

**Institute for Economic Studies, Keio University**

**Keio-IES Discussion Paper Series**

**Effect of upfront payment on utilization and health:  
Evidence from a nationwide physician strike in Japan**

**Shun-ichiro Bessho, Reo Takaku**

**October 2014**

**DP2014-006**

**<http://ies.keio.ac.jp/en/publications/990>**

Keio University



Institute for Economic Studies, Keio University  
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan  
[ies-office@adst.keio.ac.jp](mailto:ies-office@adst.keio.ac.jp)  
October 2014

Effect of upfront payment on utilization and health: Evidence from a nationwide physician strike in Japan

Shun-ichiro Bessho, Reo Takaku Keio-IES DP2014-006

October 2014

JEL classification: I13, I18, I12

Keyword: health insurance, medical service utilization, payment method, physicians strike

### Abstract

Japan Medical Association (JMA), a lobby of physicians, went on strike in July 1971 against the medical reform led by the government. While physicians of JMA resigned from the health insurance doctor, they continued to provide medical care, and even virtually continued to provide the health insurance treatment in some areas. This paper uses the regional difference of resignation as a natural experiment to examine the effect of payment method of health insurance on medical service utilization and health status. Our results suggest that the resignation substantially decreased the medical service utilization, but not affected significantly health status measured by gross mortality rate and infant mortality rate.

Shun-ichiro Bessho

Keio University, Faculty of Economics

2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan

bessho@econ.keio.ac.jp

Reo Takaku

Institute for Health Economics and Policy

No.11 Toyo-kaiji Bldg, 1-5-11 Nishi-Shinbashi, Minato-ku,

Tokyo 105-0003, Japan

reo.takaku@ihp.jp

Acknowledgement: Funding was generously provided by Grant-in-Aid for Young Scientists (B) (KAKENHI), No. 25780190.

## 1. はじめに

医療保険が医療サービス消費にどのような影響を与えるかは、医療経済学の重要なテーマの一つである。この影響の大きさを検証する理想的な方法のひとつが無作為割当 (Randomization) を用いた実験である。アメリカで 1970 年代に RAND によって実施された医療保険実験 (Newhouse 1993) は無作為割当を用いた最も重要で標準的な実験のひとつであろう。また、オレゴン医療保険実験 (Finkelstein et al. 2012, Taubman et al. 2014) も最近の重要な研究の一つである。無作為割当実験は内的妥当性の極めて高い推定値をもたらし、これらの研究から医療サービス消費について多くの知見が得られている。

とはいうものの、無作為割当実験に基づく研究の成果の外的妥当性は十分に高くはないかもしれない (Swartz 2010)。RAND 医療保険実験は多くの知見をもたらしたが、検査・薬剤・手術等の医療技術は大きく進歩しており、患者の選択パターンも変化したかもしれない。医療保険の仕組みもより複雑な設計へと変化している。たとえば、RAND 医療保険実験では HMO を中心とした当時の医療保険の制度状況を反映し、免責 (deductible) を適用しないプランを主な検討対象としているが、現在のアメリカの被用者保険加入者の大部分には免責が適用されている。オレゴン医療保険実験は最近のものだが、アメリカの Medicaid の用を想定しており、アメリカ以外の社会にどれほど当てはまるかは必ずしも明らかではない。無作為割当実験は多額の費用を必要とするため実施の機会は限られており、医療保険の設計の細部が与える影響について必ずしも十分な回答を提供できないかもしれない。

このような状況を踏まえると、さまざまな制度設計の違い、たとえば医療保険の自己負担や償還方法の違いが、どのように医療利用に影響を与えているのかに関して、我々の知見は限られていると言わざるを得ない。医療保険の償還方法は、現物給付と償還払いの 2 種類に大きく分けられる。現物給付では、患者は医療提供者に対して自己負担分のみを支払い、医療提供者が保険者に費用の償還を請求する。償還払いでは、患者は医療提供者に対して費用全額を支払ったのち、患者が保険者に費用の償還を請求する。患者は、以下の 2 つの理由から、一般には償還払いよりも現物給付を好み、現物給付のときのほうが医療サービス消費は多いと考えられる。ひとつは、患者、とくに低所得者が流動性制約に直面しているときには費用を支払うことができず、それゆえに医療サービスを受けることができないからである。患者は医療費用がどれほどになるか事前には知らないことが多いから、どれほどの現金を用意すればよいのか分からず、受診をためらうかもしれない。この影響は、正規の医師にかかった経験の少ない患者の多い発展途上国ではとくに大きいかもしれない (Zhong 2011)。いまひとつの理由は、償還請求には事務コストがかかることである。償還請求はしばしば診療に関するさまざまな書類の提出をとめない、時間費用を必要とする。このように、償還方法の違いは医療サービス消

費に影響する可能性は十分に考えられる。そこで本稿では、日本での自然実験を利用して、償還方法の違いが医療サービス消費に与える効果を定量的に検討する。

医療保険の償還方法の違いが医療サービス消費に与える影響を検討した論文はほとんどない。一つの例外は Zhong (2011) である。Zhong (2011) は現物給付保険加入者と償還払い保険加入者の行動を比較し、現物給付のほうが医療サービス消費が大きいことを示している。償還方法の違いの影響が検出されていなくても、自己負担の変更等の医療保険の制度変更が償還方法の変更と同時に行われるとき、償還方法変更の効果が他の制度変更の効果とともに混在して検出されている可能性はある。たとえば、Grignon et al. (2008) は 2000 年にフランスで行われた free complementary health insurance plan の効果を測定している。このプランは、貧困者に対して無料の医療を提供するプログラムの拡充であり、この拡充によってそれまで加入していた医療保険の種類によっては償還払い方式から現物給付方式へ移行する人もいた。それゆえ、このプランの影響として検出された効果には、自己負担の無料化の効果とともに、現物給付化の効果も含まれると考えられる。Buchmueller et al. (2004) は、公的保険では償還払いを採用しているフランスの supplemental insurance の効果を測定しているが、この補完的保険は現物給付を提供している場合がある。同様に、アメリカにおける Medicaid 等の公的保険への加入の効果にも、民間保険から公的保険に切り替わる場合があるため、支払方式が変更される効果が含まれている可能性がある (Cutler and Gruber 1996)。

すでに述べたとおり、償還払いは現物給付に比べて患者の負う事務コストが大きい。事務コストのような、医療サービス消費にまつわる金銭的費用以外の費用を含んだ総費用 (full price) の重要性は多くの研究が指摘している。とくに時間費用については古くから指摘され (Becker 1965, Acton 1975)、実証的にも支持されている (Coffey 1983, Vistnes and Hamilton 1995, Lourenco and Ferreira 2005)。日本においても、知野 (1994) が時間コストの重要性を指摘し、湯田 (2007) が外来医療費の総価格弾力性を計測している。湯田 (2007) によれば、機会費用の弾力性は 0.369 であり、自己負担の価格弾力性 (0.093) と比較してより弾力的である。この文脈では、診察を受けるまでの待ち時間 (waiting time, appointment delay) や通院や診察そのものにかかる時間 (physical waiting) が強調され (Lourenco and Ferreira 2005)、償還払いにまつわる事務コストはそれほど考えられていない。

本稿の目的は、医療保険の償還方法の変更が医療サービスの利用に与える影響に関して、無作為割当を用いた実験に次いで信頼性が高いとされる自然実験に基づく実証結果を提供することである。ここで利用する自然実験は、日本で 1971 年に実施された保険医総辞退である。保険医総辞退とは公的な皆保険でカバーされる医療を提供する地位を辞任することであり、辞退した医師は医療行為を提供できるし、このケースでは提供し続けた。日本は国民皆保険を達成していたから、総辞退は医師のストライキに見えるかもしれないが、医療サービスの提供は続いていたことから、厳密にはストライキとは言

えない。保険医でない医師から受けた治療は本来は公的保険ではカバーされないが、1971年7月の総辞退は医師会による集団的政治的パフォーマンスであったので、辞退した医師から受けた診療も公的保険でカバーされた。ただし、辞退医は保険者に費用の償還請求ができないので、患者はいったん全額をポケットから払い、後日、加入している保険者に申請して療養費払い制度を利用して払い戻しを受けた。したがって、総辞退は医療給付の直接給付から償還払いへの一時的変更とみなすことができる。

日本医師会が保険医総辞退を主導したが、総辞退に参加するかどうかは都道府県の医師会が判断しており、いくつかの県の医師は総辞退に参加しなかった。総辞退に参加した県のなかには、辞退医が保険者に償還請求を行う受領委任を採用したところもある。これらの判断に関する議論は各都道府県医師会で実施日の直前まで紛糾し、その決定は政治的要因によって左右されたため、居住地域の医師が総辞退に参加するかどうかを事前に予想することは国民にとって困難であった。したがって、総辞退は、医療給付の方法の変更についての大規模で極めて貴重な自然実験となっている。じっさい、当初から償還払いの効果を把握するために国民が実験されたのではないかという指摘もあった（川上 1971）。本稿ではこの総辞退参加の地域差を用いて、給付方法の変更が医療サービス消費に与える影響を評価するとともに、健康に与える効果も検討したい。

本稿の貢献は、給付方法の変更が医療サービス消費に与える影響を自然実験を用いて検討したことである。Zhong (2011) は、前述したように、現物給付保険加入者と償還払い保険加入者の行動を比較しているが、クロスセクション方向の比較にとどまり、実験的手法を用いてはいない。自然実験を用いた医療保険にまつわる分析は多いが、給付方法の変更のみをとりだしたものはないと思われる。日本においては、金銭的自己負担の影響を調べた研究は蓄積されつつある（Ii and Ohkusa 2002a, b, Yoshida and Takagi 2002, Bessho and Ohkusa 2006, Kan and Suzuki 2006, 2010, Abe 2007, Nishi et al 2012, Matsuura and Sasaki 2012）が、金銭的費用以外の費用を考慮した分析は、湯田（2007）を数少ない例外として、少ないといえよう。金銭的費用以外の費用の影響を検討した先行研究では時間費用が強調されるが、本稿の結果は償還払いのもとでの事務コストの大きな影響を示唆している。日本では公的医療保険は現物給付である一方、民間医療保険は償還払いのみが認められている。TPP交渉を前に、金融庁は民間医療保険の現物給付化を検討しているが、本稿の結果はこの制度変更にも示唆を与えると思われる。

保険医辞退という自然実験を利用して difference-in-differences 推定（DD 推定）を行った結果は以下の3点にまとめられる。第1に、保険医総辞退は辞退の対象となった政管健保の被保険者・被扶養者の保険医療機関での医療サービス消費を減少させた。その大きさは、受領委任がまったく行われないうきに辞退医比率が1%ポイント減少すると件数にして前年同月に比べて約0.7%、給付額にして約0.5%減少するほどである。また、辞退が起きても受領委任が行われれば医療サービス消費はほとんど変化しなかった。Zhong (2011) は、現物給付は調査前月の通院確率を63.2%引き上げることを見出して

