

公的医療制度における自己負担率と医療利用および健康^{*1}

湯田 道生^{*2}

要 約

1961年以來、国民皆保険制度を軸とした公的医療制度は、医療へのアクセスの公平性や提供される医療サービスの量と質の改善を通して、日本国民の健康水準や平均余命の向上に貢献してきたが、その一方で、その対価たる国民医療費は増加の一途をたどっている。医療保険制度における自己負担率の設定は、制度の効率化と持続可能性に資する一方で、健康で文化的な国民生活の維持や公衆衛生政策の在り方にも影響を与える。本稿では、日本のデータを使って患者の自己負担率の変化が医療利用と健康に与える影響を検証した経済学的な研究を中心にまとめ、現時点で明らかにされていることを整理する。加えて、個人の高齢者医療制度への移行に伴う自己負担率の不連続な下落の影響を、個人属性を豊富に含んだ個票パネルデータを使うことによって、その結果の頑健性について検討する。本分析の結果も含めて、医療需要の価格弾力性は総じて低く、また自己負担率の変化が健康に与える影響も総じて大きくないことが分かった。

キーワード：公的医療制度、自己負担、医療利用、健康、価格弾力性、くらしと健康の調査、回帰不連続デザイン法

JEL Classification：H51, H75, I13, I18, I38

I. 序論

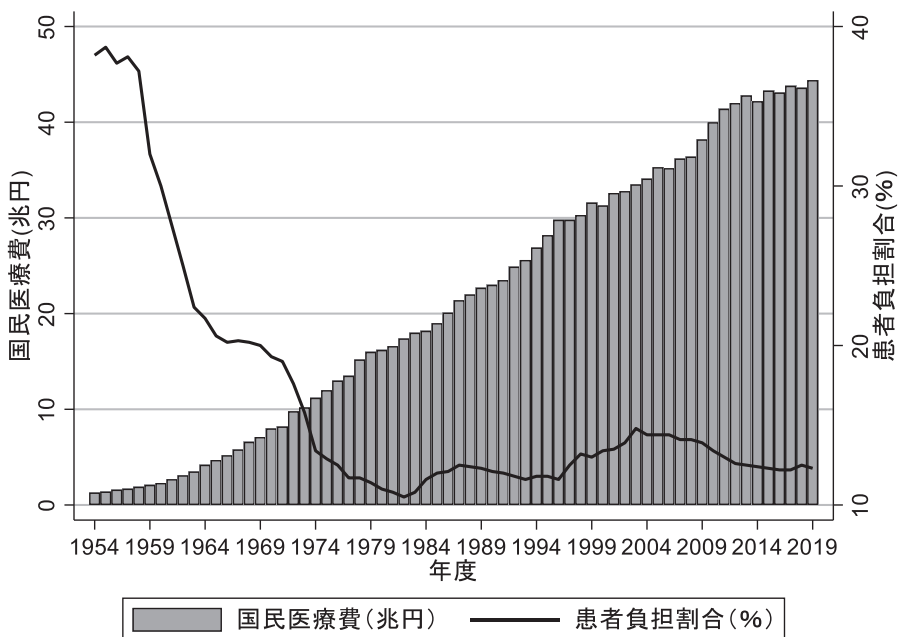
1961年以來、国民皆保険制度を軸とした日本の公的医療制度は、医療へのアクセスの公平性や提供される医療サービスの量と質の改善を通して、日本国民の健康水準や平均余命の向上に貢献してきた (Ikeda et al., 2011; Ikegami et al., 2011)。その一方で、その対価たる国民

医療費は増加の一途をたどっており、2019年度の44.4兆円は、1961年の16.3倍に相当するまでに膨張している (図1)。こうした医療費の増加は先進諸国において共通して観察される事象であるが、財源を長期にわたって確実に確保できる保証がない以上、効率的な制度運営を

*1 本稿の旧稿に対して、林正義 (東京大学)・上田淳二 (財務総合政策研究所)・森知晴 (立命館大学) の各氏および本特集の論文計画報告会ならびに論文検討会議の参加者からいただいたコメントは大変参考になった。また、医療科学研究所事務局および経済産業研究所 JSTAR team からは手厚い支援を賜った。記して感謝の意を表したい。残された本文中の誤りはすべて筆者に帰するものである。

*2 東北大学大学院経済学研究科准教授、経済産業研究所リサーチアソシエイト

図1 国民医療費と患者負担割合の推移



注：『国民医療費』より筆者作成。国民医療費は消費者物価指数（持家の帰属家賃を除く総合）を用いて2020年度価格に調整している。

模索し続けていく必要がある。

わが国で医療保障の軸となっている医療保険制度は、罹患時の所得変動リスクを平準化する機能を持つ他に、健康の投資財たる医療サービス（Grossman, 1972）の直面価格を下げるために医療需要が刺激され、結果として傷病の罹患リスクを減少させる価格効果がある。図1には、同期間の国民医療費総額に占める患者の自己負担割合の推移も付しているが、国民皆保険制度の成熟化と制度間の不均衡是正に資する制度改革を行ってきた結果、この65年で同割合は67.8%ほど減少している。その一方で、同期間の平均寿命が、男性は65.2歳から81.1歳、女性は69.9歳から87.5歳に延伸していることは（厚生労働省, 2022）、こうした価格効果が、我が国の

健康水準の向上に貢献してきたことを示唆している。しかしながら、保険者が個人の行動や健康状態を正確に観察できない場合、直面価格の低下が個人の自発的な健康投資を減少させることで後に健康が悪化し、結果的に過度な医療費の発生につながる事後的モラルハザードや、個人が病気の程度を誇張して低額利用できる医療を過剰消費する事後的モラルハザードといった問題が生じることも知られている（Zeckhauser, 1970；Cutler and Zeckhauser, 2000；Zweifel and Manning, 2000；McGuire, 2012¹⁾）。

これらの医療保険制度の普及に伴う功罪は、国民生活だけでなく国としての公衆衛生の在り方にも影響を与えうる重要な政策課題である（Baicker and Goldman, 2011）。医療サービス

1) 近年、人々が医療サービスの便益と費用を認識することで、価値の低い医療を使いすぎたり、価値の高い医療の利用を控えたりするといった行動ハザード (behavioral hazard) の影響を検証する研究もある (Baicker et al. 2015)。日本の研究例では、Iizuka and Shigeoka (2022) が、子供医療費助成制度が抗生物質の不適切な利用を増加させていることを明らかにしている。

の価格変化が需要に与える定性的または定量的な影響を検討した研究は古くから主に米国で行われてきたが（例えば、Phelps and Newhouse, 1972）、米国では保険需要自体が個人の健康状態や医療利用に依存するために、その正確な影響を推定することは容易ではなかった。こうした背景のもとで、1974～81年にかけて、RAND 研究所は大規模な社会実験（RAND Health Insurance Experiment: RAND HIE）を行った（Manning et al., 1987）²⁾。RAND HIE は、米国の6市に住む約2,000世帯5,800人以上を対象に実施されたランダム化比較試験であり、実験参加者は、自己負担率（0%、25%、50%、95%）と免責額（収入の5、10、15%のいずれかと1,000ドルの小さい方）を組み合わせた全14種類の医療保険プランの一つを無作為に割り当てられた。この保険プランの無作為割り当てによって、保険需要の内生性の問題をあらかじめ制御し、自己負担率の違いが医療利用（価格効果）や健康（モラルハザード³⁾）に与える因果効果の推定を試みたのである⁴⁾。その結果、医療サービスの需要の価格弾力性はおよそ-0.2程度で非弾力的であること、また自己負担がある方が4つの健康状態（高血圧・視力・歯科・重篤な症状）が悪いことが明らかとなった。医療保険に関するもう一つの大規模な社会実験はOregon HIEである。Finkelstein et al. (2012) は、2008年にオレゴン州が抽選で選ばれた無保険の低所得者層にMedicaid（米国における低所得者向けの公的医療保険）に申請する機会を与えたことを大規模なランダム化比較試験とみなして、

RAND HIE で分析されなかった無保険者（自己負担率が100%の人々）に保険を与えたときに医療利用や健康の変化を検証した。その結果、抽選で選ばれた処置群は、選ばれなかった対照群に比べてその翌年に保険に加入する確率が約25%ポイント高いことが分かった。また、処置群は対照群に比べて、医療利用率が有意に十分に高く、医療費の自己負担額と医療負債が少なく、また自己申告による身体的・精神的健康状態が良好であることが分かった。なお、RAND HIE と比べると、価格弾力性の値は若干小さいが、健康の改善度はより大きいことも分かった。

わが国でも、1961年の皆保険制度の施行以来、幾度にもわたって患者の自己負担率が改定されてきたが（表1）、日本と米国とは医療制度をはじめ文化や社会も多く異なることから、上述の社会実験の結果を日本の制度改革の効果とみなすことはできない。そこで本稿では、日本の医療制度に焦点を当てた研究のうち、患者の自己負担の変化が医療利用に与える影響（価格弾力性）と健康に与える影響を中心にまとめ、現時点で明らかにされていることを整理している⁵⁾。ただし、以下の2点については注意が必要である。第一は、ミクロレベルの消費選択においては、価格だけではなく所得も重要な変数の一つである点である。日本を対象とした研究の中では、古くはBhattacharya et al. (1996) が所得と医療利用の関係を検証することの重要性について言及しているが、それを考慮した国内の研究論文は、筆者の知る限りわずかしか存在しない。その理由は、本稿で紹介さ

2) RAND HIE の概要については、井伊・大日（2002）、兪（2006）、野口（2016）、花岡（2020）、後藤・井深（2020）などの医療（健康）経済学の邦語書籍や文献においても要約されているため、詳細な解説はそれらに譲る。また、飯塚（2014）や駒村ほか（2015）、津川（2020）は、後述のOregon HIE について解説している。本段落の一部はこれらに依拠している。

3) 医療（健康）経済学の文献の中には、自己負担下落の効果について、価格効果とモラルハザードの影響を混在して解説・議論しているものがしばしば見られる。利用した医療が過剰消費であったか否かはその時点では分からないが、利用増が健康の改善に寄与しているのであれば、それは価格効果によるものであり、健康の改善に寄与しない過剰利用は社会的な損失たるモラルハザードとみなすのが妥当であると思われる。

4) RAND HIE では、調査に参加することによって経済的な不利益を被ることがないように、実験参加世帯には一時金が支払われた。また、年間収入が25,000ドル（1973年価格）を超える高所得者も対象外となっている。

5) 本誌第80号（特集『医療保険と介護保険—改革の視点—』）に収録されている井伊・別所（2006）は、我が国の医療制度全般に対する経済学的な研究のサーベイを行っている。

れる研究の多くが用いているレセプトデータには正確な医療利用情報が含まれているが、それはあくまでも請求書であるため、所得や他の詳細な個人・世帯属性に関する情報が含まれていないためである。なお、数少ない日本の研究で推定された所得が医療利用に与える影響や所得弾力性の推計値は総じて小さく⁶⁾、これは他の先進諸国の結果と整合的である（Chandra et al., 2011）。第二は、特に近年の自然実験を利用した因果推論に基づく推定結果の解釈についてである。これらの結果は、政策の全体的な効果（平均措置効果, average treatment effect : ATE）ではなく、様々な変化のうちの一部の外生的な政策変更や制度改革、環境変化を使って推定された局所平均措置効果（local average treatment effect, LATE）であることには注意が

必要である。

本稿の構成は以下の通りである。次節では、公的医療制度における自己負担率の違いが、個人の医療利用や健康にどのような影響を与えたのかを検証した国内の代表的な論文をまとめることによって、現時点で明らかにされていることを整理する。Ⅲ節では、Ⅱ－2節で取り上げたテーマについて、より広範な人々を対象とした個票パネルデータを使った計量経済分析を行うことによって、結果の頑健性について議論する。Ⅳ節は本稿のまとめである。

表1 公的医療保険制度における自己負担率の推移

年/月	国民健康保険	被用者保険：本人	被用者保険：家族	
1961/4	50%	初診時定額	50%	
1963/10	世帯主のみ 30%			
1968/1	世帯員も 30%			
	70歳未満		70歳以上	
1973/1	30% ⁽¹⁾	定額負担	30% ⁽¹⁾	負担なし
1981/1			入院 20%, 外来 30%	
1983/2				入院 300円/日, 外来 400円/日
1984/2		10% ⁽¹⁾		
1997/9	入院 30% 外来 30% ⁽²⁾	入院 20% 外来 20% ⁽²⁾	入院 20% 外来 30% ⁽²⁾	入院 1000円/日 外来 500円/日（月4回まで） ⁽²⁾ 10%（月額上限付き） ^{(1), (3)}
2001/1				
2002/10	3歳未満 20%	3歳未満 20%	3歳未満 20%	10%（現役並み所得者は20%）
2003/4		30%（義務教育前 20%） ⁽³⁾		
2006/10				10%（現役並み所得者は30%）
			70-74歳	75歳
2008/4		30%（義務教育前 20%）	20% ⁽⁴⁾	10%
2022/10				一定所得者 20%

注：池上（2017）をもとに筆者作成。

- (1) 高額療養費制度創設
- (2) 薬剤一部負担が追加
- (3) 薬剤一部負担が廃止
- (4) 財政措置により2015年度まで10%

6) 例えば、Tokita et al (1997), 澤野 (2000), 鴫田ほか (2002), Yoshida and Takagi (2002), 菅 (2009), 湯田 (2018), 今堀ほか (2019), Kato et al.(2022) など。

