

## 健康の経済学(6)

ヘルス・エコノミックス研究会

- I 公的医療保険と最適所得税
- II 医師創出需要—患者の情報ギャップに関する実証分析—

### I 公的医療保険と最適所得税

Ake Blomqvist and Henrik Horn, "Public Health Insurance and Optimal Income Taxation", *Journal of Public Economics*, Vol. 24 (1984) 353-371

漆 博 雄

(大阪大学社会経済研究所助手)

各個人が先天的な稼働能力とともに健康の状態—すなわち、病気になる確率—が異なるとしよう。この場合、分配の公正という観点からは、所得税による所得再分配だけで十分であろうか。それとも、tax-financed な公的医療保険が再分配政策として有効なのであろうか。ここで紹介する論

文は、これらの問題を理論的に分析することを目的としている。ただし、この論文における公的医療保険とは、病気の人々への所得トランスファーを意味しており、通常の社会保険とは異なることを注意されたい。

### I 論理モデル

#### 1. 個人の最大化問題

まず、記号の説明をしておこう。pi: 第 i 個人が病気になる確率, Ci: 第 i 個人の健康なときの消費, Ni: 第 i 個人の労働供給, Si: 第 i 個人の病気のとときの消費, Ri: 第 i 個人が契約する保険金, wi: 第 i 個人の賃金率, t: 限界所得税率, a: 所得ゼロの時の所得保障, b: 病気の人への補助金である。表 1 は個人 i の健康な時と病気

表 1

	確 率	勤労所得	所 得 税	保 険	所 得 トランスファー	消 費
健康な時	$1 - p_i$	$w_i N_i$	$-(w_i N_i t - a)$	$-\pi_i R_i$	0	$-C_i$
病気の時	$p_i$	0	a	$R_i$	b	$-S_i$

海外文献紹介

の時の収支を示しておりプラスは収入項目を、マイナスは支出項目を示している。

個人は、健康の時には所得  $w_i N_i$  を得るが、病気の時は  $N_i = 0$  と仮定し所得 0 となる。所得税関数は  $w_i N_i t - a$  であり、病気の時は  $N_i = 0$  であるから  $a$  だけの所得保障を得る。民間の健康保険市場は競争的であり、健康な時に  $\pi_i R_i$  の保険料を支払い、病気になると  $R_i$  の保険金を受けとることになる。保険プレミアム  $\pi_i = \frac{p_i}{1-p_i}$  である。公的な医療保険により、個人は病気になると  $b$  だけの補助金を受け取ることができる。ただし、 $R_i$ ,  $b$  は非課税とする。表 1 を健康の時、病気の時について横にたして  $= 0$  とおくと、各々が健康および病気の時の予算制約となる。この 2 つの予算制約から、 $C_i + \pi_i S_i - w_i(1-t)N_i = T_i (\equiv a + \pi_i(a+b))$  を得る。

個人は期待効用を最大にするように  $C_i$ ,  $N_i$ ,  $S_i$  ( $S_i = a + b + R_i$  から  $S_i$  の決定は  $R_i$  を決定することと同じである) を決定すると仮定すると、個人の問題は、

$$\begin{aligned} \text{Max}_{C_i, N_i, S_i} \quad & E_i = (1-p_i)U(C_i, N_i) + p_i V(S_i) \\ \text{s. t.} \quad & C_i + \pi_i S_i - w_i(1-t)N_i = T_i (\equiv a + \pi_i(a+b)) \end{aligned} \quad (1)$$

となる。

ラグランジュ関数を作り、期待効用最大化のための 1 階条件を求め、適当に操作すると、

$$U_i^N + w_i(1-t)U_i^C = 0 \quad (2)$$

$$U_i^C = V_i^S \quad (3)$$

を得る。(2)式は、健康な時の消費で測った労働の限界不効用が税引き後の賃金率に等しくなるように労働供給を決めることを示している。(3)式は、健康な時の消費の限界効用と病気の時の消費の限界効用が等しくなるように  $C_i$ ,  $S_i$  (すなわち  $R_i$ ) を決定することを示している。

2. 社会の最大化問題

中央当局の問題は、均衡財政の制約の下で、社会的厚生関数を最大にするように税制のパラメーター  $a$ ,  $b$ ,  $t$  を選択することである。社会的厚生関数を

$$W = \frac{1}{r} \sum E_i^r \quad (4)$$

と定義する。ここで  $r \leq 1$ ,  $r \neq 0$  である。(4)式において、 $r$  は不平等に対する社会的選好の強度を示すパラメーターである。 $r = 1$  のとき、社会的厚生の評価にあたって各個人は同一のウェイトを付与されることを意味する。これはピグー流の社会的厚生関数を表現していることになる。

