

KIER DISCUSSION PAPER SERIES

KYOTO INSTITUTE OF ECONOMIC RESEARCH

Discussion Paper No.1902

患者負担が医療サービスの利用及び健康状態に中期的に及ぼす影響
—生年月に基づく回帰不連続デザインによるエビデンス—

古村典洋 杉本陽 出水友貴 別所俊一郎

2020年2月



KYOTO UNIVERSITY

KYOTO, JAPAN

患者負担が医療サービスの利用及び健康状態に中期的に及ぼす影響

－生年月に基づく回帰不連続デザインによるエビデンス－

古村典洋¹ 杉本陽² 出水友貴³ 別所俊一郎⁴

要約

本稿では、1944年4月以降に生まれた者から70～74歳時点の医療費自己負担割合が1割から2割に引き上げられていることに着目し、生年月をランニング変数とする回帰不連続デザインを用いて、自己負担割合の引上げが、人々の医療サービスの利用、そして健康状態に対して中期的（引上げから2～4年後）に及ぼす影響を分析した。その結果、この自己負担割合の引上げは、中期的にみても、健康状態を悪化させることなく医療サービスの利用を抑制していたことが発見された。同時に、その抑制度合いは、先行研究にてよく知られた価格（自己負担割合）弾性値である「-0.2」（Manning et al. 1987; Keeler and Rolph 1988）等と比べ、小さい可能性も示唆された。この分析結果は、自己負担割合が低く設定されている場合、その引上げは医療費の適正化に資する一方、それによる医療費抑制の規模は、先行研究が示唆するよりも小さい可能性を示している。また、より広い視点からは、過度に患者負担を低く設定した健康保険は、健康状態の向上に資さない医療サービスの利用を増加させてしまう可能性があることを示唆している。（JELコード：I11, I12, I13, I18, J14）

¹ 京都大学経済研究所

² 金融庁企画市場局

³ 元財務省財務総合研究所

⁴ 東京大学大学院経済学研究科

1. 序論

医療費の適正化は、日本を含め各国の公的財政が直面する重要な課題である。例えば、OECD Health Statistics の health expenditure and financing (2018 年) ベースでは、日本では対 GDP 比 10.9%、米国では対 GDP 比 16.9%に上っている。

先行研究では、大きく分けて 2 つのタイプの医療費の適正化策が議論されてきている (Agha, Frandsen, and Rebitzer 2019)。1 つは、医療サービスに対する (軽医療) 需要の抑制策である。もう 1 つは、医療サービスの供給体制の改善策である。

前者、すなわち医療サービスに対する需要の抑制策の 1 つに、免責、定額負担、定率負担等による医療費の患者負担の引上げがある。この患者負担の引上げには、潜在的にはトレードオフがありうる (Shigeoka 2014; Baicker et al. 2015; Brot-Goldberg et al. 2017)。すなわち、患者負担の引上げは、事後的モラルハザードによる医療サービスの利用ひいては医療費を抑制しうる一方、真に必要な医療サービスの利用までをも抑制してしまうことによって人々の健康状態を悪化させてしまう可能性がある。言い換えれば、患者負担の引上げは、必要性の低い医療サービスの利用だけではなく、そうでないものまでをも抑制し、健康状態に悪影響を与えてしまう「切れ味の悪い政策手法 (a blunt tool)」(RAND 2006; Brot-Goldberg et al. 2017) である可能性がある。それゆえ、患者負担が、人々、とりわけ高齢者の医療サービスの利用及び健康状態に及ぼす影響を明らかにすることは、適切な患者負担の在り方を議論するにあたって重要である。⁵

こうした重要性を反映し、患者負担が医療サービスの利用及び健康状態に及ぼす影響は、医療経済学における中心的イシュー (Brot-Goldberg et al. 2017) となっており、これまで多くの分析が行われてきている (日本の分析に関する詳細なサーベイとしては、井伊・別所 (2006) 等を参照)。とりわけ近年では、マイクロ計量経済手法の発展を活かし、疑似実験的

⁵ 無論、患者負担の在り方の検討にあたっては、その他にも考慮すべき要因はある。例えば、そもそも、疾病に伴う金銭リスクの低減も健康保険の重要な役割である。例えば、Shigeoka (2014) では、70 歳を境とした自己負担割合の低下が健康状態を改善させる効果は発見できなかったとしつつも、疾病に伴う金銭リスクの低減には効果があったとした。

手法による質の高い分析が行われている。例えば、Shigeoka (2014)は、70歳を境に自己負担割合が3割から1割等に低下することを利用した「年齢に基づく回帰不連続デザイン」による分析を行っている。その結果、この自己負担割合の低下は、全体として8.2~10.3%程度の医療サービスの利用の増加をもたらす一方、死亡者及び主観的な健康評価で測った健康状態を改善させる効果は発見されなかった。ただし、分析デザイン上、あくまで健康状態への短期的な影響しか見ることが出来ないことには留意が必要であるとした。また、Fukushima et al. (2016)では、複数の健保組合のレセプトデータを利用し、Shigeoka (2014)と同様の手法を用いた分析を行っている。その結果、自己負担割合の低下は、1人当たりの月額医療費を約2.8万円から約3.2万円に増加させる一方、客観的な指標（血圧、コレステロール値、血糖値等）でも、健康状態を改善させる効果は発見されなかった。ただし、あくまで健康状態への短期的な影響しか見ることが出来ないという留意点はShigeoka (2014)と同じとしている。なお、具体的に自己負担割合の低下により利用が増加しているサービスとしては、診療科としては整形外科及び眼科関連のサービス、サービスの種類としては画像診断や検査、またジェネリックではなく新薬の利用増加等が目立つとした。加えて、比較的健康な者が医療サービスの利用を増加させていることも示した。

このように証拠が蓄積されてきている中であって、なお必ずしも明らかでないことは、患者負担の変化が、医療サービスの利用に加えて、健康状態に対して中長期的にどのような影響を及ぼすかということである。ここでいう中長期的な影響とは、ある時点で生じた患者負担の変化が、それから数年経過した時点で、人々の健康状態に累積的に及ぼしている影響をいう。

この健康状態への中長期的な影響を明らかにすることの重要性は高い。その理由は、短期的な影響分析だけでは、患者負担の変化が人々の健康状態に及ぼす影響を十分に評価できない可能性があるためである。具体的には、健康状態はストック（Grossman 1972）であるため、医療サービスが健康状態に及ぼす影響は短期と中長期とで異なる可能性がある。例えば、患者負担の減少が医療サービスの利用を増加させ、それを契機とした生活習慣を見直す効果を持つ場合、中長期的には、健康状態に対して、より大きなプラスの効果をもたらすか

もしれない。

しかしながら、その重要性にも関わらず、一般に、患者負担が医療サービスの利用の変化を通じて健康状態に及ぼす中長期的な影響を分析することは、非常に難しいことが知られている（Finkelstein, Mahoney, and Notowidigdo 2018）。その理由は、中長期に渡って比較可能なグループ間に異なる患者負担が割り当てられている状況は多くないからである。例えば、先述した 70 歳を境とする自己負担割合の低下を利用した年齢に基づく回帰不連続デザインによる研究は、自己負担割合が高い 70 歳未満の者と自己負担割合が低い 70 歳以上の者の医療サービスの利用及び健康状態を比較しているが、前者も一定期間が経過すると 70 歳に達して自己負担割合が低下するため、中長期的には、両者に自己負担割合の差がなくなってしまうのである。

本研究においては、2014 年 4 月からの自己負担割合引上げを疑似実験として利用することにより、自己負担割合の変化が、医療サービスの利用、そして健康状態に及ぼす中長期的な効果の分析を可能とした。具体的には、2014 年 4 月から 70 歳になる者、すなわち 1944 年 4 月以降に生まれた者について 70~74 歳時点の自己負担割合が 1 割から 2 割に引き上げられたことに着目し、「生年月に基づく回帰不連続デザイン」を用いて、自己負担割合の引上げが医療サービスの利用及び健康状態（死亡及び主観的な健康評価）に中期的（引上げから 2~4 年後）に及ぼす影響を分析した。なお、この期間の長さは、健康状態への中長期的な影響を分析出来る貴重な実験であるランド健康保険実験（最大で 5 年後）にも比肩するものである。