Ⅱ. 公的医療制度における自己負担率と医療利用および健康

本節では、日本の公的医療制度における自己負担率の違いが、個人の医療利用や健康に与えた影響を検証した代表的な論文をまとめ、現時点で明らかにされていることを整理する。本稿で概観する研究は、大きく分けて以下の4つのテーマに大別される⁷⁾。すなわち、(1) 保険者間の自己負担率の差異を利用した研究、(2) 高齢者医療制度（老人保健制度および後期高齢者医療制度）への移行による自己負担率の不連続な下落を利用した研究、(3) 生活保護制度の医療扶助などの実質的な完全保険の影響を分析した研究、そして(4) 対象や補助の規模が実施する地方政府によって異なることを利用した子供医療費助成制度に関する研究である。

Ⅱ-1. 保険者間の自己負担率の差異を利用した研究

このテーマに含まれる研究は、2003年3月までに存続していた保険者間の自己負担率が異なることを利用した研究と、1997年9月から実施された医療制度改革に焦点を当てたものに大別される⁸⁾。

これらの研究の概要は表2にまとめられているが、前者に関する初期の研究には、時系列データや国民健康保険の都道府県データなどの集計データを使った妹尾(1985)や西村(1987)、小椋(1990)などがあり、いずれにおいても推定された価格弾力性は小さい。その後主流となっ

たマイクロデータを使った研究の嚆矢は、1990年の『患者調査』を使って保険者間の自己負担率の違いが外来受診間隔に与える影響を推定したBhattacharya et al. (1996)である。Coxの比例ハザードモデルによって推定された価格弾力性は $-0.52 \sim -0.12$ であり、これは集計データを使った研究の弾力値よりも小さい。また、Ii and Ohkusa (2002a, b)は、多項プロビットモデルを使って、自己負担率の違いが医療機関受診やOTC医薬品利用などの選択に与えた影響を分析している。軽傷者サンプルを使ったIi and Ohkusa (2002a)で推定された医療サービスに対する価格弾力性は $0.14 \sim 0.15$ であり、独自のサーベイデータを使ったIi and Ohkusa (2002b)で推定された医療サービスに対する価格弾力性は $0.23 \sim 0.36$ であった。これらの研究で推定された医療利用の需要価格弾力性は総じて低いが、これらは単純に比較できない点には注意が必要である。詳細な議論は補論1に譲るが、医療利用は利用選択(extensive margin: 外延)と受診後の利用(intensive margin: 内延)の2つの部分に分けることができ、自己負担率の変化の影響が大きいのは、消費者の選好が支配的である利用選択の方であると言われている⁹⁾。すなわち、受診率を対象とした妹尾(1985)とIi and Ohkusa (2002a, b)における実証モデルはextensive marginに対する価格弾力値を推定しており、一件当たり医療費を対象としている西村

7) 文献数が少ないことから本稿では詳細に取り上げないが、患者負担と医療利用の関係については、機会費用を明示的に考慮して分析を行った小椋(1990)やBessho and Ohkusa (2003)、湯田(2007)や、外来受診における定額自己負担に関する分析を行っている菅原(2021)などもある。

8) この時期の医療制度改革や制度の変遷や関連研究は、Yashiro et al.(2006)にもまとめられている。

9) 医療利用を2つに分割することから、こうしたアプローチはtwo-part (TP) モデルもしくはhurdle モデルとよばれる。詳細は補論1を参照のこと。特に、Deb and Trivedi (2002)は、後述するfinite-mixtureモデルとの違いも解説しており有用である。これらのモデルは、受診後の利用が専門家である医師の助言や裁量によることを反映しているとして、誘発需要の実証研究(例えば、McGuire, 2000)においても用いられることがある。

表2 保険者間の自己負担率の差異を利用した研究

論文	データ	サンプル	推定方法	被説明変数	主な結果
(i) 保険者間の自己負担率の差を利用した研究					
妹尾 (1985)	国民健康保険事業年報 (1980-1981)	都道府県別データ	OLS	受診率, 1件当たり日数	入院: $-0.72^* < \varepsilon_{ex} < -0.65$, 外来: $-0.22 < \varepsilon_{ex} < -0.19$ 歯科: $-0.18 < \varepsilon_{ex} < -0.12$
	社会保障統計年報 (1955-1979)	時系列データ	OLS		入院: $-0.11 < \varepsilon_{ex} < -0.42^*$ 外来: $-0.25^* < \varepsilon_{ex} < -0.19$
西村 (1987)	国民健康保険事業年報 (1974-1983)	都道府県別データ	OLS, AR	1件当たり医療費	入院: $-0.06 < \varepsilon_{in} < 0.06^*$ 外来: $-0.13^* < \varepsilon_{in} < -0.08^*$
小椋 (1990)	国民生活基礎調査など (1986)	年齢階層別データ	OLS, IV	入院率, 外来率	入院: [男] $-0.44^* < \varepsilon_{ex} < -0.17$ [女] $-0.78^* < \varepsilon_{ex} < -0.15$ 外来: [男] $-0.49^* < \varepsilon_{ex} < -0.25^*$ [女] $-0.16^* < \varepsilon_{ex} < 0.02$
Bhattacharya et al. (1996)	患者調査 (1990)		Cox	外来受診間隔	$-0.52^* < \varepsilon_{in} < -0.12^*$
Ii and Ohkusa (2002a)	国民生活基礎調査 (1986-1995, 3年おき)	軽医療患者	MNP	受診, OTC医薬品, その他	$0.14^* < \varepsilon_{ex} < 0.15^*$
Ii and Ohkusa (2002b)	独自のサーベイデータ (1997/11-1998/1)	特定疾病患者 (かぜ)	MNP	受診, OTC医薬品, その他	$0.23^* < \varepsilon_{ex} < 0.36^*$
(ii) 1997年9月改定の影響を検証した研究					
吉田・伊藤 (2000)	組合健康保険レセプトデータ (1996/9-1998/7)	4組合の老健非対象者	Hurdle	外来レセプト枚数 外来診療日数	$\beta_{ex} = 0.42^*$, $-0.21^* < \beta_{in} < -0.32^*$
鴫田ほか (2000)	国民健康保険レセプトデータ (1997/4-1998/3)	千葉県	OLS, DD	診療報酬点数	$\beta = -8.20^*$ 70歳代: $\beta = 52.40^*$ 80歳代: $\beta = -42.91^*$
鴫田ほか (2002)	組合健康保険レセプトデータ (1997/4-1998/3)	1組合の老健非対象者	OLS	診療報酬点数	本人: $\beta = 4.75$ 家族: $\beta = -71.25^*$
Yoshida and Takagi (2002)	組合健康保険レセプトデータ (1996/9-1998/8)	6組合の老健非対象者	Hurdle	受診, 診療日数	改定前: $-0.26^* < \varepsilon < -0.18^*$ 改訂後: $-0.11^* < -0.08^*$
吉田・川村 (2003)	組合健康保険レセプトデータ (1996/4-1999/3)	6組合の老健非対象者	Hurdle, DD	歯科レセプト枚数 診療日数	短期: $\beta_{ex} = -0.00$, $\beta_{in} = 0.26^*$ 長期: $\beta_{ex} = -0.06^*$, $\beta_{in} = -0.2$
泉田 (2004)	組合健康保険レセプトデータ (1996/6-1998/11)	3組合の老健非対象者	OLS, DD	受診選択 (外来, 外来理由の入院, 入院)	$-0.005 < \beta_{in} < 0.001$
増原・村瀬 (2005)	組合健康保険レセプトデータ (1998/7-12, 1999/7-12)	3組合の老健非対象者	Hurdle, FM	診療日数	Hurdle [外来]: $-0.85 < \beta_{ex} < -0.52$ FM [調剤, 多頻度]: $0.11 < \beta < 0.12$
Kan and Suzuki (2010)	組合健康保険レセプトデータ (1996/4-1999/11)	111組合の老健非対象者	RE, DD	診療日数 診療日数当たり医療費	$\varepsilon_{in} = 0.06^*$

注 (1) 「推定方法」のOLSは最小二乗法, ARは自己回帰モデル, IVは操作変数法, CoxはCoxの比例ハザードモデル, MNPは多項プロビットモデル, HurdleはHurdleモデル, DDは差の推定法, FMはFinite-mixtureモデル, REは変量効果モデルであることを示す。

(2) 「主な結果」の β は係数推定値または限界効果, ε は価格弾力値であり, 原則として小数第三位を四捨五入している。添字 ex は「extensive margin」, in は「intensive margin」を表す。また, *は1%・5%・10%の有意水準において有意であることを示す。

(1987)と一定期間に医療機関を受診した患者で構成されている『患者調査』を利用しているBhattacharya et al. (1996)の弾力値はintensive marginの価格弾力値を推定している。

1997年9月より施行された「健康保険等の一部を改正する法律」において、被用者保険の本人の入院・入院外の自己負担率が10%から20%に引き上げられた(表1)。この制度変更と被用者保険の家族の自己負担率が不変であった点に注目して、健康保険組合(組合健保)の

レセプトデータを使って自己負担率が医療利用に与えた影響を推定した研究が後者のグループである。鴫田ほか(2002)は、本人と家族にサンプルを分けて分析し、当改定が被保険者本人の医療利用に相当の影響を与えたが、家族には有意な影響は与えていないことを確認した。Yoshida and Takagi (2002)はサンプルを改定前後に分割して分析し、自己負担率が上昇した被用者本人の価格弾力性は、改定前に $-0.26 \sim -0.18$ であったものが、改定後には $-0.11 \sim$

-0.08に減少したことを確認した。しかしながら、サンプルを分割して得たこれらの政策効果は、各サンプルに共通しているトレンド等の要因も含んでいる可能性がある。こうした問題に対して、吉田・伊藤（2000）と吉田・川村（2003）は、自己負担率が上昇した被保険者本人を処置群、自己負担率が変化していない被用者家族を対照群とする自然実験とみなし、差の差推定（difference-in-differences：DD）法によって価格弾力性を推定している。さらに、これらの分析では、医療利用の意思決定プロセスをextensive marginとintensive marginに分割するhurdleモデルを使って分析を行っている。吉田・伊藤（2000）は、この改定が本人ではなく家族の外来医療需要を抑制したことを確認している。これは標準的なミクロ経済理論と非整合的な結果であるが、彼らはこの結果を、個人ではなく世帯としての外来医療需要が抑制されたことによるものと推察している。歯科を対象とした吉田・川村（2003）は、当改定が短期的には利用選択には影響を与えないが、受診後の利用に対しては負で有意であること、また、長期的には利用選択には負で有意であるものの、受診後の利用には影響を与えないことを確認している。加えて泉田（2004）は、この改定が外来利用と入院利用に与える影響だけでなく、外来経由の入院利用がどのように変化したのかを検証している。DD推定の結果、当改定がこれらの医療利用（intensive margin）に与える効果は確認されなかった。

これらの研究では、個人レベルの大規模なパネルデータが使用されているが、推定モデルが複雑であるためか、いずれもpooledクロスセクション推定による分析にとどまっている。つまり、個人の観察不能な異質性を明示的に制御していないため、推定結果にバイアスが含まれている可能性がある。この問題に対して、Kan and Suzuki（2010）は、変量効果を伴ったTPモデルにより、intensive marginの価格弾力性が0.06であることを示した。しかしながら、レセプトデータのように個人・世帯に関する情

報がほとんど含まれていないデータを用いる場合、変量効果モデルにおける個人効果と誤差項が無相関であるという仮定は強い制約であるため、結果の解釈には慎重な議論が必要である。

この他に、鴫田ほか（2000）や増原・村瀬（2005）は、1997年9月改定で導入された外来薬剤の一部負担に関する影響を分析している。鴫田ほか（2000）は、国民健康保険レセプトデータを使って、一部負担の増加が医療費を抑制させたことを確認している。増原・村瀬（2005）では、2003年4月に廃止された一部負担が受診行動と調剤処方に与えた影響を分析している。この論文では、前述のhurdleモデルに加えて、個人属性や観察されない異質性が異なる高頻度患者と低頻度患者の2グループに分けて分析を行うfinite-mixture（FM）モデルを使って分析している。pooledクロスセクション分析の結果、一部負担の廃止は外来利用選択をわずかに減少させたことと、多頻度患者の調剤処方を増加させたことを確認している。

II-2. 高齢者医療制度への移行による自己負担率の不連続な下落を利用した研究

現行の公的医療保険制度では、70歳を迎えると、自己負担率が30%から20%（74歳まで）そして10%（75歳以降）に下落する。この年齢を閾値とした不連続な変化を利用して、高齢者の医療需要の価格弾力性の計測を試みた研究の概要が表3にまとめられている。澤野（2000）は、初期の老人保健制度に焦点を当てた稀有な研究であり、70歳で自己負担が定率から定額に変わることを利用して価格弾力性を推定している。都道府県パネルデータを使った分析の結果、受療率（extensive margin）に対する価格弾力性は-0.125~-0.076と小さいことを明らかにしている。ミクロデータを使った分析では、増原ほか（2002）が付加給付などを除いた実質自己負担率が外来医療費に与える影響を固定効果モデルによって分析し、利用選択に対する価格弾力性が0.185~0.228であることを示した。増原（2004）は、老健移行の効果をhurdleモ