いるが、本稿の結果もそれと比肩されるほど大きな効果といえよう。この結果は、医療保険制度の変更の効果に関する多くの既存研究の結果の解釈に有用な知見を提供するだろう。すなわち、多くの研究は医療保険への加入や適用が医療サービス利用を増加させる効果を確認しているが、これらの効果の一部は、窓口負担という金銭的負担の変更ではなく償還方法の変更に起因しているのかもしれない。

第2に、件数の減少と同時に1件当たりの給付額が増加した。これは、軽症患者が保険診療を減少させたことを反映していると考えられる。第3に、粗死亡率・乳幼児死亡率で測った健康指標に対して、総辞退は統計的に有意な影響を及ぼしていない。これは保険医総辞退が小規模な診療所に集中したこと、フリーアクセス制を採用していること、総辞退の期間が短かったことに起因していると考えられ、医療従事者のストライキと健康状態の関係についての既存研究（e.g., Cunningham et al. 2008, Gruber and Kleiner 2012）にも示唆を与えるだろう。

本稿の構成は以下のとおりである。続く第2節で保険医総辞退の経緯を概観する。用いているデータは第3節で、推定の定式化は第4節で説明される。第5節で推定結果を示す。第6節は結論に充てられる。

## 2. 保険医総辞退の経緯

### 2.1. 経過

ここでは1971年7月の保険医総辞退がどのように行われたかについて簡単にまとめておこう<sup>1</sup>。1961年にすべての市町村が地域保険である国民健康保険（国民健保）を実施し、皆保険が達成された。組合管掌健康保険（組合健保）・政府管掌健康保険（政管健保）・国民健保等に分立していたとはいえ皆保険が達成されたため、医療サービス消費は増加し、国民医療費も急速に増加した（Kondo and Shigeoka 2013）。日本では現在でも保険者の数が3000を超えるまでに分立しており、多くの国民は定年までは被用者保険に入り、退職すると地域保険へ異動する。当時は現在の前・後期高齢者支援金のような被用者保険から地域保険への財政移転の仕組みが確立されていなかったため、大企業の被雇用者がおもに加入している組合健保は黒字を計上していた一方、中小企業の被雇用者がおもに加入していた政管健保は多額の赤字を計上し、国鉄・コメと並んで「3K赤字」と呼ばれていた。政管健保が赤字を出していることもあり、政府は診療報酬の引上げに消極的な態度をとりつづけ、その上昇率は消費者物価の上昇率を下回っていた（地主 1971）。このため、高度経済成長期であったにもかかわらず、とくに自治体病院の経営が圧迫されていた。

---

<sup>1</sup> 以下の記述は健康保険（1971）、日本医師会創立50周年記念事業推進委員会記念誌編纂部会編（1997, pp.117-123）を参考にしている。

日本医師会（日医）を率いる武見太郎会長はこのような状況に不満を抱いており、健保法の一部改正案への反対・組合健保の解消をはじめとする健保法の近代化・低医療費政策の転換（診療報酬の引上げ）等を訴えていた。たとえば、武見（1971）は「健保で労務管理の代用」を行っていることを問題視し、「組合健保の解体が必要」と主張して「定年退職いたしますころには病気になりますが、若いときにたまりました保険料は全部組合にとられてしまいます。お寺に寄付を致しますと、坊さんは極楽往生の護符をくれますが、組合健保はそれさえもくれません。これはまるでぶったくりそのものであります」（傍点筆者）と非難している。このような組合健保への反発の背景には、次のような日医の主張があった。すなわち、組合健保と政管健保の財政調整によって医療保険全体の赤字が解消すれば診療報酬の引上げも可能になるはずであり、黒字を計上しながら財政調整に反対する健保組合は反社会的な存在であり、診療報酬引上げを阻止する存在であるとする考え方である（地主 1971）。

総辞退の直接的なきっかけとなったのは、1971年2月18日、診療報酬の抜本的な見直しの議論のなかで、公益委員が議論のたたき台として「診療報酬体系の適正化について（審議用メモ）」を中医協に提出したことであった。日医の武見太郎会長はこのメモに猛反発する。もっとも、日医が健康保険政策に対して批判的であったことは知られていたものの、当時の厚生省保険局医療課長の松浦十四郎の言を借りれば「武見会長が激怒したことは、実際は誰にとっても寝耳に水だった（週刊社会保障 1998）」し、以下に述べるような総辞退に至る「事態はあまりに不可思議」（川上 1971）と考えられた。総辞退に対するこのような理解は、日医の主張や総辞退の目的が国民に十分に理解されていなかったことを示しており、川上（1971）は国民は単に社会実験されたのではないかと主張している。

2月25日には中医協をはじめとする厚生大臣の全ての諮問機関で日医の委員は辞表を提出した。3月4日、日医は都道府県医師会長に対して保険医総辞退の体制整備を求める通知を送付したが、4月初旬までは総辞退の日程も明らかではなかった。4月27日に日医は都道府県医師会に対し「過去における保険医総辞退と異なった全く新しい方式を採用する」との通達を出し、強硬姿勢を強める。5月20日、日医が反対していた健保法一部改正案は審議未了により廃案となることが決まったが、武見会長は態度を改めなかった。厚生省は5月に都道府県知事にあてて医師会の翻意を促すよう通知を出すなどしていたが、日医は5月28日に全理事会において総辞退を正式決定した。5月31日、山口県を除く45都道府県医師会より各知事あてに「保険医登録抹消請求書」が提出され、1か月の猶予期間ののち、7月1日から総辞退が始まることとなった<sup>2</sup>。

日医の総辞退決定に対し、6月27日の参議院議員選挙の投票日を控えて、政府与党は大きな動きを取らなかった。他方、社会保険審議会等の関係団体は総理大臣・厚生大

---

<sup>2</sup> 山口県医師会は6月11日に辞退届を提出した。

臣や日医会長に申し入れを行い、市民組織は「原因は政府の低医療費政策にあり理解できるが、国民生活に支障をきたすことであり、理由のいかんを問わず取りやめるべきである」と批判した。また、日本医学協会・全国公私病院連盟・全国保険医団体連合会・日本病院協会・全国自治体病院協議会といった医療関係者も反対に回った。これらの批判にもかかわらず、日医は7月1日、保険医総辞退に踏み切った<sup>3</sup>。1951年・1956年・1961年にも日医は保険医総辞退を試みていたがいずれも政府と日医との政府折衝によって回避されていたため、1971年の保険医総辞退は実施された初の総辞退であった<sup>4</sup>。

7月5日、第2次佐藤改造内閣で齊藤昇が厚相に就任し、武見会長との3回にわたる会談に臨んだ。この会談は「武見先生と齊藤生徒」と呼ばれるほど、もっぱら武見会長の主張を齊藤厚相が拝聴するという形をとった。この形が奏功したか、7月28日に佐藤総理と武見会長との会談で8項目の合意に達し、8月1日からの保険診療の再開が決定した。

## 2.2. 方式

1951年・1956年・1961年の保険医総辞退の試みでは、日医に属する医師全員が全ての医療保険の保険医を辞退することが想定されていたが、1971年7月の保険医総辞退ではそうではなかった。

第1に、保険医を辞退しなかった医師も存在し、その比率には地域差があった。すなわち、山口県・岡山県・島根県の医師は総辞退に参加せず、秋田県は8日から、愛知県は16日から辞退に入った。また、京都府・滋賀県等は医療機関が保険者に医療費を請求する受領委任方式をとったため、名目的な参加にとどまった。また、日医の会員でない医師もいるため、総辞退に参加した医師は6.6万人であり、診療に従事している医師11.8万人に占める比率は56%であった。

第2に、辞退しなかった保険も存在した。日医の会員である医師は被用者健康保険(組合健保と政管健保を含む)の保険医のみを辞退したが、国民健康保険は辞退の対象とならず、また結核予防法・生活保護法等の指定医も辞退しなかった。保険医を辞退した医師(辞退医)は自由診療を行うことができる<sup>5</sup>が、組合健保に対して強く反発していた日医はその際の診療料金について政管健保被保険者と組合健保被保険者で差をつける

---

<sup>3</sup> 1971年12月17日に沖縄で三師会(沖縄医師会・歯科医師会・薬剤師会)が保険医を総辞退したが、沖縄は復帰前であり、経緯と背景は異なる(松本1972)。

<sup>4</sup> いずれの総辞退も医師・医療機関の経済状況の改善を求めるものであった。保険収入に係る72%の必要経費率の規定(租税特別措置法第26条)は1951年の総辞退の試みに対応するものとして1954年に実施された(吉田1971)。

<sup>5</sup> 自由診療では租税特別措置法の定める必要経費率が適用されないため、報酬が同額でも医師の手取り収入は減少する。



ようにとの通知を出した<sup>6</sup>。すなわち、政管健保被保険者に対しては従来の診療報酬と同額を請求し、組合健保被保険者に対しては「自主料金」を請求することとされた。この自主料金（「武見料金」）とは、「世論は医師に対して適正妥当な技術報酬を支払っていない（日医武見会長「新しい考え方に基づく点数表について」1971年6月）」として打ち出した報酬体系であり、おおむね従来の診療報酬の2倍から3倍を請求するものであった。いずれの被保険者も、辞退医から診療を受けた場合にはいったん全額を支払い、発行された領収書をもとに療養費払いを受けることとされた<sup>7</sup>。

### 2.3. 実態についての逸話

日医の指令が貫徹していれば、国民健保被保険者は総辞退の影響を受けず、政管健保被保険者は従前の診療報酬を支払って療養費払いを受け、組合健保被保険者は高額な自主料金を支払って療養費払いを受けることになる<sup>8</sup>。しかし実態はより複雑であった。

日医は開業医を中心とする団体であったから、公的病院をはじめとして保険診療を継続した医療機関が存在した。健保連が保険医を辞退しない医療機関の名簿を作成して配布したこともあり、患者は療養費払いを嫌って保険医へ通った。たとえば、小金井公務員住宅自治会は保険医のいる立川病院へ直行する「医療バス」を走らせた（河野 1971）。またこのため、患者の殺到する病院の医療従事者のなかには過労で倒れるものもいたという。

辞退医も組合健保被保険者に対して必ずしも自主料金を請求しなかった。医師会に隠れて、自主料金よりも低い料金や、健保料金で診療する医師もいた（青山 1971, 樋上 1971）。7月28日に健保連は自主料金について中間的調査結果を発表したが、それによると、東京都内の23健保組合の343件の療養費申請書のうち、16件は健保料金の4倍以上を請求していたが、73件は健保料金と同額であった。また、領収書発行に伴う文書料は、55組合1161件のうち553件で請求されていなかった。