この識別戦略の大まかなアイデアは次のとおりである。1944 年 4 月直後に生まれた者とその直前に生まれた者は、年齢が殆ど一緒であるため健康状態等の分布はほぼ同様であると考えられるにも関わらず、両者の 70~74 歳時点の自己負担割合は異なっている。すなわち、生年月が 1944 年 4 月より前か後かによって自己負担割合が異なるという疑似実験的な状況が生まれている。そのため、もし両者の間で医療サービスの利用及び健康状態に差があれば、それは自己負担割合の差によるものであると結論付けるのが妥当であると考えられる。そして、1944 年 4 月直後に生まれた者は、2014 年 4 月に 70 歳に達して以降、2019

年4月に75歳となるまで2割負担である一方、その直前に生まれた者は、同様の期間(2014年3月～2019年3月)は1割負担であることから、中期間に渡って、異なる自己負担割合が割り振られているような状況にある。そのため、両グループが70～74歳の時期(2014年4月～2019年3月)に行われた調査を用いた分析を行うことにより、自己負担割合が健康状態等に及ぼす影響を分析出来るのである。例えば、死亡率でみた健康状態に関しては、2017年12月の人口動態調査(死亡票)を用いており、自己負担割合引上げから約3年8か月後の健康状態への影響を見ていることとなる。

この生年月に基づく回帰不連続デザインを用いた本研究の貢献は2つある。第1に、先述のとおり、その重要性にも関わらず質の高い証拠が不足していた自己負担割合の引上げが健康状態へ中長期的に及ぼす影響の分析を行ったことである。第2に、第4節にて詳しく説明するとおり、本デザインでは、年齢に基づく回帰不連続デザインと比べて、患者による manipulation、すなわち患者が将来の自己負担割合の低下を見込んで行動を変化させることによるバイアスが生じる可能性を小さく出来ることである。これにより、自己負担割合引上げの効果の大きさをより明確に推定出来るのである。

本デザインに基づく分析の結果、2014年4月以降の自己負担割合の1割から2割の引上げは、人々の健康状態を中期的にみても悪化させることなく、医療サービスの利用を抑制していたことが発見された。同時に、その抑制度合いは、先行研究、特に米国のランド健康保険実験をもとにした研究にてよく知られた価格(自己負担割合)の弾性値である「-0.2」(Manning et al. 1987; Keeler and Rolph 1988)と比べ、小さい可能性も示された。この分析結果は、自己負担割合の引上げは、医療費の適正化に資する一方、医療費抑制の規模としては、先行研究にて考えられているよりも、小さい可能性を示している。また、より広い視点からは、過度に自己負担割合を低く設定した健康保険は健康状態の向上に資さない医療サービスの利用を増加させてしまう可能性があることを示唆している。それゆえ、国民皆保険の持続可能性向上のためにも、免責や定額負担の導入の是非等を含め、現在の患者負担構造が適切であるか改めて見直すべきである。ただし、その際、そもそもの健康保険の趣旨を踏まえれば高額な医療サービスを必要とする者への配慮を続けることは当然重要である。

本稿の構成は次のとおりである。まず、第2節では、先行研究をまとめる。続く第3節では、日本の健康保険制度と2014年4月以降の医療費自己負担割合の引上げについて簡単にまとめる。第4節では、データと識別戦略を解説する。第5節では、それらに基づく分析結果を示す。最後に、第6節にて、分析結果から得られる政策インプリケーションと今後の研究課題について述べる。

2. 先行研究

健康保険が及ぼす影響に関しては、これまで多くの研究が行われている（レビューには、Finkelstein, Mahoney, and Notowidigdo (2018)を参照）。例えば、膨大な先行研究が、無保険者への健康保険の提供や健康保険の患者負担の度合いが医療サービスの利用に及ぼす影響を分析している。また、先行研究は、健康保険は、その1つの目的である医療支出リスクの大幅な軽減に貢献していることも示している（Finkelstein and McKnight 2008; Shigeoka 2014; Barcellos and Jacobson 2015）。

しかし、これまで多くの研究がなされているにも関わらず、健康保険の患者負担の変化が、人々、特に高齢者の医療サービスの利用に加えて、健康状態に対して、中長期的に及ぼす影響については未だ証拠が不足している。まず、有名な米国のランド健康保険実験では、患者負担割合が高ければ高いほど医療サービスの利用は減少するものの、低所得者等を除き、中期的（実験開始から3～5年後）も健康状態（血圧等30項目）の悪化は確認されなかったことを発見したが、そもそも62歳以上の高齢者は対象から除かれていた（Newhouse and the Insurance Experiment Group 1993）。高齢者に直接焦点を当てた研究としては、米国では、メディケアを利用した研究が多くなされている。その研究は、1965年のメディケアの導入を利用するもの（Finkelstein 2007; Finkelstein and McKnight 2008）と65歳になるとメディケアの対象となることを利用するもの（Card, Dobkin, and Maestas 2008, 2009）に大きく分けられる（Finkelstein, Mahoney, and Notowidigdo 2018）。前者については、例えば、Finkelstein and McKnight (2008)においては、メディケア導入は、医療支出リスクを大幅に削減した一方、導入後10年間の死亡率に対する有意に影響は確認できなかったとした。この結果は、メディケア導入によって誘発された医療サービスの利用は、死亡率の改善に資

さない重要性が低いものであったことを示唆しており、Finkelstein and McKnight (2008)は、こうした結果となった理由について考察を加えている。それによれば、医療機関へのアクセスが制限されていた非白人を除いては、人々は、政府による措置もあって、健康保険の有無やプランによらずに必要な場合には医療サービスを利用していたため、メディケア導入は死亡率低下をもたらさなかった可能性があるとしている。また、後者、すなわち、65歳になるとメディケアの対象となることを利用する研究については、年齢に基づく回帰不連続デザインを用いた分析が多く行われており、例えば、Card, Dobkin, and Maestas (2008, 2009)は、65歳以上の者はメディケアの対象になることを利用した回帰不連続デザインによる分析を行った。その結果、健康保険、具体的にはメディケアの対象となることは、医療サービスの利用を大きく増加させるとともに、救急病棟における7日間死亡率を低下させたことを発見した。ただし、これら65歳になるとメディケアの対象となることを利用した研究は、無保険者への健康保険の提供とその患者負担の度合いを併せた効果を推定していることに留意する必要がある。

日本においては、近年、後述する日本の制度的特徴を活かし、疑似実験的手法により、健康保険の提供の効果とは上手く切り離れた形で、患者負担の度合いの変化が及ぼす影響の推定が行われている。例えば、近年では、Shigeoka (2014)が70歳を境に自己負担割合が大きく低下することを利用した年齢に基づく回帰不連続デザインによる分析を行った。その結果、自己負担割合の低下によって健康状態（死亡率及び主観的な健康評価）が改善した効果は統計的に有意に確認されなかった一方、それにより、価格（自己負担割合）弾性値にして -0.16 から -0.18 程度、医療サービスの利用の増加をもたらされたことを確認している。ただし、繰り返しになるが、分析デザイン上、あくまで短期的な影響しか見ることが出来ないことには留意が必要である。また、Fukushima et al. (2016)では、複数の健保組合のデータを利用し、Shigeoka (2014)と同様の手法を用いた分析を行っている。その結果、70歳を境とする自己負担割合の低下は、価格（自己負担割合）弾性値にして -0.16 程度、1人当たりの月額医療費を増加させていることを示した。また、この結果をもとにすると（実際に2014年4月から実施された）70～74歳の自己負担割合の1割から2割への引き上げは、約1,200億円の医療費節減につながることを示唆しているとした。更には、客観的な指標

(血圧、コレステロール値、血糖値等)でみても、自己負担割合の低下は健康状態を改善させていないことを明らかにした。なお、自己負担割合低下の影響の医療サービス間の異質性についても分析しており、診療科としては整形外科及び眼科関連のサービス、サービスの種類としては画像診断や検査、またジェネリックではなく新薬の利用増加等が目立つとした。加えて、比較的健康な者が医療サービスの利用を増加させていることも示した。

