



Title	道德の危険と医療保険
Author(s)	高橋, 誠一
Citation	経済学研究, 37(3), 50-59
Issue Date	1987-12
Doc URL	http://hdl.handle.net/2115/31781
Type	bulletin (article)
File Information	37(3)_P50-59.pdf



[Instructions for use](#)

道徳的危険と医療保険

高橋 誠 一

1. 序 論

民間保険を扱うとき、しばしば問題となるものに道徳的危険の問題がある。道徳的危険の問題とは、保険会社が個人の危険に対する予防行動を観察できないか、あるいは観察するために非常に大きなコストがかかるとき、保険契約に個人の予防行動を反映することができないので、契約後、保険加入者が予防を怠り、病気になる確率が高くなったり、医療費が大きくなったりする現象である。社会に公的保険と民間保険の二つの医療保険があるとき、保険加入者の予防活動を民間保険会社が観察できるかどうかは、最適な民間保険契約に影響を与えるだけでなく、最適な公的医療保険にも影響を与えることは十分に予想される。

本論文では、保険加入者の予防活動として、病気にならないようにするための予防（第一次予防）と、病気になっても死亡しないようにするための予防（第二次予防）の二つを考え、これらに対する観察可能性（observability）が最適な民間医療保険の契約にどのような影響を与えるかを考察する。次に、この民間保険の観察可能性が公的医療保険の最適な給付率にどのような結果をもたらすかを公平性と効率性の両方の観点から考察する。

本稿では、民間保険会社が医療費に対して定率給付（その給付率を共同保険率という）を行い、そして病状に依存して定額給付を行うとき、第二次予防の観察可能性に関係なく第一次予防が観察できるかどうかということ、定額

給付が行われるかどうかということに依存して、最適な共同保険率の符号が決まることをみる。これと同様な考察は Gravelle (1986) で行われているが、そこでは第一次予防のみを扱っており、そして二つの病状しかない場合を前提にしているので定額給付は一種類しかない。本論文では予防活動が二つあることと、三つの病状（健康、病気、死亡）を前提にすることにより定額給付を二種類にすることによって若干の一般化を試みている。

公的保険当局は医療費に対する定率給付と、第二次予防に対する定率給付を行うことができるとすると、公的保険の医療費に対する給付率は民間保険会社の第一次予防と第二次予防の観察可能性に依存することが示される。両方の予防が民間保険会社に観察可能なとき、すでに民間保険によって効率性が達成されているので、公的保険の給付率はゼロとなるのが望ましい。しかし、少なくとも一つの予防活動が民間の保険会社にとって観察不可能であるとき、その観察不可能性によって生じる非効率性を改善するために、最適な公的保険の給付率は正の値をとる。Gravelle (1986) と Arnot and Stiglitz (1986) では、第一次予防財が道徳的危険を生じているとき、すなわち観察不可能なとき、第一次予防財と医療が代替的である場合、第一次予防財に補助することが効率性の観点から望ましいことが示されたが、ここでは、観察可能性が民間保険会社の最適給付率に影響を与えない第二次予防（医療と代替的である）に対する正の給付（補助）が望ましいことを示す。これ

は、第一次予防財が観察不可能であるために民間保険の加入者が過剰な医療を需要することによる非効率性を、公的保険当局が第二次予防に補助を与えることによって、改善できることを意味している。

さらに、Gravelle (1986) と Arnot and Stiglitz (1986) は効率性の観点からのみ考察しているが、本論文では公平性の観点から、効率性だけを基準にした場合に比べて公的保険の給付率はさらに大きな値になるべきことが示される。

第二節で、モデルを説明し、第三節で、道徳的危険と最適民間保険の関係を考察する。続く第四節で、最適な公的保険の性質をみる。

2. モデル

本論文では、特定の一期間（例えば一年間）を考察の対象とする。そして、個人が病気になるかどうかは期初に決まり、期末に病気から快復するかあるいは死亡するものとする。個人は π^0 の確率で罹患し、 $1-\pi^0$ の確率で健康であるとする。さらに、個人が罹患したとき、 π^1 の確率で快復し、 $1-\pi^1$ の確率で死亡するものとする。従って、個人は(1)当該期間中健康であり続ける ($1-\pi^0$)、(2)期初に病気になったが期末に快復する ($\pi^0 \pi^1$)、(3)期初に病気になって期末に死亡する [$\pi^0(1-\pi^1)$] の3つの可能な状態に直面している。

個人の効用関数 $U(y)$ は集計財の消費量 y のみに依存し、 $U'(y) > 0$ 、 $U''(y) < 0$ とする。このとき、当該個人の期待効用関数は次のようになる。

$$V \equiv [1-\pi^0(\alpha, x)]U^0(y^0) + \pi^0(\alpha, x)\{\pi^1(\alpha, n)U^1(y^1) + [1-\pi^1(\alpha, n)U^2(y^2)]\} \quad (1)$$

ここで、 α は個人の健康度を示す指標である。 x と n は各々第一次予防財と第二次予防財の需要量を表している。第一次予防財とは第一次予防のための財、すなわち、病気にならな

いようにするために需要される財である。例えば、負の第一次予防財としては煙草が考えられる。第一次予防財の需要量 x の増加は疾病確率 π^0 を小さくするとする ($\pi_x^0 < 0$)。

