医療機関の競争と最適リスク調整 : Jack (2006) モデルの再検討

三浦, 功
九州大学大学院経済学研究院 : 教授 : 経済システム解析

前田, 隆二
九州大学大学院経済学府博士後期課程

出版情報：経済学研究院ディスカッション・ペーパー, 2011. Faculty of Economics, Kyushu University
バージョン：

医療機関の競争と最適リスク調整
：Jack (2006) モデルの再検討

三浦　功（九州大学大学院経済学研究院）*
前田　隆二（九州大学大学院経済学府博士後期課程）†

1　はじめに

現在，健康な人でも，将来何らかの病気を患う可能性は少なからず存在し，いつどのような病気を患うかについては誰しも正確に予測することはできない．その意味で，われわれは自らの健康に関して不確実性（リスク）に晒されている．かかるリスクに備えるため，一般には（医療）保険を活用するわけだが，保険会社は新規に加入を希望する個人の健康状態について正確な情報を得ることが困難である場合が多い．こうした不確実性や情報の非対称性が存在する中で当事者間もしくは社会にとってどのような制度や契約が望ましいかを研究する分野が情報経済学であり，1970 年代後半以降，数多くの研究が行われてきた．とりわけ，Rothschild and Stiglitz (1976) は保険契約に関する先駆的研究として著名である．彼らはその論文の中で，非対称情報下における競争的保険市場において（一括）均衡は存在しえないことを明らかにした．彼らが定義した競争的保険市場における均衡とは保険料と保険金のペアで与えられるある保険契約の下で，保険加入者は自らの期待効用を最大化しており, さらに以下の二つの条件

[1] その契約に関して，各保険会社は非負の期待利潤を得る，

[2] その契約以外に保険会社に非負の期待利潤をもたらすものは存在しない，

を満たす状況を意味する．Rothschild and Stiglitz (1976) では，まず一括均衡の可能性のある契約を取り上げ，その契約に対してローリスクタイプが効用を高め，ハイリスクタイプが効用を低下させるような他の契約の中で，保険会社に正の利潤をもたらすものが，ある条件の下では必ず存在することを指摘し，条件 [2] が満たされなくなることを示した [Rothschild and Stiglitz (1976) P635, Figure　]．すなわち，逆選択が生じることを示したのである．これに対し，Rothschild and Stiglitz (1976) モデルに修正を施すことにより，Wilson (1977), Schut (1995), Newhouse (1996) は一括均衡の存在可能性を論じている．中でも，Wilson (1977) は上記のようなローリスクタイプのみ選択される契約で保険会社に正の利潤をもたらす契約策定のコストが大きければ，一括均衡が維持されると主張した．

実際の医療保険は，他の各種保険とは異なり，保険会社と加入者間の単なる契約関係のみで成立するわけではなく，公共部門が保険金の支払いを含む様々な面において関与している．我が国の医療保険制度は国民皆保険制度といわれる通り，国民は公的な医療保険

*e-mail:miura@en.kyushu-u.ac.jp
†e-mail:ryu.maemae@gmail.com

への加入が義務付けられており，医療機関によって提供される医療サービスに関する価格（診療報酬）も規制されている．これに対して，米国や北欧の多くの国における医療保険市場は，複数の互いに競合しあう医療保険機関が保険加入希望者をある程度選択できる制度を採用している．そのため，医療保険機関にとって医療負担の重そうな個人の加入を見合わせるような行動をとるケースがみられ，ハイリスクの個人が医療保険市場から締め出されるという問題が発生した．つまり，公平な医療サービスの提供が阻害される結果を招いたのである．そのため，公共機関がハイリスクの個人が希望すれば医療保険機関はその加入を拒むことができなくなるような規制政策 (open enrollment policy) を実施することが検討された．しかしながら，そのような規制をかける場合であっても，リスクタイプに応じて提供される医療サービスの質を医療保険機関がある程度コントロール可能な場合には，非効率な医療サービスが提供される可能性が依然として残る．そこで，こうした問題を解決するため,「リスク調整」という方法が多くの国で用いられるようになった．ここでいう「リスク調整」とは，ハイリスクタイプに対する医療サービスには診療報酬を多めに設定し，ローリスクタイプに対する医療サービスには診療報酬を低めに設定することにより，医療保険機関のリスク選択を回避し，公平かつ効率な医療サービスを遍く提供させようとする試みを指す．加えて，医療機関に医療サービス供給コスト削減のインセンティブをもたせるため，年度の期首に一定の報酬を支払うシステム (prospective payment system) が 90 年代以降，多くの国で採用された．

初期の「リスク調整」に関する研究は，主として診療報酬の算定基準となる医療サービスの供給費用に関する予測に焦点が当てられており，医療費データを用いた実証研究が主流であった [Hornbrook et al (1991), Van Vliet and van de Ven (1992), Hornbrook and Goodman (1996), Ellis et al. (1996)]．かかる実証研究においては，診療報酬を単に医療サービス費用のみにリンクさせることにより，望ましい医療サービスの供給が可能であると想定されていた．しかしながら，実際には，医療機関が医療サービスを供給する際，コスト面だけではなく保険加入者の医療サービスへの需要動向にも配慮する必要があるため，選択される医療サービスの供給が依然として非効率になる場合が生じる．したがって，コスト情報だけではなく，医療サービスへの需要も考慮したリスク調整を改めて考える必要があり，この分野の研究は「最適リスク調整」と呼ばれている．Glazer and McGuire (2000) を端緒として，2000 年以降，研究が進展している．Glazer and McGuire (2000) は，リスク調整として利用可能な各因子に対して,「リスク選択」による非効率性を最小化するためにウエートをどのように割り当てるべきかを検討し，医療保険市場において分離均衡が存在するとき，高費用に関連したリスク因子（シグナル）に対し，医療報酬を統計的な意味における平均的リスク調整よりも多めにするリスク調整が優れていることを理論的に明らかにしている．Frank et al (2000) は Glazer and McGuire (2000) モデルを多数の医療サービスが供給されるケースに拡張することにより，実証研究への応用の道筋をつけた．また，Frank et al (2000) と Glazer and McGuire (2002) はすべての個人に対し，同一の固定報酬が支払われる状況下で，各医療機関はシャドウプライスに依拠しながら医療サービス供給を行うものと想定しながら，複数の医療機関が競争する状況を分析した．こうしたシャドウプライスを用いた分析手法に対しては，Jack (2006) が異議を唱えており，シャドウプライスに依拠した医療サービス供給は医療機関の利潤を最大化するものではなく，加えて，かかる医療サービス供給の下では，加入者の誘因両立性条件が満たされなく

なる場合が存在するとして批判している．

Jack (2006) の分析では，社会的観点から望ましい慢性医療サービスと急性医療サービスの関連性を導出し，それをベースに，医療機関や政府が患者のリスクタイプを正確には把握できないことから生じる逆選択問題を，複数の医療機関に対して医療サービスの質に関して互いに競争させるスキームの下で考察している．その際，各患者はリスクタイプが異なるだけでなく，医療機関への移動費用に関しても差別化されているのが特徴的である．そこでの分析の焦点は，リスク調整を反映させた診療報酬制度を用いることにより，逆選択問題を克服し，社会的に望ましい医療サービスの供給が実現可能になるか，という点である．結果的には，医療機関が利己的な行動をとる場合でも，リスクタイプに応じた医療サービスを競争的に供給する限り，競争行動から導かれる対称ナッシュ均衡上で社会的に望ましい医療サービスの供給が実現されることを明らかにしており，この分野の重要な貢献を行っている[1]．

しかしながら，Jack (2006) のアプローチには以下で指摘するような問題点を内包している．第一に，慢性医療サービスと急性医療サービスの関連性が（最適もしくは次善の意味で）社会的に望ましい場合であっても，それぞれの医療サービスの水準自体が非効率であれば，かかる Jack (2006) のアプローチの有効性は損なわれてしまうと考えられる．第二に，慢性医療サービスと急性医療サービスの関連性に依拠する場合には，ファーストベスト解とセカンドベスト解の導出及び比較分析が不十分にしか行うことができず，また医療機関が競争する際，導出される対称ナッシュ均衡が有する性質についての記述は曖昧であり，正確さを欠いていると言わざるをえない．

そこで，本稿では，Jack (2006) が依拠した慢性医療サービスと急性医療サービスの関連性に基づくアプローチの代わり，この二種類の医療サービスを独立変数としたまま，Jack (2006) が考察した問題を再度検討する．かかる分析アプローチの変更により，Jack (2006) の分析上の欠点を補うことが可能であり，加えて幾つかの新しい知見が導かれることを示す．

本稿は以下のように構成される．まず，次節では，Jack (2006) に依拠しながら医療モデルが構築される．3 節では，完全情報下でのファーストベストな医療サービス水準が，また 4 節では非対称情報下でのセカンドベストな医療サービス水準がそれぞれ導出され，その性質が明らかにされる．5 節では，医療機関が競争する状況をホテリングモデルを用いて定式化し，対称ナッシュ均衡を導出する．6 節では，最適なリスク調整のあり方を検討し，最後の 7 節では，今後の課題について言及する．