表3 高齢者医療制度への移行を利用した研究

論文	データ	サンプル	推定方法	主な被説明変数	主な結果
澤野 (2000)	国民健康保険給付医療給付実態調査 (1986-1994) 国民生活基礎調査 (1989-1995)	都道府県別 パネルデータ	FE・RE	1件当たり外来日数 受療率	$-0.11^* < \beta_{in} < -0.09^*$ $-0.13^* < \beta_{ex} < -0.08^*$
増原ほか (2002)	国民健康保険レセプトデータ (1997) 健康保険組合レセプトデータ (1997)	4道県 3組合	FE	対数外来月額医療費	エピソード: $\epsilon = 0.19^*$ 疾病横断エピソード: $\epsilon = 0.23^*$
増原 (2004)	健康保険組合レセプトデータ (1996/4-2001/3)	3組合	Hurdle, FM	診療日数	Hurdle: $0.07 < \beta_{ex} < 0.18, 0.11 < \beta_{in} < 0.20$ FM: [Low] $0.13 < \beta < 0.57$ [High] $0.32 < \beta < 0.41$
鈴木 (2005)	国民健康保険レセプトデータ (1998/4-2003/3)	富山県	TPM, RE	日数 医療費 入院有無	外来: $\epsilon = 0.40^*$ 入院確率: $\epsilon = 0.10^*$
菅 (2009)	老研—ミシガン大 全国高齢者パネル調査 (1987-1993, 3年おき)		FE・RE	外来受診回数 主観的不健康	受診回数: [男] $\beta_{ex} = 0.13$ [女] $\beta_{ex} = 0.13$ 不健康: [男] $\beta = 0.06^*$ [女] $\beta = -0.02$
Shigeoka (2014)	患者調査 (1984-2008, 3年おき)		RDD	外来通院日数 入院日数	外来: $\epsilon_{in} = -0.18^*$ 入院: $\epsilon_{in} = -0.16^*$
井深・庄司 (2015)	くらしと健康の調査 (JSTAR) (2007-2011, 2年おき)		FE・RE	通院回数 受診確率	通院回数: $-0.13 < \beta_{ex} < 0.19$ 受診確率: $0.02 < \beta_{ex} < 0.09$
Fukushima et al. (2016)	Japan Medical Data Center レセプトデータ (2005/1-2013/12)		RDD	医療費	合計・外来・入院: $\epsilon = -0.16^*$
Ando and Takaku (2016)	くらしと健康の調査 (JSTAR) (2007-2011, 2年おき)		RDD	義歯利用	$\epsilon_{ex} = -0.41^*$
Yuda and Lee (2022)	くらしと健康の調査 (JSTAR) (2007-2011, 2年おき)		DDD	健康指標, 医療・介護利用	入院外: $0.16^* < \beta_{ex} < 0.80^*$, 入院: $0.04^* < \beta_{ex} < 0.08^*$ 歯科: $0.01 < \beta_{ex} < 0.07^*$ 介護: $-0.01^* < \beta_{ex} < 0.00^*$ $\epsilon = -0.07^*$
Kato et al. (2022)	国民健康保険レセプトデータなど (2011/9-2014/3)	1自治体	RDD	医療費	[低所得] $\epsilon = 0.00$, [中所得] $\epsilon = -0.08^*$, [高所得] $\epsilon = -0.11^*$
Komura and Bessho (2022)	NDB データベース (2012-2019, 9-11月)	1994年4月生まれ以降の70-74歳	RDD	医療費	[合計] $\epsilon = 0.04$ [外来] $\epsilon = 0.05$ [入院] $\epsilon = 0.04$

注 (1) 「推定方法」のFEは固定効果モデル, REは変量効果モデル, HurdleはHurdleモデル, FMはFinite-mixtureモデル, TPMはTwo-Partモデル, RDDは回帰不連続デザイン法, DDDは三重差分法であることを示す。

(2) 「主な結果」の β は係数推定値または限界効果, ϵ は価格弾力値であり, 小数第三位を四捨五入している。添字 ex は「extensive margin」, in は「intensive margin」を表す。また, *は1%・5%・10%の有意水準において有意であることを示す。

デルとFMモデルによるpooledクロスセクション分析を行っているが, 説明変数に年齢が含まれていないこともあるためか, いずれのモデルにおいても老健ダミーの係数は有意に推定されていない。鈴木 (2005) は老健への移行が日数・医療費・入院利用に与える影響を検証している。TPモデルに基づく変量効果モデルによる分析の結果, 外来利用全体に対する価格弾力性は0.40, 入院確率は0.10でそれぞれ有意であった。ただし, 前述のKan and Suzuki (2010) と同様に, 変量効果モデルの結果の解

釈には一定の留意が必要である。井深・庄司 (2015) は, 経済産業研究所・一橋大学・東京大学が共同で実施している『くらしと健康の調査 (Japanese Study of Aging and Retirement, JSTAR)』を使って, 老健移行が月当たりの受診回数と受診確率に与える影響を推定している。様々な推定モデルによって検証しているが, いずれにおいても自己負担率下落の有意な影響は確認されていない。ただし, 疾病に注目したケースでは, 肝疾患を患っている個人については70歳以降に受診回数が有意に増加して

いることを見出した。

自己負担率の変化が医療利用の変化を通して、高齢者の健康にどのような影響を与えるのかについても分析が行われている。菅 (2009) は、『老研—ミシガン大 全国高齢者パネル調査』の個票データを使って、老健移行が高齢者の主観的不健康に与える影響を検証した。固定効果モデルによる分析の結果、老健への移行が外来受診回数に与える有意な影響は確認されなかったが、男性高齢者の主観的不健康はわずかに悪化する一方で、女性には影響がないことを確認している。Shigeoka (2014) は『患者調査』の個票を使って、外来・入院利用に与える影響を分析している。回帰不連続デザイン (regression discontinuity design, RDD) 法による分析の結果、外来通院日数を用いて推定された外来の価格弾力性は -0.18 、入院日数を用いて推定された入院の価格弾力性は -0.16 でそれぞれ有意であることを示した。しかしながら、前述の Bhattacharya et al. (1996) と同様に、これは intensive margin に対する価格弾力値である点には留意が必要である。Fukushima et al. (2016) は、無受診者を含む組合健康保険レセプトデータを使うことで全体的な価格弾力性を推定している。RDD 法による分析の結果、合計・外来・入院の価格弾力性はいずれも -0.16 程度で、健康指標については有意ではないことを明らかにした。しかしながら、高齢層の組合健保被保険者はサンプルの代表性という観点からは必ずしも一般的な属性を持つ集団ではないため、結果には一定の留意が必要である。また、Kato et al. (2022) は、ある自治体の国民健康保険のデータベースとレセプトデータに保険料情報を加えた包括的なマイクロデータを使って、自己負担の不連続な変化が医療利用に与える影響を分析している。RDD 法による分析の結果、入院では有意な変化は見られなかったものの、外来の価格弾力性は -0.07 で有意であることを示した。また、Kato et al. (2022) では、保険料情報から推定される所得階層別にも分析を行っており、低所得者は他の所得層と

比較して外来医療に対する需要が弾力的ではないことを明らかにした。なお主観的健康については、70歳を境に違いが出ることは確認されなかった。しかしながら、ある1自治体のデータによる結果の一般性については議論の余地はある。Yuda and Lee (2022) は、東日本大震災が個人の健康に及ぼす影響を分析したものだが、追加的な分析の中で、三重差分 (triple differences, DDD) 法を使って、70歳における不連続な自己負担率の下落が震災後の医療・介護利用を増加させ、健康状態の悪化を有意に抑制することを明らかにしている。Yuda and Lee (2022) が使用している JSTAR は、複数の自治体を対象とした調査で、住民基本台帳から無作為抽出された人々からなる一般性の高いサンプルなので、前述のサンプルの偏りに対する懸念はない。加えて、Yuda and Lee (2022) では、この自己負担率の下落による高齢者の予算制約の変化が介護利用に与える代替効果や、いくつかの健康指標にも与える影響についても分析している。その結果、外来・入院・歯科・公的介護サービス利用に対する価格弾力性は有意に推定されたがその影響はいずれも限定的であり、また、健康指標に与える有意な影響は確認されていない。同様の JSTAR の個票データを使った分析には、自己負担の不連続な下落が義歯利用と咀嚼機能に与えた影響を分析している Ando and Takaku (2016) がある。RDD 法による分析の結果、義歯利用に対する弾力値は有意だが -0.41 程度と非弾力的であることと、健康の代理変数である咀嚼能力には有意な変化は見られなかったことを確認している。さらに、全国規模の『レセプト情報・特定健診等情報データベース』の個票データをもとに、Komura and Bessho (2022) は、1944年4月以降に生まれた70-74歳の高齢者を対象に、10%から20%への自己負担率の引き上げの長期的影響を推計している。RDD 法による分析の結果、この改定の長期的な医療利用削減効果は、Shigeoka (2014) や Fukushima et al. (2016) で観察された短期的なものと同様か、やや大き

い程度であることを示した。また、健康指標や健康関連行動への明確な影響は確認されていない。

II-3. 実質的な完全保険施策の影響

生活保護制度は、資力調査で認定された低所得者世帯が健康で文化的な最低限度の生活を維持するために提供される所得補償を中心とした包括的な福祉給付である。その一部である医療扶助制度は、被保護者が事前の税・保険料負担や診療時の自己負担なしに、公的健康保険の被保険者と同様の医療を受けることを認めている¹⁰⁾、¹¹⁾。医療扶助費が生活保護費に占める割合は、1950年の制度開始直後から最大シェアを占有しているが、これは、低所得者は一般に社会経済的状態が低く、それが健康状態の低さや医療利用の多さと強く相関していることが知られている。しかしながら、熊谷（2002）は医療扶助制度がマクロレベルでは被保護者の健康増進に寄与していることを示唆する結果を得ており、Hayashi（2011）は市町村データと分位点回帰モデルにより、地方財政の観点から医療扶助制度が地方の低所得者層の医療ニーズの変化に効果的に対応してきたことを示唆する結果を得ている。加えて、被保護者の医療利用の特性については、大津（2013）やNishioka et al.（2021）が分析を行っている。大津（2013）は、都道府県パネルデータを使って、一人当たり医療扶助費の決定要因を検証している。Hausman 検定の結果によって選択された変量効果モデルによる分析の結果、精神病患者率は若年と老年の双方で正に有意、65歳以上では一般病院の医師密度が

正で有意、65歳未満ではその他世帯の増加が負で有意であることを確認している。Nishioka et al.（2021）は、2自治体の生活保護に関するデータベースと医療扶助レセプトを結合させた個票データを使って、医療扶助適用者の歯科利用について分析している。poisson 回帰モデルの結果、若年であるほど、女性ほど、移民であるほど、そして精神障害を患っているほど、歯科医療の利用率が高いことを明らかにしている。

その一方で、経済的負担がないことが被保護者のモラルハザードを引き起こし、医療費が過剰に支出されている事例もしばしば報道されている。この点については、Yuda（2018, 2022）が被保護患者の『医療扶助実態調査』と公的医療保険患者の『社会医療診療行為別調査』の個票データを使って比較・分析をしている。Yuda（2018）は、生活保護の割り当てが短期入院の医療提供に与える効果を分析しており、pooled データを使った操作変数法による分析の結果、生活保護の割り当てに対する価格弾力性は0.2と推計している。Yuda（2022）では、疑似パネルデータの概念を利用した固定効果法と傾向スコアマッチング法による分析の結果、外来利用に関する価格弾力値は0.02程度であることを明らかにしている。

これらの研究の概要は表4にまとめられており、近年は大規模なマイクロデータを活用した実証分析が行われているが、Yuda（2018, 2022）で用いられているデータはレセプトから無作為抽出されたものであるため、intensive margin の弾力値のみの報告となっているし、Nishioka et al.（2021）の2自治体のデータに

10) ただし、被保護者が医療を利用する際には、毎月福祉事務所から発行される医療券・調剤券をもって指定された医療機関を受診しなければならないというアクセス規制が存在する。しかしながら、約90%の医療機関が指定医療機関となっているため、実際にはアクセス面での制約はほとんどない。また、診療報酬が公的健康保険制度に準拠していることから、医療機関によるリスク選択も起こりにくい。その一方で、確実に医療収入を得られることから、誘発需要が生じている可能性も指摘されている（Yuda, 2018; 2022）。

11) 生活保護制度では介護サービス利用に係る全費用も支給対象となっている（介護扶助）。Fu and Noguchi（2019）は、大規模な介護レセプトデータを使って、被保護者の介護費用と介護日数は公的介護保険被保険者に比べて有意に高いことを明らかにした。ただし、関連する価格弾力性が約-0.1に過ぎないため、モラルハザードの効果は非常に小さいとしている。公的介護保険における自己負担率の影響を検証した研究は、本特集号の大西（2023）にまとめられている。

表4 実質的な完全保険施策に関する研究

論文	データ	サンプル	推定方法	被説明変数	主な結果
(i) 医療扶助					
大津 (2013)	医療扶助実態調査, 被保護者 全国一斉調査, 福祉行政業務 報告など (1999-2007)	都道府県別パネル データ	FE・RE	一人当たり医療扶助費	(本文参照)
Yuda (2018)	医療扶助実態調査, 社会医療 診療行為別調査 (2000-2010)		IV	月額医療費	$\varepsilon_{in} = 0.20^*$
Nishioka et al. (2021)	生活保護 DB, 医療扶助レセ プト (2016)	2自治体	Poisson	歯科利用ダミー	(本文参照)
Yuda (2022)	医療扶助実態調査, 社会医療 診療行為別調査 (2003-2007)		FE, PSM	月額医療費, 診療日数	$\varepsilon_{in} = 0.02^*$
(ii) その他					
Matsuyama et al. (2018)	国民健康保険事業年報 (2012-2013)	宮城県 市町村データ	OLS	医療利用率 (外来, 入 院, 歯科)	外来: $\beta_{ex} = -0.61^*$ 入院: $\beta_{ex} = -0.27$ 歯科: $\beta_{ex} = -0.92^*$

