

混合診療は不公平か？*

—アンケート調査を用いた医療規制改革の実証的考察

鈴木 亘**

東京学芸大学

齋藤 裕美***

(財)医療科学研究所／一橋大学

混合診療の解禁に対する反対理由としては、主に①患者負担の増大や、②負担できる人とできない人の間に「命の不平等」が生じるという点が挙げられている。本稿は、仮想市場法を用いて余命(QALYs)に対する需要曲線を計測し、シミュレーション分析を行うことにより、その主張が支持されるかどうか検証を行った。その結果、①平均的な患者負担については混合診療解禁によりむしろ減少する、②余命に関するジニ係数で比べると、混合診療解禁によって、余命はむしろ平等化することが分かった。混合診療解禁に対する反対理由は実証的な妥当性が低いと判断される。

1. はじめに

混合診療とは、医療保険が適用される「保険診療」と適用されない自由診療（保険外診療）を併用する診療行為のことであり、わが国では、これまでのところ原則としてこのような診療行為は禁止されている。すなわち、保険診療に自由診療をごくわずかでも併用すると、全ての診療が自由診療の扱いとなり、医療費全額が患者

* 本稿の作成に当たって、八代尚宏氏をはじめとする（社）日本経済研究センター・「社会的規制改革の計量分析」研究会の参加者の皆様からは有益なコメントを頂いた。本稿の研究は、平成17年度厚生科学研究費補助金 行政政策研究分野 政策科学推進研究「包括的社会保障財政予測モデルの構築とそれを用いた医療・年金・介護保険改革の評価研究」による研究補助を受けている。また齋藤は一橋大学 COE プロジェクト「現代経済システムの規範的評価と社会的選択」から若手研究者研究費助成を受けている。感謝を申し上げたい。

** 〒184-8501 東京都小金井市貫井北町 4-1-1

E-mail: w-suzuki@u-gakugei.ac.jp

*** 〒107-0052 東京都港区赤坂 3-2-12 5F

E-mail: ged1104@srv.cc.hit-u.ac.jp

一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程

の自己負担となる。

このような「混合診療の禁止」に対して、ここ数年、経済財政諮問会議や総合規制改革会議、規制改革・民間開放推進会議等から、混合診療を解禁すべきであるという主張がなされており、これに反対する日本医師会、厚生労働省との間で激しい論戦が行われてきた（経済財政諮問会議(2004)、総合規制改革会議(2003)、規制改革・民間開放推進会議(2005a)）。日本医師会側が挙げる主な反対理由は、①現金給付の拡大によって患者負担が増大する、②費用を負担できる人とできない人の間に「命の不等」が生じるという2点である。また、③混合診療解禁が公費支出の縮減や医療費のコントロールにつながるという懸念や、④医学医療の進歩の享受は国民皆保険によって国民全員が受けるべきという主張もなされている（日本医師会政策会議(2004)、日本医師会(2005)）。

一方、厚生労働省側の主な反対理由は、患者自己負担の増大(①)に加え、⑤安全性や有効性が不明確な医療が保険診療の一環として無制限に提供され、⑥医療費が増大することにより、医療保険財政が圧迫されるという点であり、これまで同様、特定療養費制度の拡大で対応すべきと主張している（厚生労働省(2004a,b)、総合規制改革会議(2003)）。

しかしながら、①についてはたとえ患者負担が増大したとしても、それが患者の合理的選択であるならば、費用を上回る便益(消費者余剰)が発生しているはずであり、患者負担が増すこと自体は何ら問題ではない。また、現在も自由診療が存在していることを考えると、混合診療の解禁によって患者負担が増加するかどうかは必ずしも明確ではない。②についても、規制改革・民間開放推進会議(2005b)が反論しているように、現在でも自由診療の存在を考えれば既にそのアクセスをめぐる不平等が存在すると考えられ¹、混合診療の解禁によって必ずしも不平等が増すとは限らない。また、③④については、混合診療の問題というよりは、むしろ公的医療保険財政をどう維持するかという問題であろう。混合診療を解禁することと、公的保険範囲の縮小や医療費コントロールをすべきかどうかということは、別途議論すべき問題である。しかしながら、もし④のように今後も公的保険範囲で全ての医療サービスをまかなうべきと主張するのであれば、高齢化によって破綻が懸念される保険財政をどのように維持するのか、日本医師会側は保険財政について対案を用意する必要があるだろう。⑤の安全性・有効性については、総合規制改革会議、規制改

¹ 規制改革・民間開放推進会議側は、むしろ混合診療禁止ルールがあることで、全額自己負担できる者とできない者との間で医療格差が起きていると主張している。

革・民間開放推進会議は、a.問題があるとすれば、現行の自由診療を放置していることも問題となる、b.十分な情報公開を実施すれば安全性・有効性の問題は生じない、c.混合診療を必要としている人々には、死亡の危険が迫った場合もあり、安全性とある程度引き換えにして選択することもやむを得ないという反論をしている。

現在は、厚生労働大臣と規制改革担当大臣との間で、一定のルールの下に混合診療を認めるとともに、特定療養費化や保険導入の間口を広げ、スピードを増す方向で合意がなされており（2004年12月15日、厚生労働省(2004b)）、2006年度中に提出される医療制度改革に反映される見込みである。しかしながら、具体的な内容やスケジュールはまだ明確ではなく、混合診療の全面解禁を目指す立場からはまだ隔たりが大きいことから、引き続き混合診療の是非をめぐる議論が続いて行くであろう。さて、こうした一連の議論の大きな問題は、賛否両者に共通することであるが、実態に基づいた議論が殆どなされていないという点である。①の患者負担にせよ、②の不平等拡大にせよ、⑤の安全性・有効性の問題にせよ、これらの評価はきわめて実証的な課題なのであり、実態・実証的裏づけのない原理原則論では、お互いに決着がつかずに平行線となってしまう。もう一つの問題は、やはり賛否両者とも、国民や患者の意見が不在であるということである。もちろん、両者とも国民・患者の意見を代弁しているつもりではあろうが、国民・患者は混合診療解禁について賛成なのか反対なのか、本当に彼らは混合診療を求めているのか、本当に彼らは治療の機会を犠牲にしても平等であることを望んでいるのか、といった重要な論点について、政策に反映させるべく今一度、国民・患者の声を真摯に聞く必要があると思われる。

ところで、実証的裏づけがないという問題点は、政策の現場だけではなく、医療政策、医療経済学における混合診療の研究においても当てはまる。これまで混合診療をテーマとした文献の多くは理論的な研究であり²、実態を調査している文献はわ

² 齋藤・鵜田(2003)は、混合診療の禁止は効率性に加え、公平性の点でも必ずしも有効ではないことを示唆した。また、林・山田(2003)は、所得格差を切り口に、社会が経済的に豊かになるほど、効率性および患者間の平等性の点で混合診療の容認が望ましいことを示した。続いて、林(2004)は罹患率の多様性を切り口に、社会の経済的豊かさ、罹患率の高い個人の人数、およびその高リスク者の罹患率が高まるほど、混合診療の容認が望ましくなるとしている。また中泉(2004)は、その分析結果より医師と患者の間に情報の非対称性があつたとしても、混合診療の禁止が非効率である点を示唆している。さらに齋藤・林・中泉(2005)は、混合診療の禁止が保険のリスク分散機能を著しく阻害すること、対して混合診療の容認は、累進的保険料率の導入といった適正な所得再分配を伴うことによって、所得格差がある場合でもパレート改善を可能にすること、またこのとき単純多数決ルールに則れば、全員一致で混合診療の容認が是認され、厚生格差の是正と効率性の改善が同時達成されることを示した。加えて、消費者主権に立脚した個人の選択の自由と整合的な公平性の観点から、混合保険制度が有効であることを考察した。