2　医療モデル

医療機関が提供する 2 種類の医療サービスを x, y で表す．x は慢性病に対する医療サービスを，y は急性病に対する医療サービスをそれぞれ意味し，単位はサービス支出額で表されている．本稿では，サービス支出額が多いほど良質の医療サービスが提供されると想定し，単純化のため，サービス支出額 = サービスの質，であると考える．リスクタイプを θ で表し，θ タイプの患者が医療サービスを受けるときの効用関数を以下のように定義

[1] この結果は，医療サービスの質に関する医療機関同士の競争が効率的な医療サービス供給のキー概念である，と指摘した Porter and Teisberg (2006) の主張の理論的妥当性を裏付けるものである．

する．

$$u(x,\ y;\theta)=\zeta(x,\ \theta)+\theta\psi(y) \tag{1}$$

なお，$0<\theta<1$ であり，θ は急性病の発症確率を意味する．また，$\zeta(x,\ \theta)$ はさらに，

$$\zeta(x,\ \theta)=\theta\xi_b(x)+(1-\theta)\xi_g(x)$$

で与えられるとする．ここで，$\xi_b(x)$ は急性病が発症したケースでの慢性病に対する医療サービス x から得られる効用を，$\xi_g(x)$ は急性病が発症しなかったケースでの慢性病に対する医療サービス x から得られる効用をそれぞれ表す．ここで，$\xi_b(x),\ \xi_g(x),\ \psi(y)$ はそれぞれ二階微分可能であり，限界効用が正であり，逓減するという以下の符号条件を満たすものとする．

$$\xi_b'(x)>0,\ \xi_g'(x)>0,\ \xi_b''(x)<0,\ \xi_g''(x)<0,\ \psi'(y)>0,\ \psi''(y)<0$$

さらに，

$$\xi_b'(x)<\xi_g'(x) \tag{2}$$

を仮定する．(2) 式は，急性病が発症しなかったケースでは，それが発症したケースに比べ，慢性病に対し，より強い関心をもつため，慢性病に対する医療サービスからより大きな限界効用が得られることを意味する．また，θ タイプの患者の限界代替率は

$$-\left.\frac{dy}{dx}\right|_{u=const}=\frac{u_x}{u_y}=\frac{\theta\xi_b'(x)+(1-\theta)\xi_g'(x)}{\theta\psi'(y)} \tag{3}$$

と表され，慢性病に対する医療サービスの増加とともに逓減することがわかる．また，リスクタイプの高い患者ほど，限界代替率が小さくなる．またこの性質により，どの医療サービスの組み合わせ $(x,\ y)$ に対しても，その点 $(x,\ y)$ を通るハイリスクタイプ $\theta=\theta_H$ とローリスクタイプ $\theta=\theta_L(<\theta_H)$ の無差別曲線は他の点では交わらないという性質（単一交叉性）が成り立つことも確認できる．

3　ファーストベストな医療サービス

まず，患者は自己のリスクタイプを知っており，医療機関や政府もそれを正確に把握しているケースを想定する[2]．医療サービスから得られる社会的厚生を患者が得る効用から医療サービスコストを差し引いたものとして定義する．このとき，社会的観点から望ましい医療サービスは次の問題の解として与えられる．

問題 1　$\max_{x,\ y}\quad \zeta(x,\ \theta)+\theta\psi(y)-x-\theta y$

最大化一階条件 $\partial\zeta(x,\ \theta)/\partial x=0$ より，

$$\theta\xi_b'(x)+(1-\theta)\xi_g'(x)=1, \tag{4}$$

$$\psi'(y)=1 \tag{5}$$

[2] 本稿では，患者のリスクタイプに関して．医療機関と政府間に情報上のギャップは存在しないものと仮定する．

(4), (5) 式より，ファーストベスト解では，慢性病に対する医療サービスから得られる限界効用と急性病に対する医療サービスから得られる限界効用が均等化する[3]．(4) に対して，陰関数定理を適用すると

$$\frac{dx}{d\theta} = -\frac{\xi_b'(x) - \xi_g'(x)}{\theta\xi_b''(x) + (1-\theta)\xi_g''(x)} < 0 \tag{6}$$

となり，ハイリスクなタイプほど慢性病に対する最適な医療サービス水準は低下する．また，急性病に対する最適な医療サービス水準は，リスクタイプに依存せず，常に一定となる．本稿では，以降，$\theta = \theta_L,\ \theta_H\ (\theta_L < \theta_H)$ の二種類のタイプに限定して分析する．その場合のファーストベスト解を (x_L^{FB}, y_L^{FB})，(x_H^{FB}, y_H^{FB}) と置くと，これまでの分析より以下の命題が得られる．

命題 1

$$y_L^{FB} = y_H^{FB},\ x_L^{FB} > x_H^{FB}$$

すなわち，ファーストベスト解に関して，慢性医療サービスはローリスクタイプの方がハイリスクタイプを上回るものの，急性医療サービスはタイプに関係なく一定となる．

4　非対称情報のケースでの最適な医療サービス

本節では，患者は自己のリスクタイプがハイリスクタイプ（θ_H）かローリスクタイプ（θ_L）のいずれかに属しているかを知っているが，医療機関や政府は正確に把握しておらず，ローリスクタイプである確率を ρ で予想すると仮定する．

4.1　誘因両立性条件と分離解

政府は，リスクタイプに応じた二種類の医療サービス $(x_L,\ y_L), (x_H,\ y_H)$ を提供するものとし，患者はいずれかの医療サービスを選択できるものと仮定する．非対称情報下でこのような状況が実行可能となるためには，以下のように表わされる誘因両立性条件が満た

[3]Jack (2006) は，$\theta\xi_b'(x) + (1-\theta)\xi_g'(x) = \psi'(y)$ を x に関して解いた式を $\hat{x}(y,\ \theta)$ と置いて，議論を進めている．

されなければならない[4].

$$
\begin{aligned}
&\theta_H\xi_b(x_H)+(1-\theta_H)\xi_g(x_H)+\theta_H\psi(y_H)\\
&\quad\geq \theta_H\xi_b(x_L)+(1-\theta_H)\xi_g(x_L)+\theta_H\psi(y_L) \qquad (IC_H)\\
&\theta_L\xi_b(x_L)+(1-\theta_L)\xi_g(x_L)+\theta_L\psi(y_L)\\
&\quad\geq \theta_L\xi_b(x_H)+(1-\theta_L)\xi_g(x_H)+\theta_L\psi(y_H) \qquad (IC_L)
\end{aligned}
$$

この場合の政府にとっての課題は以下のように定式化できる.

問題 2 $\max_{x_L,\, y_L,\, x_H,\, y_H} \quad \rho[\theta_L\xi_b(x_L)+(1-\theta_L)\xi_g(x_L)+\theta_L\psi(y_L)-x_L-\theta_L y_L]$
$+(1-\rho)[\theta_H\xi_b(x_H)+(1-\theta_H)\xi_g(x_H)+\theta_H\psi(y_H)-x_H-\theta_H y_H]$

s.t. (IC_H) and (IC_L)

誘因両立性条件 (IC_H), (IC_L) から直接導出される性質を補題 1, 2 にまとめる.

補題 1 (IC_H) 及び (IC_L) が成り立つとき, $x_L \geq x_H$ かつ $y_L \leq y_H$
(証明) (IC_H) の両辺に θ_L を (IC_L) の両辺に θ_H を乗じて, 辺々加え整理すると

$$(\theta_H-\theta_L)\xi_g(x_L) \geq (\theta_H-\theta_L)\xi_g(x_H)$$

仮定より, $\theta_H > \theta_L$ なので

$$\xi_g(x_L) \geq \xi_g(x_H)$$

となり, $x_L \geq x_H$ が得られる. ここで, 再度, (IC_H) を用いることにより

$$\theta_H[\psi(y_H)-\psi(y_L)] \geq \theta_H\xi_b(x_L)+(1-\theta_H)\xi_g(x_L)-\theta_H\xi_b(x_H)-(1-\theta_H)\xi_g(x_H)$$

となるが, $x_L \geq x_H$ より上式右辺は非負となる. よって, 上式左辺も非負となり, $\psi(y_H)-\psi(y_L) \geq 0$, すなわち, $y_L \leq y_H$ が成り立つ.

補題 2 (IC_H) 及び (IC_L) が成り立つとき, $x_L = x_H \Leftrightarrow y_L = y_H$ となる.

補題 2 は誘因両立性条件が成り立つとき, 慢性と急性いずれかの医療サービスが両タイプで同一水準である場合, 他の医療サービスも同一水準になることを意味する. よって, 補題 1 も考慮すると, 誘因両立性条件が満たされる場合, 問題 2 の解として分離解 $x_L > x_H$, $y_L < y_H$ と一括解 $x_L = x_H$, $y_L = y_H$ のいずれかのケースが生じうる.
さらに, 問題 2 の解に関して次の補題が成り立つ.

