p_{QL} を \bar{p}_{QL} とおき、 \bar{p}_{QL} に対応する γ を $\bar{\gamma}$ とおく¹⁴。

$\bar{p}_{QL} \leq p_{QL}$ のとき、ある δ のもとで、 L, Q グループをパレート改善させ、保険会社により大きな利潤を与えるような契約は存在しない。しかしながら、今度は、 Q, H グループを顧客としてより大きな利潤が得られる QH 一括契約が存在する可能性について考察しなければならない。仮に、 $\bar{p}_{QL} \leq p_{QL}$ のとき $\bar{p}_{QH} > p_{QH} \geq \bar{p}_{QH}$ であれば、 Q, H グループに対して、

$$EU(\tilde{c}_{1QH}, \tilde{c}_{2QH}, \pi_\eta) > EU(c_{1Q}^s, c_{2Q}^s, \pi_\eta), \quad \eta = Q, H \quad (30)$$

となる領域が図9の斜線部分に存在し、保険会社がこの斜線部分において QH 一括契約 \tilde{c}_{QH} を提示すれば、 Q, H グループは \tilde{c}_{QH} を選択する。しかしながら、このとき、 L グループにとっても、

$$EU(\tilde{c}_{1QH}, \tilde{c}_{2QH}, \pi_L) > EU(c_{1L}^*, c_{2L}^*, \pi_L) \quad (31)$$

となり、 \tilde{c}_{QH} を選択する。その結果、保険会社の利潤は負となり、保険会社はそなような契約を提示することはない。よって、分離契約 $\{c_L^*, c_Q^s, c_H^s\}$ は均衡の候補として挙げられる。

しかしながら、 $\bar{p}_{QH} > p_{QH}$ のとき、 Q, H グループには QH 一括契約 \tilde{c}_{QH} を提示し、かつ L グループは c_L^* にとどまり、保険会社により大きな利潤を与える契約が図10の斜線部分に存在する。すなわち $\bar{p}_{QH} > p_{QH}$ のとき、 Q, H グループは \tilde{c}_{QH} 、 L グループは c_L^* を選択し、保険会社により大きな利潤を与える契約 $\{c_L^*, \tilde{c}_{QH}, \tilde{c}_{QH}\}$ を提示できる。しかし、 QH 一括契約 \tilde{c}_{QH} に対して、保険会社は、さらに大きな利潤を発生させる H グループのみとの新たな契約を提示できるため、 $\{c_L^*, \tilde{c}_{QH}, \tilde{c}_{QH}\}$ は均衡の条件を満たさない。

その結果、保険会社は c_L^* を提示するが、このとき、この契約に加入するのは L グループのみである。よって契約 $\{c_L^*, c^0, c^0\}$ が均衡の候補として挙げられるが、この状態は市場が逆選択に陥っているに他ならない。

¹⁴ $\bar{\gamma}$ も $\bar{\gamma}$ と同様に δ の単調増加関数となる（数学付録Bを参照）。

このように、市場における Q グループの割合 γ に基づいて均衡の存在について言及した結果、 γ が $\bar{\gamma}$ よりも高い、すなわち Q グループの割合が多いときには L, Q グループがパレート改善し、保険会社にも利潤が発生する QL 一括契約が存在し、結果的に均衡は存在しない。一方、 γ が $\bar{\gamma}$ 以下、すなわち Q グループの割合が少ないとき、 Q, H グループがパレート改善できる契約が存在し、保険会社に利潤が発生するのは、 Q グループが極端に少ないとき ($\bar{\gamma} > \gamma$) であり、このとき逆選択契約が均衡となる可能性がある。 Q グループが比較的少ないとき ($\bar{\gamma} \geq \gamma \geq \bar{\gamma}$)、 Q, H グループ、かつ保険会社がパレート改善できる QH 一括契約が存在するが、このとき、その契約に、 L グループも加入してしまい、保険会社の利潤は発生しない。よって分離契約 $\{c_L^*, c_Q^s, c_H^s\}$ が均衡となる可能性がある。ただし上記の議論は δ については言及しておらず、ある値をとるとしている。しかし、 γ は δ の関数であり、条件 $\bar{\gamma} \geq \gamma$ は、任意の δ に対して分離契約や逆選択契約が均衡となることを保証しているわけではない。この条件は分離契約や逆選択契約が均衡となるための必要条件を保証するものである。