第二次予防財とは、早期発見・治療によって病死しないようにするための予防である。ここでは、第二次予防財 n を当該期間の検診頻度と考える（そこで以下、第一次予防財 x を単に予防財 x と呼ぶことにする）。検診の目的は病気にかかっているにもかかわらず早期発見することによって死亡しないようにすることである。検診頻度 n の増加は病気の回復確率 π^1 を大きくすると考えられるので、 $\pi_n^1 > 0$ である。個人が病気になったとき治療のために医療費 M を支出するものとする。この医療費は医師によって医学的に決定されるが、検診の頻度が増すと早期発見・早期治療が可能となり医療費が減少すると考えられる。 M は n の逓減的減少関数とする [$M(n) > 0$, $M'(n) < 0$, $M''(n) > 0$]。

個人は健康であるとき所得 Y^0 を得、病気になったとき所得 Y^1 を得るものとする。しかし、 Y^1 は Y^0 より大きくないとする ($Y^1 \leq Y^0$)。個人はその所得を集計財 y (価格は1に基準化されているとする。) 検診費 θnk (θ は検診の自己負担率、 k は一回限りの検診料を表す)、予防財 x (その消費者価格を p とする) に支出し、また、民間医療保険料 γ 、公的医療保険料 T を支払う。さらに、病気になったときには、医療費 $(1-\beta)\delta M$ (β は民間医療保険の共同保険率、 δ は公的医療保険の自己負担率である) を支払い、そして、医療費に依存しない定額の民間医療保険給付 a (病気になるが快復するとき)、 b (病気になって死亡するとき) を受け取るものとする。このとき、健康なとき、病気になり快復するとき、死亡するときの所得制約式は各々

$$Y^0 = y^0 + T + px + \theta nk + \gamma \quad (2)$$

$$Y^1 = y^1 + T + px + \theta nk + \gamma + (1-\beta)\delta M - a \quad (3)$$

$$Y^2 = y^2 + T + px + \theta nk + \gamma$$

$$+ (1-\beta)\delta M - b \quad (4)$$

となる。

本論文では、公的保険当局は民間保険会社より個人について多くの情報を持っていないと仮定する。例えば、第一次予防財 x と第二次予防財 n が民間保険会社に観察不可能であれば、公的保険会社にとっても同様に観察不可能であるとする。今、 x と n が民間保険会社に観察不可能であるとき、保険会社は保険料に両財の需要量の変化を反映させることができない。このとき、個人の最適な予防行動は、民間保険の契約条件 (γ, β, a, b) と公的保険の政策パラメーター (T, δ, θ) を所与とし、(2), (3), (4)式の制約のもとで、期待効用関数(1)が最大となるように予防財 x と検診頻度 n を選択することである。

Max _{x, n}

$$\begin{aligned} & [1-\pi^0(x)]U^0(Y-T-px-\theta nk-\gamma) \\ & + \pi^0(x)\pi^1(n)U^1[Y^1-T-px-\theta nk-\gamma \\ & - (1-\beta)\delta M(n)+a] \\ & + [1-\pi^1(n)]U^2[Y^1-T-px-\theta nk-\gamma \\ & - (1-\beta)\delta M(n)+b] \end{aligned}$$

一階の条件は

$$\begin{aligned} V_x = \pi_x^0 & [\pi^1 U^1 + (1-\pi^1)U^2 - U^0] \\ & - p(1-\pi^0)U^0 + \pi^0[\pi^1 U^1 \\ & + (1-\pi^1)U^2] = 0 \quad (5) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} V_n = \pi_n^0 & [\pi_n^1 U^1 + (1-\pi_n^1)U^2] - (1-\pi^0)U^0 \theta k \\ & - \pi^0[\pi^1 U^1 + (1-\pi^1)U^2] \\ & (\theta k - \delta M') = 0 \quad (6) \end{aligned}$$

となる。これらより、予防財 x と検診頻度 n の需要関数

$$x = x(\gamma, \beta, a, b, \theta, T, \delta, \alpha) \quad (7)$$

$$n = n(\gamma, \beta, a, b, \theta, T, \delta, \alpha) \quad (8)$$

を得ることができる。

3. 最適民間医療保険

本節では、公的医療保険の政策パラメーター (T, θ, δ) を所与として、最適な民間医療保険契約条件 (γ, β, a, b) を考察する。その

際に、留意する点は保険会社が保険加入者についてどの程度情報を持っているかということである。すなわち、(i) 危険確率の異なる個人を識別できるか、(ii) 特定の個人の健康状態を観察できるか、(iii) 特定の個人の予防行動を観察できるか、が問題となる。

(i) 本論文では、健康状態 α 以外はすべて等しい個人からなる社会を考察の対象としているので、危険確率の異なる個人を識別できるかどうかは当該個人の健康状態 α が識別できるかどうかにかかっている。もし、 α を保険会社が識別できず、 α の異なる個人すべてに一律の保険料を課すならば、危険確率の低い個人が民間保険市場から退出してしまう逆選択の問題が起こるのである。ここでは、この様な逆選択の問題を避けるために、民間保険会社は個人の健康状態 α を識別できるものとする。従って、健康状態の異なる個人には異なる保険契約が結ばれ、健康状態の同じグループ内で（事前には全く等しい個人の間で）保険のプーリングが行われる。保険会社は、競争的かつ危険中立的に行動し、保険市場への参入退出は自由であるとすると、特定の健康状態のグループに対して、保険会社の期待利潤は0となる。

$$\begin{aligned} \gamma = \pi^0(\alpha, x) & \{ \beta \delta M + \pi^1(\alpha, n)a \\ & + [1-\pi^1(\alpha, n)b] \} \quad (9) \end{aligned}$$