[4]通常, 契約理論では誘因両立性条件に加え, 契約を受諾した場合, 得られる効用が留保効用以上になるという参加条件を課す必要があるが, 医療経済学では, 慢性病の患者が医療サービスを拒絶した場合, 病状が悪化するのみで (非常に大きな) 負の効用しか得られないので, 医療サービスの内容を問わずサービスを受領した方が望ましくなる. つまり, 参加条件は自動的に多くの場合, 満たされる. なお, 医療経済学の文脈で参加条件の問題を考察した研究としては三浦・神田橋 (2007) がある.

補題 3　問題 2 の解に対して (IC_H) は拘束的となる．

（証明）問題 2 の解が一括解 $(x_L = x_H,\ y_L = y_H)$ であれば，(IC_H) は当然，拘束的となる．これに対し，問題 2 の解が分離解であれば補題 1, 2 より $y_L < y_H$ となる．いま，問題 2 の解に対して (IC_H) が非拘束的であると仮定する．このとき，

$$\theta_H \xi_b(x_H) + (1-\theta_H)\xi_g(x_H) + \theta_H \psi(y_H) > \theta_H \xi_b(x_L) + (1-\theta_H)\xi_g(x_L) + \theta_H \psi(y_L)$$

が成り立つ．ここで，$\Psi(y) \equiv \psi(y) - y,\ (y \in [y_L,\ y_H])$ とすると，$\Psi(y)$ の形状は，単調増加になるケース，単調減少になるケース，開区間 $(y_L,\ y_H)$ 上のある点までは単調増加し，その点を超えると単調減少するケースのいずれかである．まず，第 1 のケースでは，解 y_L を微小に増加させても，(IC_H)，(IC_L) が共に成り立つ．この場合，$\Psi(y_L)$ が増加するため，問題 2 の目的関数が増加することになり，矛盾が生じる．第 2 のケースでは，解 y_H を微小に減少させても，(IC_H)，(IC_L) が共に成り立ち,$\Psi(y_H)$ が増加するため，やはり矛盾が生じる．第 3 のケースは，第 1 のケースもしくは第 2 のケースと同様，矛盾を導くことができる．

補題 3 より，$(x_L,\ y_L)$，$(x_H,\ y_H)$ はハイリスクタイプの同一無差別曲線上に位置し，特に，分離解 $x_L > x_H,\ y_L < y_H$ であるときには，(IC_L) は厳密な不等号で満たされることがわかる．実際，(3) よりどのような医療サービス $(x,\ y)$ に対してもローリスクタイプはハイリスクタイプよりも限界代替率が大きくなるので，$(x_L,\ y_L)$ を通る無差別曲線は，$(x_H,\ y_H)$ を通る無差別曲線の上方に位置するからである．

問題 2 を解くため，差し当たり，(IC_L) を無視し，(IC_H) が拘束的であるという条件のみを制約条件として課す．ラグランジュ関数 L を以下のように定義する．

$$\begin{aligned} L \equiv\ & \rho[\theta_L \xi_b(x_L) + (1-\theta_L)\xi_g(x_L) + \theta_L \psi(y_L) - x_L - \theta_L y_L] \\ & + (1-\rho)[\theta_H \xi_b(x_H) + (1-\theta_H)\xi_g(x_H) + \theta_H \psi(y_H) - x_H - \theta_H y_H] \\ & + \lambda[\theta_H \xi_b(x_H) + (1-\theta_H)\xi_g(x_H) + \theta_H \psi(y_H) - \theta_H \xi_b(x_L) + (1-\theta_H)\xi_g(x_L) - \theta_H \psi(y_L)] \end{aligned}$$

ここで，λ はラグランジュ乗数を表す．最大化 1 階の条件は

$$\frac{\partial L}{\partial x_L} = 0,\ \frac{\partial L}{\partial y_L} = 0,\ \frac{\partial L}{\partial x_H} = 0,\ \frac{\partial L}{\partial y_H} = 0,\ \frac{\partial L}{\partial \lambda} = 0$$

と表され，これらの式を整理すると

$$\lambda = \frac{\rho[\theta_L \xi_b'(x_L) + (1-\theta_L)\xi_g'(x_L) - 1]}{\theta_H \xi_b'(x_L) + (1-\theta_H)\xi_g'(x_L)} \tag{7}$$

$$= \frac{\rho\theta_L[\psi'(y_L) - 1]}{\theta_H \psi'(y_L)} \tag{8}$$

$$= \frac{-(1-\rho)[\theta_H \xi_b'(x_H) + (1-\theta_H)\xi_g'(x_H) - 1]}{\theta_H \xi_b'(x_H) + (1-\theta_H)\xi_g'(x_H)} \tag{9}$$

$$= \frac{-(1-\rho)[\psi'(y_H) - 1]}{\psi'(y_H)} \tag{10}$$

$$\theta_H \xi_b(x_H) + (1-\theta_H)\xi_g(x_H) + \theta_H \psi(y_H) = \theta_H \xi_b(x_L) + (1-\theta_L)\xi_g(x_H) + \theta_H \psi(y_L) \tag{11}$$

を得る．(7)∼(11) を満たす $(x_L,\ y_L)$, $(x_H,\ y_H)$ について，$x_L = x_H$, $y_L = y_H$ とはならない，なぜなら，$y_L = y_H$ であれば (8) と (10) の同等性が保証されなくなるからである．よって，$y_L \neq y_H$ であり，(11) より $x_L \neq x_H$ となる．さらに，(7)∼(11) を精査することにより，次の補題を得る．

補題 4 (7)∼(11) を満たす $(x_L,\ y_L)$, $(x_H,\ y_H)$ について，$x_L > x_H$, $y_L < y_H$ が成り立つ．
（証明）(7), (8) より

$$
\begin{aligned}
&\frac{\rho[\theta_L\xi_b'(x_L)+(1-\theta_L)\xi_g'(x_L)]}{\theta_H\xi_b'(x_L)+(1-\theta_H)\xi_g'(x_L)}\left[1-\frac{1}{\theta_L\xi_b'(x_L)+(1-\theta_L)\xi_g'(x_L)}\right]\\
= \quad &\frac{\rho\theta_L}{\theta_H}\left[1-\frac{1}{\psi'(y_L)}\right]
\end{aligned}
$$

$\theta_L < \theta_H, \xi_b'(x_L) < \xi_g'(x_L)$ より，

$$
\frac{\theta_L\xi_b'(x_L)+(1-\theta_L)\xi_g'(x_L)}{\theta_H\xi_b'(x_L)+(1-\theta_H)\xi_g'(x_L)} > 1, \quad \frac{\theta_L}{\theta_H} < 1
$$

となるので，

$$
\theta_L\xi_b'(x_L)+(1-\theta_L)\xi_g'(x_L) < \psi'(y_L)
$$

が成り立つ．よって，

$$
\theta_H\xi_b'(x_L)+(1-\theta_H)\xi_g'(x_L) < \psi'(y_L)
$$

となり，ハイリスクタイプの (x_L, y_L) における限界代替率に関して

$$
\frac{\theta_H\xi_b'(x_L)+(1-\theta_H)\xi_g'(x_L)}{\theta_H\psi'(y_L)} < \frac{1}{\theta_H} \tag{12}
$$

となる．一方，(9),(10) 式より

$$
\theta_H\xi_b'(x_H)+(1-\theta_H)\xi_g'(x_H) = \psi'(y_H)
$$

となり[5]，ハイリスクタイプの (x_H, y_H) における限界代替率に関して

$$
\frac{\theta_H\xi_b'(x_H)+(1-\theta_H)\xi_g'(x_H)}{\theta_H\psi'(y_H)} = \frac{1}{\theta_H} \tag{13}
$$

となる．(12), (13) 及び限界代替率逓減より $x_L > x_H$, $y_L < y_H$ となる．

どの (x, y) に対してもローリスクタイプの方がハイリスクタイプよりも限界代替率が大きくなること及び補題 4 から，ローリスクタイプにとって，(x_L, y_L) を通る無差別曲線は (x_H, y_H) を通る無差別曲線の右上に位置する．よって，(x_L, y_L), (x_H, y_H) に対して，(IC_L)

[5] この等式は，ハイリスクタイプに関してはファーストベスト解のとき成り立つ限界効用が均等化するという性質を意味する．注 1 よりこの式を x について解くと $\hat{x}(y_H,\ \theta_H)$ と表わされ，リスクタイプ θ_H を所与としたとき，急性医療サービス y_H を決めると慢性医療サービス x_H が一意に定まる．よって，リスクタイプ θ_H, θ_L を所与としたとき，(11) より．急性医療サービス y_H, y_L を任意に定めるとローリスクタイプの慢性医療サービス x_L が一意に定まる．こうして求められる x_L を Jack (2006) は $\tilde{x}(y_L,\ y_H)$ と定義している．$\hat{x}(y_H,\ \theta_H)$ と $\tilde{x}(y_L,\ y_H)$ を用いて分析するのが Jack (2006) の特徴的な分析手法である．