ずかに川渕(2002)、大原・開原(2002)等があるにすぎない³。しかしながら、これらにおいても、実証分析とまでは言えず、いくつかの事例について実態を報告しているに過ぎない。国民・患者の意見については、田村(2003)、田村・川田・橋本(1995)などが、アンケート調査を利用した Person Trade Off (PTO)法⁴による研究を行っている。ただし、これらは直接的に混合診療の賛否を分析しているものではなく、医療格差導入の賛否を分析したものである⁵。

そこで本稿は、著者らが独自に企画したインターネット・アンケート調査を用いて、「混合診療解禁」に関する実証的な分析を行うことにする。具体的には、仮想市場法 (Contingent Valuation Method: CVM) と呼ばれる手法を用いて、個人別の QALYs (quality-adjusted life years) の需要曲線を計測し、それらを用いて混合診療禁止・解禁下における自己負担額、医療費、QALYs、消費者余剰、社会的余剰、死荷重 (Dead Weight Loss) の大きさを比較する。また、混合診療の賛否についても、分析を行い、どのような人々が混合診療を支持するかという点を明らかにする。本稿の構成は、以下の通りである。2 節はデータについて述べる。3 節は、混合診療に関する賛否について分析する。4 節は余剰計測の方法論を説明する。5 節は推定と計測結果を報告する。6 節は結語である。

2. データの説明

本稿で用いるデータは、著者らが独自に実施した「健康と病気に関するアンケート」である。このアンケートは、2005 年 12 月 5 日から 8 日にかけて、インターネット調査専門の社会調査会社に委託して実施したものである⁶。本調査は調査会社が登録しているモニターを使ってインターネットによる調査を行っている。従来、訪問面接調査や郵送調査が一般的であるのに対して、本稿がインターネット調査を選択したのは、次のような理由がある。本調査は混合診療のみならず、広く健康や病

³ 混合診療に関する主要論者の最近の主張は、池上(2005)、遠藤(1999)、川渕(2002)、八代(2000)、二木(2005)、大原・開原(2002)等を参照されたい。また混合診療禁止の緩和や特定療養費の拡大を「医療の階層化」の一つと捉えつつ、医療を階層化しないこと(医療の普遍平等性)による問題を逆説的に検討した論文として田村(1997)がある。

⁴ Person Trade Off (PTO) とは、ある特徴を持ったグループの人数を基準に、このグループを治療するためなら、別の特徴をもったグループの何人の治療をあきらめても良いかをたずねることであり、主として医療プログラムの経済的評価や社会的選好の測定に用いられてきた。

⁵ このほか、単純な混合診療に対する賛否のアンケート調査であれば、北海道医師会、日本病院会、日経新聞社、日医総研などが意識調査を行っている。これらの詳細は、田村(2003)を参照されたい。

⁶ 調査会社「(株)エルゴ・ブレインズ」(<http://www.t-research.net/service/index.html>)

気についての国民の意識や状況について探るため、できるだけ幅広い属性を持った、多くのサンプルを必要とする。インターネット調査では、あらかじめ膨大な数のモニター会員が確保されているため、その点で優位性がある。コスト面でも、訪問調査や郵送調査に比べて格段に低く押さえられるという利点がある。

調査対象の抽出は以下のように行われた。まず登録している約 204 万人のモニター会員に対して (1) 年齢 20～69 歳の男女、(2) 居住地域は日本全国を対象、に該当するもののなかから 5 万人をランダムに選び、調査協力の依頼を行った⁷。ただし、地域は全国 8 大地域（北海道・東北、関東、甲信越・北陸、東海、近畿、中国、四国、九州・沖縄）に区分し、総務省統計局の人口データ（2004 年 10 月 1 日公表）に基づいて、それぞれ各地域の人口構成比と同じ割合でサンプルを抽出した。結果として 7156 人（14.3%）⁸から有効回答を得られた⁹。これらのなかから本調査が利用できたサンプル数は、契約上の条件により、最終的に 1712 人分である¹⁰。分析に用いる主な変数の記述統計は、表 1 の通りである。

性別は男性を 1 とするダミー変数であり、学歴は大卒以上を 1 とするダミー変数である。所得ダミーは、低所得が世帯年収 400 万円未満、中所得が 400 万～800 万円未満、高所得が 800 万円以上である。資産については、低資産が世帯資産 500 万円未満、中資産が 500 万～2000 万円未満、中高資産が 2000 万～5000 万円未満、高資産が 5000 万円以上となっている。本人持病、配偶者持病はそれぞれ本人・配偶者が持病を持つ場合に 1 となるダミー変数である。大病経験は、それぞれの該当者が過去に手術を必要とする大病を経験した場合に 1 となるダミー変数である。医療知識は回答者の医療制度への知識を問うものであり、国民皆保険制度、自由診療、自己負担、国民健康保険、老人健康保険、混合診療、特定療養費制度、高額療養費制度、差額ベッド、インフォームドコンセントに対して、知っている言葉の数を点数化している¹¹。民間保険加入は、民間の医療保険（生命保険の医療保険特約も含む）

⁷ 本調査では、本人あるいはその家族の健康に関する意識や、生活環境について幅広く調査するため、個人属性の絞り込みは最小限にした。

⁸ ただし本アンケートの特性上、14.3%という数字は通常の意味での回収率とは異なる。調査期間がわずか 3 日間であり、協力依頼のメールを受けたモニター会員の中で、期間中にメールを読めず、調査に参加できなかった人々が相当数存在しているからである。

⁹ 調査協力者への報酬としては、ためることで商品と交換できるポイントを抽選で付与している。

¹⁰ 本調査の契約では当初 1100 人の調査データ収集を目標値としていた。この目標数値よりも上回るモニターが調査協力に応じた場合、超過した調査サンプルに関しては調査会社は保存せず、順次ランダムに削除されてゆくシステムになっている。そのためより多くのサンプルを得るため、筆者らが十数回にわたりリアルタイムにダウンロード作業を繰り返し、目標値より多いデータ（1712 人）を得た。先着順ではなく、ランダムに削除されてゆく仕組みである理由は、曜日や時間帯によるサンプルバイアスを極力避けるためである。

¹¹ 「知識」の問は混合診療に関する説明の前においており、元に戻って再回答できないようにしている。

表 1 記述統計¹²

変数	サンプル	平均	標準偏差	最小値	最大値
混合診療への意見	1708	3.570843	1.006839	1	5
性別	1708	0.52459	0.499541	0	1
年齢	1705	35.29912	10.32192	15	65
学歴	1712	0.359813	0.480086	0	1
低所得	1712	0.410631	0.492092	0	1
中所得	1712	0.421145	0.493887	0	1
高所得	1712	0.168224	0.374175	0	1
低資産	1712	0.412383	0.492407	0	1
中資産	1712	0.257009	0.437112	0	1
中高資産	1712	0.21729	0.412522	0	1
高資産	1712	0.113318	0.317073	0	1
本人持病	1712	0.165888	0.372089	0	1
配偶者持病	1712	0.079439	0.270502	0	1
本人大病経験	1712	0.223131	0.416467	0	1
配偶者大病経験	1712	0.109229	0.312017	0	1
家族大病経験	1712	0.186332	0.389488	0	1
医療知識	1708	5.816159	2.420653	0	10
民間保険加入	1712	0.545561	0.498065	0	1

注) 性別は男を 1 とするダミー変数。学歴は大卒以上を 1 とするダミー変数。低所得は世帯年収 400 万円未満、中所得は 400 万円～800 万円未満、高所得は 800 万円以上である。低資産は世帯資産 500 万円未満、中資産は 500 万円～2000 万円未満、中高資産は 2000 万円～5000 万円未満、高資産は 5000 万円以上である。本人持病、配偶者持病はそれぞれ持病を持つ場合に 1 となるダミー変数。大病経験は、過去に該当者が手術を必要とする大病を経験した場合のダミー変数。