注 (1) 「推定方法」のFEは固定効果モデル, REは変量効果モデル, IVは操作変数法, PoissonはPoisson回帰モデル, PSMは傾向スコアマッチング法, OLSは最小二乗法であることを示す。

(2) 「主な結果」の β は係数推定値または限界効果, ε は価格弾力値であり, 小数第三位を四捨五入している。添字 ex は「extensive margin」, in は「intensive margin」を表す。また, *は1%・5%・10%の有意水準において有意であることを示す。

よる結果の一般性についても議論の余地はある。II-1・2節で紹介してきた研究に比べれば, 健康に与える影響や様々な個人属性の違いによる影響についてはまだ詳細に分析されていない。

最後に, 生活保護制度ではない実質的な完全保険施策の効果を検証した研究にも触れたい。2011年3月11日に起こった東日本大震災と大津波によって壊滅的な被害を受けた岩手・宮城・福島の前被災3県では, 医療利用時の患者自己負担が免除されたが, 宮城県のみ2013年度にこの補助を一時的に停止した。Matsuyama et al. (2018)は, 宮城県内の市町村データを使って, この一時的な補助の停止が自己負担免除者割合が外来・入院・歯科の医療利用率に与えた影響を推定した。DD法による分析の結果, 自己負担の減免措置の中止は, それぞれの医療利用を抑制させたことを確認しており, これは, ミクロデータを使ったYuda and Lee (2022)の結果と整合的である。

II-4. 子供医療費助成制度に関する研究¹²⁾

近年, 子育て世帯の経済的負担を軽減することを目的として, 子供の医療費の自己負担部分に公的な助成を行っている自治体が増えている。厚生労働省による『乳幼児等に係る医療費の援助についての調査(各年版)』によれば, 対象年齢や給付内容, その他の制限(例えば, 所得制限や自己負担の有無)は自治体によって異なるものの¹³⁾, 2012年度以降, 全都道府県・全市区町村において, 何らかの助成が行われている。子供医療費助成制度の整備によって, 家計はこれまでと同様の良質な小児医療をより安価な費用で利用できるようになるため, 短期的には子供の健康水準が良好に保たれることが考えられる。幼少期における良好な健康状態は, 将来の健康状態や社会経済的変数に正の影響をもたらしていることが多くの国内外の研究で確認されていることから(例えば, Currie, 2009; Smith, 2009; Currie and Almond, 2011; Nakamura et al., 2013; 野崎・佐野, 2016; Almond et al., 2018; Matsushima et al., 2018; Yuda, 2020), こ

12) 本小節の内容の一部は, 湯田ほか(2022)に依拠している。

13) この点について, 足立・齊藤(2016)は, 市区町村間の対象上限年齢の上昇要因をヤードスティック競争の観点から検証している。

の助成制度は長期的にも国民に良好な影響をもたらすことが期待できる。その反面、短期的には低い支払費用による事後的モラルハザードの発生や、医療費を最終的に手当てする地方・中央政府の財政負担の増加につながる恐れもある。

このテーマに関する研究の概要は表5にまとめた通りであり、それらは都道府県の助成制度に注目した研究と市町村の助成制度に注目した研究に大別できる。前者については、岩本（2010）が都道府県別パネルデータを使って、子供医療費助成制度が3歳未満の一人あたり医療費に与える影響を検証している。固定・変量効果モデルによる分析の結果、現物給付の医療費助成は、償還払いに比べて医療費を7.0～

8.6%上昇させることを明らかにしている。別所（2012）は、『国民生活基礎調査』の個票データを使って、子供医療費助成制度が医療に関する消費と健康状態に与える影響を検証している。分析の結果、助成制度の導入は、未就学児の通院確率には影響を与えないが、小学生のそれを有意に引き上げること、また当制度は必ずしも子供の健康の改善に貢献していないことを示唆する結果を得ている。なお、都道府県による助成は1970年代から導入され始め、その後市町村が独自の助成制度を追加的に導入し、その形式が全国的に広がった（西川，2010，2011）。このことは、上述の研究における政策効果は、都道府県と市町村の助成制度が大雑把

表5 子供医療費助成制度に関する研究

論文	データ	サンプル	推定方法	被説明変数	主な結果
(i) 都道府県					
岩本（2010）	国民健康保険事業年報（2002-2005）	都道府県別パネルデータ	FE	3歳未満一人あたり医療費	償還払： $\beta = -0.07^*$
別所（2012）	国民生活基礎調査（2007）	入院していない3-14歳	IV	治療有無、通院有無、健康状態	3-6歳[治療] $\beta = 0.04$ ，[通院] $\beta_{ex} = 0.04$ 7-12歳[治療] $\beta = 0.03^*$ ，[通院] $\beta_{ex} = 0.09^*$ ，[健康] $\beta = -0.01$ 外来利用： $\varepsilon_{ex} = -0.23^*$
Takaku（2017）	国民健康保険レセプトデータ（2003/4-2006/3）	北海道1自治体、36-72か月	FE, DD	医療利用	
(ii) 市町村					
Takaku（2016）	国民生活基礎調査（1995-2010、3年おき）	1-12歳	OLS	健康指標	就学前： $-0.05^* < \beta < -0.02^*$ 小学生： $-0.00 < \beta < 0.01$
Kato and Goto（2017）	Japanese Diagnosis Procedure Combination（DPC）database（2013-2014）	6-18歳	FE	入院利用	外来： $\beta_{ex} = 0.03$ 入院： $\beta_{ex} = 0.03$
Miyakawa et al.（2017）	国民健康保険レセプトデータ（2012/4-2014/3）	1自治体、2～4年生	OLS, DD	医療利用	$-0.19^* < \varepsilon_{ex} < -0.13^*$
阿部ほか（2021）	調査データ（2016、2017）	東京都・長野県・広島県 小5、中2	Logistic	受診抑制	小5：[定額] $\beta = 0.41^*$ ，[3割] $\beta = 0.88$ ， [償還] $\beta = 1.41$ 中2：[定額] $\beta = 1.47$ ，[3割] $\beta = 1.96^*$ ， [償還] $\beta = 2.04^*$
Iizuka and Shigeoka（2021）	Japan Medical Data Center レセプトデータ（2005/4-2015/3）	6-15歳	FE, DD	外来医療費	[価格減]： $\beta = 8.89^*$ [価格増]： $\beta = -20.05^*$
湯田ほか（2022）	国民健康保険レセプトデータ（2011/1-2014/3）	福井県17市町、9-15歳	FE, DD	医療利用	医療費： $0.12^* < \varepsilon < 0.13^*$ 受診確率： $0.07^* < \varepsilon_{ex} < 0.09$ 日数： $0.13^* < \varepsilon < 0.15^*$
Iizuka and Shigeoka（2022）	Japan Medical Data Center レセプトデータ（2005/4-2015/3）	6-15歳	FE, DD	外来利用 外来医療費	ゼロ価格：[利用] $0.02 < \beta_{ex} < 0.33$ [医療費] $2.02 < \beta < 7.84$

注（1）「推定方法」のFEは固定効果モデル、IVは操作変数法、DDは差の差の推定法、OLSは最小二乗法、LogisticはLogistic回帰モデルであることを示す。

（2）「主な結果」の β は係数推定値または限界効果、 ε は価格弾力値であり、小数第三位を四捨五入している。添字 ex は「extensive margin」、 in は「intensive margin」を表す。また、*は1%・5%・10%の有意水準において有意であることを示す。

に合算された効果を推定している可能性がある。この識別問題に対して、Takaku (2017) は、北海道で実施された子供医療費助成制度の制度変更が医療利用に与える影響を分析している。この制度変更では、30%であった国保被保険者の自己負担率が、一般世帯の子供は10%、低所得世帯の子供は0%へと変更されたが、1自治体の国保レセプトを用いることで市町村ごとに異なる助成制度の影響を排除している。DD法による分析の結果、外来医療利用の弧弾力値は-0.23と推計されている。

近年では、市町村の助成制度に注目した分析も十分に蓄積されている。Takaku (2016) は、『国民生活基礎調査』の個票データに市区町村の子供医療費助成制度の開始年齢を調査した独自のサーベイデータをマージしたデータを使って、助成制度が子供の健康に与える影響を検証している。クロスセクション分析の結果、医療費助成制度は未就学児の主観的健康を改善させたが、小学生の健康水準は有意な影響を有していないことを明らかにしている。しかしながら、調査年にインターバルがある繰り返し横断面データを使用しているため、推定結果には、制度改定の効果とインターバル間に起こったマクロショックによる影響が含まれている可能性があり、また個人固有の観察不能な異質性は考慮されていない点には注意が必要である。Miyakawa et al. (2017) は、ある1自治体の国民健康保険レセプトデータを使って、同自治体の医療費助成制度からの適用が外れたことが医療利用にどのような影響を与えたのかを分析している。DD推定の結果、価格弾力性は-0.19~-0.13であることを示したが、1自治体のデータによる結果であるため、地域内で同時期に起こった他のマクロショックの影響も含まれている可能性がある。Kato and Goto (2017) は、DPC (Diagnostic Procedures Combination) プログラムの個票データを自治体レベルに集計したデータを使って、子供医療費助成制度による外来医療の自己負担の減少が入院医療利用に与える影響を分析している。固定効果推定の結

果、全体的には当制度の導入に伴う外来医療の自己負担の減少は入院利用に有意な影響を及ぼさないことを確認している。しかしながら、これらは低所得地域で代替関係にあり、高所得地域では補完関係にあることを確認している。なお、DPCプログラムは規模が比較的大きい病院で入院医療を受ける急性疾患を抱えた子供を対象としているため、元から価格弾力性は極めて小さいことが予想される。阿部ほか (2021) は、1都2県の小学5年生と中学2年生の子供がいる世帯を対象に実施したサーベイデータを使って、医療費助成制度からの適用除外が受診抑制(受診できなかった経験)につながったかどうかを検証している。ロジスティック分析の結果、双方のサンプルにおいて、特に低所得者層に受診抑制の傾向があることを確認している。また、中学2年生については、0割負担の自治体に比べて3割負担または償還払いの自治体に住んでいる子供は約2倍の受診抑制が起こっていることも確認している。

より広範な地域のパネルデータを使った研究には、湯田ほか (2022)、Iizuka and Shigeoka (2021, 2022) がある。湯田ほか (2022) は、福井県17市町の国民健康保険レセプトデータを使って、福井県および県下全市町における子供医療費助成制度が、子供の医療利用に与える影響を検証している。固定効果を有したDD推定の結果、制度対象者の医療利用は、非対象者のそれに比べて有意に高かったが、その影響はいずれも非弾力的であることを示している。Iizuka and Shigeoka (2022) は、組合健康保険のレセプトデータをつかって、6都県294自治体の医療費助成制度が外来利用や外来医療費に与える影響を検証している。固定効果を有したDD推定の結果、医療費の無償化は医療利用ならびに医療費を有意に上昇させることを明らかにした。また、Iizuka and Shigeoka (2021) は、同じデータを使って、制度への適用(有償から無償への変更)の効果と制度からの除外(無償から有償への変更)の効果を比較している。固定効果を伴ったDD推定の結果、理論通

りに制度への適用によって医療利用は有意に増え、除外されると医療利用は有意に減少するが、前者に比べると後者の影響が非常に大きく、価

格変化の方向によって需要の反応が異なることを明らかにしている。

Ⅲ. 自己負担率の不連続な下落が高齢者の医療利用と健康に与える影響

Ⅲ-1. 背景

本節では、Ⅱ-2節で紹介した70歳における自己負担率の不連続な下落の実証結果の頑健性について議論する。これらの研究のうち、レセプトデータを使った分析では、所得や学歴、同居家族などのデータに含まれていない個人・世帯属性を考慮することが困難であり、近年のRDD法による分析では、一定の属性を有したサンプルを使った分析にとどまっている。本節では、より広範な人々を対象とし、個人属性に関する豊富な情報を有した個票パネルデータを使った計量経済分析を行うことによって、これらの結果の頑健性について議論する。特に、所得の影響を考慮することは、2022年10月より実施される一定以上の所得を持つ高齢者の自己負担率の引き上げの効果を考察するうえで有用であると考えられる。

Ⅲ-2. データと実証戦略

本分析で使用するデータは、経済産業研究所・一橋大学・東京大学が共同で実施している日本の中老年層を対象とした包括的なパネル調査である「くらしと健康の調査（JSTAR）」の1st～4th waves（2007～2013年）である¹⁴⁾。JSTARは2007年に、北海道滝川市（N=570）・宮城県仙台市（N=908）・東京都足立区（N=868）・石川県金沢市（N=1,011）・岐阜

県白川町（N=806）の5自治体を対象として実施されたが、2009年には、佐賀県鳥栖市（N=645）・沖縄県那覇市（N=922）の2市、2011年には東京都調布市（N=567）・大阪府富田林市（N=517）・広島県広島市（N=1,100）の3市が加わり、現在の調査対象は10自治体である。JSTARは全国規模の無作為抽出調査ではないが、調査地点は日本国内の各地に偏りなく配置されている。回答者は、各自治体の住民基本台帳から無作為に抽出された50歳から75歳の個人で、全自治体の平均回答率は初回調査が61.3%（45.9%～87.8%）、追跡調査の平均継続率は87.7%（69.4%～96.4%）である。