は厳密な不等号で成り立つ．したがって，(7)〜(11) を満たす $(x_L, y_L), (x_H, y_H)$ は問題 2 の解となる．この解を $(x_L^{SB}, y_L^{SB}), (x_H^{SB}, y_H^{SB})$ と置くと補題 4 より，$y_L^{SB} < y_H^{SB}$, $x_L^{SB} > x_H^{SB}$ となる．さらに，ファーストベスト解との比較に関しては，次の命題が成り立つ．

命題 2 [1] $y_L^{SB} < y^{FB} (\equiv y_L^{FB} = y_H^{FB}) < y_H^{SB}$, [2] $x_L^{SB} < x_L^{FB}$, [3] $x_H^{SB} > x_H^{FB}$
（証明）まず，[1] を示す．$y_H^{SB} = y^{FB}$ であると仮定すると，$\psi'(y_H^{SB}) = 1$ なので (10) 式右辺は 0 となり，(8) 式から $y_L^{SB} = y^{FB}$ となり，矛盾が生じる．次に $y_H^{SB} < y^{FB}$ とする．$\psi'(y_H^{SB}) > \psi'(y^{FB}) = 1$ より (10) 式右辺は負となるので，(8) 式も負となる．よって，$\psi'(y_L^{SB}) < 1$ となり，$y_L^{SB} > y^{FB}$ となる。よって，$y_H^{SB} < y_L^{SB}$ となり，補題 1 に矛盾する．以上より，$y^{FB} < y_H^{SB}$ が示された．次に $y_L^{SB} < y^{FB}$ を示すため，仮に $y_L^{SB} = y^{FB}$ であったとしよう．このとき，$\psi'(y_L^{SB}) = 1$ なので (8) 式が 0 となるため，(10) 式も 0 となる結果，$y_H^{SB} = y^{FB}$ となり，矛盾が生じる．また，$y_L^{SB} > y^{FB}$ であったとすると，$\psi'(y_L^{SB}) < 1$ なので (8) 式が負となる．一方，$y^{FB} < y_H^{SB}$ なので $\psi'(y_H^{SB}) < 1$ となり，その結果，(10) 式が正となるため矛盾する．よって，$y_L^{SB} < y^{FB}$ が成り立つ．続いて [2] を示そう．$y_L^{SB} < y^{FB}$ より (8) 式は正となる．(7) 式より $\theta_L \xi_b'(x_L^{SB}) + (1-\theta_L)\xi_g'(x_L^{SB}) - 1 > 0$ となる．一方，$\theta_L \xi_b'(x_L^{FB}) + (1-\theta_L)\xi_g'(x_L^{FB}) - 1 = 0$ であり，$\theta_L \xi_b''(x) + (1-\theta_L)\xi_g''(x) < 0$ なので，$x_L^{SB} < x_L^{FB}$ となる．[3] は以下のように示される．$y_L^{SB} < y^{FB}$ より (8) 式は正なので，(9) 式も正となる．よって，$\theta_H \xi_b'(x_H^{SB}) + (1-\theta_H)\xi_g'(x_H^{SB}) - 1 < 0$ となる．一方，$\theta_H \xi_b'(x_H^{FB}) + (1-\theta_H)\xi_g'(x_H^{FB}) - 1 = 0$ であり，$\theta_H \xi_b''(x) + (1-\theta_H)\xi_g''(x) < 0$ なので，$x_H^{SB} > x_H^{FB}$ となる．

4.2 最適一括医療サービス

ここでは，リスクタイプによって区別しない医療サービスが提供されるケースを考察する．以下では，$x_L = x_H = x$, $y_L = y_H = y$ と置いて，最適な医療サービス水準（一括解）を求める．

問題 3 $\max_{x,\ y} \quad \rho[\zeta(x,\ \theta_L) + \theta_L\psi(y) - x - \theta_L y]$
$\qquad\qquad\qquad +(1-\rho)[\zeta(x,\ \theta_H) + \theta_H\psi(y) - x - \theta_H y]$

最大化 1 階の条件より，次式を得る．

$$\psi'(y) = 1, \tag{14}$$

$$[\rho\theta_L + (1-\rho)\theta_H]\xi_b'(x) + [\rho(1-\theta_L) + (1-\rho)(1-\theta_H)]\xi_g'(x) = 1 \tag{15}$$

この結果から，一括解 $(x^P,\ y^P)$ においては，急性病に対する医療サービスはファーストベスト水準と一致し，慢性病に対する医療サービス水準は分離解 x_H^{SB}, x_L^{SB} の間に定まることがわかる．

命題 3 $y^P = y^{FB}$, $x_H^{SB} < x^P < x_L^{SB}$

最適一括医療サービスは，分離解に比べ，非効率になる．なぜなら，前項において議論されたように，IC_H のみ拘束的となる条件の下で，期待社会厚生を最大化する $(x_L,\ y_L)$, $(x_H,\ y_H)$ においては，$y_L < y_H$，$x_L > x_H$ となるため，一括解が実現しないからである．

5　医療機関の競争と対称ナッシュ均衡

前節までは社会的観点から望ましい医療サービスについて検討してきたが，本節では複数の医療機関が医療サービスに関して互いに競争する状況を考察する．特に，各医療機関は診療報酬を所与として利己的行動，すなわち，自己の医療収益を最大化するように行動する場合，提供される医療サービスはどのような水準に決定されるのかを詳しく分析する．

本節では，競合関係にある 2 つの同質な医療機関が所与の診療報酬の下で互いに医療サービス水準を自ら選択して供給する状況を考察する[6]．単純化のため，ホテリング型の線形都市を想定し，[0, 1] 上の各点に密度 1 で患者が分布し，地点 0 に医療機関 0 が，地点 1 に医療機関 1 がそれぞれ立地するものと仮定する[7]．$\delta \in [0,\ 1]$ に位置する θ_J，$(J = H, L)$ タイプの患者が各医療機関から医療サービス $(x,\ y)$ が提供された場合，医療機関 0 から得る効用を

$$U^0(x,\ y,\ \delta; \theta_J) = u(x,\ y; \theta_J) - t\delta$$

で表す．ここで，t は医療機関までの単位当たりの移動費用を表す．この場合，医療機関 1 から得る効用は

$$U^1(x,\ y,\ \delta; \theta_J) = u(x,\ y; \theta_J) - t(1-\delta)$$

と表される．

5.1　完全情報のケース

医療機関 0,1 は，[0, 1] 上に分布する各患者のリスクタイプに関して完全な情報 $(\theta = \theta_J)$ を持っている場合を考察する．この場合，医療機関は ρ 人から成るローリスクタイプの患者グループと $1-\rho$ 人から成るハイリスクタイプの患者グループを別々の市場に分けて差別的な医療サービスが提供可能となる．医療機関 0 が選択する医療サービスを $(x_J^0,\ y_J^0)$ で表し，医療機関 1 が選択する医療サービスを $(x_J^1,\ y_J^1)$ で表す．$\delta \in [0,\ 1]$ に位置する患者は

$$U^0(x_J^0,\ y_J^0,\ \delta; \theta_J) \le U^1(x_J^1,\ y_J^1,\ \delta; \theta_J)$$

であれば，すなわち，

$$\theta_J \xi_b(x_J^1) + (1-\theta_J)\xi_g(x_J^1) + \theta_J \psi(y_J^1) - \theta_J \xi_b(x_J^0) - (1-\theta_J)\xi_g(x_J^0) - \theta_J \psi(y_J^0) - t + 2t\delta \ge 0$$

であれば，医療機関 1 を受診先として選択する.$J = L$ の場合の医療機関 1 にとっての問題はライバルの医療機関 0 が提供する医療サービス $(x_L^0,\ y_L^0)$ を所与として，ロータイプ

[6]提供される医療サービスに対して，医療コストが医療機関 0 と医療機関 1 で同一であるという意味で同質性を仮定する．

[7]ここでは，医療機関の立地競争は考えない．もし立地競争をするならば，通常のホテリングモデルと同様，均衡では互いに中間地点に，社会的には患者の移動費用最小化の観点から線分上の 1/4, 3/4 の地点に立地するのが最適となる．

の患者グループから得られる利潤を最大化するように医療サービス $(x_L^1,\ y_L^1)$ を決めることであり，次のように定式化できる[8].