やがん保険に加入している場合に 1 となるダミー変数である。

3. 混合診療の解禁に関する賛否

3.1 クロス表による分析

ここではアンケート調査のうち、混合診療に対する賛否の意見を分析することにする。このアンケート調査では、下記のように混合診療について簡単に説明を行ったうえで、混合診療の解禁に対して 5 段階の賛否を問うている。表 2 がその回答割合であるが、全面的に賛成が 19.9%、どちらかといえば賛成が 32.4%と、両者で約半数を占めている。一方、反対は全面的に反対(3.6%)、どちらかといえば反対(7.9%)を合わせても 1 割程度であり、医師会などが行った患者の調査に比べて賛成が多いことが特徴である¹³。

次に、表 3 は、混合診療の解禁に対する賛否と、混合診療に関する意見を重ねた

いる。

¹² 本調査におけるサンプルの年齢層は 20～69 歳までであるが、ここでは各年齢層の中間値を代表してとっているため、最小値が 15、最大値が 65 になっている。

¹³ 田村(2003)を参照。

■混合診療の禁止・解禁の説明

わが国は医療保険があるために、町のお医者さんや病院にいったときに窓口で支払う金額は、若者は3割、老人は1割です。

しかしながら、最先端の医療など、まだ医療保険の使用が認められていない治療法や薬を使いたい場合には、その分を全額自己負担するだけではなく、その病気の治療にかかった全ての医療費（保険が使える医療費も）が全額自己負担になるという制度となっています。

これを「混合診療の禁止」と呼びます。

一方、「混合診療の解禁」を行って、医療保険が使える部分は若者3割、老人1割の自己負担とし、医療保険が使えない部分のみ全額自己負担になる制度にしようという見方もあります。

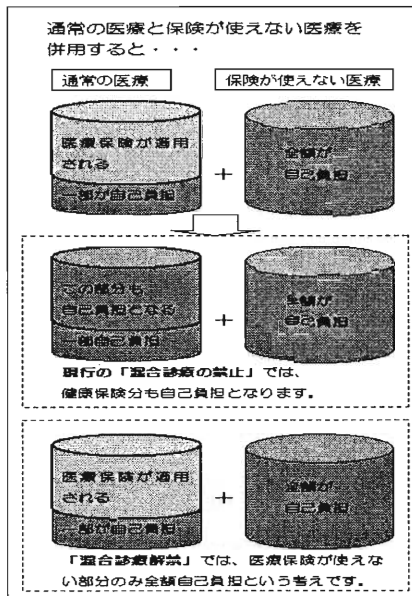


表2 混合診療の解禁に対する賛否

	全面的に反対	どちらかといえば反対	どちらでもいい	どちらかといえば賛成	全面的に賛成
サンプル数	61	134	621	553	339
割合 (%)	3.6	7.9	36.4	32.4	19.9

注) アンケート調査より計算。表中の割合は、混合診療への意見全体を100%としたもの。

表3 混合診療の解禁に対する賛否とその理由

	全面的に反対	どちらかといえば反対	どちらでもいい	どちらかといえば賛成	全面的に賛成	全体
(1) 混合診療の解禁は公平性を損なうと思う	68.9	66.4	13.7	17.7	11.8	20.7
(2) 混合診療の解禁は安全性を損なうと思う	47.5	44.0	11.6	16.6	11.8	17.1
(3) 混合診療の解禁によって医師の都合による医療が広まると思う	65.6	69.4	25.1	49.0	36.6	40.1
(4) 混合診療の解禁は医療費を増大させると思う	80.3	74.6	28.5	45.8	38.4	41.5
(5) 混合診療の解禁は治療の選択の自由を高めると思う	27.9	45.5	26.9	77.9	81.1	55.7
(6) 混合診療の解禁によって治療率が高まると思う	14.8	20.9	15.0	50.8	65.8	37.1
(7) 混合診療の解禁によって重症者が救われると思う	19.7	26.1	13.9	55.3	69.6	39.5

注) アンケート調査より計算。表中の数字は、(1)～(7)の意見に賛成する人の割合 (%)

クロス表である。混合診療の解禁に対する賛否ごとに、(1)～(7)の意見に賛成する割合を取ったものである。(1)公平性や(2)安全性に関しては、混合診療解禁の反対者ほど公平性を損なったり、安全性を損なったりすると思っている回答割合が高いことがわかる。また、(3)医師の都合による医療が高まるとする意見や(4)医療費の増大が起こるとする意見についても、おおむね反対者ほど回答割合が高いという特徴がある。一方、(5)治療の選択余地が高まる、(6)治癒率が高まる、(7)重症者が救われる、と思っている回答割合は、混合診療解禁の賛成者ほど高く、両者のコントラストが鮮明となっている。

さて、混合診療に賛成する人々は、所得や資産保有額が高い人々だけなのであろうか。表4、5は所得階層別、資産階層別に賛否の割合を取ったものである(横に合計して100%となる)。所得・資産ともに、それが高まるほど賛成の割合が増えるが、各階層においてそれほど大きな差異はみられない。次に表6は、持病や病歴を持つ割合と賛否の関係をみている。混合診療解禁に反対の人々の中で、持病保有率や大

表4 混合診療の解禁に対する賛否と所得

	全面的に反対	どちらかといえば反対	どちらでもいい	どちらかといえば賛成	全面的に賛成
低所得（世帯年収400万円未満）	4.3	7.8	41.1	27.9	18.9
中所得（400万～800万円未満）	2.4	8.7	33.2	35.6	20.1
高所得（800万円以上）	4.9	5.6	32.8	35.2	21.5
全体	3.6	7.9	36.4	32.4	19.9

注）アンケート調査より計算。表中の数字は、混合診療への意見全体を100%としたもの。

表5 混合診療の解禁に対する賛否と資産

	全面的に反対	どちらかといえば反対	どちらでもいい	どちらかといえば賛成	全面的に賛成
低資産（世帯資産500万円未満）	3.4	8.6	39.1	29.8	19.1
中資産（500万～2000万円未満）	3.4	9.1	36.4	32.7	18.4
中高資産（2000万～5000万円未満）	3.5	5.9	32.0	36.6	22.0
高資産（5000万円以上）	4.7	5.8	34.7	33.2	21.6
全体	3.6	7.9	36.4	32.4	19.9

注）アンケート調査より計算。表中の数字は、混合診療への意見全体を100%としたもの。

表6 混合診療の解禁に対する賛否と持病・大病経験

	全面的に反対	どちらかといえば反対	どちらでもいい	どちらかといえば賛成	全面的に賛成	全体
(1)本人に持病がある	24.6	17.2	16.8	15.9	15.9	16.6
(2)配偶者に持病がある	14.8	9.0	6.8	7.6	9.1	8.0
(3)本人が手術を伴う大病経験あり	24.6	23.1	22.7	21.7	22.1	22.4
(4)配偶者が手術を伴う大病経験あり	14.8	14.2	8.9	10.7	13.3	11.0
(5)家族が手術を伴う大病経験あり	23.0	17.9	17.6	20.3	17.7	18.7
(6)上の一つでも該当あり	45.9	48.5	43.5	49.2	46.6	46.4