(ii) 民間保険の定額支払い a, b は保険会社が保険加入者の危険の状態を観察できるとき払われる。もし保険会社が、保険加入者が病気になったかどうか観察できないならば、保険加入者は病気でないときにも病気になったと虚偽の申告をすることにより定額支払いを受け取ることができるからである。我々のモデルでは、保険会社が、(1)状態を全く観察できない、(2)病気になったかどうかは観察できるが、快復したかどうかは観察できない、(3)快復したか死亡したか観察できる、の三つのケースが有り得る。(1)の場合、保険会社が保険加入者の状態を全く観察できないため、保険契約に定額支払いは含められないので、保険会社は予め $a=b=0$ と

するだろう。つまり(2)の場合、保険会社は快復の有無が識別されないので $a=b$ とするだろう。(3)の場合、保険会社は完全に状態を観察できるので、異なる a と b を設定することができる。

(iii) 予防財の需要量 x と検診頻度 n の両方が観察できない場合を考えよう。このとき、保険の契約条件は予防財の需要量と検診頻度に依存しない。従って、保険契約は保険料 γ 、(状態の観察可能に応じて) 給付額 a, b 、それに給付率 β だけで表される。このとき、保険契約 (γ, β, a, b) を与件として、個人は期待効用を最大にするように予防財 x と検診頻度 n を選択することになる。そして、最適保険契約は保険会社の期待利潤(9)の制約の下で個人にとって最適な x と n を満たすように期待効用を最大化するベクトル (γ, β, a, b) である。

つぎに、保険会社は個人の子防財 x は観察できず、検診頻度 n は観察可能としよう。このとき、保険会社は保険契約のときに検診頻度 n の影響を考慮することができるので、すなわち検診頻度 n を保険契約のときに契約条件に含めることができるので、保険契約条件はベクトル (γ, β, a, b, n) となる。個人はこの契約条件を与件として期待効用を最大化する子防財 x を選択する。そして、最適な保険契約は、保険会社の期待利潤(9)の制約の下で、個人の最適な子防財 x を満たすように期待効用を最大化するベクトル (γ, β, a, b, n) である。反対に、子防財 x が観察可能で、検診頻度 n が観察不可能である場合には最適保険契約はベクトル (γ, β, a, b, x) から成る。

検診頻度 n と子防財 x がともに観察可能であるとき、 (γ, β, a, b) を与件として n, x を個人が最適に選ぶことができず、 n, x はともに保険契約条件の対象となるので、最適保険契約はベクトル $(\gamma, \beta, a, b, x, n)$ で表される。

以上 (i) ~ (ii) で考察された情報の非対称性を考慮して最適保険問題を定式化すると、最

適な保険契約は(7), (8), (9)の制約の下で(1)を最大化することになる。この問題のラグランジュ式を

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = & V + \lambda \{ \gamma - \pi^0 [\beta \delta M + \pi^1 a + (1 - \pi^1) b] \} \\ & + \mu [x(\gamma, \beta, a, b, \theta, T, \delta, \alpha) - x] \\ & + \eta [n - n(\gamma, \beta, a, b, \theta, T, \delta, \alpha)] \end{aligned} \quad (10)$$

とすると、一階の条件は

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial x} = & V_x - \lambda \pi^0 [\beta \delta M + \pi^1 a \\ & + (1 - \pi^1) b] - \mu = 0 \end{aligned} \quad (11)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial n} = V_n - \lambda \pi^0 \beta \delta M' + \eta = 0 \quad (12)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \gamma} = V_\gamma + \lambda + \mu x_\gamma - \eta n_\gamma = 0 \quad (13)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta} = V_\beta - \lambda \pi^0 \delta M + \mu x_\beta - \eta n_\beta = 0 \quad (14)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial a} = V_a - \lambda \pi^0 \pi^1 + \mu x_a - \eta n_a = 0 \quad (15)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial b} = V_b - \lambda \pi^0 (1 - \pi^1) + \mu x_b - \eta n_b = 0 \quad (16)$$

と制約条件式(7), (8), (9)とから成る。

<状態が完全に観察できる場合>

$V_a + V_b = V_\beta$ に注意して、一階の条件(15), (16)より、

$$V_\beta - \lambda \pi^0 + \mu (x_a + x_b) - \eta (n_a + n_b) = 0$$

を得る。これに δM を掛けて(14)に代入すると

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta} = & \mu [x_\beta - \delta M (x_a + x_b)] \\ & - \eta [\delta M (n_a + n_b) - n_\beta] = 0 \end{aligned} \quad (17)$$

となる。

x と n が保険会社に観察可能であるとしよう。このとき、 x と n は個人が保険契約 (γ, β, a, b) を所与として期待効用を最大化して得られたものではないから、制約条件(7), (8)は満たされないので、 $\mu = \eta = 0$ となり、任意の β について(17)は満たされる。これは、 β の限界の増加が個人の効用に影響しないことを意味しているので、最適な β は 0 と考えられる。一方、(13), (15), (16)より $U' = U'' = U''' = \lambda$ を得る。このことは、 x と n が観察可能で、状態が完全に識別できるならば、 a と b によって完全保険に到達できることを示している (正確には

各状態の効用関数がすべて等しくなければならぬ)。従って、 $\beta=0$ で、保険料 γ は $\pi^0[\pi^1 a + (1-\pi^1)b]$ となる。