まとめると、健康保険の患者負担の変化が、高齢者の医療サービスの利用に加えて、健康状態に中長期的に及ぼす影響については、未だ結論が出ていないといえる (Card, Dobkin, and Maestas 2009; Shigeoka 2014; Finkelstein, Mahoney, and Notowidigdo 2018)。Finkelstein, Mahoney, and Notowidigdo (2018)は、そうした影響の推計が難しい理由として、健康状態はストックとして捉えられるべきもの (Grossman 1972)、すなわち現在の健康状態は、過去の医療サービスの利用や生活習慣等によるものと考えられるべきものであるため、たとえ短期的に医療サービスの効果が確認されなくとも、中長期的には人々の健康投資に対する変化等を通じて効果が発現する可能性があるにも関わらず、その分析が可能となる状況、すなわち中長期に渡って比較可能なグループ間に異なる患者負担が割り当てられているような状況は中々存在しないことを挙げている。

3. 日本の健康保険制度と 2014 年 4 月以降の自己負担割合引上げ

3. 1. 日本の健康保険制度

日本では、公的健康保険への加入は殆どの人々にとって義務となっている⁶。人々は、職域もしくは地域に応じて公的健康保険に加入するが、医療サービスを受ける医療機関の選択に制限はなく (ユニバーサル・アクセス)、また、カバーされる医療サービスにも差異はない。そして、保険の種類ないし保険者によらず、被保険者 (患者) は、実際に医療サービスを利用した際、高額療養費制度によって定められている月上限額に達するまでは、年齢等によって決められている自己負担割合に応じて診療報酬の一定割合を支払うこととなっている。その残りは、各保険者から償還される。なお、免責は存在しない。

⁶ 日本の公的健康保険制度に関する詳細な説明は Ikegami et al. (2011)等を参照のこと。

こうした日本の健康保険制度の特徴は、自己負担割合が医療サービスの利用及び健康状態に及ぼす影響を分析するのに好都合である。まず、その分析、特に米国を対象とした分析に当たって大きな課題となるのが健康保険プランの自己選択であり、先行研究ではランダム化実験及び疑似実験を利用してこの課題の解決を試みてきたが (Ellis et al. 2017)、日本では、保険者によらず、同一の医療サービスがカバーされ、また患者負担も同一であることから、この健康保険プランの自己選択が問題になるとは考えにくい (Shigeoka 2014; Fukushima et al. 2016)。また、医療サービスの価格弾性値を求める際には、免責や上限額の存在等により予算制約の非線形性が問題となるため、その計算及び解釈は「どの価格に関するものか (with respect to which price)」によって複雑になることが指摘されている (Aron-Dine et al. 2013; Aron-Dine et al. 2015)。日本では、以下の理由から、医療サービスの価格弾性値の計算及び解釈がシンプルである。まず、日本には免責が存在しない。また、Shigeoka (2014)によれば、自己負担割合が1割の際に上限額に達した人は、外来患者で0.6%、入院患者で0.0%に過ぎないので、実際に上限額がbindingとなっている者は多くない。

3. 2. 2014年4月以降の自己負担割合引上げ

表1 医療費の患者負担 (一般所得者)

	70歳以下		70~74歳		75歳以上	
	負担割合	月額上限 (世帯)	負担割合	月額上限 (世帯)	負担割合	月額上限 (世帯)
2008年4月	30%	※(4)	10%	44,400円 ⁽²⁾	10%	44,400円 ⁽²⁾
2014年4月	30%	※(4)	20% ⁽¹⁾	44,400円 ⁽²⁾	10%	44,400円 ⁽²⁾
2017年8月	30%	※(4)	20% ⁽¹⁾	57,600円 ⁽²⁾⁽³⁾	10%	57,600円 ⁽²⁾⁽³⁾
2018年8月	30%	※(4)	20% ⁽¹⁾	57,600円 ⁽²⁾⁽³⁾	10%	57,600円 ⁽²⁾⁽³⁾

(1) 2014年4月以降に70歳になったものから適用される。

(2) 外来について、個人ごとに、12,000円 (2017年7月まで)、14,000円 (2018年7月まで)、18,000円 (2018年8月から) の各月の上限が設定されている。

(3) 過去12か月に3回以上上限額に達した場合は、4回目からは上限額が44,400円となる。

(4) 所得区分により異なる。例えば、標準報酬月額28~50万円の場合、80,100円 + (総医療費 - 267,000円) × 1%となっている。

2014年4月以前と以後の患者負担構造 (一般所得者) を示したものが表1である。⁷ 2014

⁷ 現役並み所得 (年収約370万円以上) がある場合には、年齢によらず、自己負担割合は3割とされている。

年4月以前は、6歳から70歳までは3割の定率負担、70歳以上は1割の定率負担であった。ただし、70歳以上であっても、現役並み所得者については、3割の定率負担とされていた。なお、2008年に施行された高齢者医療制度では、70～74歳は2割の定率負担に設定されたが、軽減措置として当面1割の定率負担に据え置かれていたためである。

2013年12月に閣議決定された『好循環実現のための経済対策』について」において、この70～74歳に対する軽減措置の変更がアナウンスされた。具体的には、2014年4月以前に70歳となった者、すなわち1944年3月以前生まれの者は1割負担であるのに対して、それ以降に70歳となった者、すなわち1944年4月以降生まれの者は2割負担とすることが決定された。

4. データと識別戦略

4. 1. データ

本分析では、アウトカム変数として、大きく分けて、医療サービスの利用、死亡率でみた健康状態、主観的な健康評価でみた健康状態を使用する。データとしては、Shigeoka (2014) に従って、主として、それぞれ厚生労働省の患者調査、人口動態調査、国民生活基礎調査の匿名データを用いる。

まず、医療サービスの利用に関しては、患者調査を用いる。患者調査は、3年おきに、層化無作為抽出された全国の医療施設を利用する患者を対象として実施されている繰り返しクロスセクションデータである。本研究においては、2017年患者調査及び2011年患者調査を用いる。外来患者については、調査対象となった医療施設における10月中旬のある1日の全ての外来患者について、生年月日、性別、傷病名等が調査されている。入院患者については、調査対象となった医療施設において9月1日～30日に退院した全ての患者について、生年月日、性別、入院日、傷病名、手術の有無等が調査されている。

る。なお、厚生労働省によれば、2017年の後期高齢者（75歳以上）に占める現役並み所得者は約7%である。また、現役並み所得や住民税非課税世帯においては、高額療養費制度によって定められる上限が表1に示した上限額とは異なっている。

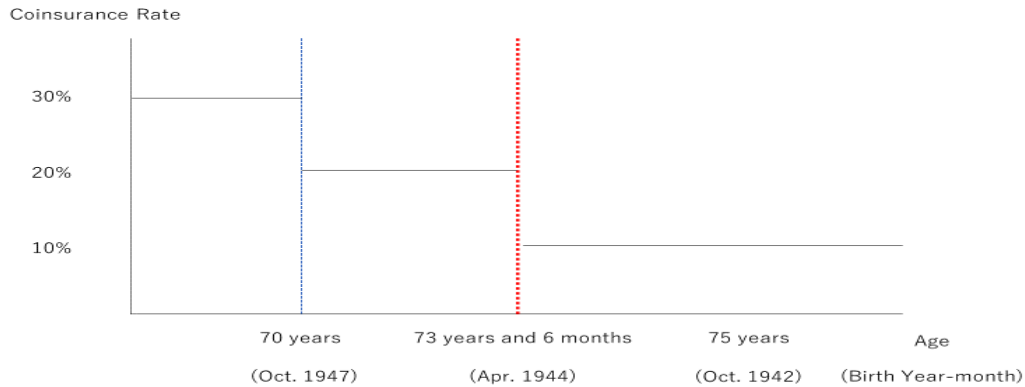
次に、死亡率でみた健康状態に関しては、人口動態調査を用いる。人口動態調査(死亡票)は、戸籍法等により届けられた死亡の全数を対象とした月次調査である。本研究においては、主に2017年の人口動態調査を用いる。各死亡者について、生年月日、性別、死亡日時、死亡の原因等が調査されている。

最後に、主観的な健康評価に関しては、国民生活基礎調査を用いる。国民生活基礎調査(大規模調査)は、3年おきに、層化無作為抽出された全国の世帯及び世帯員を対象として実施されている繰り返しクロスセクションデータである。本研究においては、2016年国民生活基礎調査及び2013年国民生活基礎調査の世帯票及び健康票を用いる。世帯票では、世帯の人数、1か月の支出総額、各世帯員の生年月、性別、就業状況等が調査されている。また、健康票では、各世帯員について、ここ数日における病気やけがで具合の悪いところ(自覚症状)の有無、その自覚症状がある場合の治療の有無、現在健康上の問題により日常生活に影響があるか否か、ここ1か月の間で普段の生活に支障があったか否か、現在の健康状態にかかる5段階での自己評価、日常生活での悩みやストレスの有無等が調査されている。