本分析における実証戦略は、70歳0か月を閾値とするRDD法である。つまり、推定式は、
$$Y_{ia} = f(a) + \beta \cdot Post70_{ia} + X'_{ia}\gamma + u_{ia} \quad (1)$$
である。ただし、 Y は個人 i の月齢 a における外来の月額医療費である¹⁵⁾。ただし、JSTARで把握できる医療費の情報は自己申告による毎月の平均的な自己負担額であるため、本分析では、それを時点 a で適用されている医療保険の自己負担率で除したものに、過去1年間の平均的な通院日数を乗じたものを Y として用いている。レセプトデータなどの行政データに収録されている正確な医療利用情報とは異なって、この措置をとることで Y に測定誤差が生じ、推定値の有効性が低下する恐れがある点には留意が必要

14) JSTARについては、Ichimura et al. (2009)を参照のこと。なお、本小節の内容は陳ほか（2022）に依拠している。

15) JSTARでは、入院医療や介護利用（Yuda and Lee, 2022）、および歯科利用（Ando and Takaku, 2016）に関する質問もあるが、これらは調査時点から過去1年間の利用回数と総費用を尋ねていることから、毎月の平均的な利用が把握できないため、本稿では分析の対象としない。

である。 $f(a)$ は月齢 a のタイムトレンドであり、Shigeoka (2014) や Fukushima et al. (2016) にならって、2次のトレンドを仮定している。 $Post70$ は70歳以上の個人に1を取るダミー変数であり、 β がRDD法における平均処置効果（正確にはLATE）となる。 X には、性別（ベースは男性）、学歴（ベースは高卒以下）、有配偶、同居人数、本人所得（対数値）、世帯金融資産（対数値）といった先行研究では詳細に考慮されていない個人属性に加えて、地域と調査年の固定効果が含まれている。

加えて、先行研究で焦点が当てられていない健康に与える影響を検証するために、被説明変数を健康指標 H に置き変えた以下の式も推定する。

$$H_{ia} = f(a) + \beta \cdot Post70_{ia} + X'_{ia}\gamma + u_{ia} \quad (2)$$

ここで分析対象とする健康指標は、主観的不健康、日常生活動作、握力、メンタルヘルス、生活習慣病、慢性疾患、不適正体重、義歯、咀嚼の9種類である。主観的不健康は、健康状態が「悪い」「非常に悪い」に1をとるダミー変数である。日常生活動作は、歩行・起居動作・昇降・運搬などの日常的な動作に1つ以上困難なものがあれば1を取るダミー変数である。握力は、訪問調査の際に実施している握力テストの結果である。メンタルヘルスは、CES-D (center for epidemiologic studies depression scale) スコアの合計点 (60点満点) を使って、抑うつ状態とされる16点以上の点数をもつ回答者に1をとるダミー変数である。生活習慣病は、厚生労働省の定義に基づいて、高血圧・脂質異常症・糖尿病の少なくとも一つに罹患していれば1をとるダミー変数であり、慢性疾患はそれらに加えて心疾患・脳卒中・慢性肺疾患・関節疾患の少なくとも一つに罹患していれば1をとるダミー変数である。不適正体重は、body mass index がやせ (18未満) または肥満 (25以上) である回答者に1をとるダミー変数である。義歯は口腔

機能の代理変数で、義歯を利用している場合に1をとるダミー変数であり、咀嚼は、摂食による栄養摂取に制限があると考えられる個人に1をとるダミー変数である。すなわち、握力以外は数値が大きいほど健康状態は悪い。

分析に使用するサンプルは65～74歳の個人であるが、高額療養費制度の対象者（月額の自己負担が、70歳未満は80,100円以上の者、70歳以上は12,000円以上の者）はこれに含めていない。高額医療費の発生者は重篤であることが推察され、彼らの医療サービスに対する価格弾力性は小さいと考えられるためである。主要変数の記述統計量は表6にまとめた通りであり、被説明変数の外来医療費の平均は6,636円、受診率は27.0% (=1,598/5,924)、そして利用者の医療費の平均は24,600円となっている。また、70歳を超えると、受診率と医療費、そして不適正体重以外の健康指標が悪化していることも確認できる。

Ⅲ-3. 推定結果

Ⅲ-3-1. 医療利用への影響

(1) 式の推定結果は表7にまとめた通りである¹⁶⁾。左側には利用選択 (extensive margin)、右側には受診後の利用 (intensive margin) の結果を報告している。それぞれのモデルについては、(1) は $Post70$ のみに回帰したもの、(2) は地域と年の固定効果も制御したもの、(3) は観察可能な個人属性も制御したものである。また、70歳の誕生日を境に自己負担率が下落することは周知されていることから、高齢者は閾値の直前では受診を抑制し、直後に過剰に利用するかもしれない。こうした動きは個人の合理的な行動ではあるが、この短期的な変動を真の政策効果と解釈することは適切ではない。(4) の結果は、こうした自己負担率の変化前後の短期的な変動による影響を除去するために70歳0か月の前後4か月を

16) RDD法によるグラフィックな推定結果は補論2にまとめている。時間的な都合から予備的な分析にとどまっているため、表7・8の結果と比べると解釈しにくい点がいくつかあることには注意が必要である。また、紙幅の都合から頑健性を確認する結果については報告していない。

表6 記述統計量

サンプル	全サンプル			70歳未満			70歳以上		
	観測値数	平均	標準偏差	観測値数	平均	標準偏差	観測値数	平均	標準偏差
医療利用									
月額外来医療費（千円）	5,924	6,636	18,473	3,107	4,835	14,766	2,817	8,622	21,674
月額外来医療費（千円、利用者）	1,598	24,600	28,696	798	18,826	24,208	800	30,359	31,542
健康									
主観的不健康（=1）	3,209	0.089	0.284	1,701	0.075	0.263	1,508	0.104	0.306
日常生活動作（=1）	3,338	0.170	0.376	1,771	0.130	0.337	1,567	0.214	0.411
握力（kg）	3,089	29,808	7,477	1,633	30,483	7,699	1,456	29,050	7,146
メンタルヘルス（=1）	2,797	0.137	0.344	1,514	0.127	0.333	1,283	0.150	0.357
生活習慣病（=1）	3,060	0.540	0.498	1,604	0.522	0.500	1,456	0.560	0.497
慢性疾患（=1）	3,060	0.613	0.487	1,604	0.592	0.492	1,456	0.637	0.481
不適正体重（=1）	3,316	0.280	0.449	1,762	0.280	0.449	1,554	0.281	0.450
義歯（=1）	2,752	0.529	0.499	1,486	0.487	0.500	1,266	0.579	0.494
咀嚼（=1）	3,338	0.043	0.202	1,771	0.030	0.172	1,567	0.056	0.230
個人属性									
女性（=1）	3,341	0.289	0.454	1,773	0.301	0.459	1,568	0.276	0.447
高学歴（=1）	3,341	0.235	0.424	1,773	0.266	0.442	1,568	0.200	0.400
有配偶（=1）	3,341	0.840	0.366	1,773	0.836	0.370	1,568	0.846	0.361
同居人数（人）	3,341	1.548	0.890	1,773	1.556	0.893	1,568	1.539	0.887
本人所得（万円、対数）	3,341	5.151	1.310	1,773	5.188	1.279	1,568	5.109	1.344
世帯金融資産（万円、対数）	3,341	4.210	3.278	1,773	4.188	3.272	1,568	4.236	3.286
個人数（全体/利用者）	2,883/1,297			1,995/707			1,764/704		

表7 RDD法による推定結果：医療利用への影響

医療利用 モデル	Extensive margin				Intensive margin			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
(i) 全体	9.555*** (3.225)	9.722*** (3.221)	13.300*** (5.016)	6.540* (3.720)	37.815*** (10.888)	40.121*** (10.410)	48.332*** (12.382)	19.476** (8.503)
ϵ	-0.247	-0.251	-0.306	-0.148	-0.251	-0.266	-0.313	-0.124
N	5,924	5,924	3,341	3,211	1,598	1,598	1,010	975
(ii) 男性	10.201*** (3.914)	10.737*** (3.822)	15.560** (6.336)	9.725** (4.200)	42.300*** (12.878)	41.013*** (12.458)	53.263*** (14.072)	20.774* (10.942)
ϵ	-0.260	-0.273	-0.333	-0.206	-0.281	-0.272	-0.337	-0.129
N	4,041	4,041	2,374	2,289	1,107	1,107	746	717
(iii) 女性	7.422* (4.493)	5.539 (4.024)	5.808 (6.263)	-4.544 (4.725)	33.793* (17.406)	41.653*** (14.692)	36.919 (22.997)	4.805 (10.361)
ϵ	-0.198	-0.148	-0.161	0.122	-0.224	-0.277	-0.255	-0.033
N	1,883	1,883	967	922	491	491	264	258
(iv) 高卒以下	7.472** (3.118)	7.290** (3.062)	8.324* (4.461)	2.727 (3.878)	30.350*** (10.059)	28.599*** (9.506)	22.960** (11.187)	4.713 (9.003)
ϵ	-0.197	-0.192	-0.204	-0.065	-0.207	-0.195	-0.156	-0.032
N	4,611	4,611	2,566	2,446	1,267	1,267	778	749
(v) 短大以上	15.464 (11.048)	15.992 (10.544)	18.092 (15.079)	21.251** (9.134)	74.181** (36.035)	103.250*** (28.107)	152.460*** (16.395)	90.526*** (21.488)
ϵ	-0.375	-0.388	-0.355	-0.414	-0.451	-0.628	-0.883	-0.515
N	1,289	1,289	785	765	326	326	232	226
(vi) 組合健保	12.496 (9.944)	15.406* (9.292)	11.726 (10.600)	8.890 (10.032)	33.019* (15.019)	24.385** (12.147)	37.632 (44.600)	-44.534** (9.060)
ϵ	-0.383	-0.473	-0.324	-0.245	-0.237	-0.175	-0.272	0.321
N	381	381	226	215	99	99	67	63
(vii) 協会けんぽ	19.949* (11.519)	20.666* (11.408)	33.020** (13.690)	5.125 (11.127)	48.368*** (18.635)	45.315*** (15.970)	68.584*** (17.818)	43.922** (18.402)
ϵ	-0.386	-0.400	-0.640	-0.098	-0.337	-0.316	-0.504	-0.320
N	996	996	611	584	368	368	242	233
(viii) 国民健康保険	6.456* (3.694)	5.564 (3.658)	7.012 (5.172)	5.231 (3.958)	33.295** (15.289)	35.560*** (13.309)	44.270*** (16.060)	21.327** (10.379)
ϵ	-0.175	-0.151	-0.166	-0.121	-0.210	-0.224	-0.261	-0.124
N	4,014	4,014	2,262	2,181	979	979	615	596
地域効果・年効果	No	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes
個人属性	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes

注：上段の数値は係数推定値。下段の括弧内は同一個人でクラスタリングした頑健な標準誤差である。 ϵ は弾力値であり、Nは観測値数を示す。***, **, *は1%, 5%, 10%の有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

除いて推定した分析結果（donut hole 推定）である。

本稿では様々な属性を制御した分析を行っているが、先行研究と比較可能な結果から注目していく。利用選択に対する影響では、組合健保サンプルの結果が Fukushima et al.(2016) に対応している。本分析の結果は、サンプルサイズが小さいこともあり、モデル（2）を除き有意な影響は確認されない。推定値に基づく弾力値

$$\left(\varepsilon = \frac{\hat{\beta}}{E[Y|age < 70]} \times \frac{0.1}{0.1 - 0.3}\right)$$

は、個人・世帯属性を含めた比較可能なもので -0.324 と、Fukushima et al. (2016) に比べ倍近く高い値が計測されている。全体的な効果では、モデルに関わらず係数 β は正で有意に推定されており、その弾力値は -0.306 と組合健保の結果とほとんど変わらない。Shigeoka (2014) と比較可能な受診後の利用に注目しても、弾力値は -0.313 と同程度の値が計測されている。これらの結果は、より正確な医療利用情報を有するデータを使った先行研究で推定されたものよりも高いが、extensive margin と intensive margin との弾力値がほぼ同じであることは共通している。また、モデル（4）の donut hole 推定の弾力値は $-0.148 \sim -0.124$ と上述の値の半分程度になり、これらは Shigeoka (2014) や Fukushima et al. (2016) で推計された弾力値とかなり近い。

属性別の結果を見ると、性差については、extensive・intensive margin の双方で、女性では有意な変化は確認されないが、男性の医療費は有意に増加していることが確認できる。また、学歴別については、extensive・intensive margin の双方で、高卒以下は微増にすぎないが、高学歴では特に donut hole 推定で弾力値が大きく増加している。加入している保険別については、組合健保は extensive margin が微増しているが、係数は有意ではない。一方で、intensive margin の donut hole 推定では係数がマイナスで有意に推定されている。協会けんぽの extensive margin の弾力値は、組合健保よりも大きいですが、donut hole 推定では微増にとどま

っており有意でもない。一方で、intensive margin の弾力値は、組合健保のものよりも大きく推定されている。また、国保の extensive margin の弾力値は有意ではないが、intensive margin の弾力値は有意に推定されている。弾力値自体は小さいが、これは健康不良者の割合は大きいといった加入者構成が反映されている可能性が高い。

推定方法やサンプルによって値は異なるものの、様々な個人・世帯属性を制御した後も、これまで概観してきた先行研究と同様に、医療サービスに対する価格弾力性は総じて低いことが確認できる。

Ⅲ-3-2. 健康への影響

表8には、70歳での自己負担の下落が高齢者の健康に与えた影響をまとめている。パネルAは全期間にわたるデータを用いたもので個人属性を含むモデルの結果のみをまとめており、パネルBは donut hole 推定の結果である。