しかし、状態が完全に識別できるとき、 x が観察可能であれば、 n が観察可能でなくても、 $\beta=0$ かつ完全保険にする a, b が最適保険契約の解となる。このことを示そう。 x が観察可能なので、 $\mu=0$ である。(15)は

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta} = \eta[\delta M(n_a + n_b) - n_\beta] = 0 \quad (18)$$

となる。ここで [] の中は、 β の検診頻度 n に対する代替効果を表している。これは 0 ではないので、(16)が満たされるためには $\eta=0$ でなければならない。従って、 $\mu=\eta=0$ となり、先と同様に(13), (15), (16)より $U^0 = U^1 = U^2 = \lambda$ を得る。一方、 n が観察不可能なので、個人の最適検診頻度の条件(4), すなわち $V_n=0$ が成立する。従って、(12)より $\eta = \lambda \pi^0 \beta \delta M'$ となる。ゆえに、 $\eta=0$ が成立するのは $\beta=0$ のときである。

x も n も共に観察不可能な場合には、最適保険契約は(17)を満たさなければならない。今 $\beta=0$ で $\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta}$ を評価してみよう。このとき、 $\eta=0$ となるので(17)は

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta} = \mu[x_\beta - \delta M(x_a + x_b)] = 0 \quad (19)$$

となる。もし医療 M と予防財 x が代替関係にあるとすれば $[x_\beta - \delta M(x_a + x_b) < 0]$, β の上昇は予防財 x の補整需要量を減少させる。なぜならば、 $(1-\beta)\delta$ が医療の価格の役割をしているからである。従って、 $\beta=0$ のとき $\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta} < 0$ となる。これは最適な β の値が負の値をとることを意味している。同じことは、 x が観察不可能であり、 n が観察可能であってもいえる。なぜならば、 n が観察可能なので、 $\eta=0$ となり、 $\beta=0$ で評価されたとしても $\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta}$ は(19)になるからである。このことから、 x が観察不可能なときには、 n の観察可能性の有無に拘らず、予防財 x の需要量を増加させるために保険会社が保険加入者に一種の税を掛けるのが

望ましいということになる。しかし、 β の非負条件を考慮すると最適な β は 0 となり、保険は a, b のみからなる。

<病気になったかどうかは観察できるが、快復したかどうかは観察できない場合>

この場合には $a=b$ となるから保険会社の期待利潤は $\gamma = \pi^0[\beta \delta M + a]$ となる。また、(19)と(16)は一つの式

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial a} = V_a - \lambda \pi^0 + \mu x_a - \eta n_a = 0 \quad (20)$$

になる。(20)に δM を掛けて、(14)に代入すると $\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta} = \mu[x_\beta - \delta M x_a] + \eta[\delta M n_a - n_\beta] = 0$ (21)を得る。

x が観察可能であるとしよう。このとき、 $\mu=0$ となり、 n が観察不可能であっても(21)より $\eta=0$ となる。従って、 x が観察可能でありさえすれば、 n が観察できるかどうかにかかわらず、先と同様に $\beta=0$ が最適共同保険率である。しかし、容易に想像されるように、ここでは完全保険は達成されない。(13)と(21)より

$$U^0 = [\pi^1 U^1 + (1-\pi^1) U^2] = 0 \quad (22)$$

を満たすように a が選択されねばならない。この条件は各状態の所得の限界効用を均等にさせる条件ではない。これは、保険会社は保険加入者が快復するかどうかについて観察できないため、快復する状態としない状態を差別的に取り扱う手段 (異なる a と b) を持ち合わせていないことによる。

x が観察不可能である場合、 $\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta}$ を $\beta=0$ で評価すると、前と同様に医療と予防財が代替関係にあるならば、

$$\left. \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta} \right|_{\beta=0} = \mu[x_\beta - \delta M x_a] < 0$$

となる。従って、 β が非負であるとするとき、 $\beta=0$ が最適となり、保険は a のみから成る。<病気かどうか観察できない場合>

この場合は、 $a=b=0$ となり定額給付は行われないので、最適保険の一階の条件は(11), (12), (13), (14)から成る。

x と n が観察可能であるとき、 $\mu=\eta=0$ と

なるから、(13)と(14)から λ を消去して

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta} = (1-\pi^0)\pi^1\delta M[\pi^1 U^1 + (1-\pi^1)U^2 - U^0] = 0 \quad (23)$$

を得る。今 $\beta=0$ で $\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta}$ を評価してみると、 $\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta}$ の符号は $[\pi^1 U^1 + (1-\pi^1)U^2 - U^0]$ の符号と等しいことが直ちに分かる。民間の保険がないとき、家計の予算式(2)、(3)より、 $y^0 > y^1 = y^2$ となる。簡単のために、各状態の効用関数がすべて等しいとすると、(23)より $\left. \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta} \right|_{\beta=0} > 0$ となる。従って、最適な共同保険率 β は正の値を取る。 β の上昇は予防財の需要を減少させることになるが、一方、保険による危険の拡散効果を高める。このトレード・オフに対する最適な解が正の β となっている。

x が観察可能で n が観察可能でないときには、(12)より $\eta = \lambda\pi^0\beta\delta M'$ なので、 $\beta=0$ で評価した $\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta}$ は(23)と同じになることが確かめられる。従って、この場合にも、 x 、 n が共に観察可能なときと同じ結果を得る。

x が観察可能でないときにも最適保険は同様なトレード・オフに直面する。 x と n の両方が観察されないとき、 $\eta = \lambda\pi^0\beta\delta M'$ 、 $\mu = -\lambda\pi^0\beta\delta M$ となるので、 $\beta=0$ のとき $\mu = \eta = 0$ となる。また、 x が観察不可能で n が観察可能なときは、 $\eta = 0$ なので、 $\beta=0$ のとき $\mu = \eta = 0$ となる。従って、(13)、(14)が成立し(23)を得る。病気がどうか観察できない場合には、 x と n の観察可能性にかかわらず、最適共同保険率 β は正である。