注）アンケート調査より計算。表中の数字は、(1)～(6)に該当する人の割合（%）

病経験のある人がやや多い。

3.2 オーダードプロビット分析

しかしながら、上記の所得や資産、持病等との関係は2変数の間の単純な関係を見ているに過ぎないため、互いの変数や第3の変数が影響している可能性がある。そこで、様々な要素を同時にコントロールした次式のオーダードプロビットモデルによって、混合診療解禁に賛成する人々がどのような人々であるのかを分析する。

$$y_i^* = x_i \alpha + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

$$y_i = j \quad \text{if} \quad \mu_{j-1} \leq y_i^* < \mu_j, \quad j=1, \dots, J, \quad \mu_0 = -\infty, \mu_J = +\infty$$

y_i は観察可能な変数で、 j は全面的に賛成を5、どちらかといえば賛成を4、どちらでもないを3、どちらかといえば反対を2、全面的に反対を1とする。 α はパラメータ、 X は属性変数である。推定結果は表7の通りであるが、推定(1)をみると中所得、高所得、推定(2)をみると中高資産が有意になっており、所得や資産が高いほど混合診療解禁に賛成することが分かった。ただし、その限界効果は表8にみるように、低所得や低資産者に対して4~5%ポイント高いに過ぎず、あまり大きな差異ではない。

また、推定(3)のように資産と所得を同時にコントロールすると所得が有意ではなくなる。その他の変数としては、学歴・性別・年齢が有意であり、学歴が高いほど、男性ほど、年齢が低いほど賛成することがわかる。また、推定(4)(5)のように持病や大病経験についても様々な形で試したが、いずれも有意とはならなかった¹⁴。最後に、推定(6)は、民間医療保険の加入や医療制度の知識を変数として入れたものであるが、いずれも正で有意となった¹⁵。

¹⁴ 推定(4)、(5)のほかに一つずつ、あるいは全てをまとめたダミー変数を作ったが、いずれも有意ではなかった。

¹⁵ ただし、所得や学歴との相関があるため、所得や学歴は有意ではなくなる。

表7 混合診療解禁に対する賛成の推定結果

	推定 (1)	推定 (2)	推定 (3)	推定 (4)	推定 (5)	推定 (6)
性別	0.1221272 ** (0.0534)	0.1153336 ** (0.0534)	0.1171193 ** (0.0534)	0.120872 ** (0.0534)	0.1246851 ** (0.0536)	0.149549 *** (0.0543)
年齢	-0.0044025 * (0.0026)	-0.0049049 * (0.0027)	-0.0052638 * (0.0027)	-0.0041828 (0.0027)	-0.004732 * (0.0027)	-0.006924 ** (0.0027)
学歴	0.0980415 * (0.0551)	0.1073494 ** (0.0544)	0.1000031 * (0.0551)	0.0969567 * (0.0552)	0.099743 * (0.0554)	0.0821579 (0.0554)
中所得	0.1374175 ** (0.0563)	—	0.1165509 ** (0.0583)	0.1346929 ** (0.0565)	0.1347047 ** (0.0567)	0.1006653 * (0.0572)
高所得	0.1415435 * (0.0788)	—	0.0884825 (0.0856)	0.1397798 * (0.0788)	0.138183 * (0.0798)	0.0877907 (0.0797)
中資産	—	0.0170795 (0.0648)	-0.0166274 (0.0670)	—	—	—
中高資産	—	0.1746505 ** (0.0697)	0.1308301 * (0.0724)	—	—	—
高資産	—	0.1198599 (0.0922)	0.0783533 (0.0989)	—	—	—
本人持病	—	—	—	-0.0546273 (0.0741)	—	—
配偶者持病	—	—	—	0.0190214 (0.1111)	—	—
本人大病経験	—	—	—	—	-0.0257919 (0.0633)	—
配偶者大病経験	—	—	—	—	0.0780079 (0.0914)	—
家族大病経験	—	—	—	—	-0.0029883 (0.0670)	—
医療知識	—	—	—	—	—	0.0208927 * (0.0118)
民間保険加入	—	—	—	—	—	0.1525514 *** (0.0539)
閾値1	-1.796189 (0.1046)	-1.840252 (0.1047)	-1.815905 (0.1059)	-1.798906 (0.1058)	-1.805125 (0.1074)	-1.697964 (0.1102)
閾値2	-1.189811 (0.0977)	-1.234196 (0.0979)	-1.208937 (0.0987)	-1.192302 (0.0989)	-1.199189 (0.1009)	-1.095376 (0.1040)
閾値3	-0.0296837 (0.0959)	-0.0734498 (0.0959)	-0.0466771 (0.0970)	-0.0320045 (0.0970)	-0.0391313 (0.0993)	0.0690502 (0.1048)
閾値4	0.8771219 (0.0981)	0.8334504 (0.0976)	0.8614083 (0.0990)	0.8749355 (0.0990)	0.8682896 (0.1014)	0.9827979 (0.1083)
サンプル数	1705	1705	1705	1705	1705	1705
Pseudo R2	0.0042	0.0044	0.0052	0.0044	0.0044	0.007

注) Ordered Probitによる推計。***は1%、**は5%、*は10%基準で有意であることを示す。
閾値には有意水準を付していない。

表8 限界効果

	推定 (1)	推定 (2)
性別	0.033811	0.0319351
年齢	-0.001222	-0.0013615
学歴	0.0275259	0.0301709
中所得	0.0384796	
高所得	0.0408521	
中資産		0.0047576
中高資産		0.0504755
高資産		0.0345744

注) 限界効果は、「全面的に賛成」の選択肢に対するもの。

4. 混合診療解禁の余剰計測の方法論

4.1 図による説明

次に、アンケートデータから仮想市場法を用いて、混合診療禁止・解禁下の余剰や自己負担・医療費などを比較する。まず、齋藤・鵜田(2003)の部分均衡モデルを

もとに、図によってそれぞれの概念を確認しておこう。

図 1 の横軸を一連の診療の質的水準（以下、診療水準）とする¹⁶。また、縦軸には限界費用および貨幣表示の限界効用がとられている。このときの需要曲線は患者の貨幣表示の限界効用であり、供給曲線は診療水準の限界費用である。患者グループの診療水準に対する需要曲線は簡単化のため、線形の右下がりとする。診療の受診水準を x とするが、その単位は受診によって獲得される QALYs でとることにする。つまり、受診する診療水準が高いほど QALYs が上昇すると考えられる。ここで、保険給付範囲（水準）は $\bar{x}$ とし所与とする。これは例えば公的医療保険範囲の医療では達成できる余命が 1 年しかないが、 $\bar{x}$ を超える水準の医療である自由診療を受ければ余命を伸ばすことができるというような状況を考えることができる。診療水準に関する供給曲線は簡単化のため限界費用を一定とする。固定費用はないと仮定すれば、生産者余剰は 0 となる。ここで診療水準の価格は限界費用 c と等しくなるよう診療報酬制度のもと公定されているとし¹⁷、保険診療を受診する際の QALYs あたりの患者の自己負担額を d とする。診療価格 c に対応する受診水準は、需要と供給の交点である x^* となる。

ここでまず、混合診療が禁止される場合を考える。図 1 で患者の需要曲線を DI とすると、このとき保険外である自由診療を受診して得られる消費者余剰は、三角形 GFH の面積（ $\triangle GFH$ ）で表される。混合診療禁止の下では保険給付範囲も全額自己負担となるから、これまで保険支払いされた四角形 $BCEF$ （ $\square BCEF$ ）が、患者に自己負担として転嫁されることになる。患者は通常の経済モデルと同様、効用を最大化するよう行動すると想定すれば、患者は自由診療を受診して得られる余剰（ $\triangle GFH$ ）が、新たに転嫁される自己負担（ $\square BCEF$ ）より小さいとき、受診水準を保険給付範囲にとどめるし、逆ならば自由診療を選択することになる。このとき、消費者余剰は、保険給付範囲にとどめた患者が台形 $ACEG$ 、自由診療を選択した患者が $\triangle ABH$ である。ここでの社会的余剰は、患者が保険給付範囲に受診抑制する場合に、保険支払いを考慮した台形 $ABFG$ と、自由診療を実行する場合の $\triangle ABH$ を、それぞれの患者割合を考慮して和をとったものである。また、医療費は、保険