4. 2. 識別戦略

本研究で用いる識別戦略は、生年月に基づく回帰不連続デザインである。これは、年齢に基づく回帰不連続デザイン(Card, Dobkin, and Maestas 2008, 2009; Shigeoka 2014; Fukushima et al. 2016)と似ているが、その名称のとおり、ランニング変数は生年月となる。無論、ある一時点では生年月と年齢は一対一対応する。しかし、この区別は、本デザインのメリット(健康状態への中長期的な影響を分析出来ること)を理解する上で重要である。

図1 2017年10月時点での自己負担割合の適用状態



まず、識別戦略の大まかなアイデアを解説する。2017年10月に行われた2017年患者調査を用いた分析を例にとって説明する。この時点における自己負担割合の生年月ごとの適用状態を示したものが図1である。1944年4月以降に生まれた者(赤点線の左、処置群)、すなわち2017年10月時点で73歳6か月よりも年齢が低い者には、2割の定率負担が適用される。一方、1944年3月以前に生まれた者(赤点線の右、制御群)、すなわち2017年10月時点で73歳6か月よりも年齢が高い者には、1割の定率負担が適用される。つまり、赤点線付近の者を1944年4月以降に生まれた者とそれ以前に生まれた者に分けると、両グループの健康状態等の分布は同じであると想定されるが、両グループに適用される自己負担割合は異なっている。また、生年月は変えることはできないので、赤点線を挟んで左右に移動することはできない。この場合、赤点線(閾値)付近の人々の両グループへの振り分けはランダム化されている状況にあるとみなすことができるので、もし両グループ間に医療サービスの利用、健康状態に差があれば、それは自己負担割合の違いによるものだと結論付けられよう。⁸ なお、この場合、両グループの自己負担割合に差が出てから約3年半後の医療サービスの利用への影響を見ていることとなる。

次に、よりフォーマルに識別戦略を解説する。Shigeoka (2014)に従って、患者調査及び人口動態調査を用いた回帰式と国民生活基礎調査を用いる回帰式を別に示す。

⁸ なお、Shigeoka (2014)及び Fukushima et al. (2016)にて用いられた識別戦略は、70歳時点での自己負担割合の低下(図1における縦の青点線)を利用するものであった。

まず、患者調査及び人口動態調査を用いた医療サービスの利用及び死亡で測った健康状態に関する分析であるが、患者調査及び人口動態調査においては、実際に医療サービスを利用した者及び死亡した者しか観察されない。そのため、単純に、被説明変数として、外来患者数、入院患者数、死亡者数を用いることは出来ない。そこで、Shigeoka (2014)と同様に、Card, Dobkin, and Maestas (2004)に倣い、その背後にある人口全体の医療サービスの利用に関するリスク及び死亡に関するリスクが生年月を通じてスムーズであることを仮定する。具体的には、以下の簡潔な reduced-form モデルを仮定する。

$$\log \left(\frac{Y}{pop} \right)_b = f(b) + f(b) * Post_b + \beta Post_b + \varepsilon_b \quad (1)$$

ここで、 $\left(\frac{Y}{pop} \right)_b$ は、総務省の 2015 年国勢調査より求めた 2015 年 10 月時点での各生年月の人口で基準化したアウトカム変数（医療サービスの利用者数及び死亡者数）である。また、 $f(b)$ は生年月 b の滑らかな関数であり、ベースラインとなる推定では、先行研究に沿って生年月の 2 次関数を使用する（Card, Dobkin, and Maestas 2004, 2008, 2009; Shigeoka 2014; Fukushima et al. 2016）。そして、 $Post_b$ は 1944 年 4 月以降に生まれていた場合に 1 を取るダミー変数であり、我々の関心のあるパラメータが β である。加えて、先行研究同様、カットオフ値から前後 60 か月、合計 10 年間を分析対象に含めている。制御変数には、生まれ月のダミー、また入院患者については入院月のダミーを使用している。なお、Shigeoka (2014) に倣い、入院期間が 3 か月以内の入院患者にサンプルを限定している。

次に、国民生活基礎調査を用いた主観的な健康評価等に関する分析は以下の回帰式をもって行う。

$$Y_{ib} = f(b) + f(b) * Post_{ib} + \beta Post_{ib} + X_{ib}\gamma + \varepsilon_{ib} \quad (2)$$

ここで、 Y_{ib} は、生年月 b の個人 i のアウトカム変数（主観的な健康評価）、 $f(b)$ は生年月 b の滑らかな関数、 X_{ib} は生年月 b の個人 i の制御変数である。 $Post_{ib}$ は個人 i が 1944 年 4 月以降に生まれていた場合に 1 を取るダミー変数であり、我々の関心のあるパラメータが β である。制御変数としては、性別、婚姻状態、生まれ月のダミーを使用する。また、 $f(b)$ には生年月の 2 次関数を使用する。なお、標準誤差は生年月レベルでクラスタリングしている。

頑健性チェックには、異なる $f(b)$ の定式化及び異なるカットオフ値からの期間をサンプルとして用いた分析を行っている。また、Hahn, Todd, and VanderKlaauw (2001)に基づき、局所的線形回帰も行っている。その際、カーネル関数は triangular を用い、bandwidth は MSE を最小化するようにして決めている。

4. 3. 識別戦略のメリット

この生年月に基づく回帰不連続デザインによる識別戦略には2つのメリットがある。第1に、患者負担の変更が健康状態へ中長期的に及ぼす影響を見ることができる。先述のとおり健康状態への中長期的な影響を見ることが出来る価値は大きい。健康状態はストック (Grossman 1972) であるため、医療サービスが健康状態に及ぼす影響は短期と中長期とで異なる可能性があるからである。例えば、患者負担の減少が医療サービスの利用を増加させ、医師等の指導を受けることにより生活習慣を見直す効果を持つ場合、短期的な影響分析だけでは、患者負担の減少が健康状態に対して及ぼすプラスの効果を過小評価してしまう可能性がある。逆に、患者負担の減少がモラルハザードにより生活習慣を悪化させる効果の場合、患者負担の減少が健康状態に対して及ぼすマイナスの効果を見逃してしまうかもしれない。

健康状態への中長期的な影響分析は先行研究では難しいとされてきたが、本デザインを用いれば、その分析が可能となる。その理由は次のとおりである。本デザインでは、1944年4月以前に生まれた者（制御群）とそれ以降に生まれた者（処置群）の医療サービスの利用と健康状態を比較している。人間歳を取るものの生年月は変わらないので、制御群と処置群に属する個人が時間を通じて一定である。そのため、もし、他に両グループ間に異なる影響が及ぶ政策等がなければ、両者の自己負担割合が異なる期間（2014年4月～2019年3月）のデータを用いることにより、処置（ここでは自己負担割合の1割から2割への引上げ）が健康状態に中期的に及ぼす影響を因ることが出来るのである。例えば、2017年12月に行われた人口動態調査（死亡票）を用いれば、1944年4月直後に生まれた者が2014年4月に70歳となり自己負担割合が2割となってから、約3年8か月後の死亡率に対する影響を見ることが出来る。それに対して、例えば、年齢に基づく回帰不連続デザインでは、70歳

未滿の者（制御群）と70歳以上の者（処置群）の医療サービスの利用と健康状態を比較している。時間がたつと、制御群に属していた個人は70歳に達し、処置（ここでは自己負担割合の3割から1割への低下）を受けることになるので、異なる自己負担割合が及ぼす中長期的な効果をみることは難しい。