この節では、公的医療保険の政策パラメータ (T, θ, δ) を所与として、民間保険会社の観察可能性を軸に、公平なプレミアムに直面した代表的個人について、最適な民間医療保険を考へてきた。次に、この民間保険の観察可能性が公的医療保険の最適な給付率にどのような結果をもたらすかを公平性と効率性の両方の観点から考察する。

4. 公的医療保険

社会に健康水準 α だけが異なり他の属性は等しい m 個のグループがあるとする。第 i グループの健康水準を α^i とし、そして、人数を H^i とすると社会全体で $\sum_{i=1}^m H^i = H$ 人になることになる。公的医療保険当局は、社会全員各々から保険料 T を徴収し、医療費と検診費を補助するものとする。すると、公的医療保険の予算制約式は、

$$HT \geq \sum_i [(1-\theta)H^i n^i k + (1-\delta)n^0 H^i M(n^i)] \quad (24)$$

となる。社会の厚生関数を

$$W = W(H^1 V^1, H^2 V^2, \dots, H^m V^m)$$

とする。ここで、各グループ内で民間保険契約が最適になされていることを考慮すると、最適な予防財 x^i と検診頻度 n^i の需要量は

$$\begin{aligned} x^{*i} &= x^{*i}(\gamma^{*i}, \beta^{*i}, a^{*i}, b^{*i}, \theta, T^i, \delta, \alpha^i) \\ &= x^{*i}(T^i, \theta, \delta, \alpha^i), \quad i=1 \dots n. \\ n^{*i} &= n^{*i}(\gamma^{*i}, \beta^{*i}, a^{*i}, b^{*i}, \theta, T^i, \delta, \alpha^i) \\ &= n^{*i}(T^i, \theta, \delta, \alpha^i), \quad i=1 \dots n. \end{aligned}$$

となる¹⁾。すると、最適な公的医療保険問題は次のように定式化される。

Max

$$W = W(H^1 V^{*1}, H^2 V^{*2}, \dots, H^m V^{*m})$$

$$s. t. HT \geq \sum_i [(1-\theta)H^i n^{*i} k + (1-\delta)\pi^0 H^i M^i]$$

ここで、 V^{*i} は(1)の期待効用関数の V^i の x^i と n^i に x^{*i} と n^{*i} を代入した間接期待効用関数である。この問題のラグランジェ式を

- 1) 第 i グループの個人の期待効用の最大化の問題は、

$$\begin{aligned} \text{Max } & x^i n^i (1-\pi^0) U^0(Y^0 - T^i - p x^i - \theta n^i k - \gamma^i) \\ & + \pi^0 \pi^1 U^1[Y^1 - T^i - p x^i - \theta n^i k - \gamma^i] \\ & - (1-\beta^i) \delta M^i + a^i \\ & + (1-\pi^1) U^2[Y^1 - T^i - p x^i - \theta n^i k - \gamma^i] \\ & - (1-\beta^i) \delta M^i + b^i \end{aligned}$$
と定式化される。ここで、 $\pi^0 = \pi^0(x^i, \alpha^i)$ 、 $\pi^1 = \pi^1(n^i, \alpha^i)$ 、 $M^i = M(n^i)$ である。但し、全てのグループの個人に等しい公的保険料を課すとき、 $T^i = T$ 、 $i=1 \dots n$ とする。この問題を解くと、 x^i と n^i の需要関数

$$\begin{aligned} x^i &= x^i(\gamma^i, \beta^i, a^i, b^i, \theta, T^i, \delta, \alpha^i) \\ n^i &= n^i(\gamma^i, \beta^i, a^i, b^i, \theta, T^i, \delta, \alpha^i) \end{aligned}$$
を得る。

$$I = W + \sigma \{ HT - \sum_i [(1-\theta) H^i n^i k + (1-\delta) \pi^0 M^i] \}$$

とする。包絡線定理

$$\frac{\partial V^{*i}}{\partial t} = \frac{\partial \mathcal{L}^{*i}}{\partial t} \quad (t=T, \theta, \delta)$$