以上をまとめて、タイプ・シェア、グループ・シェア分析より、

命題 4.1 保険会社は契約の際、保険加入者に対する遺伝子診断が禁止されているとする。このとき、

1. $\bar{p}_Q > p_Q^*(\bar{\delta} > \delta)$ または $\bar{p}_{QL} > p_{QL}(\bar{\gamma} < \gamma)$ ならば均衡は存在しない。
2. $\bar{p}_Q \leq p_Q^*(\bar{\delta} \leq \delta)$ かつ $\bar{p}_{QL} \leq p_{QL} \leq \bar{p}_{QL}(\bar{\gamma} \geq \gamma \geq \bar{\gamma})$ ならば $\{c_L^*, c_Q^s, c_H^s\}$ は均衡となる。
3. $\bar{p}_Q \leq p_Q^*(\bar{\delta} \leq \delta)$ かつ $\bar{p}_{QL} < p_{QL}(\bar{\gamma} > \gamma)$ ならば $\{c_L^*, c^0, c^0\}$ は均衡となる。

ここで、受診しない契約者 (Q グループ) の割合 γ の観点から、このモデルについて図 11 に沿って再考する。まず、 $\gamma = 0$ という状態は、全員が遺伝子診断を受ける状態である。これは Rothschild and Stiglitz (1976) が扱った非対称情報構造のケースに他ならない。すなわち契約者は、自分のタイプを知っており、保険会社はそれを観察できない。保険会社にとって観察可能な値は δ 、すなわち疾患をもった契約者の市場に占める割合であり、均衡は δ の大きさのみに依存することは上記のタイプ・シェア分析、また Rothschild and Stiglitz (1976) をはじめとして周知のとおりである。

対称的に $\gamma = 1$ という状態は、契約者全員が受診しない、すなわち契約者が全員 Q という状態である。この状態は、契約者のタイプについて、保険会社だけでなく契約者も知らないという状態であり、情報は対称構造である。この場合、均衡は必ず存在し、それは、保険に関する基本的な文献からも明らかであり、最もスタンダードな形をとる (Ehrlich and Becker(1972),

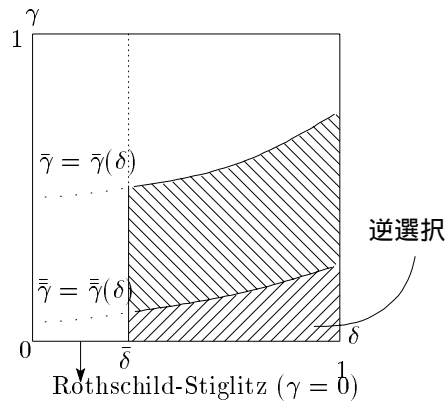


図 1 1

Pauly(1974) 等)

つまり、 γ が 1 に近づく、すなわち市場において受診しない契約者の割合が増えることは、情報構造が非対称から対称的になることを示しており、このとき、 γ の増加は、直観的には均衡をより存在させ易くする方向に働くと考えられるだろう。

しかし、このモデルにおけるグループ・シェア分析の結果は、直観とは異なる結論を示唆している。つまり、受診しない契約者の割合が高くなるほど均衡は存在しないのである。このことは、仮に $\gamma = 1$ という対称情報構造から、わずかでも受診する契約者が存在すれば、わずかな L と多数の Q を一括させ、保険会社に利潤を発生させる QL 一括契約が存在するため、結果的に均衡は存在しないと考えられる。

よって、均衡の存在のためには、 γ はある程度低い値をとらねばならない ($\bar{\gamma} \geq \gamma$)。さらに、受診する契約者の割合が極端に低いとき ($\bar{\gamma} > \gamma$)、均衡では L グループのみが保険に加入して、市場は逆選択に陥る。

すなわち、仮に Rothschild-Stiglitz モデルで均衡が存在していても ($\bar{\delta} \leq \delta$)、受診しない契約者の存在を認め、その割合が高いときには、もはや均衡は存在しないのである。

これらの議論は、情報構造の観点から予測される直観的な結論とは、全く異なる結果が導かれているという点で、特筆すべきである。

5 結論

本論文では、遺伝子の機能が解明された世界を前提として、保険会社には、契約の際の加入者に対する遺伝子診断が禁止されており、診断結果に基づく契約の提示に、規制が課せられている状況における経済学的分析を試みた。保険会社に対して加入者の遺伝子診断を認めないということは、経済学的には情報構造が非対称構造になることを意味している。このような状況で、まず、