第2に、年齢に基づく回帰不連続デザインに比べ、識別を明確に行えるメリットがある。(1)・(2)式にかかる識別仮定は、通常通りカットオフ値付近で生年月を所与とした処置群及び制御群のアウトカムの期待値がそれぞれスムーズであることである。より正式には、 $E[y(1)|b]$ 及び $E[y(0)|b]$ が、カットオフ値である $b=1994$ 年4月にて連続であることである。まず、先行研究(Card, Dobkin, and Maestas 2008; Shigeoka 2014; Fukushima et al. 2016)自身が指摘しているように、年齢に基づく回帰不連続デザインの場合、manipulationの可能性⁹がある。例えば、日本で70歳に達した日から自己負担割合が低下することを知っている69歳11か月の者は、現在は医療サービスを利用せずに、70歳になるまで待つかもしれない。この場合、(1)・(2)式の β の推定値は、自己負担割合の低下による医療サービスの利用抑制効果だけではなく、単に医療サービスの利用時期を調整した効果をも含んでしまうこととなる。

生年月に基づく回帰不連続デザインでも manipulation によるバイアスの懸念が完全にならぬわけではなく、次のような3つの manipulation の可能性があるが、その影響は少ないものと想定される。第1に、年齢に基づく回帰不連続デザインと同様、70歳に達した日から自己負担割合が低下することを知っている1944年4月生まれの者（処置群）は、70歳になる前には利用を抑制し、70歳になった後に利用を増加させるという行動を取ることがありうる。そのため、もし各調査時点にて、その医療サービスの利用時期調整の影響が残っていれば、推定値にバイアスが生じうる。¹⁰ 第2に、1944年4月生まれの者（処置群）は、

⁹ 先行研究においては、この manipulation の有無を図で確認するとともに、donut-hole モデルを用いて検討している。その結果、通常の RDD の推定値は総じて頑健であるものの、医療サービスの種類等によっては manipulation が起きている可能性を示唆している。

¹⁰ もちろん、1944年3月生まれの者（制御群）も同様の行動を取りうる。そのため、もし両グループ間で医療サービスの利用時期の調整の大きさが同じであれば推定量にバイアスは生じない。ただし、その大きさが異なっていれば、バイアスをもたらさう。

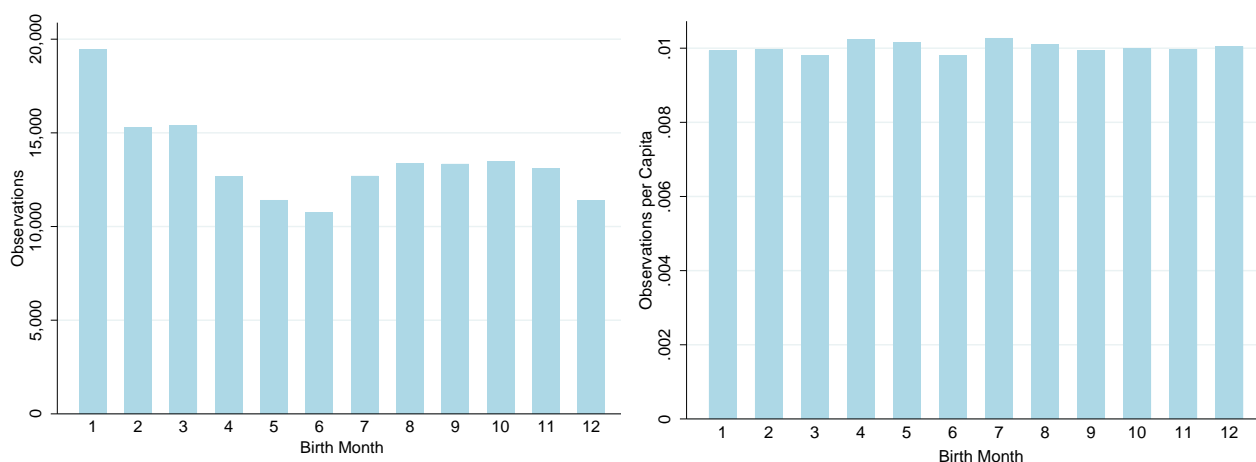
75 歳時点から自己負担割合が更に 1 割引き下がることを想定して 75 歳になる前には利用を抑制するという行動を取りうるので、この行動も推定値にバイアスをもたらさう。しかし、これらの manipulation による影響は、それらの変化が生じる時、すなわち 70 歳及び 75 歳になるタイミングから離れていれば離れているほど、小さくなると考えられる。直観的には、医療サービスの医療を 1 か月調整することはあっても、数年も調整することは殆どないと思われるからである。本研究では、2017 年患者調査、2016 年国民生活基礎調査を使用しており、1944 年 4 月生まれは、それぞれ調査時点で 73 歳 6 か月及び 72 歳 2 か月に達しており、このような manipulation による影響は小さいものと想定される。実際、次節にて示す各グラフからそうしたバイアスが生じていないであろうことが読み取れる。また、この理由から、人口動態調査は各年月のデータがあるが、2017 年各月のものを使用することとしている。最後に、先述のとおり自己負担割合の変更は事前にアナウンスされているので、もし、この時点から、生活習慣の見直し等による健康投資に両グループ間で差が出ていれば、推定値にバイアスが生じうる。ただし、その変更が正式にアナウンスされたのは 2013 年 12 月であり、実施まで 4 か月程度しかないことから、その影響は軽微ではないかと思われる。

また、我々が把握する限り、自己負担割合以外に、カットオフ値（1944 年 4 月）前後で不連続となる変数がないことも識別上のメリットである。例えば、米国にて、65 歳に達するとメディケアの資格が得られることに着目した研究では、65 歳は典型的な引退の年齢であることが分析を難しくしていた（Card, Dobkin, and Maestas 2008）。しかし、本デザインでは 1944 年 4 月生まれをカットオフ値として用いるが、それらの者がデータの調査時点で達している年齢（例えば、2017 年患者調査時点では 73 歳 6 か月）は、典型的な引退や年金支給開始年齢とは一致しない。また、我々が把握する限り、1944 年 4 月前後で異なる影響を持つような政策はとられていない。

ただし、Shigeoka (2014) が指摘していた生まれの季節性は、識別上の課題となる可能性がある。具体的には、日本には、第 1 四半期生まれが多く、例えば、図 2 左にあるとおり、2017 年患者調査にて外来患者数をみても第 1 四半期、特に 1 月生まれが多い。この理由は、過去は農家の割合が多く、その仕事のサイクルと関係しているとも言われているものの、コ

ンセンサスはない (Shigeoka 2014)。第 1 四半期生まれが多いという量的な差異は、医療サービスの利用者数及び死亡者数を人口で割っていることで対処されている (図 2 右) もの、もし、1944 年 3 月以前生まれと 4 月以降生まれが観察されない質的な要因で異なっていれば、 β は自己負担割合の低下による医療サービスの利用抑制効果だけではなく、その質的な差による影響をも含んでしまう可能性がある。

図 2 生まれの季節性 (2017 年患者調査・外来患者) - 実数 (左) 及び人口比 (右) -



(注) 左図はカットオフ値 (1944 年 4 月生まれ) 前後 5 年間について、生まれ月ごとに外来患者総数を集計したもの。右図は、2015 年国勢調査より生まれ月ごとの人口を算出し、生まれ月ごとの外来患者総数と人口総数の比を示したものである。

こうした可能性を踏まえ、本研究デザインの妥当性をより確かなものとするため、本研究では 4 つの工夫を施している。第 1 に、(1)・(2)式の推定にあたって、時間を通じて変化しない生まれ月ごとの差異を除去するため、制御変数に生まれ月のダミーを入れている。第 2 に、(1)・(2)式の外に、処置群と制御群の間で自己負担割合に差がなかった時点での情報を利用して、不連続の差 (difference-in-discontinuities (DD)) 推定を行っている。その具体的な回帰式は以下のとおりである。