に注意して、一階の条件を求めると、

$$\begin{aligned} \frac{\partial I}{\partial T} = \sum_i \left\{ W^i H^i \left(\frac{\partial V^i}{\partial T} + \mu^i \frac{\partial x^i}{\partial T} - \eta^i \frac{\partial n^i}{\partial T} \right) \right. \\ \left. + \sigma \left[H^i - (1-\theta) \frac{\partial n^{*i}}{\partial T} - (1-\delta) \frac{\partial (\pi^0 M)^{*i}}{\partial T} \right] \right\} = 0 \end{aligned} \quad (25)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial I}{\partial \theta} = \sum_i \left\{ W^i H^i \left(\frac{\partial V^i}{\partial \theta} + \mu^i \frac{\partial x^i}{\partial \theta} - \eta^i \frac{\partial n^i}{\partial \theta} \right) \right. \\ \left. - \sigma \left[(1-\theta) \frac{\partial n^{*i}}{\partial \theta} k - n^{*i} k + (1-\delta) \frac{\partial (\pi^0 M)^{*i}}{\partial \theta} \right] \right\} = 0 \end{aligned} \quad (26)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial I}{\partial \delta} = \sum_i \left\{ W^i H^i \left(\frac{\partial V^i}{\partial \delta} + \lambda^i \pi^0 (1-\beta) M \right) \right. \\ \left. + \mu^i \frac{\partial x^i}{\partial \delta} - \eta^i \frac{\partial n^i}{\partial \delta} \right\} - \sigma \left[(1-\theta) \frac{\partial n^{*i}}{\partial \delta} k + (1-\delta) \frac{\partial (\pi^0 M)^{*i}}{\partial \delta} - (\pi^0 M)^{*i} \right] = 0 \end{aligned} \quad (27)$$

となる。ここで、 $W^i = \frac{\partial W}{\partial (H^i V^i)}$ 、 $(\pi^0 M)^{*i} = \pi^0 M^i$ である。

関係式

$$-\frac{\partial x^i}{\partial \delta} = \frac{\partial x^i}{\partial \beta^i} \frac{(1-\beta^i)}{\delta}, \quad -\frac{\partial n^i}{\partial \delta} = \frac{\partial n^i}{\partial \beta^i} \frac{(1-\beta^i)}{\delta}$$

と(14)より、(27)の前半の()の中のを

$$\frac{\partial V^i}{\partial \delta} + \lambda^i \pi^0 (1-\beta^i) M^i + \mu^i \frac{\partial x^i}{\partial \delta} - \eta^i \frac{\partial n^i}{\partial \delta}$$

は $\lambda^i (\pi^0 M)^{*i}$ と書き換えられる。

$$\begin{aligned} A^i \equiv W^i \left(-\frac{\partial V^i}{\partial T} - \mu^i \frac{\partial x^i}{\partial T} + \eta^i \frac{\partial n^i}{\partial T} \right) \\ + \sigma \left[(1-\theta) \frac{\partial x^{*i}}{\partial T} + (1-\delta) \frac{\partial (\pi^0 M)^{*i}}{\partial T} \right] \end{aligned} \quad (28)$$

は第 i グループの個人の所得の社会的限界効用である。

$$-\frac{\partial V^i}{\partial T} - \mu^i \frac{\partial x^i}{\partial T} + \eta^i \frac{\partial n^i}{\partial T}$$

は所得の限界効用 λ^i (13 参照) であり、保険

料の減少による効用の直接的増加分である。 σ は税収の限界的増加によって生じる社会的限界効用を表しているので、(28)の後半の項は保険料の減少による税収の減少を通じての社会厚生への間接的インパクトをあらわしている。 A^i を用いて(28)を書き換えると

$$\frac{\partial I}{\partial T} = -\sum_i H^i A^i + \sigma H = 0 \quad (29)$$

となる。この式を解釈するために、(29)を

$$\sigma = (\sum H^i A^i) / (\sum H^i) \equiv \bar{A}$$

と書き換える。これは、公的保険料収入の社会的限界効用が個人の社会的限界効用の平均 \bar{A} に等しくなるべきことを要求している。 \bar{A} は家計の所得を一括固定的に増加させたときの平均的な効用の増分を示しているから、(29)は医療と検診の支払いをするための限界的所得の増分を公的保険が使ってもあるいは家計が直接使っても社会厚生上は同じであることを意味している。

さらに、この A^i とスルツキー方程式を使うと(26)と(27)は

$$\begin{aligned} \frac{\partial I}{\partial \theta} = -\sum_i H^i A^i n^i k + \sum_i H^i (\mu^i S_{x\theta}^i - \eta^i S_{n\theta}^i) \\ + \sigma [(1-\theta) S_{M\theta}^* + (1-\delta) S_{n\theta}^*] = 0 \end{aligned} \quad (30)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial I}{\partial \delta} = -\sum_i H^i A^i (\pi^0 M)^i \\ + \sigma [(1-\theta) S_{M\delta}^* + (1-\delta) S_{n\delta}^*] = 0 \end{aligned} \quad (31)$$

となる²⁾。更に(29)を使うと

$$\sum_i H^i A^i n^i k = H \cdot \text{Cov}(A, nk)$$

$$\sum_i H^i A^i (\pi^0 M)^i = H \cdot \text{Cov}(A, \pi^0 M)$$

を得、最終的に(30)と(31)は

2) スルツキー方程式は各々

$$S_{x\theta}^i = \frac{\partial x^i}{\partial \theta} + n^i k \frac{\partial x^i}{\partial Y}, \quad S_{n\theta}^i = \frac{\partial n^i}{\partial \theta} + (\pi^0 M)^i \frac{\partial n^i}{\partial Y},$$

$$S_{M\theta}^* \equiv \sum_i S_{M\theta}^{*i} = \sum_i \left[\frac{\partial (\pi^0 M)^{*i}}{\partial \theta} + n^i k \frac{\partial (\pi^0 M)^{*i}}{\partial Y} \right],$$

$$S_{n\theta}^* \equiv \sum_i S_{n\theta}^{*i} = \sum_i \left[\frac{\partial n^i}{\partial \theta} + n^i k \frac{\partial n^i}{\partial Y} \right],$$

$$S_{M\delta}^* \equiv \sum_i S_{M\delta}^{*i} = \sum_i \left[\frac{\partial (\pi^0 M)^{*i}}{\partial \delta} + (\pi^0 M)^i \frac{\partial n^i}{\partial Y} \right],$$

$$S_{n\delta}^* \equiv \sum_i S_{n\delta}^{*i} = \sum_i \left[\frac{\partial n^i}{\partial \delta} + (\pi^0 M)^i \frac{\partial n^i}{\partial Y} \right]$$