## 3. データ

本稿では1971年7月の保険医総辞退が与えた影響を検討するため、政管健保と国民健保の加入者に着目する。これら2つの加入者は保険医総辞退から異なる影響を受けたと考えられる。というのも、政管健保は保険医総辞退の対象となったものの、加入者が辞退医に受診したときの料金は従前の診療報酬と同一とされたのに対し、国民健保は総

---

<sup>6</sup> 共済組合については独自に契約を結ぶことで従前と同様の診療とした。

<sup>7</sup> 健保連は医療費の貸付や概算払いを検討したが、実施には至らなかった。

<sup>8</sup> 療養費払いは従前の健保の診療報酬に従うため、健保料金を超えた高い部分（差額料金）はいったん被保険者負担とされた（樋上 1971, 大村 1971）。

辞退の対象になっていないからである。組合健保の加入者への影響は以下の2つの理由から本稿では検討しない。第1に、保険医辞退の度合いは都道府県ごとに差があったが、組合健保加入者の都道府県ごとのデータが存在していない。第2に、前述したように、組合健保加入者は日医の設定した「自主料金」を課されることとなったが、実際に課された料金は自主料金と異なるケースが多いと考えられる。

### 3.1. 辞退医

都道府県ごとに集計された辞退医の数は厚生省が集計している。このデータは厚生省から直接には入手できないが、全国紙である読売新聞・毎日新聞・朝日新聞が総辞退が始まった1971年7月1日の1面にその数字を掲載しており、その数値は一致しているから、この数値を用いる。各紙は各都道府県の医師数も同時に掲載しているから、都道府県ごとに辞退医の比率を計算した。46都道府県のうち、総辞退を撤回した山口県・岡山県・島根県のこの比率はゼロである。このように作成した辞退医比率を辞退医比率とする。

秋田県と愛知県はそれぞれ総辞退突入が7月8日と7月16日であるので、この2つの県の辞退医比率にそれぞれ24/31と16/31を乗じた変数を作成した分析も行ったが、得られた結果に定量的に大きな違いがなかったためにその結果は報告していない。

保険医辞退の効果を検討するうえで注意すべき点の一つは、受領委任（代理請求）方式の採用の有無である。総辞退のもとでは患者は医療機関でいったん料金全額を支払った後に保険者から償還を受けることが想定されているが、辞退医の一部は医療機関が保険者に医療費を請求する受領委任方式を採用した。受領委任方式のもとでは、診療報酬が従前と変わらない政管健保加入者にとっては、窓口負担は従前と変わらず、したがって辞退の影響はないと考えられる。読売・毎日・朝日新聞の報道では、各都道府県の受領委任方式の程度が、すべて・半数以上・半数以下・ゼロのいずれに分類されるかが示されているため、これらの程度に応じたダミー変数を作成し、辞退医比率との交差項を作成した。なお社会保険旬報（1971）は、3紙報道で「半数以下」に分類された22府県のうち静岡県を除く21府県では受領委任方式がほとんど認められなかったと述べている。

### 3.2. 保険給付

政管健保・国民健保の保険給付のデータはそれぞれ、政府管掌健康保険事業月報・国民健康保険事業月報から得た。これらの月報では都道府県ごとに保険給付の状況が示されている。

政管健保については被保険者と被扶養者に分割して分析を行う。1971年当時、政管健保の患者負担は定額であったのに対し、被扶養者は5割負担であったからである。な

お、国民健保の被保険者の患者負担は3割であった<sup>9</sup>。

政管健保と国民健保の事業月報は保険給付の内訳についてさまざまな統計を提供しているが、ここでは保険給付総額のみ注目する。保険給付総額には、医療機関・薬局への償還額のほか、国民健保では助産給付・育児手当・葬祭給付等が、政管健保では療養費・傷病手当金・埋葬料・分娩費・出産手当金・育児手当金が含まれる。保険給付の内訳を用いないのは次の理由による。すなわち、保険医総辞退が行われた1971年7月には、政管健保加入者は医療機関の窓口でいったん全額を支払い、その後に保険者から現金で償還を受けることとなっていたが、この償還の額は事業月報では療養費に含まれる。この療養費の内訳（入院か入院外か等）は事業月報からは入手できず、そのため前後の月とデータを接続することができない。そこで本稿では保険給付総額のみ注目する。

保険給付総額はそれぞれ被保険者1人当たりで換算する。ただし、政管健保の事業月報からは被扶養者数の情報を得ることができないため、被扶養者の保険給付総額も不保険者一人当たりであり、被扶養者一人当たりではない点に注意する必要がある。また、被保険者当たり給付総額のほか、被保険者当たり給付件数、1件当たり給付額も用いる。これらはすべて対数変換して利用する。サンプル期間が短いこと、また差分をとるかもしくは時点ダミー変数を利用することから、インフレ調整は行っていない。

### 3.3. 健康指標

健康指標として、人口動態統計から粗死亡率・乳幼児死亡率・中絶率（人口死産の、人口死産と出生数に対する比）・粗出生率を用いる。粗死亡率・粗出生率は各月・各都道府県の1970年の国勢調査人口に対する死亡数・出生数の比を用いている。

これらの健康指標は都道府県ごとに集計されたものであり、各健保のデータではないことに留意する必要がある。

標本統計量は表1に示されている。

## 4. 定式化

本稿では、1971年7月の都道府県間の辞退医の比率の相違と、政管健保と国民健保間の保険医辞退の有無を利用して保険医辞退の影響を識別する。

### 4.1. 保険給付

総辞退が医療サービス需要に与えた効果を推定するため、保険給付に関連する変数を被説明変数として以下の4つの推定を行う。

---

<sup>9</sup> 国民健保は個人加入なので被扶養者という概念は存在しない。

第1に、基本となる推定として、都道府県間の辞退医の比率の相違を用いて政管健保加入者に与えた効果を推定するため、辞退前の前年同月である1970年7月を「前」、辞退が起きた1971年7月を「後」とする difference-in-differences 推定 (DD 推定) を行う。推定式は、

$$\Delta Y_{p,1971M7}^G = \beta_1 R_p + \varepsilon_p^1 \quad (1)$$

である。ここで、 $\Delta Y_{p,1971M7}^G$  は政管健保に関する変数  $Y$  の都道府県  $p$  における1971年7月の前年同月差、 $R_p$  は都道府県  $p$  における辞退医比率 (rate of resignation)、 $\varepsilon_p^1$  は誤差項を表す。推定すべきパラメタは  $\beta$  であり、推定方法は OLS であり、標準誤差は地域ごとにクラスターを設定したものをを用いる。DD に基づく因果関係の識別のための条件は、トリートメント (辞退医比率) がアウトカムに影響を与える他の変数と無相関であることである。例えば、辞退した医師は開業医を中心とする日本医師会に所属する医師であったことから、地域の医療提供体制の変動を通して、辞退医比率とアウトカムが相関するかもしれない。この可能性について検討するために、辞退の行われなかった国保加入者のデータを用いたプラシボテストを行う。すなわち、仮に観測されない医療体制の地域差がアウトカムと辞退比率の両方に影響を与えているならば、辞退の行われなかった国保加入者の医療利用データを用いても、辞退比率とアウトカムは相関を持つと考えられる。よって、「見せかけ」(spurious) の相関の可能性を検証するために、国保加入者のデータを用いた検証は強力なプラシボを提供すると考えられる。

第2に、推定の頑健性を確認するため、より長期間の1971年1月から1972年1月までのデータを用いた DD 推定も行う。推定式は

$$Y_{p,t}^G = \beta_2 (R_p \times T_{1971M7}) + \gamma_{2,1} A_p + \gamma_{2,2} T_t + \varepsilon_{p,t}^2 \quad (2)$$

である。ここで、 $A_p$  は各都道府県を表すダミー変数ベクトル、 $T_t$  は各月を表すダミー変数ベクトルである。 $\beta$ 、 $\gamma$  は推定すべきパラメタであり、推定方法は OLS であり、都道府県ごとにクラスターされた標準誤差を用いる。

第3に、都道府県間の辞退医比率の差とともに、政管健保と国民健保の違いを明示的に用いて保険医辞退の効果を推定するため、difference-in-differences-in-differences 推定 (DDD 推定) を行う。推定式は

$$Y_{p,t}^i = \beta_3 (R_p \times T_{1971M7} \times I_i) + \gamma_{3,1} (A_p \times T_t) + \gamma_{3,2} (T_t \times I_i) + \gamma_{3,3} (I_i \times A_p) + \gamma_{3,4} A_p + \gamma_{3,5} T_t + \gamma_{3,6} I_i + \varepsilon_{p,t}^3 \quad (3)$$

である。ここで、 $I_i$  は保険者を表すダミー変数であり、 $i=G$  が政管健保、 $i=N$  が国民健保を表す。 $\beta$ 、 $\gamma$  は推定すべきパラメタであり、推定方法は OLS である。

第4に、受領委任の効果を推定するため、辞退医比率と受領委任の状況を表す変数の交差項を用いた推定を行う。保険医総辞退は1971年7月の1ヶ月間のみであったが、保険者への療養費払いの請求は翌月8月にも行われたので、ここでは7月と8月の和を用いる。推定式は、

$$\Delta Y_{p,1971M7}^G = \sum_{d=1}^4 \beta_{4,d} (S_d \times R_p) + \varepsilon_p^4 \quad (4)$$

である。ここで、 $S_{it}$ は受領委任の状況を表す4つのダミー変数であり、それぞれ、受領委任がゼロ、半数以下、半数以上、全て受領委任という状況を表す。辞退のなかった県がリファレンスグループである。 $\beta$ は推定すべきパラメタであり、推定方法はOLSである。

## 4.2. 健康指標

健康指標については、政管健保・国民健保の加入者別のデータが入手できないことから、都道府県ごとに集計されたデータを用い、前小節で示した4つの推定のうち、第3の推定は行わず、推定式(1), (2), (4)と同様の推定を行う。

都道府県ごとに集計された健康指標への総辞退の影響の大きさは、組合健保・政管健保・国民健保に加入する人口の比率にも当然に影響されると考えられる。この問題に対しては、前年同期差をとるか、都道府県固定効果を含めることで対処する。というのも、本稿の推定で用いるサンプル期間は最長でも13カ月であり、この期間内に各健保への加入比率が大きく変化したとは考えにくいからである。