従来の Rothschild-Stiglitz モデルで示唆された分離契約が均衡ならば、それは $\gamma = 0$ の世界を記述していることが言えた。すなわち、Rothschild-Stiglitz モデルにおける分離均衡は、私のモデルにおいて、契約者すべてが遺伝子診断を受ける、受診率 = 1 (すなわち $\gamma = 0$) という特別な場合において存在すると解釈できる (補題 4.2)。

Rothschild-Stiglitz モデルと私のモデルでは、非対称構造という意味では同じだが、基本的な情報構造には違いがある。Rothschild-Stiglitz モデルでは、契約者はすべて自分のタイプを知っているという前提のもとにモデル分析を行っている。一方、私のモデルでは、契約者は自らのタイプを事前には知らず、遺伝子診断を受けたときのみ自らのタイプが判るという状況を想定している。そして、受診しない契約者、すなわち Q グループの存在を認めるのである。

その結果、均衡は、存在するならば分離均衡 $\{c_L^*, c_Q^s, c_H^s\}$ か、逆選択均衡 $\{c_L^*, c^0, c^0\}$ であることが、重要な結論として導かれた。

均衡が存在するか、しないかは、第 1 に、従来どおりの、 δ 、すなわち疾患遺伝子をもった契約者の市場に占める割合に基づいた分析方法 (タイプ・シェア分析) によって決定される。この分析は、Rothschild and Stiglitz (1976) をはじめとして広く知られていることは、前節に述べたとおりである。

むしろ、この論文における経済学的貢献は次の点に求めることができる。つまり、均衡の存在、非存在に関する第 2 の分析は、 γ 、すなわち受診しない契約者の割合に基づいた分析 (グループ・シェア分析) である。この分析の結果、均衡が存在するのは、受診しない契約者の割合がある程度低い状態、つまり $\bar{\gamma} \geq \gamma$ のときであり、 $\bar{\gamma} \geq \gamma \geq \bar{\gamma}$ のときは、分離契約が均衡となる。また、受診しない契約者の割合が極端に低い、すなわち $\bar{\gamma} > \gamma$ のときには、均衡は逆選択となる。受診しない契約者の割合が高い、すなわち $\bar{\gamma} < \gamma$ ($\bar{p}_{QL} > p_{QL}$) の場合、 Q, L グループにとってパレート改善でき、保険会社にも利潤を発生させる QL 一括契約が存在するため、均衡は存在しない。

ここで、情報構造の観点に立つと、受診しない契約者の増加は、非対称から対称へ、情報構造が変化するといえるだろう。このとき、 γ の増加に伴って、すなわち情報が対称構造に近づくにつれて、保険市場の均衡は存在し易くなると考えるのは極めて自然であり、直観的にも説明がつくように思われる。しかし、前節でみたとおり、受診しない契約者が増加するにつれて、均衡はかえって存在しないように作用し、直観とは全く異なる結論が得られた。つまり、情報構造が非対称から対称的になることは、単に、均衡が存在し易くなるという直観的予想では説明がつかないことを意味しており、本論文で定義した受診しない契約者 (Q グループ) の存在は、非常に重要な意味を持つてくる。

また、本論文では遺伝子診断の受診率 γ は外生的に決定されると仮定した。しかしながら、契約者が受診の選択を内生的に決定する論文として、Crocker

and Snow (1992)、Doherty and Thistle (1996)、Doherty and Posey (1998) などがすでに存在する。これらのモデルでは、情報の価値 (value of information) の観点から、リスクタイプがわからない契約者 (グループ Q) について、自らのタイプを明らかにするという戦略は、自らのタイプを知らないままでいる戦略に対して支配戦略となることが重要な結論として挙げられている。つまり、契約者は、自分自身のタイプを知っているかどうかについて情報優位性を有しており、グループ Q は自ら進んで自分のタイプを知ろうとするインセンティブを有することになる。

これらの中で、Doherty-Posey モデルの上記の結論は、グループ L のみが発病に対して防止をする努力を行うことが可能であるという仮定に大きく依存しており、この仮定をおかなければ遺伝子診断を受診することに対する情報優位性は保証されない。すなわち、グループ Q は自ら進んで遺伝子診断を受診するインセンティブは生じないのである。また、グループ L のみが発病に対して防止をする努力を行うことが可能であるという仮定は非常に奇妙な仮定であり、すべての主体が何らかの発病防止努力をすると思う方が自然である。