である。

$$\begin{aligned} \frac{\partial I}{\partial \theta} &= -H \cdot \text{Cov}(A, nk) \\ &+ \sum_i H^i (\mu^i S_{x0}^i - \eta^i S_{n0}^i) \\ &+ \sigma [(1-\theta) S_{M0}^* + (1-\delta) S_{n0}^*] = 0 \quad (32) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial I}{\partial \delta} &= -H \cdot \text{Cov}(A, \pi^0 M) \\ &+ \sigma [(1-\theta) S_{M0}^* + (1-\delta) S_{n0}^*] = 0 \quad (33) \end{aligned}$$

となる。以下の分析においてこの2式が基本的な式となる。

<予防財 x と検診頻度 n が民間保険会社に観察可能である場合>

このとき、 $i=1 \dots n$ に対して $\mu^i = \eta^i = 0$ である。もし保険料 T^i によって、各個人に対して最適な所得の再分配が行われるのであれば、

$$\frac{\partial I}{\partial T^i} = -A^i + \sigma H^i = 0, \quad i=1 \dots n.$$

で、 $\text{Cov}(A, nk) = \text{Cov}(A, \pi^0 M) = 0$ となるので、(32), (33)は

$$(1-\theta) S_{M0}^* + (1-\delta) S_{n0}^* = 0$$

$$(1-\theta) S_{M0}^* + (1-\delta) S_{n0}^* = 0$$

と簡単化される。ここで、 $D = S_{M0}^* S_{n0}^* - S_{M0}^* S_{n0}^*$ > 0 と仮定する。従って、最適な θ と δ は共に1である。民間保険によってすでに効率性が達成されているので、公的保険は必要とされない。

しかし、最適な所得の再分配が行われないうちには、 θ と δ によって所得の再分配が行われる。(32)と(33)より

$$(1-\theta) S_{M0}^* + (1-\delta) S_{n0}^* = H \cdot \text{Cov}(A, nk) \sigma^{-1}$$

$$(1-\theta) S_{M0}^* + (1-\delta) S_{n0}^* = H \cdot \text{Cov}(A, \pi^0 M) \sigma^{-1}$$

となる。先ず共分散の符号について考えてみよう。健康水準 α が高いグループの個人ほど所得の社会的限界効用 A が低下するものとする。このとき、検診頻度 n が健康水準 α の高いグループの個人ほど低いならば、 $\text{Cov}(A, nk) > 0$ である。また、期待医療が健康水準 α の高いグループの個人ほど低いならば、 $\text{Cov}(A, \pi^0 M) > 0$ となる。これらの共分散の符号条件が満たされるとき、検診に補助がなければ

($\theta=1$)、医療給付率は

$$1-\delta = S_{n0}^{*-1} \cdot H \cdot \text{Cov}(A, \pi^0 M) \sigma^{-1}$$

となる。 $S_{n0}^* > 0$ 、つまり、医療と検診は代替財なので $1-\delta > 0$ となる。従って、医療は補助されるべきである。検診にも補助が可能であるとき、

$$\begin{aligned} 1-\theta &= D^{-1} [S_{n0}^* \cdot H \cdot \text{Cov}(A, nk) \\ &- S_{n0}^* \cdot H \cdot \text{Cov}(A, \pi^0 M)] \sigma^{-1} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} 1-\delta &= D^{-1} [-S_{M0}^* \cdot H \cdot \text{Cov}(A, nk) \\ &+ S_{M0}^* \cdot H \cdot \text{Cov}(A, \pi^0 M)] \sigma^{-1} \end{aligned}$$

となる。このときも、 $S_{n0}^* < 0$ 、 $S_{M0}^* > 0$ とすると、 $1-\theta > 0$ 、 $1-\delta > 0$ となり、公的保険の医療と検診に対する補助はともに望ましい。

<予防財 x と、または、検診頻度 n が民間保険会社に観察可能でない場合>

このときには、(32)と(33)が考察の対象となる式である。先ず、(32)の

$$\sum_i H^i (\mu^i S_{x0}^i - \eta^i S_{n0}^i)$$

の項についてみる。これは、 x と n が観察不可能である道徳的危険に対して、検診の自己負担率が間接的に個人に与える効果を表している。 x と n が観察されないとき $\eta_i = \lambda \pi^{0i} \beta^i \delta M^i$ 、 $\mu = -\lambda \pi_x^{0i} \beta^i \delta M^i$ が成立するからこれを用いると(32)は

$$-\sum_i H^i \lambda^i \frac{\partial R^i}{\partial \theta} \Big|_{\bar{v}}$$

と書き直すことができる。ここで $R^i = \pi^{0i} \beta^i \delta M^i$ である。 R^i は第 i グループ 1 人当りの民間保険会社の期待費用を表している。従って、 $\frac{\partial R^i}{\partial \theta} \Big|_{\bar{v}}$ は、その個人の期待効用を一定に保つように予防財 x と検診頻度 n が補整されたとき、検診の自己負担率が期待費用に及ぼす限界的効果を表している。 S_{n0}^i は検診の自己価格の代替効果であるから負である。検診と予防は代替的である ($S_{n0}^i > 0$) とすると、 $\frac{\partial R^i}{\partial \theta} \Big|_{\bar{v}} > 0$ となるので(32)の符号は負となる。