問題 4　$\max_{x_L^1,\ y_L^1}\quad \pi(x_L^1,\ y_L^1; x_L^0,\ y_L^0)$

ここで，$\pi(x_L^1,\ y_L^1; x_L^0,\ y_L^0)$ は医療機関 1 の利潤を表しており，具体的には

$$
\begin{aligned}
&\pi(x_L^1,\ y_L^1; x_L^0,\ y_L^0)\\
&= \rho[r - x_L^1 - \theta_L y_L^1]\Big(\frac{1}{2}\\
&+ \frac{\theta_L \xi_b(x_L^1) + (1-\theta_L)\xi_g(x_L^1) + \theta_L \psi(y_L^1) - \theta_L \xi_b(x_L^0) - (1-\theta_L)\xi_g(x_L^0) - \theta_L \psi(y_L^0)}{2t}\Big)
\end{aligned}
$$

を意味する．なお，r は医療サービス $(x_L^1,\ y_L^1)$ に対する診療報酬を意味するが，急性病に対する医療サービスが患者に実際提供されるか否かに関係なく定められている[9]．同様に，医療機関 0 も医療サービス $(x_L^1,\ y_L^1)$ を所与として，ロータイプの患者グループから得られる利潤を最大化するように医療サービス $(x_L^0,\ y_L^0)$ を決める．ここでは，各医療機関が同一のタイミングで医療サービスを選択するものと仮定する．この場合の均衡は，医療機関の同質性を考慮すると，対称ナッシュ均衡として表すことができる．問題 4 に対する最大化 1 階条件

$$
\left.\frac{\partial \pi}{\partial x_L^1}\right|_{(x_L^1,\ y_L^1)=(x_L^0,\ y_L^0)=(x_L,\ y_L)} = 0, \quad \left.\frac{\partial \pi}{\partial y_L^1}\right|_{(x_L^1,\ y_L^1)=(x_L^0,\ y_L^0)=(x_L,\ y_L)} = 0
$$

を整理することにより，次式を得る．

$$
\begin{aligned}
y_L &= \frac{1}{\theta_L}\Big[r - x_L - \frac{t}{\theta_L \xi_b'(x_L) + (1-\theta_L)\xi_g'(x_L)}\Big] && (16)\\
x_L &= r - \theta_L y_L - \frac{t}{\psi'(y_L)} && (17)
\end{aligned}
$$

(16), (17) より，対称ナッシュ均衡の存在が確認できる[10]．こうして求められる対称ナッシュ均衡を $(x_L^C,\ y_L^C)$ と置く．また，同様に $J = H$ の場合の対称ナッシュ均衡を $(x_H^C,\ y_H^C)$ で表す．

補題 5 完全情報下の対称ナッシュ均衡 $(x_J^C,\ y_J^C)$ においては，

$$
\theta_J \xi_b'(x_J^C) + (1-\theta_J)\xi_g'(x_J^C) = \psi'(y_J^C)
$$

[8]Jack (2006) では，社会的観点から導出された慢性医療サービスと急性医療サービスの関係 $\hat{x}(y,\theta)$，$\tilde{x}(y_L,\ y_H)$（これらは注 2, 4 で言及されている）を用いて医療機関の利潤を定式化しており，論理的整合性を欠いているように思われる．しかしながら，次節で示されるように，最適にリスク調整された診療報酬の下での対称ナッシュ均衡に関して，完全情報下ではファーストベスト解が，非対称情報下ではセカンドベスト解が実現するので，結果的には，このような利潤の定式化が誤りではないことになる．

[9]仮に，急性病に対する医療サービスが患者に提供された場合にのみ診療報酬が支払われるものとすれば，その場合の診療報酬は，当然のことながら慢性病に対する医療サービス提供のケースと区別して設定される．

[10](16) より $dy_L/dx_L < 0$，また (17) より $dx_L/dy_L < 0$ であり，$x_L = 0$ のときの y_L の値に関して (16)>(17) が，$y_L = 0$ のときの x_L の値に関して (16)<(17) が，それぞれ成り立つことからわかる．

が成り立ち，ファーストベスト解における慢性医療サービスと急性医療サービスの関係が満たされる．

次に，x_L^C と x_H^C，y_L^C と y_H^C をそれぞれ比較するため，便宜上，リスクタイプを連続タイプ θ とみなす．その場合，(16), (17) は次式のように書き直される．

$$r - x - \theta y - \frac{t}{\theta \xi_b'(x) + (1-\theta)\xi_g'(x)} = 0 \tag{18}$$

$$r - x - \theta y - \frac{t}{\psi'(y)} = 0 \tag{19}$$

これら二式を全微分すると

$$\left(-1 + \frac{\theta \xi_b''(x) + (1-\theta)\xi_g''(x)}{[\theta \xi_b'(x) + (1-\theta)\xi_g'(x)]^2} \right) dx - \theta dy - y d\theta = 0$$

$$-dx + \left(-\theta + \frac{t\psi''(y)}{\psi'(y)^2} \right) dy - y d\theta = 0$$

となり，整理すると次のような行列で表すことができる．

$$\begin{pmatrix} 1 - \frac{\theta \xi_b''(x) + (1-\theta)\xi_g''(x)}{[\theta \xi_b'(x) + (1-\theta)\xi_g'(x)]^2} & \theta \\ 1 & \theta - \frac{t\psi''(y)}{\psi'(y)^2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \frac{dx}{d\theta} \\ \frac{dy}{d\theta} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -y \\ -y \end{pmatrix} \tag{20}$$

この行列を $(dx/d\theta,\ dy/d\theta)$ に関して解くと

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} \frac{dx}{d\theta} \\ \frac{dy}{d\theta} \end{pmatrix} &= -\frac{1}{\Delta} \begin{pmatrix} \theta - \frac{t\psi''(y)}{\psi'(y)^2} & -\theta \\ -1 & 1 - \frac{\theta \xi_b''(x) + (1-\theta)\xi_g''(x)}{[\theta \xi_b'(x) + (1-\theta)\xi_g'(x)]^2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y \\ y \end{pmatrix} & (21) \\ &= \frac{1}{\Delta} \begin{pmatrix} \frac{ty\psi''(y)}{\psi'(y)^2} \\ \frac{y[\theta \xi_b''(x) + (1-\theta)\xi_g''(x)]}{[\theta \xi_b'(x) + (1-\theta)\xi_g'(x)]^2} \end{pmatrix} & (22) \end{aligned}$$

と求められる．ここで，Δ は (20) 式左辺の行列式を意味し，

$$\begin{aligned} \Delta &= \left(1 - \frac{\theta \xi_b''(x) + (1-\theta)\xi_g''(x)}{[\theta \xi_b'(x) + (1-\theta)\xi_g'(x)]^2}\right)\left(\theta - \frac{t\psi''(y)}{\psi'(y)^2}\right) - \theta \\ &= -\theta \frac{\theta \xi_b''(x) + (1-\theta)\xi_g''(x)}{[\theta \xi_b'(x) + (1-\theta)\xi_g'(x)]^2} - \frac{t\psi''(y)}{\psi'(y)^2} + \frac{t\psi''(y)(\theta \xi_b''(x) + (1-\theta)\xi_g''(x))}{\psi'(y)^2[\theta \xi_b'(x) + (1-\theta)\xi_g'(x)]^2} \\ &> 0 \end{aligned}$$

よって，$\Delta > 0$ であり，(22) 式右辺の行列の各項が負となることから，$dx/d\theta < 0$, $dy/d\theta < 0$ となることがわかる．

命題 4 $x_L^C > x_H^C$, $y_L^C > y_H^C$

こうして，医療機関による競争の結果，ローリスクタイプに対する医療サービスは，慢性病のみならず急性病に対してもハイリスクタイプよりも手厚く行われることがわかる．

とりわけ，急性病に対するこの結果に関しては，ロータイプの医療サービスを多少増加させても期待値ベースの医療コストはそれほど増加するわけではないことがその背景にあると思われる．この結果は，3 節のファーストベスト解とは異なる性質を有することを意味し，対称ナッシュ均衡が非効率な資源配分をもたらすことを示唆する．しかしながら，所与とされてきた診療報酬をリスク調整の観点から，リスクタイプ別に異なる水準に設定することを通じて，効率的な結果が導かれることを次節で明らかにする．

5.2　非対称情報のケース

この場合，医療機関は ρ 人から成るローリスクタイプの患者グループと $1-\rho$ 人から成るハイリスクタイプの患者グループを区別できないことから，[0, 1] 上の同一市場で医療サービス $(x_L,\ y_L)$, $(x_H,\ y_H)$ を提供することになる．医療機関 0 によって提供される医療サービス $(x_L^0,\ y_L^0)$, $(x_H^0,\ y_H^0)$ を所与としたとき，医療機関 1 の利潤は

$$\begin{aligned}
&\pi_1(x_L^1, x_H^1, y_L^1, y_H^1; x_L^0, x_H^0, y_L^0, y_H^0) = \\
&\rho[r - x_L^1 - \theta_L y_L^1]\Big(\frac{1}{2} \\
&+\frac{\theta_L\xi_b(x_L^1) + (1-\theta_L)\xi_g(x_L^1) + \theta_L\psi(y_L^1) - \theta_L\xi_b(x_L^0) - (1-\theta_L)\xi_g(x_L^0) - \theta_L\psi(y_L^0)}{2t}\Big) \\
&+(1-\rho)[r - x_H^1 - \theta_H y_H^1]\Big(\frac{1}{2} \\
&+\frac{\theta_H\xi_b(x_H^1) + (1-\theta_H)\xi_g(x_H^1) + \theta_H\psi(y_H^1) - \theta_H\xi_b(x_H^0) - (1-\theta_H)\xi_g(x_H^0) - \theta_H\psi(y_H^0)}{2t}\Big)
\end{aligned}$$