日常生活動作とメンタルヘルスに対する β が負で有意に推定されていることから、これらは70歳以後に改善することが確認できる。より具体的には、日常生活動作の改善は特に女性、高卒以下、協会けんぽ加入者において観察され、メンタルヘルスの改善は、高卒以下、組合健保、そして国保加入者において観察される。加えて、学歴が高卒以下のグループでは義歯利用が減り、組合健保と国保加入者には生活習慣病と慢性疾患の改善がみられる。加えて、組合健保加入者には、不適正体重や咀嚼機能の改善も確認できる。一方で、donut hole 推定では、医療利用に関する分析ほど結果は一致していなかった。具体的には、組合健保の生活習慣病と慢性疾患の改善、そして協会けんぽの日常生活動作の改善のみが一致している。特に生活習慣病の改善は国保加入者を除くすべてのサンプルにおいて改善の傾向が確認できる。また、donut hole 推定では日常生活動作が有意に悪化していることや、組合健保加入者の健康が正で有意に推定されている項目が多いことも確認できる。

表8 RDD法による推定結果：健康への影響

(A) 全期間

被説明変数	主観的不健康	日常生活動作	握力	メンタルヘルス	生活習慣病	慢性疾患	不適正体重	義歯	咀嚼
(i) 全体	0.014 (0.057)	-0.119* (0.072)	0.712 (0.942)	-0.139* (0.077)	-0.136 (0.103)	-0.118 (0.100)	0.027 (0.090)	-0.081 (0.127)	-0.040 (0.040)
ε	-0.023	0.114	-0.003	0.137	0.033	0.025	-0.012	0.021	0.165
N	3,209	3,338	3,089	2,797	3,060	3,060	3,316	2,752	3,338
(ii) 男性	-0.022 (0.066)	0.048 (0.069)	0.553 (1.334)	-0.105 (0.090)	-0.199 (0.125)	-0.090 (0.112)	0.089 (0.101)	0.000 (0.154)	-0.019 (0.052)
ε	0.034	-0.052	-0.002	0.112	0.046	0.018	-0.038	0.000	0.070
N	2,271	2,373	2,187	2,009	2,177	2,177	2,357	1,964	2,373
(iii) 女性	0.046 (0.105)	-0.400*** (0.137)	1.253 (1.289)	-0.192 (0.137)	-0.063 (0.161)	-0.176 (0.171)	-0.062 (0.144)	-0.134 (0.191)	-0.047 (0.039)
ε	-0.095	0.303	-0.007	0.159	0.016	0.041	0.030	0.034	0.258
N	938	965	902	788	883	883	959	788	965
(iv) 高卒以下	-0.020 (0.069)	-0.144* (0.080)	0.837 (1.083)	-0.162** (0.077)	-0.139 (0.124)	-0.181 (0.121)	0.070 (0.104)	-0.253* (0.144)	-0.038 (0.046)
ε	0.033	0.130	-0.003	0.159	0.033	0.038	-0.031	0.062	0.145
N	2,460	2,555	2,365	2,124	2,326	2,326	2,536	2,125	2,555
(v) 短大以上	0.011 (0.062)	0.070 (0.123)	0.008 (1.845)	0.041 (0.124)	-0.054 (0.249)	0.212 (0.245)	-0.091 (0.220)	0.176 (0.202)	0.009 (0.051)
ε	-0.018	-0.081	0.000	-0.040	0.013	-0.045	0.041	-0.053	-0.046
N	749	783	724	673	734	734	780	627	783
(vi) 組合健保	0.059 (0.125)	-0.107 (0.122)	-7.778 (5.220)	-0.626** (0.267)	-1.353*** (0.344)	-1.569*** (0.316)	-0.615** (0.281)	0.410 (0.292)	-0.382* (0.223)
ε	-0.119	0.120	0.030	0.776	0.309	0.324	0.336	-0.130	1.462
N	214	226	216	185	208	208	226	192	226
(vii) 協会けんぽ	0.040 (0.146)	-0.435*** (0.136)	0.979 (3.035)	-0.051 (0.075)	0.059 (0.216)	0.021 (0.214)	-0.075 (0.169)	-0.338 (0.245)	-0.772 (0.107)
ε	-0.076	0.626	-0.004	0.052	-0.014	-0.005	0.032	0.091	0.286
N	585	611	547	536	570	570	607	479	611
(viii) 国民健康保険	-0.008 (0.063)	-0.087 (0.089)	0.850 (1.951)	-0.196* (0.105)	-0.236* (0.140)	-0.224* (0.134)	0.092 (0.118)	-0.075 (0.153)	0.001 (0.047)
ε	0.012	0.075	-0.004	0.188	0.057	0.047	-0.040	0.018	-0.002
N	2,180	2,261	2,113	1,877	2,070	2,070	2,246	1,866	2,261

(B) Donut hole 推定

被説明変数	主観的不健康	日常生活動作	握力	メンタルヘルス	生活習慣病	慢性疾患	不適正体重	義歯	咀嚼
(i) 全体	0.044 (0.061)	0.125* (0.073)	0.732 (1.075)	0.083 (0.085)	-0.327** (0.127)	-0.237* (0.122)	-0.063 (0.085)	-0.002 (0.121)	-0.018 (0.045)
ε	-0.073	-0.120	-0.003	-0.082	0.078	0.050	0.028	0.001	0.079
N	3,209	3,338	3,089	2,797	3,060	3,060	3,316	2,752	3,338
(ii) 男性	-0.067 (0.071)	0.068 (0.081)	1.190 (1.483)	0.042 (0.099)	-0.385** (0.157)	-0.236 (0.145)	-0.103 (0.103)	0.098 (0.134)	0.048 (0.053)
ε	0.104	-0.073	-0.004	-0.045	0.089	0.048	0.044	-0.025	-0.187
N	2,271	2,373	2,187	2,009	2,177	2,177	2,357	1,964	2,373
(iii) 女性	0.315*** (0.086)	0.256* (0.142)	-1.754 (1.204)	0.143 (0.143)	-0.337* (0.185)	-0.266 (0.191)	0.071 (0.145)	-0.009 (0.207)	-0.113 (0.090)
ε	-0.655	-0.198	0.010	-0.118	0.088	0.062	-0.035	0.002	0.609
N	938	965	902	788	883	883	959	788	965
(iv) 高卒以下	0.027 (0.073)	0.065 (0.094)	1.376 (1.419)	0.020 (0.100)	-0.275* (0.141)	-0.231* (0.140)	-0.105 (0.105)	-0.046 (0.134)	0.024 (0.046)
ε	-0.046	-0.059	-0.006	-0.020	0.065	0.049	0.046	0.011	-0.100
N	2,460	2,555	2,365	2,124	2,326	2,326	2,536	2,125	2,555
(v) 短大以上	-0.054 (0.093)	0.272* (0.160)	0.422 (2.142)	0.367*** (0.129)	-0.330* (0.193)	-0.129 (0.234)	0.030 (0.167)	-0.128 (0.233)	-0.141 (0.126)
ε	0.085	-0.314	-0.002	-0.363	0.080	0.028	-0.014	0.039	0.678
N	749	783	724	673	734	734	780	627	783
(vi) 組合健保	-0.062** (0.029)	0.387*** (0.142)	0.309 (2.705)	0.149 (0.169)	-0.597*** (0.184)	-1.287*** (0.181)	0.341* (0.198)	0.386** (0.170)	0.076*** (0.024)
ε	0.123	-0.424	-0.001	-0.196	0.138	0.268	-0.187	-0.120	-0.353
N	214	226	216	185	208	208	226	192	226
(vii) 協会けんぽ	0.099 (0.112)	-0.423** (0.205)	2.297 (3.105)	0.093 (0.236)	-1.203*** (0.181)	-1.059*** (0.172)	-0.568*** (0.215)	0.091 (0.248)	0.010 (0.036)
ε	-0.189	0.623	-0.009	-0.090	0.281	0.230	0.240	-0.025	-0.040
N	585	611	547	536	570	570	607	479	611
(viii) 国民健康保険	0.042 (0.065)	0.153* (0.085)	0.394 (1.955)	0.097 (0.098)	-0.142 (0.149)	-0.022 (0.142)	0.009 (0.110)	-0.008 (0.143)	-0.004 (0.053)
ε	-0.069	-0.133	-0.002	-0.094	0.034	0.005	-0.004	0.002	0.020
N	2,180	2,261	2,113	1,877	2,070	2,070	2,246	1,866	2,261

注：上段の数値は係数推定値、下段の括弧内は同一個人でクラスタリングした頑健な標準誤差である。 ε は弾力値であり、Nは観測値数を示す。
***, **, *は1%, 5%, 10%の有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

IV. おわりに

本稿では、日本のデータを使って患者の自己負担の変化が医療利用と健康に与える影響を検証した経済学的な研究を中心にまとめ、現時点で明らかにされていることを整理した。加えて、高齢者医療制度への移行に伴う自己負担率の不連続な下落の影響を、個人属性を豊富に含んだJSTARの個票パネルデータを使うことによって、その結果の頑健性について検討した。その結果、本分析の結果も含めて、我が国の医療需要の価格弾力性は総じて低く、また自己負担率の変化が健康に与える影響も総じて大きくはないことが分かった。

表1に示したように、2022年の10月より一定以上の所得を持つ高齢者の自己負担率が2割に引き上げられた。この改定については、法案審議の過程においても大きな議論となっていたことは記憶に新しく、また、法案成立後においても、これまでの国内動向（遠藤，2021）や政治的背景（印南，2021）、国際比較（大久保，2021）などの観点からの議論や、高齢者制度の持続可能性に資する高齢者医療改革（小黒，2021¹⁷⁾）や診療報酬制度（中村，2021）の将来像の検討、逆進性などの家計への影響（橋本・徳永，2021）に関する議論も寄せられている。しかしながら、今回の制度改定の対象となる「一定以上の所得を持つ高齢者」は、後期高齢被保険者の20%程度になると見込まれており、後期高齢者全員が対象となるわけではない。また、所得水準と健康状態には正の相関関係があることを踏まえると、「一定以上の所得を持つ高齢者」は、もともと健康水準が平均的に高い集団であることが予想される。こうした状況と本稿で焦点を当てた経済学的な研究成果にもとづ

ば、他の条件を一定としたときに、自己負担率の増加は彼らに受診抑制を生じさせる可能性は低く、仮に生じさせたとしてもそれほど大きな規模にはならないと推察される。これは、この改定によって高齢者の健康が大きく損なわれる可能性は低いことを示唆する。近い将来、この2022年改正の影響を検証する研究が行われるであろうが、昨今の社会経済情勢を踏まえると、この改定の効果を精確に推定することは非常に難しい挑戦であると考えられる。具体的には、2020年より続いている新型コロナウイルスの感染拡大による受診自粛の影響（Kumagai, 2021；鈴木・湯田，2022）との識別や、国際情勢に起因する物価高騰の影響（帝国データバンク，2022；総務省，2022）との識別といった、我々の日常の経済活動に大きな影響を与える社会的なショックが発生しているためである。政策評価分析で吟味されるべき推定値は、「他の条件を一定としたとき（*ceteris paribus*）」のものであるが、これらの社会経済情勢が、同時期に施行される政策の効果を見誤らせる可能性がある点には注意が必要である。

近年、高齢者にとどまらず、社会環境と人々の健康や医療利用に関する研究は、高度で学際的な分野となっている。一つ一つの客観的なエビデンスを積み上げつつも、分野横断的な知見を結集して政策評価を行っていくことも必要不可欠になっていくと思われる。

17) 医療保険財政の持続可能性に関して、Yuda (2016) では高齢者医療制度への支援が国民健康保険財政の効率性を阻害していることを示す結果が得られている。