これに対して、 $r = -\infty$  の場合は、社会で最も恵まれない個人を最大に重要視する価値観を表現しており、これはロールズ流の社会的厚生関数に対応している。

政府部門の予算制約式は、

$$G \equiv t \sum_i (1-p_i)N_i w_i - na - b \sum_i p_i \geq 0 \quad (5)$$

となる。

したがって、中央当局の問題は、

$$\begin{aligned} \text{Max}_{a, b, t} \quad & W = \frac{1}{r} \sum E_i^r \\ \text{s. t.} \quad & G \equiv t \sum_i (1-p_i)N_i w_i - na - b \sum_i p_i \geq 0 \end{aligned} \quad (6)$$

となる。

## 2. 最適な税制：Riに制約がない場合

### 1. 一般的ケース

先の中央当局の問題を解くためにラグランジュ関数を作り、最大化のための1階条件を求めると、

$$\sum_i Y_i = 0 \quad (7)$$

$$\sum_i p_i Y_i = 0 \quad (8)$$

$$-\left[\sum_i (1-p_i) Y_i N_i w_i\right] + \lambda \left[\sum_i (1-p_i) w_i \left(\frac{\partial N_i}{\partial t}\right)^*\right] = 0 \quad (9)$$

である。ここで、 $Y_i = E_i^{\gamma-1} U_i^C - \lambda(1-t w_i \frac{\partial N_i}{\partial T_i})$ であり、これは第i個人へのunconditionalな所得トランスファーが社会的厚生に与えるネットの効果と解釈することことができる。また、 $(\frac{\partial N_i}{\partial t})^*$ は限界所得税率の変化が労働供給に与える代替効果を表わし、この符号は負である。

ところで、最適なbについて考えてみよう。(8)式から、

$$\sum_i p_i Y_i = \sum_i p_i (Y_i - \bar{Y}) = \sum_i (p_i - p) (Y_i - \bar{Y}) = 0$$

を得る。ここで、p,  $\bar{Y}$ は平均を表わし、(7)式から、 $\bar{Y} = \frac{\sum_i Y_i}{n} = 0$ である。分配の公平の観点から、 $b > 0$ が最適であることを示すために、 $b = 0$ のとき(8)式が成立しないことを示そう。

期待効用Eを以下のように特定化する。

$$E = (1-p) \frac{1}{\beta} [C^\beta + (\hat{N} - N)^\beta] + p \frac{1}{\beta} (S - \hat{S})^\beta \quad (9)$$

ここで、 $\hat{N}$ は利用可能な時間を示しており、 $(\hat{N} - N)$ はレジャーである。 $\hat{S}$ は医療サービスへの支出を示している。また、 $\beta < 1$ であるとする。

(9)式を(1)式の制約条件の下で、C, N, Sについて最大にするための必要条件を求めて適当な操作を加えると、

$$R > 0 \rightarrow \frac{\partial Y}{\partial p} > 0 \quad (10)$$

を得る。すなわち、 $R > 0$ であるならば、Rの高い人々へのunconditionalな所得トランスファーの方が、Rの低い人々への所得トランスファーよりも、社会的厚生関数に与える効果は大きくなる。

ところで、RとYとが正の相関をもつ場合には、pとYの共分散は正であるから、 $\sum_i p_i Y_i > 0$ となる。病気の人々への所得トランスファーbがゼロのとき、 $R > 0$ と考えられるから **$b = 0$ は最適な政策ではない**ことがわかる。すなわち、病気の人々に所得をトランスファーすれば、locallyに厚生を改善することができるのである。

Proposition 1, 各個人の病気になる確率が異なり、所得税制が個人のリスクを差別的に扱わないとしよう。このとき、分配の公平の観点からは、病気の人々にnon-zeroな所得トランスファーをすることが望ましい。

ところで、Proposition 1が得られたのは、社会的厚生関数が直接的、間節的( $\pi$ を通して)にRiに依存するのに、所得税制がRiの違いを考慮しないからである。したがって、

Proposition 2,

すべての個人が病気になる確率が等しいか、所得税制における  $a$  がリスククラスによって差別的に選択される場合には、分配の公正の観点からは、病気の人々に所得トランスファーをする必要はない。

3. 民間保険に対するNon-negative制約

すべての個人が、政府が  $R_i < 0$  となる保険契約を禁止しているなどの理由によって、 $R_i \geq 0$  という制約に直面しているとしよう。このとき、先のProposition 1, Proposition 2 は成立するのであろうか。結論はProposition 1 は成立するが、Proposition 2 は修正されるというものである。すなわち、