¹⁶ 通常、ある疾病の治療にあたっては診察、検査、薬など複数の医療サービスがセットになって行われる。これらは「一連の診療」として一財と見なせるが、その質的水準は様々であると考えられる。保険給付範囲内での診療に対して、それ以上の範囲を包括する自由診療は質が高いと考えられる。質ではなく医療サービスの消費量で捉えることもできるが（齋藤・鵜田（2003））、医療サービスの消費量が増えることと質の上昇はパラレルであるので、本稿の設定で同様に扱える。ここでの設定は林・山田（2003）、Besley and Coate（1991）等になった。

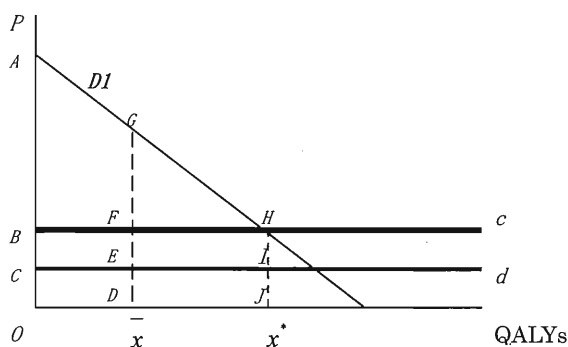
¹⁷ これはいわば QALYs 一単位を達成するための費用とも言える。

給付範囲にとどめた場合が□BODF、自由診療の場合が□BOJH であり、自己負担額はそれぞれ□CODE、□BOJH となる。

一方、混合診療が解禁された場合を考えてみよう。この場合、受診水準を保険給付範囲にとどめる必要はないから、需要と供給との交点 H が $\bar{x}$ を超える限り、全ての患者が x^* まで治療を行う。このとき、消費者余剰は△ABH に□BCEF を足した面積であり、ここでの社会的余剰は△ABH を患者数だけ合計したものである。医療費は□BOJH であり、自己負担額は□CODE に□FDJH を足した面積となる。

ここで、(部分均衡分析のもとで) 混合診療の禁止と解禁を面積によって比較すると、混合診療の解禁によって、全体の①医療費は必ず増加するが、その結果として②QALYs も必ず高まることがいえる。これは合理的な選択によってもたらされたものなので、③消費者余剰も必ず増加する。また、④社会的余剰についても、保険給付範囲にとどめていた患者の△GFH が死荷重(Dead Weight Loss)になっていたために、必ず高まる。問題となるのは、⑤果たして自由診療をする誘因のある患者の自己負担が、増えるかどうかである。この問題に対しては、混合診療禁止下で自由診療を選択する患者がどれぐらいの割合いるのかを踏まえた実証分析を行わなければわからない。その割合が高ければ、混合診療の解禁によって自己負担額が下がることもあり得る。また、自由診療を受けられる者と受けられない者との間で命の不公平が生じるといった、医療の不公平の問題についても、混合診療禁止のもとで自由診療がどれくらい行われていたかという割合が重要であり、実証的に分析すべき課題である。

図 1



4.2 実証分析の戦略

実証分析においては、上記の部分均衡モデルの枠組みに載せるために、患者ごとに QALYs に対する（診療水準に対する）需要曲線を計測する。このような計測に当たっては、実際の需要曲線を観察できることがベストであるが、実際にも倫理的にもこれはきわめて困難なことである。したがって、本稿ではアンケートの回答者に仮想的な状況を想定してもらい、その状況下の選択行動を回答してもらうことにより、計測を試みる。これは、仮想的市場法と呼ばれる手法として知られている。

具体的には、アンケートの回答者に、以下のような質問を提示し、1 年延命するための価格（250 万円、500 万円、1 千万円、2 千万円、3 千万円）ごとに、伸ばしたい余命（伸ばすつもりはない、1 年以上～3 年未満、3 年以上～6 年未満、6 年以上～10 年未満、10 年以上～15 年未満、15 年以上）を選択する。

あなたが本日、健康診断をしましたところ、末期の重篤な病気が発見され、治療をしても余命は 1 年程度と診断されたといいたします。ただし、現在、日本で認められていない最先端の医療を受けられるのであれば、健康を完全に回復し、確実に余命をのばすことができるといたします。

1 年間余命を伸ばすことの値段が、以下のような場合、あなたは何年間余命を伸ばしたいと望みますか？それぞれの値段について、伸ばしたい余命の年数として一番ふさわしいものにチェックを入れてください。ただし、この最先端の治療は医療保険の使用は認められていないため、「伸ばす余命の年数×1 年分の値段」の負担が全額自己負担となります。一方、医療保険の中の治療をしても 1 年間は生きることができるとにご注意ください。

アンケートは、1 年の余命のほか、10 年の余命の場合についても尋ねている。実際の選択者の割合を、表 9、表 10 にとっているが、価格が低いほど需要が高い姿が見て取れる。

表 9 治療価格と QALYs（余命 1 年宣告のケース）

	1年250万円	1年500万円	1年1000万円	1年2000万円	1年3000万円
伸ばさない	0.469	0.621	0.770	0.826	0.848
1年以上3年未満	0.180	0.108	0.048	0.030	0.026
3年以上6年未満	0.073	0.078	0.028	0.017	0.008
6年以上10年未満	0.042	0.044	0.053	0.016	0.006
10年以上15年未満	0.037	0.049	0.023	0.036	0.008
15年以上	0.200	0.100	0.077	0.076	0.105

注）表中の数字は、選択した人々の割合を示す。

分析は1年の余命が宣告されたケースを用いて分析する。ここで、個人ごとの需要曲線を導出するために、次のようなパネルの Interval (Grouped) Regression Model を用いて推定を行う。

$$q_{i,p}^* = \beta_p p + v_i + e_{i,p} \quad e_{i,p} \sim N(0, \sigma_e^2) \quad v_i \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (2)$$

$$q_i = j \quad \text{if} \quad A_{j-1} \leq y_i^* < A_j, \quad j = 1, \dots, J, \quad A_0 = -\infty, A_J = +\infty$$

ここで q_i は QALYs であり、階級値 (A_j) となっているために、Interval Regression Model を用いる。下限は追加余命 0 年で固定されているので¹⁸、上限のみを censored とする。 p は価格であり、同じ個人に対して価格の数だけ選択が存在するのでパネルデータとなっている。 v_i は個人効果である。推定は v_i を明示的に推定したいために、Fixed Effect モデルで行った。 v_i を推定するのはそれによって個人別の需要曲線の大きさが変わるからである。推定されるモデルの傾きは個人別に同じであるから、この個人効果によって需要曲線は上下にシフトすることになる。図 1 によれば、このシフトによって、△GFH と □BCEF の面積の多寡が変わるから、混合診療禁止下において保険給付範囲にとどまるか自由診療を行うかの選択が変わることになる(実際にシミュレーションではそのように計算を行う)。個人別の需要曲線が導出されれば、後は図 1 に従って各面積の大きさを計算する。その際、もう一つ重要な情報は、供給側の医療の価格 c 及び、QALYs あたりの患者の自己負担額 d の金額である。1 年余命にかかる医療費の定義は終末期医療費である。終末期医療には様々な推計があるが、ここでは最も最近時点に行われた推計であり、死亡前 1 年という定義が妥当する今野(2003)による平均医療費の 360 万円を採用することにした。そのほか、2004 年の社会診療行為別調査から、悪性新生物の場合の 1 日あたり入院費を取り出し、それを 365 倍した 1250 万円という金額もシミュレー

表 10 治療価格と QALYs (余命 10 年宣告のケース)