参 考 文 献

- 足立泰美・齊藤仁（2016）「乳幼児医療費助成制度におけるヤードスティック競争」『季刊社会保障研究』Vol. 51 No. 3・4, pp. 369-380
- 阿部彩・梶原豪人・川口遼（2021）「子供の医療費助成制度の受診抑制に関する影響：大規模自治体データを用いた実証研究」『医療と社会』Vol. 31 No. 2, pp. 303-318
- 井伊雅子・大日康史（2002）『医療サービス需要の経済分析』日本経済新聞社
- 井伊雅子・別所俊一郎（2006）「医療の基礎的実証分析と政策：サーベイ」『フィナンシャル・レビュー』第80号, pp. 117-156
- 飯塚敏晃（2014）「アメリカの医療保険制度改革：オレゴン州の『実験』から分かること」『経済セミナー』No. 676, pp. 42-47, 日本評論社
- 池上直己（2017）『日本の医療と介護 歴史と構造, そして改革の方向性』日本経済新聞社
- 泉田信行（2004）「患者の受診パターンの変化に関する分析」『医療と社会』Vol. 14 No. 3, pp. 1-20
- 井深陽子・庄司啓史（2015）「医療保険の自己負担率と受診行動：疾病ごとの相違」, 吉野直行・亀田啓悟・中東雅樹・中田真佐男（編）『日本経済の課題と進路 経済政策の理論・実証分析』, pp. 30-160 頁, 慶應義塾大学出版会
- 今堀まゆみ・栗原崇・野口晴子（2019）「所得が高齢者の医療・介護費に与える影響」『医療経済研究』Vol. 31 No. 1, pp. 27-46
- 岩本千春（2010）「自治体の医療費助成事業にみる助成金による財政の垂直的外部性：乳幼児医療費助成制度を中心に」『公共選択の研究』, 第54号, pp. 41-54
- 印南一路（2021）「患者自己負担をめぐる政策過程：合意形成の効率化」『医療と社会』Vol. 31 No. 1, pp. 71-85
- 遠藤久夫（2021）「公的医療保険制度における自己負担をめぐる諸問題」『医療と社会』Vol. 31 No. 1, pp. 11-30
- 大久保豪（2021）「日本, ドイツ, フランス, イギリスにおける患者自己負担制度の違いについて」『医療と社会』Vol. 31 No. 1, pp. 45-59
- 大津唯（2013）「医療扶助の決定要因に関する分析：都道府県別集計データを利用して」『社会政策』, Vol. 4 No. 3, pp. 152-163
- 大西宏典（2023）「公的介護制度における自己負担率と介護利用および健康」『フィナンシャル・レビュー』第151号, 近刊
- 小椋正立（1990）「医療需要の価格弾力性に関する予備的考察」, 金森久雄・伊部英男（編）『高齢化社会の経済学』, pp. 189-220, 東京大学出版会
- 小黒一正（2021）「コロナ禍での医療財政の持続可能性と改革試案：後期高齢者の窓口負担見直しの限界も視野に」『医療と社会』Vol. 31 No. 1, pp. 87-96
- 菅万理（2009）「日本の高齢者の健康格差に関する計量分析：老人保健制度の効果に注目して」『医療経済研究』Vol. 20 No. 2, pp. 85-108
- 熊谷成将（2002）「医療扶助の実証分析」『医療と社会』, Vol. 12 No. 3, pp. 39-59
- 厚生労働省（2022）『第23回生命表（完全生命表）』, <https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/life/23th/index.html> (2022年10月31日最終確認)。
- 後藤励・井深陽子（2020）『健康経済学 市場と規制のあいだで』有斐閣
- 駒村康平・山田篤裕・四方理人・田中聡一郎・丸山桂（2015）『社会政策 福祉と労働の経済学』有斐閣アルマ
- 澤野孝一郎（2000）「高齢者医療における自己負担の役割：定額自己負担制と定率自己負担

- 制』『医療と社会』Vol. 10 No. 2, pp. 115-138
- 菅原琢磨 (2021) 「外来受診決定時における『定額自己負担』の相対的重要性の検証: コンジョイント分析による部分効用値推定に基づく分析」『医療と社会』Vol. 31 No. 1, pp. 31-44
- 鈴木倫哉・湯田道生 (2022) 「新型コロナウイルス感染症パンデミックと公的医療保険財政」『社会保障研究』Vol. 7 No. 3, pp. 262-278
- 鈴木亘 (2005) 「老人医療の価格弾力性の計測と最適自己負担率: 国保レセプトデータを用いた検証」, 田近栄治・佐藤主光 (編) 『医療と介護の世代間格差』, pp. 33-50, 東洋経済新報社
- 妹尾芳彦 (1985) 「医療費抑制の経済分析」, 社会保障研究所 (編) 『医療システム論』, pp. 127-148, 東京大学出版会
- 総務省 (2022) 「2020年基準消費者物価指数: 全国2022年(令和4年)10月分」, <https://www.stat.go.jp/data/cpi/sokuhou/tsuki/pdf/zenkoku.pdf> (2022年12月18日最終確認)。
- 陳鳳明・若林緑・湯田道生 (2022) 「引退後の高齢者の健康推移: 公的年金制度改革を利用した実証研究」, *RIETI Discussion Paper Series*, 22-J-034, pp. 1-35
- 津川友介 (2020) 『世界一わかりやすい「医療政策」の教科書』医学書院
- 帝国データバンク (2022) 「「食品主要105社」価格改定動向調査(9月)」, <https://www.tdb.co.jp/report/watching/press/pdf/p220901.pdf> (2022年10月31日最終確認)。
- 錫田忠彦・細谷圭・林行成・熊本尚雄 (2002) 「レセプトデータによる医療費改定の分析」『経済研究』Vol. 53 No. 3, pp. 226-235
- 錫田忠彦・山田武・山本克也・泉田信行・今野広紀 (2000) 「縦覧点検データによる医療需給の決定要因の分析」『経済研究』Vol. 51 No. 4, pp. 289-300
- 中村洋 (2021) 「患者自己負担増の議論に必要なとなる患者視点からの診療報酬体系の見直しと「賢い選択/節約」推進に向けた患者自己負担増の軽減についての考察: 医療保険制度の持続可能性を高めるための「三位一体」改革」『医療と社会』Vol. 31 No. 1, pp. 97-106
- 西川雅史 (2010) 「乳幼児医療費助成制度の一考察(上): 都道府県における所得制限と自己負担」『青山経済論集』, Vol. 62 No. 3, pp. 195-214
- 西川雅史 (2011) 「乳幼児医療費助成制度の一考察(下): 市町村の制度選択」『青山経済論集』, Vol. 62 No. 4, pp. 87-111
- 西村周三 (1987) 「医師誘発需要理論をめぐって」『医療の経済分析』, pp. 25-45, 東洋経済新報社
- 野口晴子 (2016) 「医療需要の実証分析」, 橋本英樹・泉田信行 (編) 『医療経済学講義 補訂版』, pp. 81-99, 東京大学出版会
- 野崎華世・佐野晋平 (2016) 「子供の発達と出生時の健康: 出生時体重は教育達成にどのような影響を与えるか?」, 赤林英夫・直井道生・敷島千鶴 (編著) 『学力・心理・家庭環境の経済分析: 全国小中学生の追跡調査から見えてきたもの』, pp. 159-177, 有斐閣
- 橋本英樹・徳永睦 (2021) 「医療介護負担による家計影響と負担公平性: 2014年全国消費実態調査個票の分析結果」『医療と社会』Vol. 31 No. 1, pp. 61-70
- 花岡智恵 (2020) 「医療経済学」, 経済セミナー編集部 (編) 『新版 進化する経済学の実証分析』, pp. 170-177, 日本評論社
- 別所俊一郎 (2012) 「子供の医療費助成・通院・健康」『季刊社会保障研究』, Vol. 47 No. 4, pp. 413-430
- 増原宏明 (2004) 「老人保健制度と外来受診: 組合健康保険レセプトデータによる count data 分析」『季刊社会保障研究』Vol. 40 No. 3, pp. 266-276
- 増原宏明・今野広紀・比佐章一・錫田忠彦 (2002) 「医療保険と患者の受診行動: 国民健康保険と組合健康保険のレセプトによる分析」『季刊社会保障研究』Vol. 38 No. 1, pp. 4-13
- 増原宏明・村瀬邦彦 (2005) 「1999年7月老人

- 保健適用者外来薬剤費一部負担無料化の効果」『季刊社会保障研究』Vol. 40 No. 4, pp. 362-372
- 兪炳匡（2006）『「改革」のための医療経済学』メディカ出版
- 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』No. 57, pp. 23-52
- 湯田道生（2018）「所得が医療利用に与える影響」『平成29年度厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（統計情報総合研究））縦断調査を用いた中高年者の生活実態の変化とその要因に関する研究：平成29年度総括・研究分担報告書』, pp. 27-49
- 湯田道生・両角良子・岩本康志（2022）「子供医療費助成制度が医療利用に与える影響」, mimeograph
- 吉田あつし・伊藤正一（2000）「健康保険制度の改正が受診行動に与えた影響」『医療経済研究』Vol. 7, pp. 101-121
- 吉田あつし・川村顕（2003）「1997年自己負担率の改定と歯科サービスの需要および供給の変化」『医療と社会』Vol. 13 No. 4, pp. 95-113
- Almond, D., J. Currie, and V. Duque (2018), “Childhood circumstances and adult outcomes: Act II”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 56 No. 4, pp. 1360-1446
- Ando, M. and R. Takaku (2016), “Affordable false teeth: The effects of patient cost sharing on denture utilization and subjective chewing ability”, *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, Vol. 16 Issue 3, pp. 1387-1438
- Baicker, K. and D. Goldman (2011), “Patient cost-sharing and healthcare spending growth”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 25 No. 2, pp. 47-68
- Baicker, K., S. Mullainathan, and J. Schwartzstein (2015), “Behavioral hazard in health insurance”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 130, Issue 4, pp. 1623-1667.
- Bessho, S. and Y. Ohkusa (2003), “What are the determinants of hospital choice?: Time, costs, option demands and communication”, mimeograph
- Bhattacharya, J., W.B. Vogt, A. Yoshikawa, and T. Nakahara (1996), “The utilization of outpatient medical services in Japan”, *Journal of Human Resources*, Vol. 31 No. 2, pp. 450-476
- Chandra, A., D. Cutler, and Z. Song (2011), “Who ordered that? The economics of treatment choices in medical care”, In: M.V. Pauly, T.G. McGuire, P.P. Barros (ed), *Handbook of Health Economics*, Vol. 2. Elsevier, pp. 397-432
- Currie, J. (2009), “Healthy, wealthy, and wise: socioeconomic status, poor health in childhood, and human capital development”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 47, No. 1, pp. 87-122
- Currie, J. and D. Almond (2011), “Human capital development before age five”, In D. Card and O. Ashenfelter (ed), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 4B. Elsevier, pp. 1315-1486
- Cutler, D.M. and R.J. Zeckhauser (2000), “The anatomy of health insurance”, in A.J. Culyer and J.P. Newhouse (ed), *Handbook of Health Economics*, Vol. 1, Elsevier, pp. 563-643
- Deb, P. and P.K. Trivedi (2002), “The structure of demand for health care: Latent class versus two-part models”, *Journal of Health Economics*, Vol. 21 Issue 4, pp. 601-625
- Finkelstein, A., S. Taubman, B. Wright, M. Bernstein, J. Gruber, J.P. Newhouse, H. Allen, K. Baicker, and Oregon Health Study Group (2012), “The Oregon health insurance experiment: Evidence from the first year”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 127 No. 3, pp. 1057-1106

- Fu, R. and H. Noguchi (2019), "Moral hazard under zero price policy: Evidence from Japanese long-term care claims data", *European Journal of Economics*, Vol. 20 Issue 6, pp. 785-799
- Fukushima K., S. Mizuoka, S. Yamamoto, and T. Iizuka (2016), "Patient cost sharing and medical expenditures for the Elderly", *Journal of Health Economics*, Vol. 45, pp. 115-130
- Grossman, M. (1972), "On the concept of health capital and the demand for health", *Journal of Political Economy*, Vol. 80 No. 2, pp. 223-255
- Hayashi, M. (2011), "The effects of medical factors on transfer deficits in Public Assistance in Japan: a quantile regression analysis", *International Journal of Health Care Finance and Economics*, Vol. 11 Issue 4, pp. 287-307
- Ichimura, H., Shimizutani, S., and Hashimoto, H. (2009), "JSTAR First Results 2009 Report", *RIETI Discussion Paper Series*, No. 09-E-047
- Ii, M. and Y. Ohkusa (2002a), "Price sensitivity of the demand for medical services for minor ailments: Econometric estimates using information on illnesses and symptoms", *Japanese Economic Review*, Vol. 53 Issue. 2, pp. 154-166
- Ii, M. and Y. 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*, Vol. 16 Issue 3, pp. 353-371
- Iizuka, T. and H. Shigeoka (2021), "Asymmetric demand response when prices increase and decrease: The case of child healthcare", *Review of Economics and Statistics*, forthcoming.
- Iizuka, T. and H. Shigeoka (2022), "Is zero a special price? Evidence from child healthcare", *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 14 Issue 4, pp. 381-410.
- Ikeda, N., E. Saito, N. Kondo, M. Inoue, S. Ikeda, T. Satoh, K. Wada, A. Stickley, K. Katanoda, T. Mizoue, M. Noda, H. Iso, Y. Fujino, T. Sobue, S. Tsugane, M. Naghavi, M. Ezzati, and K. Shibuya (2011), "What has made the population of Japan healthy?", *Lancet*, Vol. 378, Issue 9796, pp. 1094-1105.
- Ikegami, N., B-K. Yoo, H. Hashimoto, M. Matsumoto, H. Ogata, A. Babazono, R. Watanabe, K. Shibuya, B-M. Yang, MR. Reich, and Y. Kobayashi (2011), "Japanese universal health coverage: evolution, achievements, and challenges", *Lancet*, Vol. 378, Issue 9796, pp. 1106-1115.
- Kan, M. and W. Suzuki (2010), "Effects of cost sharing on the demand for physician services in Japan: Evidence from a natural experiment", *Japan and the World Economy*, Vol. 22 Issue 1, pp. 1-12.
- Kato, H. and R. Goto (2017), "Effect of reducing cost sharing for outpatient care on children's inpatient services in Japan", *Health Economics Review*, Vol. 7: 28.
- Kato, H., R. Goto, T. Tsuji, and K. Kondo (2022), "The effects of patient cost-sharing on health expenditure and health among older people: Heterogeneity across income groups", *European Journal of Health Economics*, Vol. 23 Issue 5, pp. 847-861
- Komura, N. and S. Bessho (2022), "The longer-term impact of coinsurance for the elderly: Evidence from high-access case", *KIER Discussion Paper Series*, No. 1074.
- Kumagai, N. (2021), "The impact of the COVID-19 pandemic on physician visits in Japan", *Frontiers in Public Health: Health*