Proposition 3 すべての個人が  $R_i \geq 0$  という制約に直面しているとしよう。このとき、すべての個人が病気になる確率が等しいか、所得税制の  $a$  がリスクによっ差別的に選択されるとしても、分配の公正の観点からは病気の人々に所得トランスファーをすることが望ましい。

このように  $R_i \geq 0$  の制約の下では、Proposition 2 が修正されるのは、 $a$  をリスクによって差別的に選択するのと病気の人々に所得トランスファーするのとでは、労働供給に与える効果が異なるためである。所得税による所得トランスファーは労働供給を減少させる。しかしながら、病気の人々への所得トランスファーは、 $R_i$  の減少によってのみ労働供給を減少させるから、 $R_i = 0$  の人々の労働供給は変化しないことになる。この労働供給を与える効果の違いによって

Proposition 2 は修正されるのである。

II 医師創出需要

—患者の情報ギャップに関する実証分析—

Joel · Hay, Michael · J · Leahy,  
“Physician-Induced Demand”, *Journal of Health Economics*, Vol. 1 No. 3  
(December 1982)

遠藤久夫

(一橋大学大学院商学研究科)

1. はじめに

一般に医療市場においては、医師と患者との間には医学知識に関する情報量のギャップが存在するために、医師は医療の質、量、価格の決定に際し高い自由度をもつと考えられる。このため、医師が利潤動機によって医療行為をおこなう場合、供給される医療が必ずしも医学的に最適な量になるとはかぎらない。この医師によって創出された医療需要、すなわち Physician-Induced Demand (以下 P · I · D と略す) が医療費高騰の一原因であるとの考えから、P · I · D 仮説は医療経済学上の重要な研究テーマの一つになっている。本研究では、医師と患者の情報ギャップを陽的に取り入れたモデルを使い、P · I · D 仮説を検証した。

2. これまでの研究

医療市場には情報のギャップや保険制度が存在するため、伝統的な需要モデルが適用できない、という観点から1970年初頭よりP・I・D仮説に関心もたれてきた。Feldstein (1970)<sup>1)</sup>は医療市場には非價格的要因により常に超過需要が存在すると考え、Newhouse (1970)<sup>2)</sup>は医療需要の減少を医療価格の引き上げによって補おうとするtarget income 仮説を提唱した。さらに、Fuchs and Kramer (1973)<sup>3)</sup>やEvans (1974)<sup>4)</sup>は医師の医療価格決定権が非常に強いと考え、P・I・Dの程度が大きいことを実証した。その後、Fuchs (1978)<sup>5)</sup>は医療市場における価格形成について「外科医の対人口比が10%上昇すると手術件数が約3%上昇する。」という実証結果を示し、外科医の対人口比の上昇がphysicians feeを引き上げると結論づけた。Wilensky and Ros-siter (1981)<sup>6)</sup>は医師によってinitiateされたfollow-up-office visitを医療利用の指標として用い、医師の対人口比、患者の年齢、所得がこの指標に正の影響をおよぼすことを示した。この結果はP・I・D仮説を一応指示するものであるが「医師の対10万人当たり数が179人から220人に上昇した間に、この指標は2%しか上昇していない。」という実証結果が示すように、その程度は非常に小さかった。Pauly and Satterthwaite (1980, 1981)<sup>7)</sup>は医師の対人口比が上昇するにともない、患者の医療に関する情報が減少するというモデルを用いてP・I・D仮説を検証した。このアプローチは理論的には興味深い、「医師が増えれば、患者の医療に関する識別能力が増す。」という

直感や常識に反する点で説得力にやや欠ける点があった。

医師の対人口比を用いてP・I・D仮説を検証した以上の一連の研究に一つの限界がある。というのは、医師の対人口比の上昇は(1)患者の医療情報の保有量に影響を与え、P・I・D抑制(または促進)効果をもたらすだけでなく、(2)患者のoffice visitに要するタイム・コストを減少させ、需要を増加させる効果もある。この需要増は価格低下によるものでP・I・Dとは異質のものであるが、実証分析上この識別が難しい。さらに、医師の増加は(3)医師一人当りの患者数を減少させるため、医師のtarget income 行動を誘発し、P・I・Dが高まることも考えられる。このため、Bunker and Brown (1974)<sup>8)</sup>は医療に関する情報量の代理変数として、より直接的な変数を用いてP・I・D仮説の検証をおこなった。彼らは、「もしP・I・Dが起きているとしたら、医師やその配偶者で構成される患者グループの医療需要は一般患者の需要より少ない。」という考えに基づき実証分析をおこなった。結果は、この患者グループは一般の人と比較して手術の頻度が20~30%高いことを示し、P・I・D仮説は棄却された。しかし、この分析の問題点として外科サービスの実質価格(自己負担額、通院のタイム・コスト、等)に関する調整がおこなわれていない点が指摘される。