しかしそれ以上に筆者が本論文において、受診の内生化に対して、上記のような契約者は必ず自らのタイプを知る行動を選択するモデルが存在するにも関わらず、受診の選択を外生的と仮定した根拠は、遺伝子診断の特異性にある。それは、個人に診断の結果を知らせることと、本人がそのことを望んでいることは別の意味を持っているのではないかという発想がもとになっている。例えば、現代医学では治療が困難な病気について、すべての個人が診断結果を知ることが望むだろうか。あるいはもっと身近にガンなどの病気についても同様である。診断結果を知ることによって、将来の生活設計が立て易くなるとして、診断結果を知りたい個人もいるだろう。しかし一方で、もし L という診断結果が下されたらという恐怖から、結果を知りたくない個人が存在するのも当然ではないだろうか。ゆえに、個人は病気 I に対して遺伝子診断を望まないグループ Q の存在を認めたのである。

病気の重さに関わらず、診断結果を知らせることは容易だが、もしかしたら悪い結果を聞かされる不安から、受診するよりも初めから受診しない方が望ましいと考える個人の存在を認めることは自然なことと考えられる。むしろ、すべての個人が診断結果を望んで H 、 L に二極化される方が現実として不自然なのではないだろうか。よって、上記の先行研究とは異なる観点からの受診の内生化モデルを考えることは非常に興味深く、今後の研究課題となるだろう。

さて、現実社会を考えたとき、先日、日本で初めて医師、法律家などからなる「家族性腫瘍研究会」から、がんの遺伝子診断を、生命保険の審査目的として利用することを禁止するよう要請があり、このことは、先日開かれた「日本癌学会」で発表され、倫理ガイドラインとしてまとめられた。この要請

は、がん遺伝子を持つことによって遺伝子による差別が起こるのを防ぐことを目的としており、契約者の人権保護や個人情報の厳重な管理を強調している。しかし一方で、遺伝情報の血縁者に対する開示については、情報管理を慎重に期すという条件つきで開示を認めている（日本経済新聞、9,30,1999）¹⁵。

しかしながら、経済学的に考えて、がん遺伝子に関わらずあらゆる遺伝病に関する遺伝子診断の利用を禁止したとき、保険会社は、契約者が虚偽の申告をしないような契約を設計しなければならない。その結果、 L グループには最適な保険を提示することができるが、その他のグループは、対称構造の均衡より条件の悪い保険に加入せざるを得ない。さらに、そのような契約も均衡とはならない可能性もあるのである。このとき、経済学的には遺伝子診断の利用を禁止するよりも、情報管理に慎重を期すという条件で、保険会社が遺伝子診断の結果に基づいて契約を提示することは、すべての契約者の効用が最大となるという点で望ましいといえるのではないだろうか。

遺伝子組替え、クローン技術の発達など、現代科学の発展はめざましいものがあり、現代社会はその発展のスピードにしばしば戸惑う場面に直面する。しかし、ヒトゲノム解析計画によって、今後数年でヒトのDNA塩基配列が解読されるという現実がある。今後は、どの遺伝子が、いつ、どのように働くかについての、機能的側面が解明されていく。我々は、将来このような現実に直面するのである。生命保険市場における契約者の遺伝情報の扱いは、今後、より重要となるだろう。

数学付録A

本文では L, Q, H の比率から次の2つのプレミアムを定義した。まず、(21)より、 L グループと Q グループのプレミアムを、それらのグループの比率によって加重したプレミアムを、

$$p_{QL} \equiv \frac{\delta(1-\gamma)}{\delta(1-\gamma) + \gamma} p_L^* + \frac{\gamma}{\delta(1-\gamma) + \gamma} p_Q^*$$

また、(22)より、 Q グループと H グループのプレミアムを、それらのグループの比率によって加重したプレミアムを、

$$p_{QH} \equiv \frac{\gamma}{\gamma + (1-\delta)(1-\gamma)} p_Q^* + \frac{(1-\delta)(1-\gamma)}{\gamma + (1-\delta)(1-\gamma)} p_H^*$$