## 5. 結果

### 5.1. 保険給付

保険給付の動きを、辞退がなかった県（島根・岡山・山口）、辞退があったが全て受領委任が行われた府県（滋賀・京都）、それ以外に分けて示したのが図1から図3である。いずれも前年同月比でみた伸び率を表しており、図1は被保険者一人当たりの保険給付件数、図2は被保険者一人当たりの保険給付額、図3は給付1件当たりの保険給付額の動きをそれぞれ示している。図1と図2から明らかなように、辞退の起きた県の政管健保の被保険者一人当たり保険給付件数・給付額は、保険医総辞退の起きた1971年7月に大きく減少しているのに対し、辞退のなかった県や国民健保ではそのような動きは見られない。辞退の起きた1971年8月には、辞退の起きた県の政管健保の被保険者一人当たり保険給付件数・給付額は増加しているが、これは7月に行われた診察に関する請求が8月に行われたためと思われる。辞退が起き、かつ受領委任が完全には実施されなかった都道府県と辞退が起きなかった県を被保険者について比べると、7月には前年同月比でみて件数で56%、給付額で42%減少しており、8月には件数で15%、給付額で24%増加している。7月に比べて8月は件数で5%、給付額で9%ほど少ないから、7月には前年同月比でみて件数で40%、給付額で20%ほど減少したと思われる。給付1件当たりの保険給付額をみると（図3）、辞退の起きた県の政管健保については1971年7月に大きく増加しているのに対し、辞退のなかった県や国民健保ではそのような動き

は見られない。なお、1972年2月以降に1件当たり給付額が増加しているのは、診療報酬改定の影響である。

表2は件数と給付額についての基本ケースの推定結果を示している。政管健保については辞退医比率の係数は統計的に有意に負の値に推定されている。この結果は、被説明変数は対数変換された前年同月差であるから、辞退医比率が1%ポイント増加すると一人当たり件数と給付が前年同月に比べて1%以上減少することを示唆している。辞退が起き、かつ受領委任が完全には実施されなかった都道府県での辞退医の比率の平均値は63%だから、これらの県での7月の件数と給付額の減少の多くが辞退によって説明されると解釈できる。国民健保について同様の推定を行った3列目・6列目の推定結果は、辞退医比率の係数の絶対値は小さく、統計的に有意にゼロと異なることを示している。この結果は、政管健保に関する保険医総辞退が医療サービス消費に大きな負の効果を持ったことを示唆している。

表3は基本ケースに説明変数を追加した推定結果を示している。ここでは説明変数として都道府県ごとの政管健保被保険者の平均標準報酬月額（ほぼ月収に対応）の対数値を追加している<sup>10</sup>。辞退医比率の係数は説明変数を追加しない表2と似た値を示しており、平均標準報酬月額の係数推定値は統計的に有意にゼロとは異なる。この結果は、辞退医比率が基本ケースの誤差項とほとんど相関をもたず、外生変数であることを示唆しているのかもしれない。

基本ケースでは1971年7月のデータのみを用いているが、1971年1月から1972年1月までのより長期のデータを用いたDD推定の結果は表4に示されている。辞退医比率の係数は基本ケースの表2と似た値を示しており、推定結果の頑健さを示している。

基本ケースでは政管健保と国民健保のデータを分割してそれぞれについてDD推定を行ったが、これらのデータを接合してDDD推定を行った結果は表5に示されている。基本ケースの結果から容易に予想されるように、辞退医比率・1971年7月ダミー・政管健保ダミーの3変数の交差項の係数は統計的に有意に負に推定され、その係数推定値は基本ケースのそれと大きく異なる。

ここまでは被保険者一人当たりの保険給付件数と保険給付額に着目してきたが、表6は1件当たり給付額についてのDD推定の推定結果を示している。1列目と2列目は1971年7月のデータを用いた結果を示しているが、被保険者については辞退医比率の係数が統計的に有意に正に推定されている一方で、被扶養者については正ではあるものの統計的に有意には推定されていない<sup>11</sup>。そこで1971年7月と8月の合計値について同様の推定を行ったところ、被保険者・被扶養者についてともに統計的に有意に正の係数が推定

<sup>10</sup> 国民健保については所得変数は利用できない。

<sup>11</sup> 被扶養者については埼玉県のみが大きく減少しており、これが係数をマイナス方向に押し下げている。埼玉県を除いて同じ推定を行うと被扶養者についても辞退医比率は統計的に有意に負に推定される（係数推定値は0.3918）。

された。前述したように、総辞退が行われていた7月中に辞退医から診療を受けたとき、保険者からの療養費払いは8月に行われることがあったから、この結果は総辞退によって給付1件当たりの給付費が増加したことを示唆している。

保険医総辞退のもとでも政管健保加入者は従前通りの料金しか請求されなかったから、もし受領委任が行われていれば窓口での支払額は変化せず、医師の法的地位以外は従前と変わらずに診療を受けることができる。したがって、受領委任が完全に行われていれば総辞退の影響はないかもしれない。表7はこれを確かめるために、辞退医比率と受領委任の程度の交差項を説明変数として用いた推定結果を示している。ここでは、7月分の療養費払いが8月に計上されることを考慮して、7月と8月の和をとったデータを用いている。推定結果は、被保険者・被扶養者ともに、受領委任の程度が低いほど総辞退の影響が強いことを示唆しており、受領委任が完全に行われた府県では総辞退の影響は統計的にはゼロと異なることが示されている。図1・図2は、受領委任が行われた京都府と滋賀県でも7月には給付件数・給付額が減少していることを示しているが、この減少分はほぼすべて療養費払いの請求として8月に計上されていると考えられる。また、京都府・滋賀県の給付1件当たり給付額が7月に増加し8月に減少したことは、8月に療養費払いされた給付の1件当たり給付額が相対的に少額であることを示している。これは、総辞退に参加した医師の多くは開業医であり、相対的に軽症患者を治療していると思われることと整合的であろう。

表7に示された係数推定値の大きさは、推定値は7月と8月の和をとっているために、表1から表4で得られた推定値よりも小さい。8月には辞退は終わっているのに、前述したように8月は7月よりも保険給付がやや少ないが、係数推定値の大きさを2倍すると7月に起きた総辞退の影響の大きさがほぼ得られる。このように概算すると、受領委任が全く行われなかった県への総辞退の効果は、辞退医比率が1%ポイント増加すると前年同月比で件数を0.76%、給付額を0.55%減少させるということになる。辞退が起き、かつ受領委任が完全には実施されなかった都道府県での辞退医の比率の平均値は63%だから、この大きさは図1・図2の結果と整合的である。

図4は、表4で用いたより長期のデータを用いて、各月ダミーと辞退医比率の交差項を説明変数に追加することで結果の妥当性を確認するプラセボチェックを行った結果である。もしこれまでのDD推定の結果が偶然によるものであれば、この交差項の係数推定値もゼロと異なる値を示すかもしれない。図4はこのような懸念が当てはまらないことを示している。

これまでの推定結果をまとめると以下のように解釈できるだろう。すなわち、保険医総辞退は政管健保の被保険者・被扶養者の保険医療機関での医療サービス消費を減少させた。その大きさは、受領委任がまったく行われないうちに辞退医比率が1%ポイント増加すると件数にして前年同月に比べて約0.76%、給付額にして約0.55%減少するほどである。総辞退に参加した医師の比率は全国平均で56%であるから、もし受領委任がま

まったく行われなければ件数が前年同月に比べて 43%、給付額が 31%減少したことになる。同時に、1 件当たりの給付額が増加する。これは、軽症患者が保険診療を減少させたことを反映していると考えられる。あるいは、少額の診療費用をわざわざ保険者に請求しなかったのかもしれない。医療サービス消費への影響は受領委任の有無に大きく影響され、受領委任が行われれば医療サービス消費はほとんど変化しない。受領委任の有無は療養費払いのための保険者への請求の有無を意味するから、保険者への請求のためのコストが医療サービス消費に影響していると推察される。これは、償還払いのほうが医療サービス消費が少なくなるという Zhong (2011) と比べると、量的に見ても整合的である。また、金銭的負担以外の時間的費用を含む総費用が医療サービス消費に影響するという先行研究群 (e.g., Coffey 1983, 湯田 2007) と整合的である。さらに、本稿の推定結果によれば、統計的には有意ではないにしても、一貫して被保険者よりも被扶養者への影響のほうが大きい。もし療養費払いのための時間的・心理的コストが被保険者・被扶養者で共通であるとすれば、この結果は医療サービス消費の金銭的自己負担への弾力性が、労働者である被保険者のほうが小さいことを示唆しているのかもしれない。

## 5.2. 健康指標

政管健保・国民健保ごとの健康指標は利用可能ではないから、ここでは都道府県ごとの健康指標を用いて推定式(1)と(2)を用いた推定を行う。推定式(1)による DD 推定の結果は表 8 に、推定式(2)による DD 推定の結果は表 9 に示されている。用いた健康指標は、粗死亡率・新生児死亡率・中絶率・粗出生率である。表 8 では粗死亡率と中絶率の係数が統計的に有意に正に推定されているが、より長期のサンプルを用いた表 9 ではこれらの係数は統計的に有意にゼロと異なるない。

表 10 は受領委任の程度と辞退医比率の交差項を説明変数として用いたときの推定結果が示されている。上述の表 7 と異なり、新生児死亡率と粗出生率の推定式で係数のいくつかが統計的に有意にゼロと異なって推定されている。受領委任の程度が低いほど総辞退の効果は顕著に表れると考えられるが、4つの推定結果のいずれにおいてもそのような傾向は明確には看取されない。

各月ダミーと辞退医比率の交差項を説明変数に追加することで結果の妥当性を確認するプラセボチェックを行った結果は図 5 に示されている。保険給付について同様の推定を行った結果を示している図 4 と比較してみると、1971 年 7 月だけに明確な変化があるとは言い難い。

これらの結果をまとめると、都道府県ごとに集計した粗死亡率等の健康指標に対して保険医総辞退は、受領委任の有無を考慮しても、総じて統計的に有意な影響を与えていない。ただし、保険医総辞退は医療サービス消費の減少を通じて健康指標を悪化させると考えられるから、粗死亡率と新生児死亡率の係数が正に推定されたことはもともとら



しく、まったく効果がなかったとはいえないかもしれない。

前小節で述べたように、保険医総辞退は被保険者・被扶養者の保険医療機関での医療サービス消費を減少させている。それにもかかわらず健康指標に統計的に有意な影響が検出されない理由は以下のように解釈できる。第2節で述べたように、保険医総辞退に参加した医師のほとんどは小規模な診療所を経営する開業医であり、公的病院をはじめとした大規模な病院の多く、すなわち重症患者を診療する役割を期待されていた医療機関は保険診療を継続した。重症患者の診療には総辞退によって患者は診療を継続した医療機関に集中し、そのような医療機関では医療従事者は多忙を極めたが、総辞退の期間は1カ月と短期間であった。保険医総辞退が小規模な診療所に集中したこと、総辞退の期間が短かったことから、死亡率で測った健康指標には大きな変化が見られなかったと考えられる。このような解釈は、前小節の推定結果が軽症患者が保険診療を減少させたことを示唆していたことと整合的である。