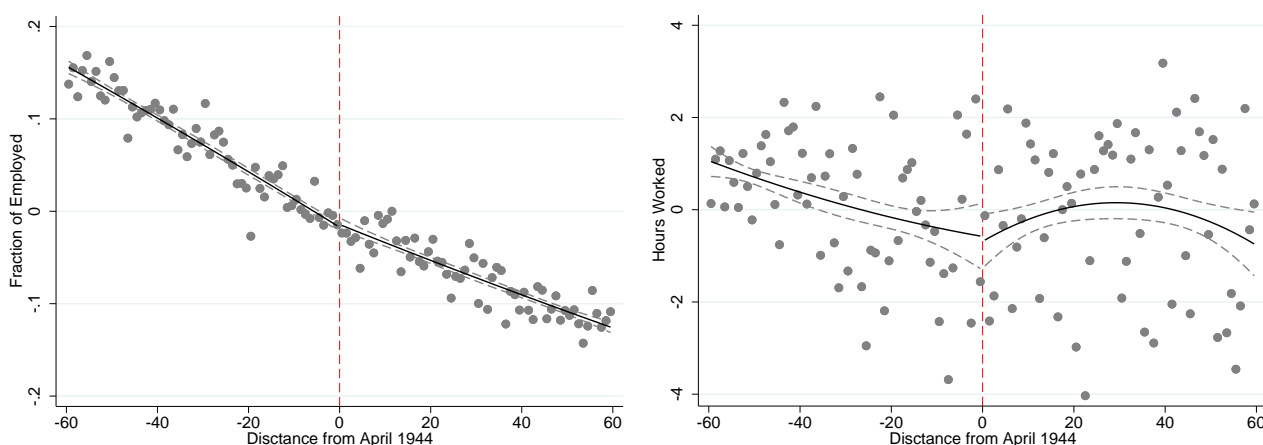
$$\log(Y_{bt}) = f(b)_t + \beta_0 + \beta_1 Post_b + \beta_2 After_t + \beta_3 Post_b * After_t + \varepsilon_{bt} \quad (3)$$

ここで、 $After_t$ は、自己負担割合に差がなかった時点 t では 0、それ以降には 1 をとるダミー変数である。それぞれの係数の解釈は、次のとおりである。まず、 β_0 は自己負担割合に差がなかった時点での制御群のアウトカム (対数) の平均値であり、また、 β_1 は自己負担割合

に差がなかった時点での処置群のアウトカム（対数）の平均値と制御群の平均値との差である。また、 β_2 は制御群のアウトカム（対数）の平均値が、自己負担割合に差が出る前後でどのように変化したかを表している。最後に、 β_3 が DD 推定量であり、処置群のアウトカム（対数）の平均値の自己負担割合に差が出る前後の変化が、制御群のそれに比べて、どれだけ差があったかを示している。もし、 β_1 が有意に 0 と異なっていれば、制御群と処置群の自己負担割合以外の面で差異がある可能性を示しており、これはベースラインで用いている単年度のクロスセクションデータによる回帰不連続デザインにも問題がある可能性を示唆していることとなる。しかしながら、この差異が時間を通じて一定であれば、その影響は β_1 によって吸収されるため、 β_3 は自己負担割合が 1 割と 2 割で異なることによる医療サービスの利用等への純粋な影響を表している。

また、これらの 2 つの推定上の工夫に加えて、2 つのテストを行っている。第 1 に、回帰不連続デザインの強み（Lee and Lemieux 2010）を活かし、先行研究にて典型的な confounding factors として指摘されている労働参加と労働時間について、2016 年国民生活基礎調査を用いてカットオフ値前後で不連続がないかどうかを確認している。その結果、図 3 に示しているとおり、それらに不連続は確認されなかった。2 つ目に、上記 DD 推定における β_1 でも表されているが、2014 年 4 月以前のデータ、具体的には、2011 年患者調査、2013 年国民生活基礎調査、人口動態調査の 2013 年分を用いて医療サービスの利用や健康状態に不連続がないかプラセボテストを行った。

図 3 労働者の割合（左）及び労働時間（右）

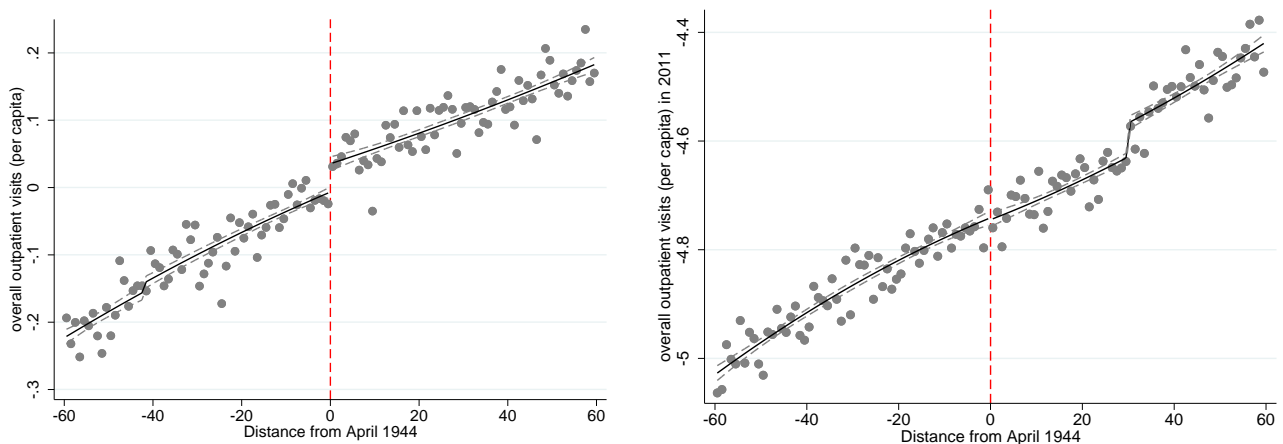


(注) 各点は、労働の有無(左)及び労働時間(右)を2次関数、生年月の2次関数と1944年4月以降ダミーの交差項に回帰したものである。横軸は、1944年4月からの生年月の差であり、0(赤点線部分)を中心として、左に行くほど遅く生まれた(若い)コーホート(例えば、-20は1944年4月よりも20か月後、すなわち1945年12月に生まれたコーホート)、右に行くほど早く生まれた(年齢が高い)コーホートとなっている。

5. 分析結果

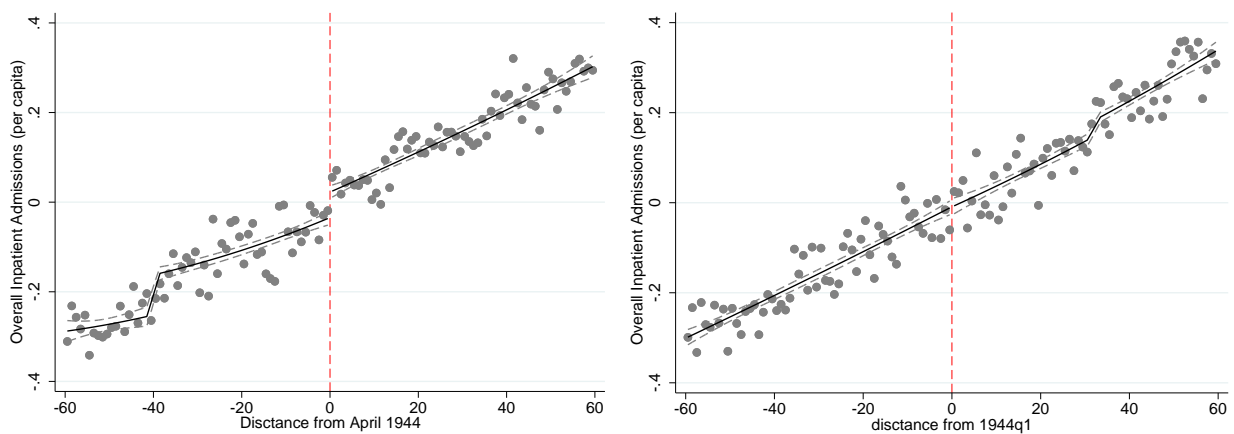
5. 1. 1. 医療サービスの利用

図4 人口当たり外来患者数(対数) - 2017年(左)及び2011年(右) -



(注) 各点は、人口当たり外来患者数(対数)を生まれ月ダミーに回帰した残差である。各線は、その残差を生年月の2次関数、生年月の2次関数と1944年4月以降ダミーの交差項、70歳ダミーに回帰したものである。横軸は、1944年4月からの生年月の差であり、0(赤点線部分)を中心として、左に行くほど遅く生まれた(若い)コーホート(例えば、-20は1944年4月よりも20か月後、すなわち1945年12月に生まれたコーホート)、右に行くほど早く生まれた(年齢が高い)コーホートとなっている。なお、2017年時点(左図)の-40付近、2011年時点(右図)の30付近で観察される段差は70歳ダミーの効果が表れているものである。