(i) 医療費に対してのみ補助できる場合

最適な所得の再分配が行われているとする

と、 $\text{Cov}(A, \pi^0 M) = 0$ となり (3) は $(1-\delta)S_{\pi\pi} = 0$ となる。従って、 $\delta = 1$ である。道徳的危険があるにも拘らず、効率性の観点からは医療費に補助すべきではないということである。これは、民間保険の共同保険率 β が補助可能でない検診に対する効果も含めてすでに最適に選択されているからである。しかし、最適な所得の再分配が行われていないとき、(3) は

$$1-\delta = S_{n\theta}^{-1} \cdot H \cdot \text{Cov}(A, \pi^0 M) > 0$$

となり補助は望ましい。このとき δ は効率性をなるべく損なわないように所得の再分配をしている。

(ii) 検診に対してのみ補助できる場合

医療費は民間保険に任せ、国民の検診活動だけに公的部門が関与する場合、果して検診に対する補助は望ましいだろうか。(3) より

$$1-\theta = S_{\theta M}^{-1} \left[\sum_i H^i \lambda^i \frac{\partial R^i}{\partial \theta} \right]_{\bar{v}} + H \cdot \text{Cov}(A, nk)$$

となる。効率性の観点から ($\text{Cov}(A, nk) = 0$)、 $1-\theta > 0$ となるので、補助は望ましい。これは、道徳的危険によって検診が過少に行われているので、検診を補助することにより検診頻度を増加させて効率性を高めることができるからである。 θ が所得の再配分も行うとき、分散は 0 ではなく、更に補助を増やす方向に働く。

(iii) 医療と検診の両方に補助できる場合

先ず、効率性についてだけみてみるために、最適な所得の再配分が行われているとしよう。このとき、(3)、(3) より

$$1-\theta = D^{-1} \left(\sum_i H^i \lambda^i \frac{\partial R^i}{\partial \theta} \right)_{\bar{v}} S_{\theta M}^{-1} \sigma^{-1} > 0$$

$$1-\delta = -D^{-1} \left(\sum_i H^i \lambda^i \frac{\partial R^i}{\partial \theta} \right)_{\bar{v}} S_{M\theta}^{-1} \sigma^{-1} > 0$$

を得る。検診の補助は医療補助がない場合と同様に望ましい。一方、医療費補助も望ましい。そして、所得の再配分が行われなるときには、(3) と (3) を解くと

$$1-\theta = D^{-1} \left\{ S_{n\theta}^{-1} [H \cdot \text{Cov}(A, nk) + \sum_i H^i \lambda^i \frac{\partial R^i}{\partial \theta}]_{\bar{v}} \right\}$$

$$-S_{n\theta}^{-1} \cdot H \cdot \text{Cov}(A, \pi^0 M) \sigma^{-1} > 0$$

$$1-\delta = D^{-1} \left\{ -S_{M\theta}^{-1} [H \cdot \text{Cov}(A, nk) \right.$$

$$+ \sum_i H^i \lambda^i \frac{\partial R^i}{\partial \theta}]_{\bar{v}}$$

$$\left. + S_{M\theta}^{-1} H \cdot \text{Cov}(A, \pi^0 M) \right\} \sigma^{-1} > 0$$

となり、補助は更に強化されるのが望ましい。

5. 結 び

Arnot and Stiglitz (1986) と Gravelle (1986) は、道徳的危険があるとき、道徳的危険を発生させる財に対してピグー的課税を行うことによって効率性が高められることを示した。本論文では、モデルを拡張し、道徳的危険と、効率性及び公平性との関係で、公的保険としての最適な税(補助)はどのような性質を持っているのかをみた。その際、保険におけるもう一つの重要な問題である逆選択の問題を回避した。本論文では、各個人が公平なプレミアムによる最適な民間医療保険に加入していても、公的保険の役割が失われない場合のあることをみたが、逆選択の問題も含めた形で最適な公的保険の役割を考察する必要があるであろう。

参 考 文 献

- [1] Arnott, R and J. E. Stiglitz, 1986, Moral Hazard and Optimal Commodity Taxation, *Journal of Public Economics* 29, pp. 1-24.
- [2] Arrow, K. J., 1963, Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care, *American Economic Review* 53, pp. 961-969.
- [3] Blomqvist, A and H. Horn, 1984, Public Health Insurance and Optimal Income Taxation, *Journal of Public Economics* 24, pp. 353-371.
- [4] Gravelle, H. S. E., 1986, Insurance and Corrective Taxes in the Health Care Market, *Journal of Economics* Suppl. 5, pp. 99-120.
- [5] Pauly, M. V., 1974, Overinsurance and Public Provision of Insurance; The Role of Moral Hazard and Adverse Selection, *Quarterly Journal of Economics* 88, pp. 44-54.
- [6] Pauly, M. V., 1986, Taxation, Health Insurance, and Market Failure in the Medical Economy 26, *Journal of Economic*

- Literature* 26, pp. 629-675.
- [7] Phelps, C. E., 1978, Illness Prevention and Medical Insurance, *Journal of Human Resources* 13, pp. 187-207.
- [8] Whinston, M. D., 1983, Moral Hazard, Adverse Selection, and the Optimal Provision of Social Insurance, *Journal of Public Economics* 22, pp. 49-71.