と表される．医療機関 1 にとっての問題は次のように定式化できる．

問題 5　$\max_{(x_L^1,\ y_L^1),\ (x_H^1,\ y_H^1)}\quad \pi_1(x_L^1,\ x_H^1,\ y_L^1,\ y_H^1; x_L^0,\ x_H^0,\ y_L^0,\ y_H^0)$

$$\begin{aligned}
\text{s.t.}\quad &\theta_H\xi_b(x_H^1) + (1-\theta_H)\xi_g(x_H^1) + \theta_H\psi(y_H^1) \\
&\qquad\qquad \geq \theta_H\xi_b(x_L^1) + (1-\theta_H)\xi_g(x_L^1) + \theta_H\psi(y_L^1) \qquad (IC_H) \\
&\theta_L\xi_b(x_L^1) + (1-\theta_L)\xi_g(x_L^1) + \theta_L\psi(y_L^1) \\
&\qquad\qquad \geq \theta_L\xi_b(x_H^1) + (1-\theta_L)\xi_g(x_H^1) + \theta_L\psi(y_H^1) \qquad (IC_L)
\end{aligned}$$

同様に，医療機関 0 は医療機関 1 によって提供される医療サービス $(x_L^1,\ y_L^1)$, $(x_H^1,\ y_H^1)$ を所与として，利潤を最大化するように医療サービス $(x_L^0,\ y_L^0)$, $(x_H^0,\ y_H^0)$ を決定する．この場合のナッシュ均衡（非対称情報下の対称ナッシュ均衡）を，$x_L^1 = x_L^0 = x_L^A$, $y_L^1 = y_L^0 = y_L^A$, $x_H^1 = x_H^0 = x_H^A$, $y_H^1 = y_H^0 = y_H^A$ で表す．このとき，次の二つの補題が成り立つ．

補題 6　非対称情報下での対称ナッシュ均衡 $(x_L^A,\ y_L^A)$, $(x_H^A,\ y_H^A)$ に対して，(IC_H), (IC_L) の少なくとも一方は拘束的となる．
（証明）仮に，(IC_H), (IC_L) が共に非拘束的であると仮定する．このとき，非対称情報下での対称ナッシュ均衡は完全情報下の対称ナッシュ均衡に一致する．よって，命題 4 より $y_L^A > y_H^A$ となるため，誘因両立性条件を満たさなくなり，矛盾が生じる．

補題 7 非対称情報下での対称ナッシュ均衡 $(x_L^A,\ y_L^A)$, $(x_H^A,\ y_H^A)$ に対して，(IC_H), (IC_L) の両方が拘束的となることはない．

（証明）非対称情報下での対称ナッシュ均衡に対して (IC_H), (IC_L) の両方とも拘束的であったとしよう．その場合の解は一括均衡として表わされる．

$$\left.\frac{\partial\pi_1(x_L^1,x_H^1,y_L^1,y_H^1;x_L^0,x_H^0,y_L^0,y_H^0)}{\partial x_L^1}\right|_{(x_L^1,y_L^1)=(x_L^0,y_L^0)=(x_H^1,y_H^1)=(x_H^0,y_H^0)=(x,y)} = 0 \tag{23}$$

$$\left.\frac{\partial\pi_1(x_L^1,x_H^1,y_L^1,y_H^1;x_L^0,x_H^0,y_L^0,y_H^0)}{\partial y_L^1}\right|_{(x_L^1,y_L^1)=(x_L^0,y_L^0)=(x_H^1,y_H^1)=(x_H^0,y_H^0)=(x,y)} = 0 \tag{24}$$

$$\left.\frac{\partial\pi_1(x_L^1,x_H^1,y_L^1,y_H^1;x_L^0,x_H^0,y_L^0,y_H^0)}{\partial x_H^1}\right|_{(x_L^1,y_L^1)=(x_L^0,y_L^0)=(x_H^1,y_H^1)=(x_H^0,y_H^0)=(x,y)} = 0 \tag{25}$$

$$\left.\frac{\partial\pi_1(x_L^1,x_H^1,y_L^1,y_H^1;x_L^0,x_H^0,y_L^0,y_H^0)}{\partial y_H^1}\right|_{(x_L^1,y_L^1)=(x_L^0,y_L^0)=(x_H^1,y_H^1)=(x_H^0,y_H^0)=(x,y)} = 0 \tag{26}$$

(23)∼(26) をそれぞれ整理すると以下のようにまとめられる．

$$-\frac{1}{2}+(r-x-\theta_L y)\left(\frac{\theta_L\xi_b'(x)+(1-\theta_L)\xi_g'(x)}{2t}\right)=0 \tag{27}$$

$$-\frac{1}{2}+(r-x-\theta_L y)\left(\frac{\psi'(y)}{2t}\right)=0 \tag{28}$$

$$-\frac{1}{2}+(r-x-\theta_H y)\left(\frac{\theta_H\xi_b'(x)+(1-\theta_H)\xi_g'(x)}{2t}\right)=0 \tag{29}$$

$$-\frac{1}{2}+(r-x-\theta_H y)\left(\frac{\psi'(y)}{2t}\right)=0 \tag{30}$$

$\theta_L < \theta_H$ なので，(27) と (29)，(28) と (30) はそれぞれ両立しえず，矛盾が生じる．

補題 6, 7 より，非対称情報下での対称ナッシュ均衡に対して，(IC_H), (IC_L) のいずれか一方が拘束的となる．

(IC_H) **が拘束的となるケース**　ラグランジュ関数 L' を以下のように定義する．

$$\begin{aligned}L' \ \equiv\ & \pi_1(x_L^1,x_H^1,y_L^1,y_H^1;x_L^0,x_H^0,y_L^0,y_H^0)\\ & +\mu_H[\theta_H\xi_b(x_H^1)+(1-\theta_H)\xi_g(x_H^1)+\theta_H\psi(y_H^1)\\ & -\theta_H\xi_b(x_L^1)-(1-\theta_H)\xi_g(x_L^1)-\theta_H\psi(y_L^1)]\end{aligned}$$

ここで，μ_H はラグランジュ乗数を表す．最大化 1 階の条件は

$$\left.\frac{\partial L}{\partial x_L^1}\right|_{(x_L^1,y_L^1)=(x_L^0,y_L^0)=(x_L,y_L),\ (x_H^1,y_H^1)=(x_H^0,y_H^0)=(x_H,y_H)} = 0$$
$$\left.\frac{\partial L}{\partial y_L^1}\right|_{(x_L^1,y_L^1)=(x_L^0,y_L^0)=(x_L,y_L),\ (x_H^1,y_H^1)=(x_H^0,y_H^0)=(x_H,y_H)} = 0$$
$$\left.\frac{\partial L}{\partial x_H^1}\right|_{(x_L^1,y_L^1)=(x_L^0,y_L^0)=(x_L,y_L),\ (x_H^1,y_H^1)=(x_H^0,y_H^0)=(x_H,y_H)} = 0$$
$$\left.\frac{\partial L}{\partial y_H^1}\right|_{(x_L^1,y_L^1)=(x_L^0,y_L^0)=(x_L,y_L),\ (x_H^1,y_H^1)=(x_H^0,y_H^0)=(x_H,y_H)} = 0$$

と表わされる．これら 4 式をそれぞれラグランジュ乗数について解くと，以下のようにまとめられる．

$$\mu_H = \frac{\rho[(\theta_L\xi_b'(x_L)+(1-\theta_L)\xi_g'(x_L))(r-x_L-\theta_L y_L)-t]}{2t[\theta_H\xi_b'(x_L)+(1-\theta_H)\xi_g'(x_L)]} \tag{31}$$
$$= \frac{1-\rho}{2t}\left[\frac{t}{\theta_H\xi_b'(x_H)+(1-\theta_H)\xi_g'(x_H)}-(r-x_H-\theta_H y_H)\right] \tag{32}$$
$$= \frac{\rho\theta_L}{2t\theta_H}\left[r-x_L-\theta_L y_L-\frac{t}{\psi'(y_L)}\right] \tag{33}$$
$$= \frac{1-\rho}{2t}\left[\frac{t}{\psi'(y_H)}-(r-x_H-\theta_H y_H)\right] \tag{34}$$

(32) と (34) から $\theta_H\xi_b'(x_H)+(1-\theta_H)\xi_g'(x_H)=\psi'(y_H)$ が成り立つので，ハイリスクタイプの x_H と y_H の間には，効率的な関係が成り立つ．しかしながら，(31) と (33) からローリスクタイプの x_L と y_L の間には，効率的な関係は成り立たない．