図5 人口当たり入院患者数(対数) - 2017年(左)及び2011年(右) -



(注) 各点は、人口当たり入院患者数(対数)を生まれ月ダミー及び入院月ダミーに回帰した残差である。各線は、その残差を生年月の2次関数、生年月の2次関数と1944年4月以降ダミーの交差項、70歳ダミーに回帰したものである。横軸は、1944年4月からの生年月の差であり、0(赤点線部分)を中心として、左に行くほど遅く生まれた(若い)コーホート(例えば、-20は1944年4月よりも20か月後、すなわち1945年12月に生まれたコーホート)、右に行くほど早く生まれた(年齢が高い)コーホートとなっている。なお、2017年時点(左図)の-40付近、2011年時点(右図)の30付近で観察される段差は70歳ダミーの効果が表れているものである。

表2 回帰不連続デザインによる推定値 - 外来患者数及び入院患者数 -

		(1)	(2)	(3)	(4)
人口当たり 外来患者数(対数)	推定値	-3.56***	-2.11**	-2.73**	-7.15***
	(標準誤差)	(1.29)	(0.99)	(1.14)	(1.15)
	[観察数]	[120]	[120]	[72]	-
人口当たり 入院患者数(対数)	推定値	-4.52**	-5.41***	-4.81***	-7.84***
	(標準誤差)	(2.11)	(1.67)	(1.75)	(2.33)
	[観察数]	[360]	[360]	[216]	-

(注) 各セルは、回帰不連続デザインによる β の推定値、ロバスト標準偏差、観察数である。(1)は、カットオフ前後5年間、すなわち1939年4月から1949年3月までのサンプルを用い、アウトカム変数(人口当たり外来患者数(対数)及び人口当たり入院患者数(対数))を生年月の2次関数、生年月の2次関数と1944年4月以降ダミーの交差項、70歳ダミーに回帰したものである。(2)は、(1)と同様のサンプルについて、アウトカム変数を生年月の2次関数、70歳ダミーに回帰したものである。(3)は、カットオフ前後3年間、すなわち1941年4月から1947年3月までのサンプルを用い、生年月の1次関数、生年月の1次関数及び1944年4月以降ダミーの交差項に回帰したものである。なお、この場合全てのサンプルは70歳以上となるので、70歳ダミーは使用していない。(1)~(3)については、制御変数として、生まれ月ダミー、そしてアウトカム変数が人口当たり入院患者数(対数)である場合には、生まれ月ダミーと入院月ダミーを用いている。また、(4)は、アウトカム変数を生まれ月ダミー、そして入院患者数の場合には、生まれ月ダミー及び入院月ダミーに回帰した残差を局所単回帰によって推定した結果である。なお、カーネル関数はtriangular、bandwidthはMSEを最小化するように決めている。全ての推定値及び標準偏差は100倍しているのので、それらは直接パーセント単位の変化と解釈出来る。

表3 不連続の差デザインによる推定値 - 外来患者数及び入院患者数 -

	β_1	β_3	[観察数]
人口当たり 外来患者数(対数)	0.41 (1.89)	-3.82* (2.30)	[240]
人口当たり 入院患者数(対数)	1.35 (2.41)	-5.89* (3.17)	[720]

(注) 各セルは、不連続の差デザインによる推定値、ロバスト標準偏差、観察数である。なお、 β_1 は1944年4月以降生まれダミーの係数、 β_3 は1944年4月以降生まれダミーと2017年ダミーの交差項の係数である。全ての推定値及び標準偏差は100倍しているのので、それらは直接パーセント単位の変化と解釈出来る。

医療サービスの利用に関する結果を図4・5及び表2・3に示している。まず、図4の左、図5の左は、それぞれ2017年患者調査における人口当たり外来患者数(対数)及び人口当

たり入院患者数（対数）を生年月に対してプロットしたものと、その当てはめ値である。各点は、それぞれ、人口当たり外来患者数（対数）を生まれ月ダミーに回帰した残差（左図）、人口当たり入院患者数（対数）を生まれ月ダミー及び入院月ダミーに回帰した残差（右図）である。各線は、その残差を生年月の2次関数、生年月の2次関数と1944年4月以降ダミーの交差項、70歳ダミーに回帰した当てはめ値である。

これらの図からは2つのことを読み取ることができる。まず、人口当たり外来患者数（対数）及び人口当たり入院患者数（対数）は、自己負担割合が低下する70歳時点での段差（2017年時点の-40付近）を除き、生まれた年月が早くなる（すなわち年齢が高くなる）につれて非常に滑らかかつ線形に近い様子で増加していっていることが分かる。これらの図からは、 $f(b)$ の定式化に当たって、高次の多項式は必要ないであろうことが伺える。次に、カットオフ値前後で、そのトレンドに明確な不連続があることが見て取れる。ここから、自己負担割合の引上げが、医療サービスの利用を抑制していたことが伺える。

正式な回帰分析の結果は、表2・3に示している。まず、表2の(1)においてベースライン、すなわち、先行研究（Card, Dobkin, and Maestas 2008; Shigeoka 2014）に沿って、カットオフ前後5年間、すなわち1939年4月から1949年3月までのサンプルを用い、生年月の滑らかな関数（ $f(b)$ ）として、生年月の2次関数を用いた結果を報告している。この結果は、人口当たりの外来患者数は、自己負担割合が1割から2割に1割上昇すると3.56%減少することが分かる。それゆえ弾性値（pairwise arc elasticity¹¹）は、 -0.053 （ $= -0.0356 / ((0.2-0.1)/0.15)$ ）となる。また、人口当たりの入院患者数は、医療費の自己負担割合が1割から2割に1割上昇すると4.52%減少することが分かる。それゆえ弾性値は、 -0.068 （ $= -0.0452 / ((0.2-0.1)/0.15)$ ）となる。

また、頑健性のチェックのために以下の分析を行っている。まず、表2の(2)は、ベースラインと同じカットオフ前後5年間のサンプルを用い、生年月の滑らかな関数（ $f(b)$ ）とし

¹¹ pairwise arc elasticity の計算方法は、Aron-Dine et al. (2013)によっている。具体的には、人口当たりの外来患者数等の変化率を変化前後の平均自己負担割合で割った自己負担割合の変化（すなわち、自己負担割合の変化÷変化前後での平均自己負担割合）で割ることによって求めている。

て、生年月の2次関数を用いる一方、 $Post_b$ ダミーとの交差項を入れなかった場合の結果である。¹² 加えて、表2の(3)は、先行研究(Card, Dobkin, and Maestas 2004; Shigeoka 2014)における頑健性のチェックに沿ってカットオフ前後3年間、すなわち1941年4月から1947年3月までのサンプルを用い、その上で、生年月の滑らかな関数($f(b)$)として、生年月の1次関数を用いた結果である。¹³ また、表2(4)は、Hahn, Todd, and VanderKlaauw (2001)に基づき、局所的線形回帰を行っている。その際、カーネル関数は triangular を用い、bandwidth は MSE を最小化するようにして決めている。これらの頑健性チェックの結果、(4)の局所単回帰の係数は他と比べて絶対値で大きいものの¹⁴、いずれも係数は統計的に有意に負であることが確認された。

また、表3は、不連続の差(DD)デザインによる分析の結果である。前述のとおり、 β_3 が DD 推定量であり、自己負担割合が1割から2割に引き上がることの影響を捉えている。この推定値は、表2にて示した単年度のクロスセクションデータによる回帰不連続デザインによる推定値と整合的である。また、もし β_1 が有意に0と異なっていれば、制御群と処置群の自己負担割合以外の面で差異がある可能性を示しており、これは単年度のクロスセク

¹² Lee and Lemieux (2010)は、多項式の定式化に当たって赤池情報基準(AIC)を参考にすることを提唱している。我々は、カットオフ前後5年間のサンプルを用い、 $f(b)$ について1944年4月以降ダミーとの交差項有無別に1~3次関数の6つの定式化についてAICを計算した。AICの基準からは、(3)で報告している交差項なしの2次関数は、人口当たりの外来患者数については交差項なしの3次関数に続いて二番目、人口当たりの入院患者数については最も良かったために使用している。なお、人口当たりの外来患者数について最もAICから良かった交差項なしの3次関数を用いた場合でも、推定値は-3.52、標準偏差は1.19となり、結果は大きく変わらなかった。

¹³ なお、この定式化は、カットオフ前後3年間を使用した注釈11と同様のテストにおいてAICから最も良かったために使用している。このAICの結果は、元々線形に近かった関係が、使用するサンプルの幅を狭めたことで、更に線形に近くなったためであると想定される。