をそれぞれ定義した。これらのプレミアムとグループの比率の関係について、

$$\frac{\partial p_{QL}}{\partial \gamma} = \frac{\{\gamma + (1-\delta)(1-\gamma)\}(p_Q^* - \delta p_L^*) - \{\gamma(1-\delta)p_L^* + \delta p_Q^*\}}{\{\gamma + (1-\delta)(1-\gamma)\}^2}$$

¹⁵ 遺伝子情報の解読に伴う遺伝子診断の社会的、倫理的問題については、Murray (1991)、Frank (1999)、文献 [24]、[25] 等を参照せよ。また、ヒト・ゲノム解析計画に関しては、文献 [22]、[23] を参照せよ。

よって、

$$\begin{aligned}
\text{分子} &= \gamma(1-\delta)p_Q^* + \delta p_Q^* - \gamma\delta(1-\delta)p_L^* - \delta^2 p_L^* \\
&\quad - \delta(1-\delta)(1-\gamma)p_L^* + \gamma(1-\delta)p_Q^* \\
&= \delta(p_Q^* - p_L^*) < 0
\end{aligned}$$

よって、 $\frac{\partial p_{QL}}{\partial \gamma} < 0$ が言え、 Q グループの割合の増加に応じて、プレミアム p_{QL} は低くなる。すなわち、図 7 における機会線 $E\Pi_{QL}$ は、 Q グループの割合の増加に応じて $E\Pi_Q$ に向かってシフトする。

同様に、

$$\frac{\partial p_{QH}}{\partial \gamma} = \frac{\{1 - (1-\gamma)\delta\}\{p_Q^* - (1-\delta)p_H^*\} - \{\delta p_Q^* + (1-\delta)(1-\gamma)p_H^*\}\gamma}{\{\gamma + (1-\delta)(1-\gamma)\}^2}$$

よって、

$$\begin{aligned}
\text{分子} &= p_Q^* - (1-\delta)p_H^* - (1-\gamma)\delta p_Q^* + (1-\delta)(1-\gamma)\delta p_H^* \\
&\quad - \gamma\delta p_Q^* - (1-\delta)(1-\gamma)\delta p_H^* \\
&= (1-\delta)(p_Q^* - p_H^*) > 0
\end{aligned}$$

よって、 $\frac{\partial p_{QH}}{\partial \gamma} > 0$ が言え、 Q グループの割合の増加に応じて、プレミアム p_{QH} は高くなる。すなわち、図 7 における機会線 $E\Pi_{QH}$ は、 Q グループの割合の増加に応じて $E\Pi_Q$ に向かってシフトする。

B

(21) より、

$$\begin{aligned}
p_{QL} &\equiv \frac{\delta(1-\gamma)}{\delta(1-\gamma) + \gamma} p_L^* + \frac{\gamma}{\delta(1-\gamma) + \gamma} p_Q^* \\
&= \frac{\delta(1-\gamma)}{\delta(1-\gamma) + \gamma} \frac{\pi_L}{1-\pi_L} + \frac{\gamma}{\delta(1-\gamma) + \gamma} \frac{\delta\pi_L + (1-\delta)\pi_H}{1 - (\delta\pi_L + (1-\delta)\pi_H)}
\end{aligned}$$

であった。このとき、

$$\begin{aligned}
\frac{\partial p_{QL}}{\partial \delta} &= \frac{\gamma(\pi_H - \pi_L)\{1 + \pi_H(\delta - 1)^2(-1 + \gamma) + 2\delta(-1 + \gamma)\pi_L - \gamma\pi_L + \delta^2(\pi_L - \gamma\pi_L)\}}{(\delta + \gamma - \delta\gamma)^2(-1 + \pi_L)(-1 + \pi_H - \delta\pi_H + \delta\pi_L)^2} \\
\frac{\partial p_{QL}}{\partial \gamma} &= -\frac{(-1 + \delta)\delta(\pi_H - \pi_L)}{(\delta + \gamma - \delta\gamma)^2(-1 + \pi_L)(-1 + \pi_H - \delta\pi_H + \delta\pi_L)}
\end{aligned}$$

よって、

$$\begin{aligned}
\frac{d\gamma}{d\delta} &= -\frac{\partial p_{QL}/\partial \delta}{\partial p_{QL}/\partial \gamma} \\
&= \frac{\gamma\{-1 - \pi_H(\delta - 1)^2(-1 + \gamma) - 2\delta(-1 + \gamma) + \delta^2(-1 + \gamma)\pi_L + \gamma\pi_L\}}{(-1 + \delta)\delta\{1 + \pi_H(-1 + \delta) - \delta\pi_L\}}
\end{aligned}$$