	1年250万円	1年500万円	1年1000万円	1年2000万円	1年3000万円
伸ばさない	0.551	0.683	0.814	0.846	0.867
1年以上3年未満	0.133	0.081	0.028	0.028	0.022
3年以上6年未満	0.062	0.064	0.028	0.015	0.005
6年以上10年未満	0.035	0.035	0.051	0.016	0.008
10年以上15年未満	0.044	0.039	0.019	0.036	0.013
15年以上	0.175	0.098	0.060	0.060	0.085

注) 表中の数字は、選択した人々の割合を示す。

¹⁸ 自由診療を行わず、保険診療範囲で1年の QALYs を得るとする。

ョンの1ケースとして用いる。自己負担額 d は既に高額療養費の範疇に入っているため、所得別¹⁹に1年あたり的高額療養費を計算して用いることにした。

5. 推定結果

5.1 余剰の計測結果

推計結果は、表11の推定(7)の通りである。推定サンプルは1年の余命を宣告されたケースである。Fixed Effect Interval Regression の推定値は理論的には一致性を持たないことが知られているが、推定(8)のRandom Effect Model と価格の係数が殆ど変わらないために、Fixed Effect を用いても問題ないと判断した。

個人ダミーの係数と定数項から、個人別の定数項を計算し、個人別の需要曲線を計算する。その情報と終末期医療、高額療養費の情報をを用いて、図1の各面積にあたる部分を計算し、比較した結果が表12～14の通りである。表中は全て患者一人当たりの平均値を示している。計算にあたっては、年齢や所持資産の点から見て非現実的な回答を行う可能性があるので、①生涯所得の予想値（資産総額+現在の所得²⁰ × (65歳－現在の年齢)）よりも自己負担額が高いサンプル、②余命と現在の年齢を合計して100歳以上になるサンプルを除いて計算を行っている。

表12は終末期医療費として1年間の価格を360万円で設定した場合であるが、混合診療禁止のもとでも52.1%の人が自由診療を選択している。この場合、予想通り QALYs(本稿の場合、質調整をしないので余命と同じである)は、4.2年から4.3

表11 QALYs 需要関数の推定結果1

	推定 (7) Fixed Effect	推定 (8) Random Effect
価格	-0.0007644 *** (0.000034)	-0.0007556 *** (0.000036)
定数項	9.664376 *** (1.4486)	4.6905 *** (0.0825)
個人ダミー	あり	なし
サンプル数	8560	8560
Log likelihood	-18511.259	-21153.393

注) Panel Interval(Grouped) Data Regression Model による推計。***は1%、**は5%、*は10%基準で有意であることを示す。

¹⁹ 非課税所得は世帯人員数によっても変わるが、ここでは大まかではあるが、年収300万円以下の世帯を非課税世帯、年収800万円以上を上位所得世帯と分類して高額療養費の計算を行った。

²⁰ 本来は賃金プロファイルを反映した方が望ましいと思われるが、ここでは単純に現在所得を使っている。

年、医療費は1501万円から1547万円と、混合診療の解禁によって増加している。一方、患者の自己負担額は、1368万円から1277万円へとむしろ混合診療解禁により下がっていることがわかる。これは混合診療禁止のもとでも多くの人々が自由診療を選んでいてに原因がある。消費者余剰、社会的余剰も予想通り混合診療の解禁により増加する。社会的余剰の増加額は42.1万円であり、これが混合診療禁止のもとでの1人当たりの死荷重額となっている。さて、「命の不平等」を示す指標としては、QALYsのジニ係数をみることにした。計算されたジニ係数は0.587から0.554に下がっており、混合診療解禁の方が不平等度が低いことが分かった。以上の考察は、表13のように終末期医療費の金額を1250万円にしたとしても基本的に変わりない。この場合、混合診療禁止のもとでもそもそも自由診療を選択する人の割合は32.3%と少なくなっており影響は小さいが、患者自己負担額およびジニ係数が混合診療解禁により減少する点は変わらない。表14は、「現実の医療ではいくら自由診療でもQALYsを自由自在に伸ばすことはできない」という批判を想定して、余命を最大でも2年(自由診療で1年分延長)に限定した場合の計算である。終末期医療は既定値の360万円で計算している。このような限定を行ったとしても、依然として、患者自己負担額及びジニ係数は混合診療解禁によって下がっている点是不変である。

表12 混合診療禁止と解禁下における各指標の比較1
(終末期医療費360万円のケース)

	混合診療禁止 (A)	混合診療解禁 (B)	差額 (B-A)
QALYs(年数)	4.2	4.3	0
医療費(万円)	1,501	1,547	47
患者自己負担額(万円)	1,368	1,277	-91
消費者余剰(万円)	37,592	37,772	180
社会的余剰(万円)	37,459	37,501	42
死荷重(万円)	42.1	0.0	-42.1
QALYs ジニ係数	0.587	0.554	-0.033

注) 混合診療禁止の元で自由診療を選択する人の割合は、52.1%

表 13 混合診療禁止と解禁下における各指標の比較 2
(終末期医療費 1250 万円のケース)

	混合診療禁止 (A)	混合診療解禁 (B)	差額 (B-A)
QALYs(年数)	3.1	3.2	0
医療費(万円)	3,925	3,984	58
患者自己負担額(万円)	3,137	2,824	-312
消費者余剰(万円)	22,057	22,473	416
社会的余剰(万円)	21,268	21,314	45
死荷重(万円)	45.2	0.0	-45.2
QALYs ジニ係数	0.555	0.551	-0.004

(注) 混合診療禁止の元で自由診療を選ぶ人の割合は、32.3%

表 14 混合診療禁止と解禁下における各指標の比較 3
(終末期医療費 360 万円、QALYs の最大値 2 年ケース)

	混合診療禁止 (A)	混合診療解禁 (B)	差額 (B-A)
QALYs(年数)	1.5	1.6	0
医療費(万円)	537	582	46
患者自己負担額(万円)	406	312	-94
消費者余剰(万円)	5,720	5,901	181
社会的余剰(万円)	5,589	5,631	41
死荷重(万円)	41.4	0.0	-41.4
QALYs ジニ係数	0.165	0.113	-0.052

(注) 混合診療禁止の元で自由診療を選ぶ人の割合は、52.8%

次に、表 15、16 はそれぞれ所得階級別、資産階級別に QALYs および 1 年以上の QALYs を選択する確率(混合診療禁止の場合には自由診療を選択する確率と同じ)を比較したものである。まず気づくのは、低所得者や低資産者においても混合診療禁止のケースにおいて自由診療をかなりの割合が選択しているということである。低所得者の 42.8%、低資産者の 44.7%が自由診療を選択しており、高所得者や高資産者との差は 20%程度に過ぎない。もちろん、こうした所得・資産間の自由診療選択率の差を反映して、所得や資産が高いほど QALYs が高くなっており、これは混合診療禁止の場合においても、解禁の場合においても変わらない。しかしながら、よく見ると混合診療解禁のケースの方が、所得間、資産間の QALYs の格差が小さいことがわかる。これは、混合診療解禁によって、それまで保険診療範囲にとどまっていた人々が混合診療を選択するからであり、混合診療解禁は、むしろ低所得・低資産者の QALYs を大きく改善するのである。

表 15 所得階層別の QALYs 比較

		混合診療禁止 (A)	混合診療解禁 (B)	差額 (B-A)
QALYs (年数)	低所得	3.86	4.02	0.16
	中所得	3.95	4.06	0.11
	高所得	5.49	5.59	0.10
1年以上 を選択 する確 率(%)	低所得	42.8%	100.0%	0.57
	中所得	57.0%	100.0%	0.43
	高所得	62.3%	100.0%	0.38