医療従事者のストライキが死亡率に影響を及ぼさないという結果は、Cunningham et al. (2007) によるサーベイとも整合的である。Gruber and Kleiner (2012) は看護師のストライキが、地域間での患者の再分配にもかかわらず、入院死亡率を上昇させる効果を統計的に検出している。ただしその大きさをみると、平均入院死亡率 1.75 に対してストライキダミーの係数推定値は 0.03976 である (Gruber and Kleiner 2012, Table 10)。Gruber and Kleiner (2012) が病院の医療従事者のストライキを対象としているのに対し、本稿での辞退医のほとんどは小規模な診療所の医師であることが結果の違いをもたらしていると思われる。また、Gruber and Kleiner (2012)での推定に用いられたサンプルの大きさは 92,410 であり、本稿のサンプルサイズに比較して非常に大きいことためかもしれない。

## 6. おわりに

本稿では、1971年7月に行われた日本医師会による保険医総辞退が医療サービス消費や健康指標に与える効果を定量的に評価した。保険医総辞退が保険加入者に与えた効果は、加入する保険と居住地によって異なった。3県の医師は総辞退に参加しなかったし、参加した医師も政管健保・組合健保の保険医のみを辞退し、国民健康保険の加入者に対しては従前どおりの保険診療を継続した。また、政管健保・組合健保は辞退した保険医にかかる診療費用についても償還払いを行った。医師の一部は、医療機関が保険者に医療費を請求する受領委任方式を採用した。

このような保険医辞退の地域間・制度間の差異を利用して difference-in-differences 推定 (DD 推定) を行った結果は以下の4点にまとめられる。第1に、保険医総辞退は政管健保の被保険者・被扶養者の保険医療機関での医療サービス消費を減少させた。その大きさは、受領委任がまったく行われないうきに辞退医比率が1%ポイント減少する

と件数にして前年同月に比べて約 0.7%、給付額にして約 0.5%減少するほどである。もし総辞退に参加した全体の 56%の医師が全員受領委任を行わなかったとすると、件数は前年同月に比べて 43%、給付額は 31%したと推測される。第 2 に、件数の減少と同時に、1 件当たりの給付額が増加した。これは、軽症患者が保険診療を減少させたことを反映していると考えられる。第 3 に、医療サービス消費への影響は受領委任の有無に大きく影響され、受領委任が行われれば医療サービス消費はほとんど変化しなかった。受領委任の有無は療養費払いのための保険者への請求の有無を意味するから、保険者への請求のためのコストが医療サービス消費に影響していることを示唆している。第 4 に、粗死亡率・乳幼児死亡率で測った健康指標に対して、総辞退は統計的に有意な影響を及ぼしていない。これは保険医総辞退が小規模な診療所に集中したこと、総辞退の期間が短かったことに起因していると考えられる。

本稿は、医療サービス消費や健康指標とは関連しない保険医総辞退というショックを用いているが、限界もある。そのひとつは、地域別の集計データを用いており、患者の個票データを用いていないことである。医療サービス消費の実証研究においては個票データの利用が標準的となるなか、集計データではどのような患者がどれほど行動を変容されたのかは十分には明らかにならない。いまひとつは、償還方法の変化が厚生に与える影響が検討の対象外であることである。償還払いは患者の事務費用負担を増加させるが、他方で安易な受診を抑制し、医療費の減少・保険料率の低下を通じて社会厚生に好ましい影響を与えるかもしれない。これらの点については、将来の課題である。

## 補論：家計調査からみた保健医療消費支出の動き

本稿では保険者と人口動態の統計を用いて総辞退の影響を検討したが、本補論では、家計調査月報を用いて世帯あたりの消費支出の動きをまとめておく。

補図 1 は、市販薬（OTC 薬）や医療器具への支出を含む保健医療支出総額と、保険医療支出を医療機関に支払う診療代（窓口負担）とそれ以外に分解した額の対前年同期比の動きを示している。総辞退の起きた 1971 年 7 月にはいずれについても増加率が高まっているが、前後の期間と比べてとくに増加率が高いとは言い難い。診療代の増加率がそれほど高くない理由は、償還払いのもとで窓口で高い診療代を支払った家計と、窓口での高い診療代を嫌って受診を断念した家計が存在し、この 2 つの効果が相殺しているためかもしれない。

補図 2 は、市販薬の消費支出の動きを市販薬の種類ごとに示したものである。医療機関での診療を諦めた家計は、その代替として市販薬を購入するかもしれない。しかし、補図 2 からは、総辞退の起きた 1971 年 7 月にとくに市販薬の購入が増加したことは看取されず、市販薬への代替効果は観察されない。

表 1. 標本統計量

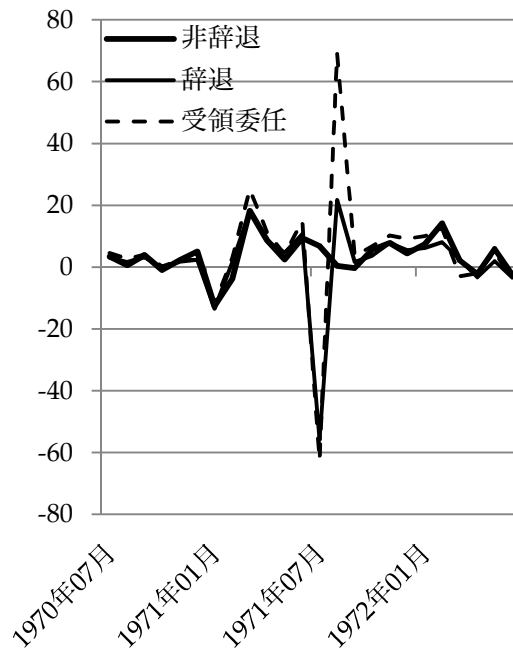
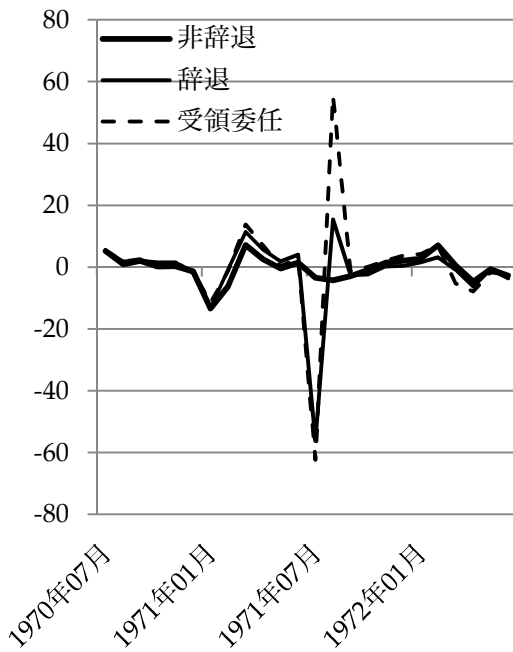
	平均	標準偏差	最小値	最大値
保険医辞退状況				
受領委任ゼロ	0.1304	0.3405	0	1
受領委任半数以下	0.5217	0.5050	0	1
受領委任半数以上	0.2391	0.4313	0	1
全て受領委任	0.0435	0.2062	0	1
辞退せず	0.0652	0.2496	0	1
被保険者一人当たり件数				
政管被保険者	-0.5185	0.1338	-0.8699	-0.2849
政管被扶養者	-0.6688	0.1489	-0.9238	-0.2117
国保	-0.9018	0.1055	-1.0808	-0.5851
被保険者一人当たり給付額				
政管被保険者	8.1585	0.1670	7.7576	8.4430
政管被扶養者	6.6125	0.1429	6.2696	6.9787
国保	7.3538	0.1209	7.1125	7.6590
1件当たり給付額				
政管被保険者	5887.00	501.50	4544.47	7303.15
政管被扶養者	1458.12	127.02	1247.55	1790.20
国保	3868.83	371.78	2307.64	4677.28
平均標準報酬	46347.09	5945.35	37891.00	59724.00
健康指標				
新生児死亡率	8.7551	2.6035	2.7454	14.4666
中絶率	25.2693	10.5095	9.5414	60.3153
粗出生率	1.4120	0.2171	1.0561	1.9969
粗死亡率	0.5432	0.0883	0.3494	0.7561

(注) 保険医辞退状況は 1971 年 7 月, それ以外は 1971 年 6 月時点の値, サンプルサイズは 46 都道府県.

図1. 辞退県・非辞退県での保険給付の動き（被保険者一人当たり件数，前年同月比）

政管健保（被保険者）

政管健保（被扶養者）



国民健保

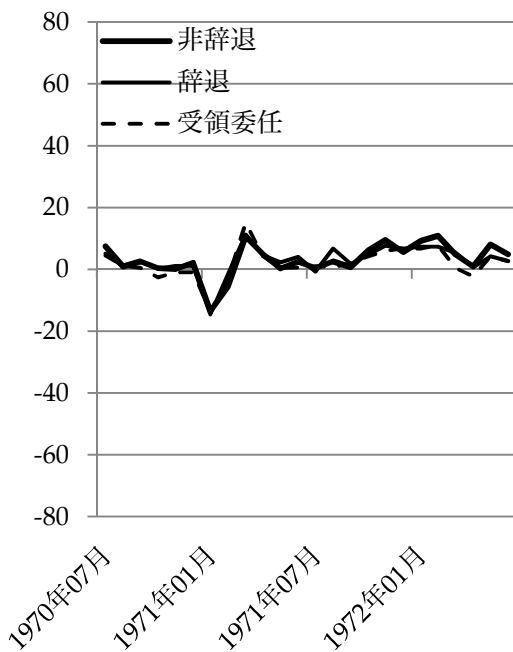
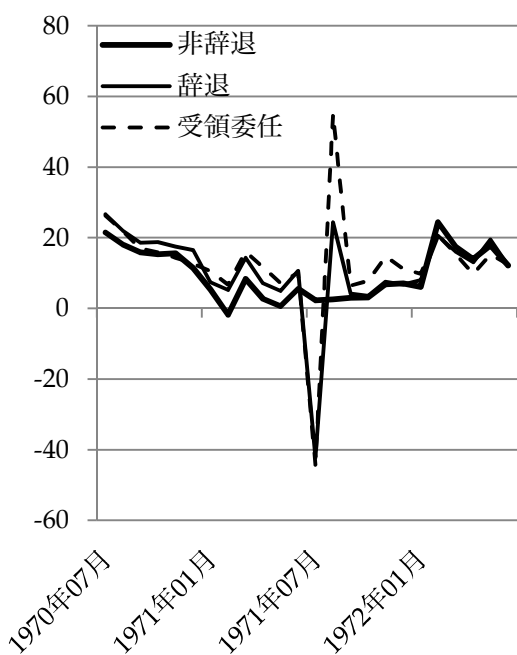
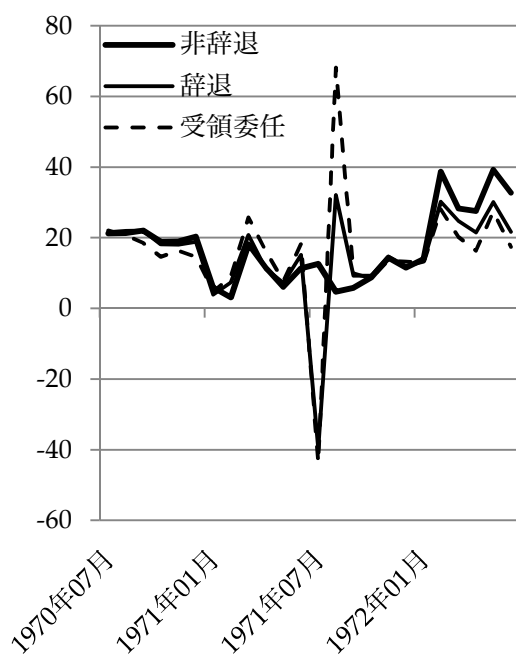