### 3. 分析の理論的フレームワーク

本研究では、医療価格を調整したBunker

Brown モデルを用いて P・I・D 仮説を検証する。

医師は①, ②の仮定の下で次の利潤極大化行動をとるとする。

(仮定)

- ①  $\partial P / \partial M \leq 0$  医学知識が豊富な患者ほど高い医療価格を払わない。
- ②  $\partial^2 P / \partial M \partial Q < 0$  患者の医学知識が豊富なほど医療需要は価格非弾力的になる。

$$\max \Pi = P(Q, M, X)Q - C(Q, Y) \quad (1)$$

$\Pi$ …純所得,  $P$ …平均収入関数

$C$ …費用関数,  $Q$ …医療供給量

$M$ …患者の医学知識

$X$ …医療需要に影響を与える外生変数

$Y$ …医療費用に影響を与える外生変数

利潤極大化の一階の条件より

$$\frac{\partial \pi}{\partial Q} = \frac{\partial P}{\partial Q} \cdot Q + P - \frac{\partial C}{\partial Q} = 0 \quad (1)$$

(1)を  $Q, M$  で全微分すると仮定①, ②と二階の条件から

$$\frac{\partial Q}{\partial M} \Big|_{\left(\frac{\partial \pi}{\partial Q} = 0\right)} = \left[ -\left(\frac{\partial^2 P}{\partial Q \partial M} \cdot Q + \frac{\partial P}{\partial M}\right) / \left(\frac{\partial^2 P}{\partial Q^2} \cdot Q + 2\frac{\partial P}{\partial Q} - \frac{\partial^2 C}{\partial Q^2}\right) \right] < 0$$

を得る。すなわち、利潤極大化行動をとる医師は医学知識の乏しい患者に対してより多くの医療を供給すると考えられる。実証分析ではこの点を検証する。

#### 4. データおよび実証モデルの特定化

分析に使用されたデータは、シカゴ大学が1975年から1976年にかけて合計5,432世帯を対象に調査した全国家計調査に基づく。

分析方法はOLS及びTobitを用いた。

被説明変数としては、医療需要の代理変数としてoffice visitおよびhospital visitの頻度を用いた。

説明変数は大別して、(1)biographical elements, (2)職業, (3)保険の加入度合い, (4)タイム・コスト, (5)自覚している健康状態, の5つの要素に分類できる。具体的な変数は以下のとおり。

##### (1) biographical

年齢, 性 (1 = 女性), 教育年数, 所得, 結婚状態 (1 = 既婚), 人種 (1 = 少数民族), 居住地 (1 = 都市に居住), 家族数

##### (2) 職業

つぎの4つのダミー変数を用いる。

Medfam…家族のうち少なくとも一人が以下の職業に従事している。医師, 歯科医, 看護婦, 栄養士, 療法士, 医療技術者

Techfam…家族に技師がいる。

Wcollfam…家族にホワイトカラーがいる。

Bollfam…家族にブルーカラーがいる。

##### (3) 保険の加入度合

2つのダミー変数

Hplan…何らかの保険に加入している。

Allmdcov…医療費がすべてカバーされている。

##### (4) タイム・コスト

通院時間, 待ち時間, 診療時間, 予約し

てから通院する迄の日数	都市に居住	0.0019	0.0724
(5) 健康状態		(0.13)	(1.97)

1 = 最良, 2 = 良好, 3 = 普通, 4 = 悪い、	Techfam	0.0211	0.0399
		(1.35)	(0.987)

5. モデルの検証結果	Wcollfam	0.0209	0.0315
		(1.40)	(0.812)

検証結果を下表に示す。

表 パラメターの推計結果

変数	パラメターの推計結果	
	OLS <sup>9)</sup> 推定値 (t 値)	Tobit <sup>10)</sup> 推定値 (t 値)
切片	0.4129 (10.07)	0.6273 (-5.73)
Hplan	0.1171 (6.17)	0.1954 (3.87)
人種	-0.0016 (-0.10)	0.0089 (0.21)
所得	0.0027 (4.01)	0.0025 (2.598)
年齢	-0.0011 (-3.15)	-0.0025 (2.725)
性別	0.1457 (-12.64)	-0.2656 (-8.85)
健康状態	0.1035 (14.52)	0.3780 (20.149)
家族数	-0.0132 (-3.55)	-0.0375 (-3.858)
教育水準	0.0106 (5.99)	0.1757 (3.779)
Medfam	0.0788 (3.30)	0.01763 (0.288)
結婚状態	0.0248 (1.66)	0.0025 (6.45)