補題 8 (31)~(34) 及び (IC_H) が拘束的であるという条件を満たす $(x_L,y_L),(x_H,y_H)$ に対して，実際 $x_L>x_H$，$y_L<y_H$ となる．
（証明）(31), (33) 式より，

$$\frac{\rho[\theta_L\xi_b'(x_L)+(1-\theta_L)\xi_g'(x_L)]}{2t[\theta_H\xi_b'(x_L)+(1-\theta_H)\xi_g'(x_L)]}\left[r-x_L-\theta_L y_L-\frac{t}{\theta_L\xi_b'(x_L)+(1-\theta_L)\xi_g'(x_L)}\right]$$
$$= \frac{\rho\theta_L}{2t\theta_H}\left[r-x_L-\theta_L y_L-\frac{t}{\psi'(y_L)}\right]$$

$\theta_L<\theta_H$，$\xi_b'(x_L)<\xi_g'(x_L)$ より，

$$\frac{\theta_L\xi_b'(x_L)+(1-\theta_L)\xi_g'(x_L)}{\theta_H\xi_b'(x_L)+(1-\theta_H)\xi_g'(x_L)}>1,\quad \frac{\theta_L}{\theta_H}<1$$

となるので，

$$\theta_L\xi_b'(x_L)+(1-\theta_L)\xi_g'(x_L)<\psi'(y_L)$$

が成り立つ．よって，

$$\theta_H\xi_b'(x_L)+(1-\theta_H)\xi_g'(x_L)<\psi'(y_L)$$

となり，ハイリスクタイプの (x_L, y_L) における限界代替率に関して

$$\frac{\theta_H \xi_b'(x_L) + (1-\theta_H)\xi_g'(x_L)}{\theta_H \psi'(y_L)} < \frac{1}{\theta_H} \tag{35}$$

となる．一方，(32), (34) 式より

$$\theta_H \xi_b'(x_H) + (1-\theta_H)\xi_g'(x_H) = \psi'(y_H)$$

となり，ハイリスクタイプの (x_H, y_H) における限界代替率に関して

$$\frac{\theta_H \xi_b'(x_H) + (1-\theta_H)\xi_g'(x_H)}{\theta_H \psi'(y_H)} = \frac{1}{\theta_H} \tag{36}$$

となる．(35), (36) 及びハイリスクタイプの限界代替率逓減より $x_L > x_H$，$y_L < y_H$ となる．

補題 8 及び仮定よりどの (x, y) に対してもローリスクタイプの方がハイリスクタイプよりも限界代替率が大きくなることから，ローリスクタイプにとって，(x_L, y_L) を通る無差別曲線は (x_H, y_H) を通る無差別曲線の右上に位置する．よって，(x_L, y_L)，(x_H, y_H) に対して，(IC_L) は厳密な不等号で成り立つ．以上の事から，(31)∼(34) 及び (IC_H) が拘束的であるという条件を満たす $(x_L, y_L), (x_H, y_H)$ は対称ナッシュ均衡となる．

(IC_L) **が拘束的となるケース**　ラグランジュ関数 L'' を以下のように定義する．

$$\begin{aligned} L'' \equiv\ & \pi_1(x_L^1, x_H^1, y_L^1, y_H^1; x_L^0, x_H^0, y_L^0, y_H^0) \\ & +\mu_L[\theta_L \xi_b(x_L^1) + (1-\theta_L)\xi_g(x_L^1) + \theta_L \psi(y_L^1) \\ & -\theta_L \xi_b(x_H^1) - (1-\theta_L)\xi_g(x_H^1) - \theta_L \psi(y_H^1)] \end{aligned}$$

ここで，μ_L はラグランジュ乗数を表す．最大化 1 階の条件は

$$\left.\frac{\partial L}{\partial x_L^1}\right|_{(x_L^1, y_L^1) = (x_L^0, y_L^0) = (x_L, y_L),\ (x_H^1, y_H^1) = (x_H^0, y_H^0) = (x_H, y_H)} = 0$$

$$\left.\frac{\partial L}{\partial y_L^1}\right|_{(x_L^1, y_L^1) = (x_L^0, y_L^0) = (x_L, y_L),\ (x_H^1, y_H^1) = (x_H^0, y_H^0) = (x_H, y_H)} = 0$$

$$\left.\frac{\partial L}{\partial x_H^1}\right|_{(x_L^1, y_L^1) = (x_L^0, y_L^0) = (x_L, y_L),\ (x_H^1, y_H^1) = (x_H^0, y_H^0) = (x_H, y_H)} = 0$$

$$\left.\frac{\partial L}{\partial y_H^1}\right|_{(x_L^1, y_L^1) = (x_L^0, y_L^0) = (x_L, y_L),\ (x_H^1, y_H^1) = (x_H^0, y_H^0) = (x_H, y_H)} = 0$$

と表わされる．これら 4 式をそれぞれラグランジュ乗数について解くと，以下のようにまとめられる．

$$\begin{aligned}
\mu_L &= \frac{\rho}{2t}\left[\frac{t}{(\theta_L\xi_b'(x_L)+(1-\theta_L)\xi_g'(x_L))}-(r-x_L-\theta_L y_L)\right] \qquad (37)\\
&= \frac{(1-\rho)[\theta_H\xi_b'(x_H)+(1-\theta_H)\xi_g'(x_H)]}{2t[\theta_L\xi_b'(x_H)+(1-\theta_L)\xi_g'(x_H)]}\Bigg[r-x_H-\theta_H y_H \qquad (38)\\
&\quad -\frac{t}{\theta_H\xi_b'(x_H)+(1-\theta_H)\xi_g'(x_H)}\Bigg]\\
&= \frac{\rho}{2t}\left[\frac{t}{\psi'(y_L)}-(r-x_L-\theta_L y_L)\right] \qquad (39)\\
&= \frac{(1-\rho)\theta_H}{2t\theta_L}\left[r-x_H-\theta_H y_H-\frac{t}{\psi'(y_H)}\right] \qquad (40)
\end{aligned}$$

(37) と (39) から $\theta_L\xi_b'(x_L)+(1-\theta_L)\xi_g'(x_L)=\psi'(y_L)$ が成り立つので，ローリスクタイプの x_L と y_L の間には，効率的な関係が成り立つ．しかしながら，(38) と (40) からハイリスクタイプの x_H と y_H の間には，効率的な関係が成り立たない．

補題 9 (37)∼(40) 及び (IC_L) が拘束的であるという条件を満たす $(x_L, y_L), (x_H, y_H)$ に対して，$x_L > x_H$，$y_L < y_H$ となる．
（証明）(38), (40) 式より，

$$\begin{aligned}
&\frac{(1-\rho)[\theta_H\xi_b'(x_H)+(1-\theta_H)\xi_g'(x_H)]}{2t[\theta_L\xi_b'(x_H)+(1-\theta_L)\xi_g'(x_H)]}\left[r-x_H-\theta_H y_H-\frac{t}{\theta_H\xi_b'(x_H)+(1-\theta_H)\xi_g'(x_H)}\right]\\
=\ &\frac{(1-\rho)\theta_H}{2t\theta_L}\left[r-x_H-\theta_H y_H-\frac{t}{\psi'(y_H)}\right]
\end{aligned}$$

$\theta_L < \theta_H$，$\xi_b'(x_H) < \xi_g'(x_H)$ より，

$$\frac{\theta_H\xi_b'(x_H)+(1-\theta_H)\xi_g'(x_H)}{\theta_L\xi_b'(x_H)+(1-\theta_L)\xi_g'(x_H)} < 1,\quad \frac{\theta_H}{\theta_L} > 1$$

となるので，

$$\theta_H\xi_b'(x_H)+(1-\theta_H)\xi_g'(x_H) > \psi'(y_H)$$

が成り立つ．よって，

$$\theta_L\xi_b'(x_H)+(1-\theta_L)\xi_g'(x_H) > \psi'(y_H)$$

となり，ローリスクタイプの (x_H, y_H) における限界代替率に関して

$$\frac{\theta_L\xi_b'(x_H)+(1-\theta_L)\xi_g'(x_H)}{\theta_L\psi'(y_H)} > \frac{1}{\theta_L} \qquad (41)$$

となる．一方，(37), (39) 式より

$$\theta_L\xi_b'(x_L)+(1-\theta_L)\xi_g'(x_L)=\psi'(y_L)$$

となり，ローリスクタイプの (x_L, y_L) における限界代替率に関して

$$\frac{\theta_L \xi_b'(x_L) + (1-\theta_L)\xi_g'(x_L)}{\theta_L \psi'(y_L)} = \frac{1}{\theta_L} \tag{42}$$

となる．(41), (42) 及びローリスクタイプの限界代替率逓減より $x_L > x_H$，$y_L < y_H$ となる．

補題 9 及び仮定よりどの (x, y) に対してもハイリスクタイプの方がローリスクタイプよりも限界代替率が小さくなることから，ハイリスクタイプにとって，(x_H, y_H) を通る無差別曲線は (x_L, y_L) を通る無差別曲線の右上に位置する．よって，(x_L, y_L), (x_H, y_H) に対して，(IC_H) は厳密な不等号で成り立つ．したがって，(37)∼(40) 及び (IC_L) が拘束的であるという条件を満たす $(x_L, y_L), (x_H, y_H)$ は対称ナッシュ均衡となる．こうして，われわれは，Jack (2006) では論じられていない (IC_L) が拘束的となる均衡解の存在を確認することができた．以上を命題としてまとめておく．