図2. 辞退県・非辞退県での保険給付の動き (被保険者一人当たり給付額, 前年同月比)

政管健保 (被保険者)



政管健保 (被扶養者)



国民健保

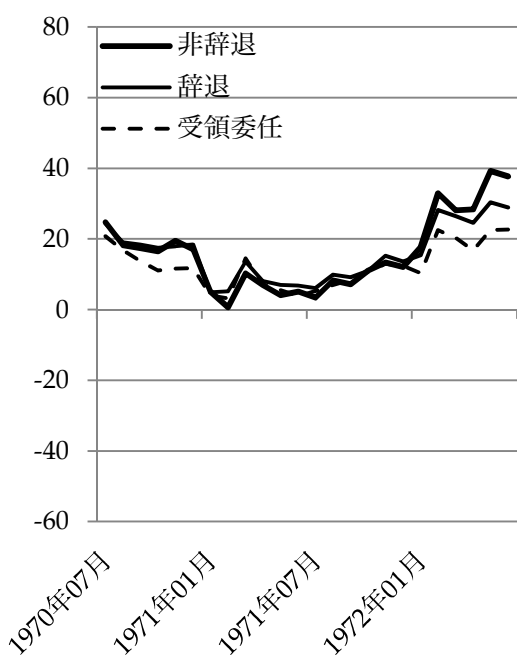
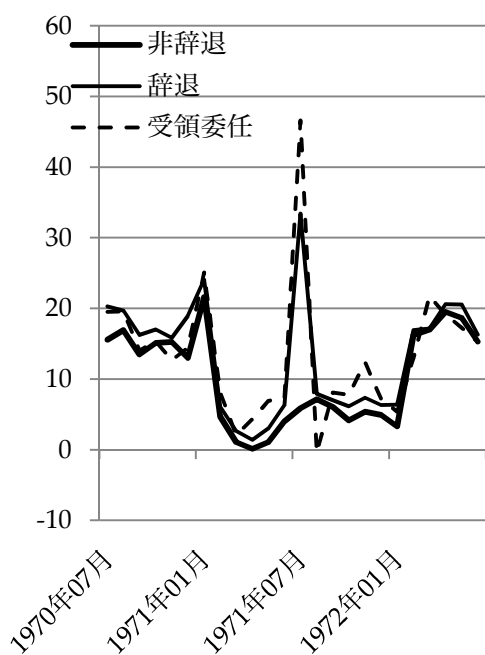
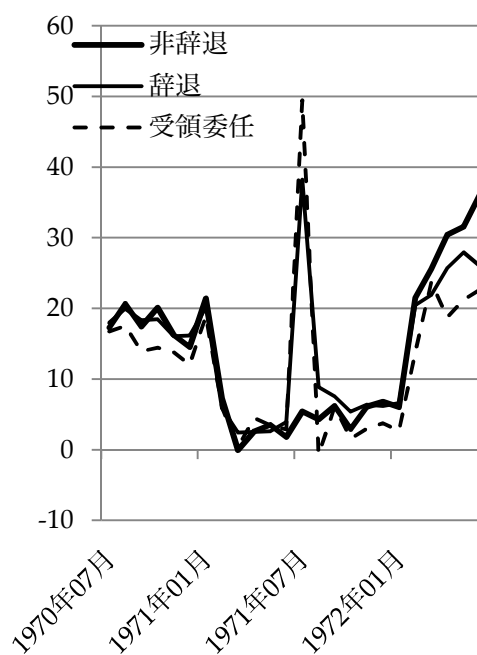


図3. 辞退県・非辞退県での保険給付の動き（一件当たり給付額，前年同月比）

政管健保（被保険者）



政管健保（被扶養者）



国民健保

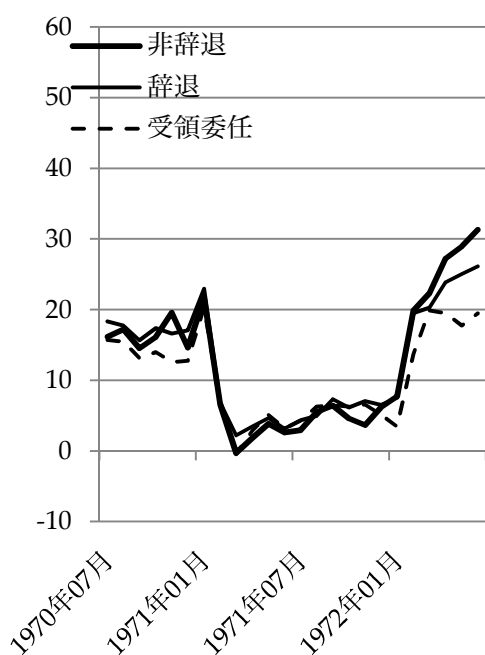


表 2. 基本ケースの推定結果

	件数			給付額		
	政管		国保	政管		国保
	被保険者	被扶養者		被保険者	被扶養者	
辞退医比率	-1.3066 *** (0.0963)	-1.3903 *** (0.0951)	0.0077 (0.0184)	-0.9940 *** (0.1022)	-1.1666 *** (0.1927)	0.0280 (0.0210)
定数項	-0.0294 (0.0360)	0.0340 (0.0415)	0.0094 (0.0101)	0.0606 (0.0453)	0.1932 * (0.0944)	0.0383 *** (0.0100)
修正 R2	0.5982	0.6558	-0.0228	0.5506	0.4053	-0.0161
サンプルサイズ	46	46	45	46	46	46

(注) カッコ内は地域ごとにクラスターされた標準誤差。\*\*\*は有意水準 1%で係数がゼロと統計的に異なることを示す。被説明変数は被保険者一人当たりの値を対数変換した変数の前年同月差。

表 3. 説明変数を追加した推定結果

	件数		給付額	
	被保険者	被扶養者	被保険者	被扶養者
辞退医比率	-1.3107 *** (0.0914)	-1.3932 *** (0.0963)	-0.9987 *** (0.0920)	-1.1580 *** (0.1981)
平均標準報酬月額	0.1559 (0.3002)	0.1116 (0.2373)	0.1821 (0.2626)	-0.3301 (0.2825)
定数項	-1.7035 (3.2094)	-1.1644 (2.5388)	-1.8950 (2.8030)	3.7388 (3.0803)
修正 R2	0.5936	0.6502	0.5503	0.4096
サンプルサイズ	46	46	46	46

(注) カッコ内は地域ごとにクラスターされた標準誤差。\*\*\*は有意水準 1%で係数がゼロと統計的に異なることを示す。被説明変数は被保険者一人当たりの値を対数変換した変数の前年同月差。平均標準報酬月額は対数値。

表 4. 1971 年 1 月から 1972 年 1 月までのデータを利用した推定結果

	件数		給付額	
	被保険者	被扶養者	被保険者	被扶養者
辞退医比率	-1.3263 ***	-1.4278 ***	-1.0243 ***	-1.2130 ***
×1971 年 7 月ダミー	(0.0705)	(0.0741)	(0.0606)	(0.1660)
平均標準報酬月額	-0.2747	-0.6858 **	-0.2735	-0.7211 **
	(0.2328)	(0.2742)	(0.2014)	(0.3333)
修正 R2	0.9434	0.9341	0.9464	0.8892
サンプルサイズ	598	598	598	598

(注) カッコ内は都道府県単位でクラスターされた標準誤差。\*\*\*, \*\*はそれぞれ有意水準 1%, 5%で係数がゼロと統計的に異なることを示す。被説明変数は被保険者一人当たりの値を対数変換した変数。平均標準報酬月額は対数値。その他の説明変数は各月ダミーと各県ダミー。推定方法は OLS。

表 5. DDD による推定結果 (1971 年 6 月, 7 月)

	件数		給付額	
	被保険者	被扶養者	被保険者	被扶養者
辞退医比率	-1.2947 ***	-1.4044 ***	-1.0480 ***	-1.2368 ***
×1971 年 7 月ダミー×政管ダミー	(0.2132)	(0.2446)	(0.2368)	(0.2701)
修正 R2	0.8628	0.8542	0.8578	0.9325
サンプルサイズ	183	183	184	184

(注) カッコ内は地域ごとにクラスターされた標準誤差。\*\*\*は有意水準 1%で係数がゼロと統計的に異なることを示す。被説明変数は被保険者一人当たりの値を対数変換した変数。その他の説明変数は各月ダミー・各県ダミー・政管ダミーと、そのうち 2 つの交差項全て。推定方法は OLS。



表 6. 1 件当たり給付額に関する推定結果

	1971 年 7 月		1971 年 7 月と 8 月の和	
	被保険者	被扶養者	被保険者	被扶養者
辞退医比率	0.3119 *** (0.0577)	0.2352 (0.2373)	0.1048 *** (0.0050)	0.1384 ** (0.0473)
平均標準報酬月額	0.0262 (0.0673)	-0.4417 * (0.2227)	0.0260 (0.0471)	-0.0882 ** (0.0356)
定数項	-0.1915 (0.7202)	4.9033 * (2.4633)	-0.2153 (0.5029)	1.0137 ** (0.3732)
修正 R2	0.3123	0.0360	0.2288	0.1161
サンプルサイズ	46	46	46	46