- Economics*, Vol. 9: 743371.
- Manning, WG., JP. Newhouse, N. Duan, EB. Keeler, and A. Leibowitz (1987), "Health insurance and the demand for medical care: Evidence from a randomized experiment", *American Economic Review*, Vol. 77 No. 3, pp. 251-277.
- Matsushima, M., S. Shimizutani, and H. Yamada (2018), "Life course consequences of low birth weight: Evidence from Japan", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 50, pp. 37-47
- Matsuyama, Y., T. Tsuboya, S. Bessho, J. Aida, and K. Osaka (2018), "Copayment exemption policy and healthcare utilization after the Great East Japan Earthquake", *Tohoku Journal of Experimental Medicine*, Vol. 244 No. 2, pp. 163-173
- McGuire, TG (2000), "Physician agency", in AJ. Culyer and JP. Newhouse (ed), *Handbook of Health Economics*, Vol. 1, Elsevier, pp. 461-536
- McGuire, TG. (2012), "Demand for health insurance", in MV. Pauly, TG. McGuire, PP. Barros (ed), *Handbook of Health Economics*, Vol. 2, Elsevier, pp. 317-396
- Miyakawa, A., H. Noguchi, and Y. Kobayashi (2017), "Impact of medical subsidy disqualification on children's healthcare utilization: A difference-in-differences analysis from Japan", *Social Science & Medicine*, Vol. 191, pp. 89-98
- Nakamuro, M., Y. Uzuki, and T. Inui (2013), "The effects of birth weight: Does fetal origin really matter for long-run outcomes?", *Economics Letters*, Vol. 121 No. 1, pp. 53-58
- Nishioka, D., K. Ueno, S. Kino, J. Aida, and N. Kondo (2021), "Sociodemographic inequities in dental care utilisation among governmental welfare recipients in Japan: A retrospective cohort study", *International Journal for Equity in Health*, Vol. 20: 141.
- Phelps, CE. and JP. Newhouse (1972), "Effect of coinsurance: A multivariate analysis", *Social Security Bulletin*, Vol. 35 No. 6, pp. 20-29
- Shigeoka, H. (2014), "The effect of patient cost sharing on utilization, health, and risk Protection", *American Economic Review*, Vol. 104 No. 7, pp. 2152-2184
- Smith, JP. (2009), "The impact of childhood health on adult labor market outcomes", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 91 No. 3, pp. 478-489
- Takaku, R. (2016), "Effects of reduced cost-sharing on children's health: Evidence from Japan", *Social Science & Medicine*, Vol. 151, pp. 46-55
- Takaku, R. (2017), "The effect of patient cost sharing on health care utilization among low-income children", *Hitotsubashi Journal of Economics*, Vol. 58 No. 1, pp. 69-88
- Tokita, T., T. Chino, H. Kitaki, I. Yamamoto, and M. Miyagi (1997), "The present and future national medical expenditure in Japan", *Keizai Bunseki (Economic Analysis)*, No. 152, pp. 1-68
- Yashiro, N., R. Suzuki, and W. Suzuki (2006), "Evaluating Japan's health care reform of the 1990s and its efforts to cope with population aging", DA. Wise and N. Yashiro (ed), *Health Care Issues in the United States and Japan*, the University of Chicago Press, pp. 17-42
- Yoshida, A. and S. Takagi (2002), "Effects of the reform of the social medical insurance system in Japan", *Japanese Economic Review*, Vol. 53 Issue. 4, pp. 444-465
- Yuda, M. (2016), "Inefficiencies in the Japanese National Health Insurance system: A stochastic frontier approach", *Journal of Asian Economics*, Vol. 42, pp. 65-77

- Yuda, M. (2018), "The medical assistance system and inpatient health care provision: Empirical evidence from short-term hospitalizations in Japan", *PLoS ONE*, Vol. 13 Issue.10: e0204798.
- Yuda, M. (2020), "Childhood health and future outcomes: Evidence from panel surveys for the Japanese population", *Japan and The World Economy*, Vol. 54: 101014.
- Yuda, M. (2022), "Healthcare utilization under a comprehensive public welfare program: Evidence from Japan", *Frontiers in Public Health: Health Economics*, Vol. 10: 895679.
- Yuda, M. and J. Lee (2022), "Protective effects of health insurance against disasters: An insight from the Great East Japan Earthquake", *Journal of Pension Economics and Finance*, Vol. 21(4), pp. 502-518
- Zeckhauser, R. (1970), "Medical insurance: A case study of the tradeoff between risk spreading and appropriate incentives", *Journal of Economic Theory*, Vol. 2 Issue 1, pp. 10-26.
- Zweifel, P. and WG. Manning (2000), "Moral hazard and consumer incentives in health care", in AJ. Culyer and JP. Newhouse (ed), *Handbook of Health Economics*, Vol. 1, Elsevier, pp. 409-459

補論 1 Two-Part モデル

医療利用は、患者の意思決定が支配的である利用選択 (extensive margin) と、医師の裁量にも依存する受診後の利用 (intensive margin) といった異なる性質を持つ2つの部分に分けることができる。政策や環境変化が医療利用に与える影響を推定する際には、性質の異なるこれらの医療利用それぞれにどのような影響が出るのかを識別することが必要不可欠である。例えば、本稿で焦点を当てている自己負担率変動の影響が大きく出るのは、消費者の選好が支配的である利用選択であろうし、医師の収入に関わる診療報酬改定は、受診後の医療利用 (医師の専門的な判断によって医療供給量) に影響を与えるであろう。医療利用に関する分析では、これらを明示的に2つに分割する Two-Part (TP) モデル (や Hurdle モデル) が良く用いられる。

集計データを利用する場合には、一定の期間内に発行されたレセプト件数 (*Claim*) を利用して一人当たり医療費を分解することが一般的である。

$$\frac{HCE}{POP} = \frac{Claim}{POP} \times \frac{HCE}{Claim}$$

ただし、*HCE* は医療費、*POP* は人口数や被保険者数である。レセプトは、医療機関が患者に提供した保険診療の費用の一部を保険者に請求するための書類であるため、この件数は医療機関を利用した患者数に近い変数とみなせる。したがって、レセプト件数を患者数と見立てれば、第一項の人口数に対するレセプト件数の比率は受診率 (つまり、extensive margin) を表し、第二項のレセプト件数あたりの医療費は患者一人当たり医療費 (つまり、intensive margin) と解釈することができる。

マイクロデータを利用する場合には、例えばレセプトデータの場合、無受診者を含む被保険者全員のデータを使うことで、利用選択を線形確率モデルや二値選択モデルで推定し、受診以後の医療利用を線形モデルや count data モデルなどで推定することが一般的である。より正確には、個人 *i* の医療費や受診・入院日数を y_i 、個人属性ベクトルを x_i とすると、

$$g_i(y_i | x_i) = \begin{cases} |1 - \Pr(y_i > 0 | x_i)| \times f_0(0 | y_i = 0, x_i) & \text{if } y_i = 0 \\ \Pr(y_i > 0 | x_i) \times f_+(y_i | y_i > 0, x_i) & \text{if } y_i > 0 \end{cases}$$

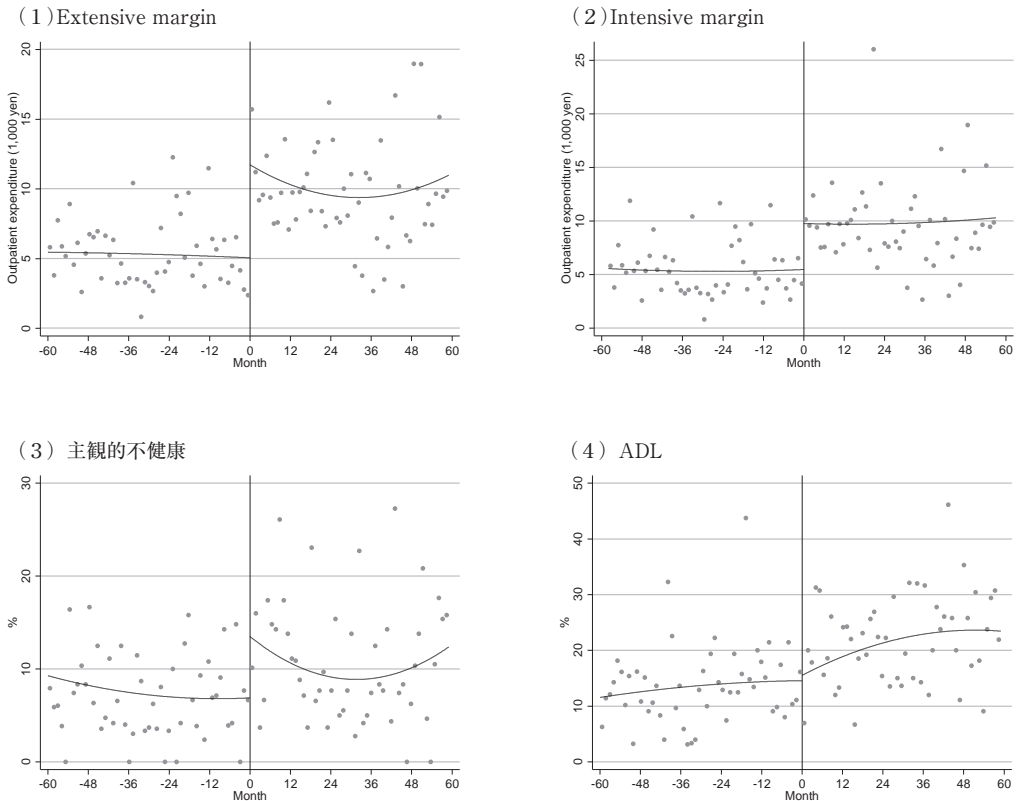
と表される。ただし、 f_0 は $y_i = 0$ のときの y_i の分布、 f_+ は $y_i > 0$ のときの y_i の条件付き分布である。

補論2 RDD法による推定結果

図A1は、(1)式・(2)式の推定結果の一部を図示したものである。なお、紙幅の制限のため、全期間の推定結果のみを掲載している。

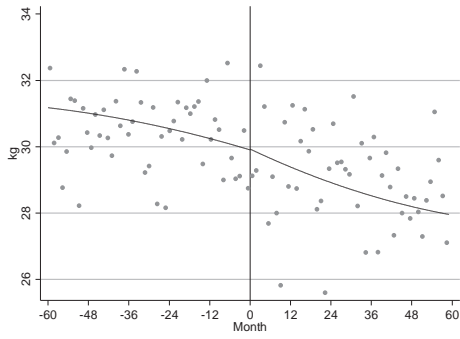
なお、横軸の「0」は70歳0か月であることを示す。なお、脚注16に示すように、予備的な分析にとどまっている点には注意が必要である。

図A1 RDD法による主な推定結果

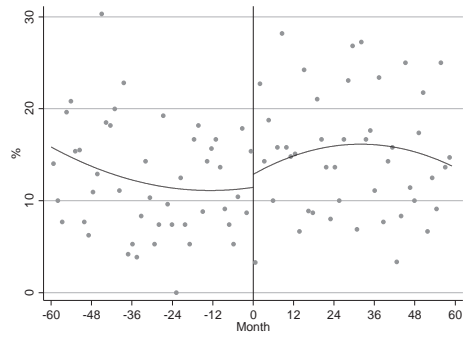


公的医療制度における自己負担率と医療利用および健康

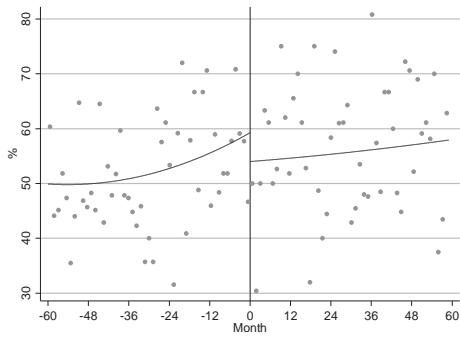
(5) 握力



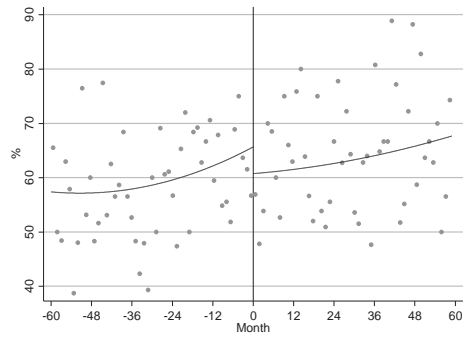
(6) メンタルヘルス



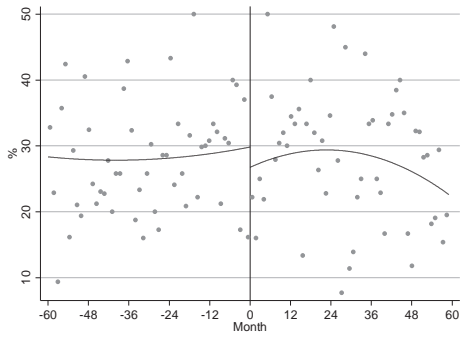
(7) 生活習慣病



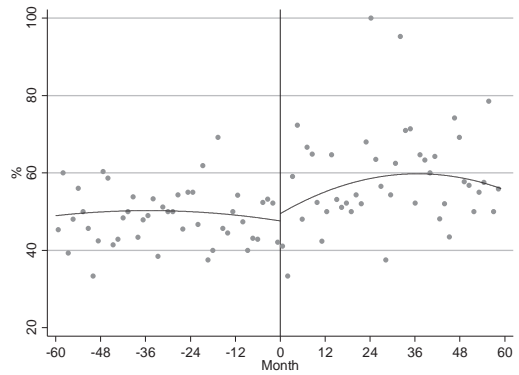
(8) 慢性疾患



(9) 不適正体重



(10) 義歯



(11) 咀嚼