このとき、

$$\text{分子} = \gamma\{(\delta - 1)^2(-1 + \gamma)(\pi_L - \pi_H) + (\pi_L - 1)\} < 0$$

$$\text{分母} = (-1 + \delta)\delta\{(1 - \pi_L) + (1 - \delta)(\pi_L - \pi_H)\} < 0$$

すなわち、

$$\frac{d\gamma}{d\delta} > 0$$

であり、 γ は δ の単調増加関数となる。

参考文献

- [1] Akerlof, G., 1970, The Market for Lemmons : Quality Uncertainty and the Market Mechanism, *Quarterly Journal of Economics*, **84** : 488-500.
- [2] Caneda, N., 1999, A Note on the Equilibrium of Insurance Markets with Multiple Contracts, Kobe University Working Paper Series, Student-Asociation **No.92**.
- [3] Crocker, K. J. and A. Snow, 1992, The Social Value of Hidden Information in Adverse Selection Economics, *Journal of Public Economics*, **48** : 317-347.
- [4] Doherty, Neil A. and Lisa L. Posey, 1998, On the Value of a Checkup : Adverse Selecton, Moral Hazard and the Value of Information, *Journal of Risk and Insurance*, **65** : 189-211.
- [5] Doherty, Neil A. and Paul D. Thistle, 1996, Adverse Selection with Endogenous Information in Insurance Markets, *Journal of Public Economics*, **63** : 83-102.
- [6] Ehrlich, I. and G. S. Becker, 1972, Market Insurance, Self-Insurance and Self-Protection, *Journal of Political Economy*, **80** : 623-648.
- [7] Frank, A. L., 1999, Ethical Aspects of Genetic Testing, *Mutation Research*, **428** : 285-290.
- [8] Fudenberg and Tirole, 1991, Game Theory, The MIT Press.
- [9] Gibbons, R., 1992, Game Theory for Applied Economics, Princeton University Press.

- [10] Hellwig, M. F., 1988, A Note on the Specification of Interfirm Communication in Insurance Markets with Adverse Selection, *Journal of Economic Theory*, **46(1)** 154-63.
- [11] Hirshleifer, J. and J. G. Riley, 1992, *The Analytics of Uncertainty and Information*, Cambridge University Press.
- [12] Jaynes, G. D., 1978, Equilibria in Monopolistically Competitive Insurance Markets, *Journal of Economic Theory*, **19(2)** : 394-422.
- [13] Kahn, Charles M. and D. Mookherjee, 1995, Market Failure with Moral Hazard and Side Trading, *Journal of Public Economics*, **58(2)** : 159-184.
- [14] Kreps, D., 1990, *A Course in Microeconomic Theory*, Harvester Wheatsheaf.
- [15] Murray, T., 1991, Ethical Issues in Human Genome Research, *FASEB Journal*, **5** : 55-60.
- [16] Pauly, M. V., 1974, Overinsurance and Public Provision of Insurance : The Roles of Moral Hazard and Adverse Selection, *Quarterly Journal of Economics*, **88** : 44-62.
- [17] Rothschild, M. and J. E. Stiglitz, 1976, Equilibrium in Competitive Insurance Markets : An Essay in the Economics of Imperfect Information, *Quarterly Journal of Economics*, **90** : 629-649.
- [18] Spence, M. and R. Zeckhauser, 1971, "Insurance, Information and Individual Action", *American Economic Review*, **61** : 380-387.
- [19] Stiglitz, J. E., 1977., Monopoly, Non-Linear Pricing and Imperfect Information : The Insurance Market, *Review of Economic Studies*, **44**, 138 : 407-430.
- [20] 金田巨由, 2000, 遺伝子診断と生命保険市場における均衡分析, 六甲台論集 第46巻 第4号 : 1-19.
- [21] 酒井泰弘, 1982, 不確実性の経済学, 有斐閣.
- [22] Johdan, B., 1993, Travelling Around The Human Genome ; An in Situ Investigation (ヒト・ゲノム計画とは何か、三宅成樹 訳、講談社).
- [23] Shapiro, R., 1991, The Human Blueprint (ゲノム、中原英臣 訳 1991、講談社).
- [24] 科学朝日, 1995, 12 : p-32.
- [25] 栗山孝夫, 1995, DNA で何がわかるか, 講談社.