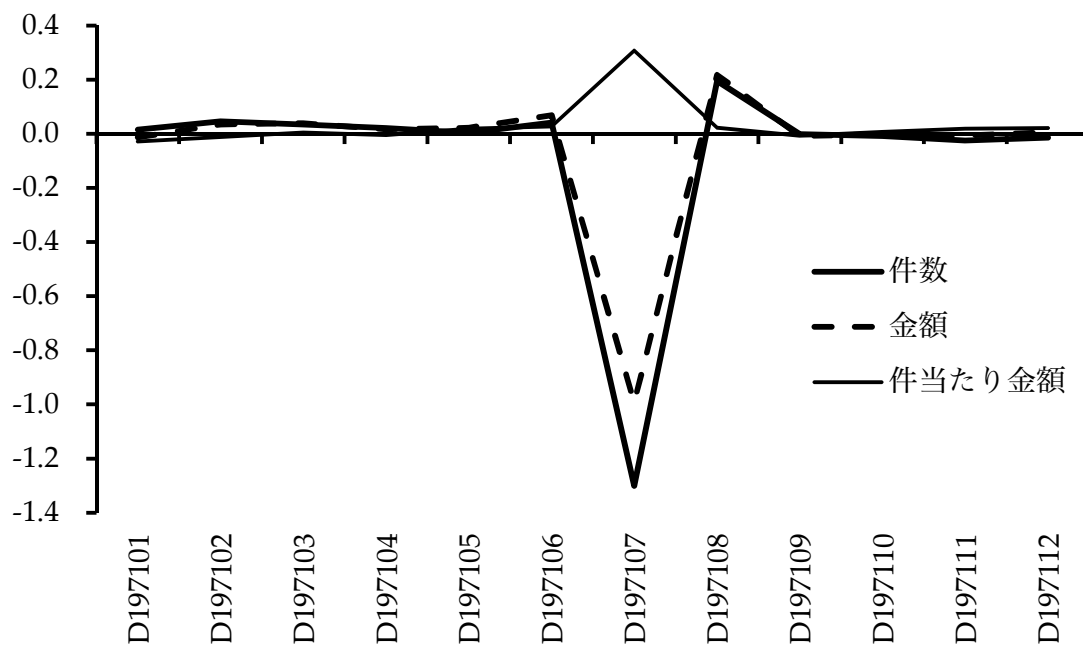
(注) カッコ内は地域ごとにクラスターされた標準誤差. \*\*\*は有意水準 1%で係数がゼロと統計的に異なることを示す. 被説明変数は対数変換した変数の前年同期差.

表 7. 受領委任の効果 (1971 年 7 月と 8 月の和)

	件数		1 人当たり給付額		1 件当たり給付額	
	被保険者	被扶養者	被保険者	被扶養者	被保険者	被扶養者
辞退医比率	-0.3850 *** (0.0297)	-0.4276 *** (0.0339)	-0.2746 *** (0.0261)	-0.2740 *** (0.0549)	0.1104 *** (0.0100)	0.1536 *** (0.0423)
×受領委任ゼロ						
辞退医比率	-0.3719 *** (0.0248)	-0.4067 *** (0.0147)	-0.2692 *** (0.0283)	-0.2709 *** (0.0687)	0.1027 *** (0.0076)	0.1358 * (0.0611)
×受領委任半数以下						
辞退医比率	-0.2440 *** (0.0308)	-0.2553 *** (0.0368)	-0.1454 *** (0.0277)	-0.1503 ** (0.0625)	0.0986 *** (0.0088)	0.1050 * (0.0541)
×受領委任半数以上						
辞退医比率	-0.0482 (0.0411)	-0.0196 (0.0464)	-0.0171 (0.0304)	0.0277 (0.0473)	0.0311 (0.0191)	0.0473 (0.0591)
×全て受領委任						
平均標準報酬月額	0.0243 (0.0921)	-0.0418 (0.1029)	0.0630 (0.0687)	-0.1252 (0.0976)	0.0387 (0.0397)	-0.0834 (0.0788)
定数項	-0.2908 (1.3357)	0.4831 (1.5600)	-0.6399 (0.9000)	1.4511 (1.3941)	-0.3491 (0.5048)	0.9680 * (0.4396)
修正 R2	0.5215	0.5320	0.5405	0.3842	0.2374	0.0997
サンプルサイズ	46	46	46	46	46	46

(注) カッコ内は地域ごとにクラスターされた標準誤差. \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10%で係数がゼロと統計的に異なることを示す. 被説明変数は対数変換した変数の前年同期差. リファレンスグループは辞退しなかった県.

図4. プラセボチェック (政管健保)



(注) 各月ダミーと辞退医比率の交差項の係数をプロットしたもの。リファレンス月は1972年1月。

表 8. 健康指標の影響 (1971 年 7 月)

	粗死亡率	新生児死亡率	中絶率	粗出生率
辞退医比率	0.0220 ** (0.0095)	-0.7112 (0.9461)	7.5022 * (3.9729)	-0.0094 (0.0396)
定数項	-0.0341 *** (0.0049)	-0.1253 (0.4014)	-7.8250 ** (2.5749)	0.0526 ** (0.0198)
修正 R2	-0.0105	-0.0210	0.0166	-0.0220
サンプルサイズ	46	46	46	46

(注) カッコ内は地域ごとにクラスターされた標準誤差. \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10%で係数がゼロと統計的に異なることを示す. 被説明変数は前年同期差.

表 9. 健康指標の影響 (1971 年 1 月から 1972 年 1 月)

	粗死亡率	新生児死亡率	中絶率	粗出生率
辞退医比率	0.0308 (0.0278)	1.5759 (1.5280)	3.4121 (3.9215)	-0.0687 (0.0453)
修正 R2	0.9242	0.1911	0.8684	0.9221
サンプルサイズ	598	598	598	598

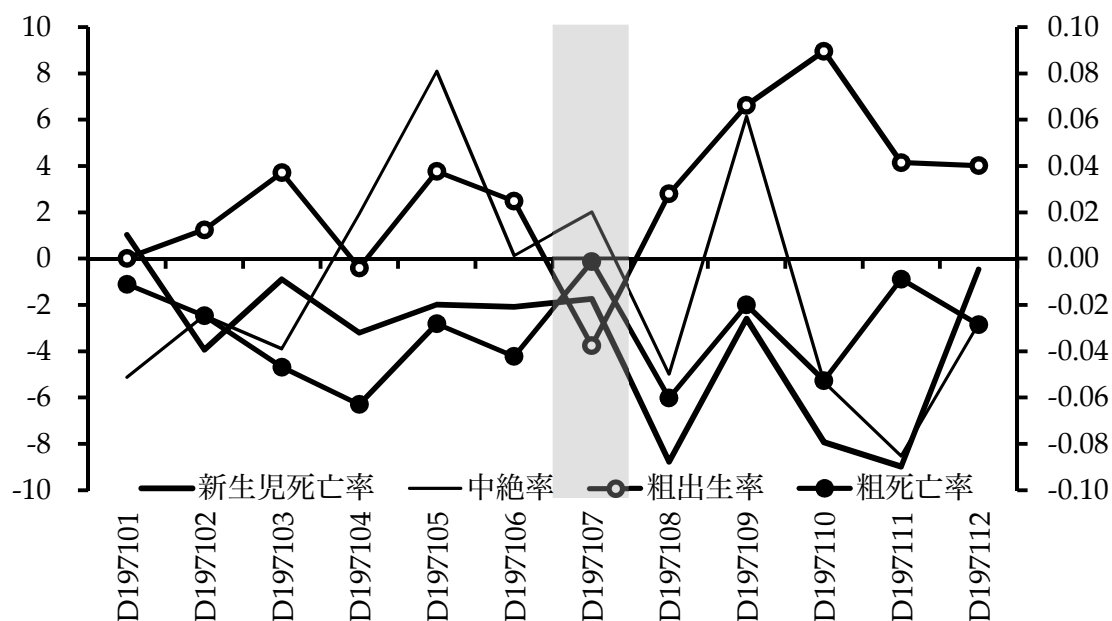
(注) カッコ内は都道府県単位でクラスターされた標準誤差. その他の説明変数は各月ダミーと各県ダミー. 推定方法は OLS.

表 10. 健康指標の影響 (1971 年 1 月から 1972 年 1 月)

	粗死亡率	新生児死亡率	中絶率	粗出生率
辞退医比率×1971年7月ダミー	0.0207	3.8954 *	5.4515	-0.1333 **
×受領委任ゼロ	(0.0298)	(2.0066)	(4.2935)	(0.0575)
辞退医比率×1971年7月ダミー	0.0340	0.8650	2.7215	-0.0454
×受領委任半数以下	(0.0283)	(1.4037)	(3.9760)	(0.0442)
辞退医比率×1971年7月ダミー	0.0332	0.9552	3.5620	-0.0904 *
×受領委任半数以上	(0.0313)	(1.7314)	(4.5863)	(0.0497)
辞退医比率×1971年7月ダミー	0.0371	1.7552	1.8665	-0.0286
×全て受領委任	(0.0549)	(2.0891)	(4.2151)	(0.0577)
修正 R2	0.9238	0.1923	0.8679	0.9223
サンプルサイズ	598	598	598	598

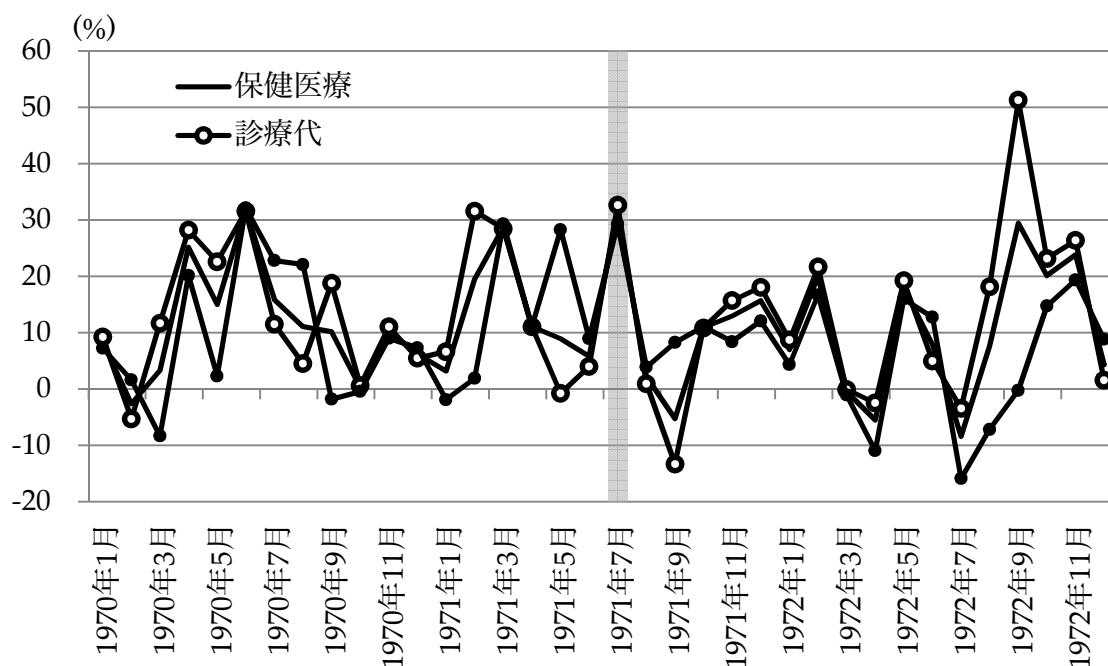
(注) カッコ内は都道府県単位でクラスターされた標準誤差。その他の説明変数は各月ダミーと各県ダミー。推定方法は OLS。