注) 終末期医療費360万円で、年数調整をしないベースで試算。

表 16 資産階層別の QALYs 比較

		混合診療禁止 (A)	混合診療解禁 (B)	差額 (B-A)
QALYs (年数)	低資産	4.00	4.16	0.15
	中資産	3.58	3.70	0.12
	中高資産	4.24	4.35	0.11
	高資産	5.99	6.08	0.09
1年以上 を選択 する確 率(%)	低資産	44.7%	100.0%	0.55
	中資産	54.0%	100.0%	0.46
	中高資産	57.1%	100.0%	0.43
	高資産	65.1%	100.0%	0.35

注) 終末期医療費360万円で、年数調整をしないベースで試算。

5.2 需要の決定要因の推定結果

それでは、自由診療を選択したり混合診療を選択するより高い質の診療を需要(より高い QALYs を需要)する人々とは、そもそもどのような人々なのであろうか。表 11 の Fixed Effect の推定結果では、説明変数として価格と個人ダミーしか用いていないために、属性としてどのような人々の需要が高いのか分らない。そこで、Random Effect Model を想定して、個人属性を加えた推定を行った。また、データは余命 1 年宣告のケースのほか、余命 10 年宣告のケースもプールして、病状の深刻さが需要に与える効果(余命 10 年宣告の場合に 1 をとり、余命 1 年宣告の場合に 0 となるダミー)を説明に加えることにした。そのほかの説明変数としては、表 7 の混合診療解禁の賛否と同様のものをとっている。推定結果は表 17 の通りである。所得については推定 (9) で高所得が有意であるほかは、効果が不明確である。資産については有意となっていない(推定 (10)、推定 (11))。持病や大病経験についても、推定 (12) のほか様々な推定を行ったがいずれも有意ではなかった。一貫して有意なのは価格と余命 10 年宣告のダミーであり、後者は余命の少ない重症者ほど QALYs の需要が高いことを示している。重症度が需要増に影響しているということであれば、混合診療を認めて保険診療範囲外の診療を受けさせることはむしろ命の平等化の観点から望ましいことを意味する。また、学歴についても推定 (9) を除いて有意であり、

表 17 QALYs 需要関数の推定結果 2

	推定 (9)	推定 (10)	推定 (11)	推定 (12)	推定 (13)
価格	-0.0007247 *** (0.000026)	-0.0007184 *** (0.000025)	-0.0007179 *** (0.000025)	-0.000719 *** (0.000025)	-0.0007187 *** (0.000025)
性別	0.0078591 (0.0749)	0.0602103 (0.0713)	0.0579964 (0.0707)	0.0505657 (0.0715)	0.0472419 (0.0720)
年齢	0.0030733 (0.0034)	-0.0000702 (0.0035)	0.0000348 (0.0035)	-0.000725 (0.0036)	-0.0020078 (0.0039)
学歴	0.1111067 (0.0801)	0.1569944 ** (0.0743)	0.148739 ** (0.0738)	0.1756979 ** (0.0741)	0.1546213 ** (0.0755)
中所得	-0.0577532 (0.0774)	—	0.0051823 (0.0771)	—	0.0133751 (0.0780)
高所得	0.2990589 ** (0.1239)	—	0.0166968 (0.1197)	—	0.0723378 (0.1245)
中資産	—	-0.0259953 (0.0841)	-0.0333392 (0.0866)	—	-0.0227853 (0.0880)
中高資産	—	0.0288998 (0.0927)	0.0240076 (0.0980)	—	0.030593 (0.1009)
高資産	—	0.2168478 (0.1442)	0.2271884 (0.1462)	—	0.1888914 (0.1561)
本人持病	—	—	—	0.0025465 (0.0958)	-0.0010106 (0.0957)
配偶者持病	—	—	—	0.1439401 (0.1502)	0.1372715 (0.1525)
本人大病経験	—	—	—	-0.0876417 (0.0855)	-0.085175 (0.0865)
配偶者大病経験	—	—	—	0.0150724 (0.1138)	-0.0058651 (0.1152)
家族大病経験	—	—	—	-0.0529195 (0.0878)	-0.0904879 (0.0919)
余命10年	-0.3539245 *** (0.0525)	-0.3502032 *** (0.0512)	-0.3499991 ** (0.0512)	-0.3503095 *** (0.0512)	-0.3502866 *** (0.0512)
定数項	4.309666 *** (0.1318)	3.737548 *** (0.1329)	3.78266 ** (0.1336)	3.72129 *** (0.1392)	3.786303 *** (0.1467)
サンプル数	17050	17050	17050	17050	17050
Log likelihood	-41091.664	-41130.416	-41112.012	-41155.613	-41143.634

注) Random-Effects Interval(Grouped) Data Regression Modelによる推計。***は1%、**は5%、*は10%基準で有意であることを示す。

学歴が高いほど需要が高いことがわかる。需要を決める要因は所得や資産だけではないことは、政策論議の場でもっと強調されるべき点である。

6. 結語

混合診療の解禁を反対する理由として、しばしば、(1)患者負担の増大や、(2)負担できる人とできない人の間に「命の不平等」が生じるという点が指摘されている。しかしながら、混合診療に関するこれまでの先行研究では実証分析が皆無であり、実態に基づく政策論議が行われにくい状況にあった。そこで本稿は、アンケート調査から仮想市場法と呼ばれる手法を用いて QALYs の需要曲線を計測し、(1)(2)の主張が支持されるかどうか検証を行った。

その結果、①混合診療解禁により平均的な患者負担についてはむしろ減少する、②QALYs のジニ係数をみると、混合診療解禁によってむしろ平等化するということが分かった。また、付随的に、③混合診療禁止下で自由診療を選択するのは必ずし

も高所得者だけではなく低所得・中所得者も多い、④混合診療解禁によって余命をより多く伸ばすのはむしろ低所得、低資産者である、⑤QALYs への高い需要と関連するのは所得や資産だけではなく（むしろ、推定結果からは、所得や資産の関係は不明瞭である）、⑥疾病の重症度が明確に関連していることが分かった。また、齋藤・鵜田（2003）のモデルからも示唆されるように、混合診療の解禁によって QALYs 及び医療費は増大するが、それは効用最大化による合理的選択の結果であり、消費者余剰および社会的余剰は増大するということが裏付けられた。したがって、本稿の結果からは、混合診療の解禁に対する上記(1)(2)の反対理由について、実証的な妥当性が低いということが結論付けられる。

もちろん、本稿の分析には多くの欠点や問題があり、政策的な含意を導くためには十分にこの点を留保しなければならない。第1の欠点は、本稿の分析がアンケート調査による仮想的な状況下の質問に基づいているということである。本来は、実際に観察される行動から推定を行うべきことは言うまでもない。本稿では、実際の行動の観察が極めて困難であるために、いわば次善の策として仮想市場法を用いている。第2の欠点は、仮想的なシナリオが「重篤な疾病が判明し、余命1年もしくは10年の宣告された」というタイプのものに限定されているということである。実際には、このような未承認薬や最先端の治療法を求めるタイプだけではなく、アメニティー改善や制限回数を超える医療など様々なタイプの混合診療が考えられることから、さらに多くの仮想的なシナリオが用意されるべきである。また、本稿の議論の前提としては、医師が正しい情報を患者に伝え、それに基づいて患者が合理的に判断するという「消費者主権」が確保されていることが仮定されている。しかしながら、混合診療解禁に対する反対論、特に厚生労働省の議論の中には、患者が必要な医療の範囲を合理的に選択できないことから、混合診療の全面的な解禁をすれば、医師誘発需要が増え、保険診療費の増大をもたらすということを暗黙に前提としている。こうした消費者主権の制限の可能性については本稿では議論ができていない²¹。その意味で、本稿の分析はあくまで「予備的な考察」という域を出ないであろう。