待ち時間	-0.0002	-0.0002
	(-1.48)	(-0.75)

診療時間	-0.0004	-0.0017
	(-0.98)	(-1.495)

Allmdcov	0.0085	0.0659
	(0.39)	(1.179)

予約時間	0.0005	0.0012
	(0.73)	(0.665)

通院時間	0.0005	0.0007
	(1.99)	(1.100)

分析結果の特徴を示そう。

- ① Medfamの係数が正で、OLSのt値が高く、P・I・D仮説は棄却された。すなわち、医療価格を調整した分析でもBunkerらの分析結果と同様の結果を得た。
- ② 保険カヴァレッジが大きい、高所得、健康状態が悪い、高学歴、既婚、都市に居住、ブルーカラー、等の属性をもつ人のoffice visitの頻度が高い。
- ③ 予想に反して、年齢は医療需要に負の効果をもたらすが、これは、i)サンプルに子供が多数含まれている。ii)年齢と健康状態の間に共線関係がある、等の影響だと考えられる。

## 6. 結論

分析結果は、医師は患者の医学的無知に乗じて過剰な医療を供給する、というP・I・D仮説を否定した。そのみならず、医学知識の豊富な患者は一般の人以上にoffice visitの頻度が高いことが明らかになった。しかし、本分析の問題点として次の二点に注意を払う必要がある。一つは、医療需要の指標としてoffice visitは必ずしも完全でない点である。P・I・Dが過剰検査、在院日数の長期化、等の形でおこなわれることも考えられる。あと一つは、medical professionalの範囲が広すぎる点である。以上二点に関して改良の余地がある、と結んでいる。

最後に本研究に関するコメントを述べたい。企業の集中度（寡占の大きさの程度）

と価格の間に正の相関があることが、1950年代以降産業組織論の分野で検証されてきた。ところが、医療市場では、医師数の増加（集中度の低下）が価格の上昇をもたらす、という反対の現象がみられた。この原因を医師と患者の間の情報ギャップに求めたのがP・I・D仮説である。本研究は理論的な斬新さはないが、医療情報量の代理変数を陽表的に扱った点と、医療需要に影響を及ぼすと考えられる要素を説明変数として需要関数を推計した点で評価できる。しかし、同時に①変数選択のad hocさ、②変数間の共線性の有無、など検討を加えなくてはならない推計上の問題が残っていることに注意する必要がある。

注)

- 1) Feldstein, Martin, 1970, The rising price of physician services, *Review of Economics and Statistics* 52, 121-133.
- 2) Newhous, Joseph P., 1970, A model of physician pricing, *Southern Economic Journal* 37, 174-183
- 3) Fuchs, Victor R. and Marcia Kramer, 1972, Determinants of expenditures for physicians' services in the United States, 1948-1968, mimeo. (National Bureau of Economic Research, New York).
- 4) Evans, Robert, 1974, Supply-induced demand: Some empirical evidence and implications, in: Mark Perlman, ed., *The economics of health and medical care* (Wiley, New York) 155-166.
- 5) Fuchs, Victor R., 1978, The supply of surgeons and the demand for operations, *Journal of Human Resources* 13, suppl., 35-56.
- 6) Wilensky, Gail and Louis Rossiter, 1981, Alternative measurements of physician induced demand, Unpublished paper (Eastern Economics Association Meetings, Philadelphia, PA).
- 7) Pauly, Mark and Mark Satterthwaite, 1980, The effect of provider supply on price, in: Jesse Hixon, ed., *The target income hypothesis* (U.S. Department of Health, Education and Welfare, Pub. No. (HRA) 80-27, Washington, DC).
- Pauly, Mark and Mark Satterthwaite, 1981, The pricing of primary care physicians' services: A test of the role of consumer information, *Bell Journal of Economics* 12, 488-506.
- 8) Bunker, John and Byron Brown, 1974. The physician-patient as an informed consumer of surgical services, *New England Journal of Medicine* 290, 1051-1055.



9) 普通最小二乗法

下記文献参照 「計量経済学の理論」 A・

10) トービンにより開発された従属変数に制  
約がある場合の回帰分析の一技法。詳細は

S ゴールドバーガー (福地他訳) pp283  
東洋経済