図 5. プラセボチェック (健康指標)



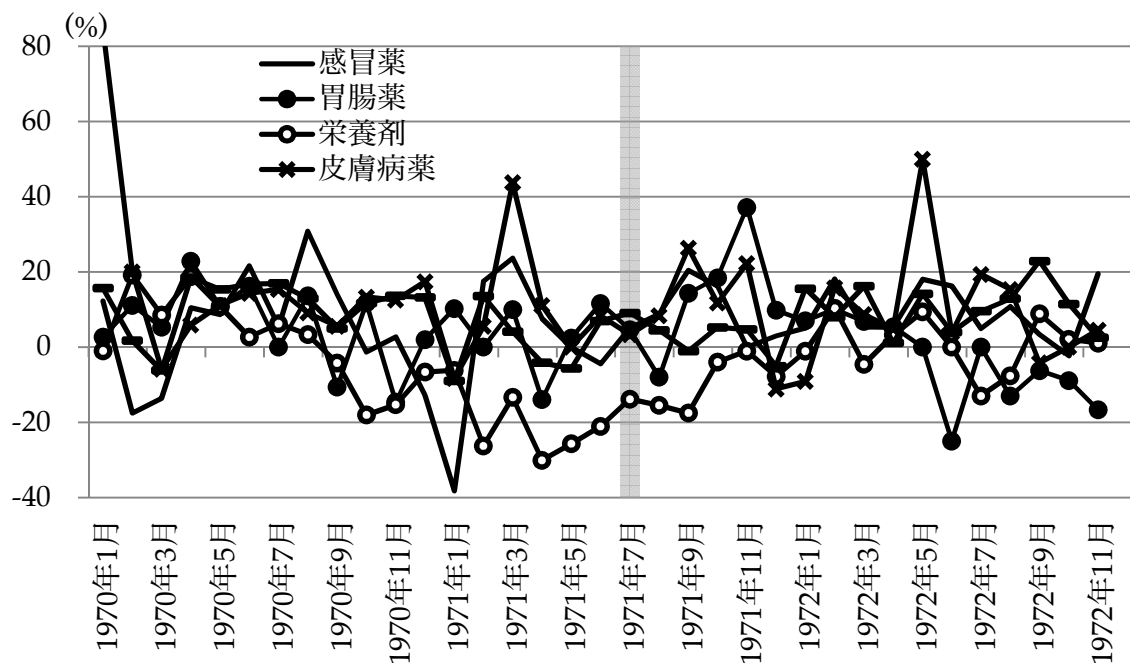
(注) 各月ダミーと辞退医比率の交差項の係数をプロットしたもの。リファレンス月は 1972 年 1 月。

補図1. 保健医療支出額（世帯当たり前年同月比，除く農家）



(注) 『家計調査月報』より作成.

補図2. 市販薬の消費額（世帯当たり前年同月比，除く農家）



(注) 『家計調査月報』より作成.

## 参考文献

- 青山健. 1971. 組合事務の窓口からみた総辞退——保険医総辞退のバランス・シート. 健康保険 25(10), 98-100.
- 大村秀三郎. 1971. 保険医総辞退による領収明細書審査の実際. 健康保険 25(8), 28-39.
- 河野正博. 1971. 保険医辞退——いったい誰が悪いのか. 潮(144), 292-295.
- 川上武. 1971. ゼネストか社会実験か——医師がみた保険医総辞退. 朝日ジャーナル 13(31), 13-15.
- 健康保険連合組合. 1972. 社会保障年鑑 1971 年版. 東洋経済新報社
- 武見太郎. 1971. 保険医辞退の意義. 日本医師会雑誌 66(2), 205-209.
- 地主重美. 1971. 医療費のメカニズム——保険医総辞退の底にあるもの. エコノミスト 49(29), 34-39.
- 知野哲朗. 1994. タイムコストと受診行動：わが国における医療機関選択の考察. 医療と社会 4(1), 1-25.
- 樋上貞男. 1971. 保険医総辞退と療養費払い. 健康保険 25(8), 42-48.
- 松本タミ. 1972. 沖縄の保険医総辞退問題. 法律時報 44(2), 145-146.
- 湯田道生. 2007. 高齢者の外来医療需要における総価格弾力性の計測. 日本経済研究 57, 23-52.
- 吉田秀夫. 1971. 保険医総辞退の歴史的系譜. 社会労働研究 18(1), 1-26.
- Abe, Yukiko. 2007. The effectiveness of financial incentives in controlling the health care expenditures of seniors. *Japan and the World Economy* 19(4), 461-482.
- Acton, Jan Paul. 1975. Nonmonetary factors in the demand for medical services: Some empirical evidence. *Journal of Political Economy* 83(3), 595-614.
- Becker, G. 1965. A theory of the allocation of time. *Economic Journal* 75, 493-517.
- Bellanger, Martine M., and Philippe R. Mosse.
- Bessho, Shun-ichiro, Yasushi Ohkusa. 2006. When do people visit a doctor?. *Health Care Management Science* 9(1), 5-18.
- Buchmueller, Thomas C., Agnes Couffinhal, Michel Grignon and Marc Perronnin. 2004. Access to physician services: does supplemental insurance matter? Evidence from France. *Health Economics* 13. 669-687
- Coffey, Rosanna M. 1983. The effect of time price on the demand for medical-care services. *Journal of Human Resources* 18(3), 407-424.
- Cunningham, Solveig Argeseanu, Kristina Mitchell, K.M. Venkat Narayan, Salim Yusuf. 2008. Doctors' strikes and mortality: A review. *Social Science & Medicine* 67, 1784-1788.
- Cutler, David M. and Jonathan Gruber. 1996. Does Public Insurance Crowd out

- Private Insurance? *Quarterly Journal of Economics*. 111(2), 391-430.
- Finkelstein Amy, Sarah Taubman, Bill Wright, Mira Bernstein, Jonathan Gruber, Joseph P. Newhouse, Heidi Allen, Katherine Baicker, and the Oregon Health Study Group. 2012. The Oregon Health Insurance Experiment: Evidence from the First Year. *Quarterly Journal of Economics* 127 (3): 1057-1106.
- Grigno, Michel, Marc Perronnin and Jhon Lavis. 2008. Does Free Complementary Health Insurance Help the Poor to Access Health Care? Evidence From France. *Health Economics*. 17, 203-219.
- Gruber, Jonathan, Samuel A. Kleiner. 2012. Do strikes kill? Evidence from New York State. *American Economic Journal: Economic Policy* 4(1), 127-157.
- Ii, Masako, Yasushi Ohkusa. 2002a. Price sensitivity of the demand for medical service for minor ailments: Econometric estimates using information on illness and symptoms. *Japanese Economic Review* 53(2), 154-166.
- Ii, Masako, Yasushi Ohkusa. 2002b. Should the coinsurance rate be increased in the case of the common cold? An analysis based on an original survey. *Journal of the Japanese and International Economies* 16, 353-371.
- Kan, Mari, Wataru Suzuki. 2006. The demand for medical care in Japan: Initial findings from a Japanese natural experiment. *Applied Economics Letters* 13(5), 273-277.
- Kan, Mari, Wataru Suzuki. 2010. Effects of cost sharing on the demand for physician services in Japan: Evidence from a natural experiment. *Japan and the World Economy* 22(1), 1-12.
- Kondo, A., Shigeoka, H. 2013. Effects of universal health insurance on health care utilization, supply-side responses and mortality rates: Evidence from Japan. *Journal of Public Economics* 99, 1-23.
- Lourenço, Óscar, Pedro L. Ferreira. 2005. Utilization of public health centres in Portugal: effect of time costs and other determinants. Finite mixture models applied to truncated samples. *Health Economics* 14, 939-953.
- Matsuura, Tamue, Masaru Sasaki. 2012. Can the health insurance reforms stop an increase in medical expenditures for middle-and old-aged persons in Japan? *International Journal of Health Care Finance and Economics* 12(2), 163-187.
- Newhouse, Joseph P. 1993. *Free for All?: Lessons from the Rand Health Insurance Experiment*. Harvard University Press
- Nishi, Akihiro, J Michael McWilliams, Haruko Noguchi, Hideki Hashimoto, Nanako Tamiya, Ichiro Kawachi. 2012. Health benefits of reduced patient cost sharing in Japan. *Bulletin of the World Health Organization* 90(6), 426-435.
- Phelps, Charles E., Joseph P. Newhouse. 1974. The price of time, and the demand for

- medical services. *Review of Economics and Statistics* 56(3), 334-342.
- Swartz K. 2010. *Cost-Sharing: Effects on Spending and Outcomes*. Robert Wood Johnson Foundation.
- Taubman, Sarah., Heidi Allen, Bill Wright, Katherine Baicker, Amy Finkelstein, and the Oregon Health Study Group. 2014. *Medicaid Increases Emergency Department Use: Evidence from Oregon's Health Insurance Experiment*. *Science*. 343(6168), 263-268.
- Vistnes, Jessica Primoff, Vivian Hamilton. 1995. *The time and monetary costs of outpatient care for children*. *American Economic Review* 85(2), 117-121.
- Yoshida, A., S. Takagi. 2002. *Effects of the reform of the social medical insurance system in Japan*. *Japanese Economic Review* 53, 444-465.
- Zhong, Hai. 2011. *Effect of patient reimbursement method on health-care utilization: Evidence from China*. *Health Economics* 20, 1312-1329.
- Zweifel, Peter and Manning, Willard G. 2000. *Moral hazard and consumer incentives in health care*. *Handbook of Health Economics*,
- 健康保険. 1971. 保険医総辞退をめぐる経過と日誌 1, 2, 3. 1971年7月号, 8月号, 9月号.
- 週刊社会保障. 1998. 武見医師会が保険医を返上——松浦十四郎氏に聞く「保険医総辞退(昭和46年)」. 1998年8月17日号, 26-27.
- 日本医師会創立50周年記念事業推進委員会記念誌編纂部会編. 1997. 日本医師会創立記念誌: 戦後五十年のあゆみ. 日本医師会.