混合診療に関しては、①厚生労働省が主張するように安全性や有効性が混合診療では確保できないのか、②現行の自由診療は安全性や有効性が低いのか、③混合診

²¹ こうした患者の消費者主権の制約の問題に対して、経済財政諮問会議(2004)、規制改革・民間開放推進会議(2004)や八代(2003)は、一定の質以上の病院に限定した混合診療の解禁という条件を提示しており、それによって医師誘発需要を抑制するとともに医療機関の質向上へのインセンティブを促す効果を指摘している。

療が解禁された場合に、医師と患者の情報の非対称性により医師誘発需要は発生するのか、発生するとすればどう対処すべきか、④規制改革・民間開放推進会議が主張するように、情報公開を進めれば安全性や有効性に関する「情報の非対称性」が解消されるのか、⑤混合診療を望む患者はどの程度安全性や有効性を犠牲にしてもよいと考えているのか、⑥国民はどの程度、医療成果の効率性と平等のトレードオフに直面しているのか（平等であることをどれほど強く望んでいるのか）等²²、まだまだ実証的に解明すべき重要な論点がたくさんある。最近、医療の現場では EBM（Evidence Based Medicine）ということが言われているが、医療政策においても事実に基づいた政策が重要であり、混合診療について今後数多くの研究、特に実証研究が蓄積される必要がある。

²² 医療における効率と平等のトレードオフの計測については、海外では数多くの蓄積があるにもかかわらず、わが国で全く行われていない研究分野の一つである。特定の社会厚生関数のパラメータを計測するタイプの研究（Dolan(1998)、Dolan et al(2003)、Anald(2003)）、選好表明法によって柔軟な関数を推定するタイプの研究（Johannesson and Johannesson(1997)、Johannesson and Gerdtham(1996)、Williams(1997)）の2つの方向性がある。

参考文献

池上直己(2005)「第9章 医療保険の給付範囲をめぐる論点」遠藤久夫・池上直己編『医療保険・診療報酬制度』勁草書房.

大原信・開原成充(2002)「新しい診療技術の普及と保険制度：ピロリ菌除菌法を例として」『社会保険旬報』No. 2127: 6 - 10.

遠藤久夫(1999)「第1章 医療における規制体系の再構築～医療はどこまで市場原理にゆだねるべきか」医療経済研究機構監修『医療白書1999年度版』日本医療企画.

金子能宏・鈴木亘(2004)「アンケート調査に基づく患者負担と医療給付のあり方に関する予備的考察」2004年医療経済学会研究会会議報告.

川淵孝一(2002)「第3章 保険外負担の実態とEBMに基づく経済的評価」川淵孝一編『医療改革』東洋経済新報社.

経済財政諮問会議(2004)「混合診療解禁について」経済財政諮問会議・第28回会議説明資料(有識者議員提出資料).

<http://www.keizai-shimon.go.jp/minutes/2004/1115/item7.pdf>

規制改革・民間開放推進会議(2004)「中間とりまとめ－官製市場の民間開放による「民主導の経済社会の実現」－」.

<http://www.kisei-kaikaku.go.jp/publication/index.html>

規制改革・民間開放推進会議(2005a)「主要官製市場改革(医療分野)に関する見解」規制改革・民間開放推進会議・第2回官製市場民間開放委員会 配布資料(官製市場民間開放委員会提出資料).

<http://www.kisei-kaikaku.go.jp/minutes/commission/2004/02/agenda.html>

規制改革・民間開放推進会議(2005b)「「規制改革・民間開放推進会議『中間とりまとめ』に対する厚生労働省の考え方」に対する見解について」.

<http://www.kisei-kaikaku.go.jp/publication/2004/0917/item08.pdf>

厚生労働省(2004a)「規制改革・民間開放推進会議「中間とりまとめ」に対する厚生労働省の考え方」.

<http://www.mhlw.go.jp/houdou/2004/08/dl/h0805-2.pdf>

厚生労働省(2004b)「いわゆる「混合診療」問題に係る基本的合意」.

<http://www.mhlw.go.jp/houdou/2004/12/h1216-1.html>

今野広紀(2003)「生涯医療費の推計～国保・健保レセプトデータによる分析」.

Discussion Paper Series No.174. Project on Intergenerational Equity, Institute of

Economic Research, Hitotsubashi University, 2003.

齋藤裕美 (2004) 「混合診療の論点と考察」 『一橋論叢』 132 (6) : 155-176.

齋藤裕美・鵜田忠彦 (2003) 「混合診療をめぐる一考察 : 効率性と公平性について」 『医療と社会』 13 (2) : 153-168.

齋藤裕美・林行成・中泉真樹 (2005) 「第6章 保険理論から見た混合診療」、田近栄治・佐藤主光編『医療・介護の世代間格差—現状と改革』東洋経済新報社.

総合規制改革会議 (2003) 「いわゆる「混合診療」の解禁 (保険診療と保険外診療の併用) について」 第2回アクションプラン実行WG議事録.

<http://www8.cao.go.jp/kisei/giji/02/wg/action/02/gaiyo1.html>

田村誠 (1997) 「医療の階層化の再検討」 『医療経済研究』 2 : 55-69.

田村誠 (2003) 「なぜ多くの一般市民が医療格差導入に反対するのか—実証研究の結果を元に—」 『社会保険旬報』 No. 2192 : 6-11.

田村誠・川田智恵子・橋本建夫 (1995) 「稀少な保険・医療資源の配分の選好に関する研究」 『医療経済研究』 2 : 55-69.

中泉真樹 (2004) 「情報の非対称性のもとでの医療技術の選択と最適医療保険」 『医療と社会』 14 (3) : 111-125.

二木立 (2005) 『医療改革と病院』 勁草書房.

日本医師会医療政策会議 (2004) 「混合診療についての見解—わが国における医療のあるべき姿—」.

<http://www.med.or.jp/nichikara/isei14.html>

日本医師会 (2005) 「混合診療について」 規制改革・民間開放推進会議・第2回官製市場民間開放委員会配布資料 (日本医師会提出資料) .

<http://www.kisei-kaikaku.go.jp/minutes/commission/2004/02/agenda.html>

林行成 (2004) 「疾病リスクの多様性と混合診療」 『医療と社会』 14 (3) : 127-138.

林行成・山田玲良 (2003) 「混合診療禁止制度の経済理論的考察」 『医療と社会』 13 (3) : 73-85.

八代尚宏編 (2000) 『社会的規制の経済分析』 シリーズ現代経済研究18, 日本経済新聞社.

八代尚宏 (2003) 『規制改革—法と経済学からの提言』 有斐閣.

Anand, P (2003), "The integration of claims to health-care: a programming approach", *Journal of Health Economics* 22, pp.731-745.

Besley, T and S. Coate (1991) "Public Provision of Private Goods and the Redistribution of Income", *American Economic Review*, 81 (4) : 979-984.

Dolan, P. Tsuchiya, A. Smith, P. Shaw, R. Williams, A. (2003) "The social welfare function

and individual responsibility: Some theoretical issues and empirical evidence from health", *Sheffield Health Economics DP*. 2003, August.

Dolan, P. (1998) "The measurement of individual utility and social welfare", *Journal of Health Economics* 17 : 39-52.

Johannesson, M. and U. Gerdtham (1996) "A note on the estimation of the equity-efficiency trade-off for QALYs", *Journal of Health Economics* 15 : 359-368.

Johannesson, M. and P. Johannesson (1997) "Is the valuation of a QALY gained independent of age? Some empirical evidence", *Journal of Health Economics* 16 : 589-599.

Williams, A. (1997) "Intergenerational equity: an exploration of the 'Fair Innings' argument", *Health Economics* 6 : 117-132.

Williams, A. and R. Cookson (2000) "Equity in Health" *Handbook of Health Economics, Volume 1* Chap.35, Edited by A.J. Culyer and J.P. Newhouse.