命題 5 非対称情報下のナッシュ均衡は，(IC_H) のみ拘束的となるケースと (IC_L) のみ拘束的となるケースの二つ存在する．

6　最適なリスク調整メカニズム

前節で所与とされてきた診療報酬に関して，本節ではリスクタイプに応じた最適な報酬スキームを導出する．

6.1　完全情報下のケース

r_L をローリスクタイプに対する診療報酬，r_H をハイリスクタイプに対する診療報酬をそれぞれ表すものとし，次のように定義する．

$$r_L = x_L^{FB} + \theta_L y_L^{FB} + t \tag{43}$$

$$r_H = x_H^{FB} + \theta_L y_H^{FB} + t \tag{44}$$

(43) を (16), (17) の r に代入すると

$$y_L = \frac{1}{\theta_L}\Big[x_L^{FB} + \theta_L y_L^{FB} + t - x_L - \frac{t}{\theta_L \xi_b'(x_L) + (1-\theta_L)\xi_g'(x_L)}\Big] \tag{45}$$

$$x_L = x_L^{FB} + \theta_L y_L^{FB} + t - \theta_L y_L - \frac{t}{\psi'(y_L)} \tag{46}$$

一方，$\theta_L \xi_b'(x_L^{FB}) + (1-\theta_L)\xi_g'(x_L^{FB}) = 1$，$\psi'(y_L^{FB}) = 1$ より，$x_L = x_L^{FB}$，$y_L = y_L^{FB}$ は，(16),(17) を満たすので，(45),(46) で与えられる対称ナッシュ均衡はファーストベスト解に一致する．ハイリスクタイプのケースも (44) を用いることにより，同様に示される．また，各医療機関の均衡利潤はローリスクタイプの場合には $(\rho t)/2$，ハイリスクタイプの場合には $(1-\rho)t/2$ と表され，タイプ別患者数及び移動コストのみに依存する．

6.2　非対称情報下のケース

(IC_H) が拘束的となるケース：効率的なナッシュ均衡　ハイリスクタイプに対する診療報酬を r_H，ローリスクタイプに対する診療報酬を r_L で表す．まず，r_H に関しては，(10) と (34) を比較することにより，

$$r_H = x_H^{SB} + \theta_H y_H^{SB} + t \tag{47}$$

と定義し，r_L に関しては，(8) と (33) を比較することにより，

$$r_L = x_L^{SB} + \theta_L y_L^{SB} + t \tag{48}$$

と定義する．このとき，(31)~(34) は以下のように書き直される．

$$\begin{aligned}
&\frac{\rho[(\theta_L \xi_b'(x_L) + (1-\theta_L)\xi_g'(x_L))(x_L^{SB} + \theta_L y_L^{SB} + t - x_L - \theta_L y_L) - t]}{2t[\theta_H \xi_b'(x_L) + (1-\theta_H)\xi_g'(x_L)]} \\
= \;& \frac{1-\rho}{2t}\left[\frac{t}{\theta_H \xi_b'(x_H) + (1-\theta_H)\xi_g'(x_H)} - (x_H^{SB} + \theta_H y_H^{SB} + t - x_H - \theta_H y_H)\right] \quad (49)\\
= \;& \frac{\rho\theta_L}{2t\theta_H}\left[x_L^{SB} + \theta_L y_L^{SB} + t - x_L - \theta_L y_L - \frac{t}{\psi'(y_L)}\right] \quad (50)\\
= \;& \frac{1-\rho}{2t}\left[\frac{t}{\psi'(y_H)} - (x_H^{SB} + \theta_H y_H^{SB} + t - x_H - \theta_H y_H)\right] \quad (51)
\end{aligned}$$

ここで，$x_L = x_L^{SB}$，$y_L = y_L^{SB}$，$x_H = x_H^{SB}$，$y_H = y_H^{SB}$ と置くと，(49)~(51) は，セカンドベスト解の条件 (7)~(10) に一致する．

命題 6　r_H，r_L が (47),(48) で与えられるとき，(IC_H) が拘束的となる対称ナッシュ均衡は，セカンドベスト解に一致する．

この場合，各医療機関の均衡利潤は $t/2$ と表され，移動コストのみに依存する．

(IC_L) が拘束的となるケース：非効率的なナッシュ均衡　この場合，r_H，r_L をどのように選ぼうとも，(IC_H) が非拘束的となるため，対称ナッシュ均衡は，セカンドベスト解にはなりえないことは明らかであり，非効率な資源配分をもたらす．

7　おわりに

本稿では，医療機関や政府が患者のリスクタイプを正確に把握できないことから生じる逆選択問題を次の三点，

[1] 医療サービスをリスクタイプに応じて提供する，

[2] 複数の医療機関が医療サービスの質に関して競争する，

[3] 診療報酬をリスク調整しながら決定する，

に依拠することにより，セカンドベストの意味で解決可能であることを示した Jack (2006) と問題意識を共有しつつ，慢性医療サービスと急性医療サービスを独立変数としたまま分析を試みた．その結果，ファーストベスト解とセカンドベスト解の導出や比較に関して，

さらには非対称情報下における対称ナッシュ均衡の存在に関して，Jack (2006) では分析上の制約のため十分明らかにすることができなかった新たな知見（命題1, 2, 3, 5）を得ることができた．

しかしながら，本稿の分析は，Jack (2006) モデルに完全に依拠しており，4.2 節の一括解に関する議論を除き，オリジナルな視点から試みられたものではないことを指摘しておかなければばならない．そのため，今後，Jack (2006) モデルに対するさまざまな観点からの拡張を通じて，Jack (2006) の分析結果の頑健性を検証することが必要である．たとえば，Jack (2006) モデルでは患者のリスクタイプが慢性病の程度には関係なく，急性病に関する発症確率のみで区別されているが，実際には慢性病の程度が重篤な患者ほど急性病の発症確率が高まるものと考えられる．こうした状況を加味しつつより現実的な観点からリスクタイプを区別し，分析する必要がある．また，Jack (2006) モデルでは競争する医療機関の同質性を仮定しているが，この仮定を緩め，医療機関に何らかの異質性（たとえば，慢性病の治療にウエートを置く医療機関と急性病の治療にウエートを置く医療機関が競合するなど）を組み込んで検討することも非常に興味深く，今後の検討課題としたい．

参考文献

[1] Ellis, R.P. et al. (1996), “Diagnostic Cost Group(DCG) and Hierarchical Coexitsting Conditions and procedures (HCCP) Models for Medicare risk adjustment,” Final Report, Health Economics Research for Health Care Financing Administration, April

[2] Ellis, R.P. (1998), “Creaming, skimping, and dumping: provider competition on the intensive and extensive margins,” *Journal of Health Economics*, Vol. 17, pp537-555.

[3] Frank, G., Glazer, J., and T. McGuire (2000), “Measuring adverse selection in managed health care,” *Journal of Health Economics*, Vol. 19, pp829-854.

[4] Glazer, J., and T. McGuire (2002), “Setting health plan premiums to ensure efficient quality in health care: minimum variance optimal risk adjustment,” *Journal of Public Economics*, Vol. 84, pp153-173.

[5] Glazer, J., and T. McGuire (2000), “Optimal risk adjustment of health insurance premiums: an application to managed care,” *American Economic Review*, Vol. 90, pp1055-1071.

[6] Hornbrook, M.C., et al (1991), “Assessing health plan case mix in employed populations: ambulatory morbidity and prescrived drug models,” in R.M. Scheffer and L.F.Rossiter,eds., advances in Health Economics and Health Services Research, Vol. 12(JAI Press, greenwich), pp197-232.

[7] Hornbrook, M.C., and M.J. Goodman (1996), “Chronic disease, functional health status, and demographics: a multi-demensional approach to risk adjustment,” *Health Services Research* 31(3), pp283-307.

[8] Jack, W., (2006), "Optimal risk adjustment adverse selection and spatial competition," *Journal of Health Economics*, Vol. 25, pp908-926.

[9] Newhouse, J.P. (1996), "Reimbursing health plans and health providers: efficiency in production versus selection," *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, pp1236-1263.

[10] Porter M. E. and E. O. Teisberg (2006), *Redefing Health Care*, Harvard Business Press,（山本雄士訳 (2009) 『医療戦略の本質』日経 BP 出版）

[11] Rothschild, M., and J. stiglitz. (1976), "Equilibrium in Competitive Insurance Markets: an essay in the Economics of tmperfect Information," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 90(4), pp629-649.

[12] van de Ven, and P. Ellis (2000), "Risk adjustment in competitive health plan market,"*Handbook of health Economics*, Vol.1, edited by A.J.Culyer and J.P. Newhouse.

[13] van Vliet, R.C.J.A. and W.P.M.M. van de Ven (1992), "Towards a capitation formula for competing health insures: an empirical analysis,"*Social Sience and Medicine*34, pp1035-1048.