¹⁴ 局所単回帰による推定値が大きくなっている理由は、図4・5から見て取れる。MSEを最小化するように選択されたbandwidthの下で、医療サービスの利用と生年月の関係が、外来患者数の場合はカットオフ値(1944年4月生まれ)の左側で右下がりとなっており、入院患者の場合はカットオフ値の右側で右下がりとなっている。これらは、manipulationがあった場合に想定される影響とは整合的ではないと考えられる。例えば、外来患者については、もし先述した70歳になる時点での医療サービス利用にかかる時期の調整の影響が残っている場合、70歳以降徐々にその影響が剥落していくことが想定されるので、カットオフ値の左側のごく限られた生年月グループのみ急に外来患者数が少なくなることは考えにくい。そのため、単に誤差によるものと考えるのが妥当である。

ションデータによる回帰不連続デザインにも問題がある可能性を示唆していることとなるが、この結果は有意に0とは異ならなかった。この結果は、後述するプラセボテストの結果と併せ、単年度のクロスセクションデータによる回帰不連続デザインの妥当性を裏付けている。ただし、推定値は有意ではないものの正の値、すなわち1944年4月以降生まれの者（処置群）の方が、自己負担割合に差がなかった時点（2011年）においても医療サービスの利用が多かった可能性を示している。局所的線形回帰による推定値を除き、表2における単年度のクロスセクションデータによる回帰不連続デザインの推定値と比較すると若干絶対値で大きくなっているのは、こうした影響を不連続の差デザインにより取り除けているからである可能性もある。

また、図4の右、図5の右は、プラセボテストとして、それぞれ2011年患者調査における人口当たり外来患者数（対数）を生年月に対してプロットしたものと、その当てはめ値である。2011年時点では、1944年4月生まれ前後では70歳未満であったため、両グループともに3割負担となっている。これらの図からは、カットオフ前後で不連続はなく、異なる自己負担割合が適用される以前は両グループに差がなかったことが確認される。このことは、表2で報告した単年度のクロスセクションデータによる回帰不連続デザインの妥当性を裏付けている。

5. 1. 2. 先行研究との推定弾性値の差に関する議論

本研究の推定弾性値は、絶対値でみて、Chandra, Gruber, and McKnight (2010)と同様の大きさである一方、ランド健康保険実験をもとにした有名な「-0.2」を含め、他の先行研究における推定弾性値よりも総じて小さかった。¹⁵ この要因は、複数考えられる。第1に、先述のとおり、本デザインによる推定値は、年齢に基づく回帰不連続デザインによるものと比べて、患者による manipulation の懸念が少ないと考えられる。そのため、両者の推定弾性値の差は、manipulation によるバイアスの差によるものである可能性はある。第2に、短期的な影響と中期的な影響は異なっている可能性もある。本研究では自己負担割合に差

¹⁵ Chandra, Gruber, and McKnight (2010)では絶対値で0.07~0.10、Shigeoka (2014)では絶対値で0.18（外来患者）及び0.16（入院患者）であった。

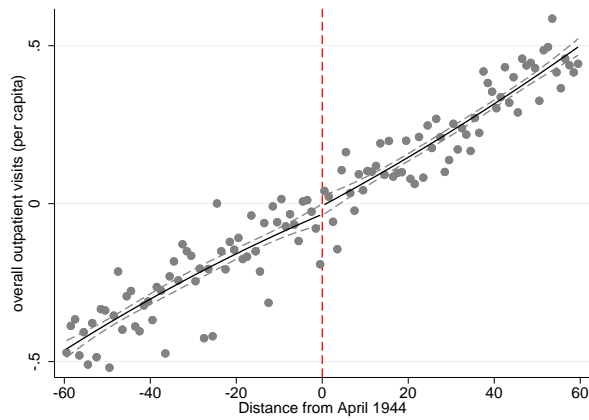
が出てから約 3 年半後の医療サービスの利用状況をみているため、多くの先行研究で分析されていた自己負担割合に差が出た直後の状況 (Card et al. 2008; Shigeoka 2014; Fukushima et al. 2016) とは異なっている可能性がある。第 3 に、患者負担と医療サービスの利用の関係は非線形である可能性がある (Anderson et al. 2012)。実際にランド健康保険実験では、自己負担割合が 0% のプランに比べて、その他のプラン (25%、50%、95%) は、価格 (自己負担割合) 弾性値にして 0.15-0.23 だけ総医療支出を減らす一方、25%、50%、95% のプランの間では、総医療支出に明確な差は観察されていない (Anderson et al. 2012; Aron-Dine et al. 2013)。それゆえ、先行研究と比べて、分析に用いた自己負担割合の差が総じて小さいことも、先行研究よりも推定弾性値が小さい要因かもしれない。第 4 に、本研究においては、他の研究よりも年齢が高い層を対象にしている。Manning et al. (1987)、Fukushima et al. (2016)、Ellis et al. (2017) は、健康でない者は、健康な者に比べて価格 (患者負担) に敏感でないことを指摘している。もし、このことが本研究においても当てはまれば、推定弾性値の小ささは高齢者、すなわち平均的にみて比較的健康でないものを対象にしているからという可能性がある。第 5 に、本デザインでは単年度のクロスセクションデータを用いているため、サンプルサイズが小さくなることにより推定値が noisy になっている可能性も挙げられる。第 6 に、先行研究 (Card, Dobkin, and Maestas 2008; Shigeoka 2014; Fukushima et al. 2016) では、アウトカム変数に人口当たりの患者数ではなく、患者数を用いているが、Shigeoka (2014) は、アウトカム変数に人口当たりの患者数を用いた場合、推定値が小さくなったと述べている。推定弾性値の差は、このアウトカム変数の差によるものである可能性もある。今のところこれらの可能性を識別する方法はなく、将来の研究課題である。

5. 2. 健康状態

5. 2. 1. 死亡

次に、健康状態に関する結果である。最初に、人口動態調査 (死亡票) を用いて、死亡率でみた健康状態への影響分析を行った。具体的には、手元にある最新のデータである 2017 年 12 月時点、すなわち自己負担割合引上げから 3 年と 8 か月後の死亡率をみた。

図6 人口当たり死亡者数（対数）



(注) 各点は、2017年12月の人口当たり死亡者数（対数）を生まれ月ダミーに回帰した残差である。各線は、その残差を生年月の2次関数、生年月の2次関数と1944年4月以降ダミーの交差項、70歳ダミーに回帰したものである。横軸は、1944年4月からの生年月の差であり、0（赤点線部分）を中心として、左に行くほど遅く生まれた（若い）コーホート（例えば、-20は1944年4月よりも20か月後、すなわち1945年12月に生まれたコーホート）、右に行くほど早く生まれた（年齢が高い）コーホートとなっている。

表4 回帰不連続デザインによる推定値 - 死亡者数 -

		(1)	(2)	(3)	(4)
人口当たり 死亡者数（対数）	推定値	-0.75	-1.81	-1.72	-6.88
	（標準誤差）	(4.41)	(2.74)	(3.97)	(7.54)
	〔観察数〕	[120]	[120]	[72]	[120]

(注) 各セルは、回帰不連続デザインによる β の推定値、ロバスト標準偏差、観察数である。(1)は、カットオフ前後5年間、すなわち1939年4月から1949年3月までのサンプルを用い、アウトカム変数（人口当たり死亡者数（対数））を生年月の2次関数、生年月の2次関数と1944年4月以降ダミーの交差項、70歳ダミーに回帰したものである。(2)は、(1)と同様のサンプルについて、アウトカム変数を生年月の2次関数、70歳ダミーに回帰したものである。(3)は、カットオフ前後3年間、すなわち1941年4月から1947年3月までのサンプルを用い、生年月の1次関数、生年月の1次関数と1944年4月以降ダミーの交差項に回帰したものである。また、(4)は、アウトカム変数を生まれ月ダミー、そして入院患者数の場合には、生まれ月ダミー及び入院月ダミーに回帰した残差を局所単回帰によって推定した結果である。なお、カーネル関数はtriangular、bandwidthはMSEを最小化するように決めている。全ての推定値及び標準偏差は100倍しているので、それらは直接パーセント単位の変化と解釈出来る。

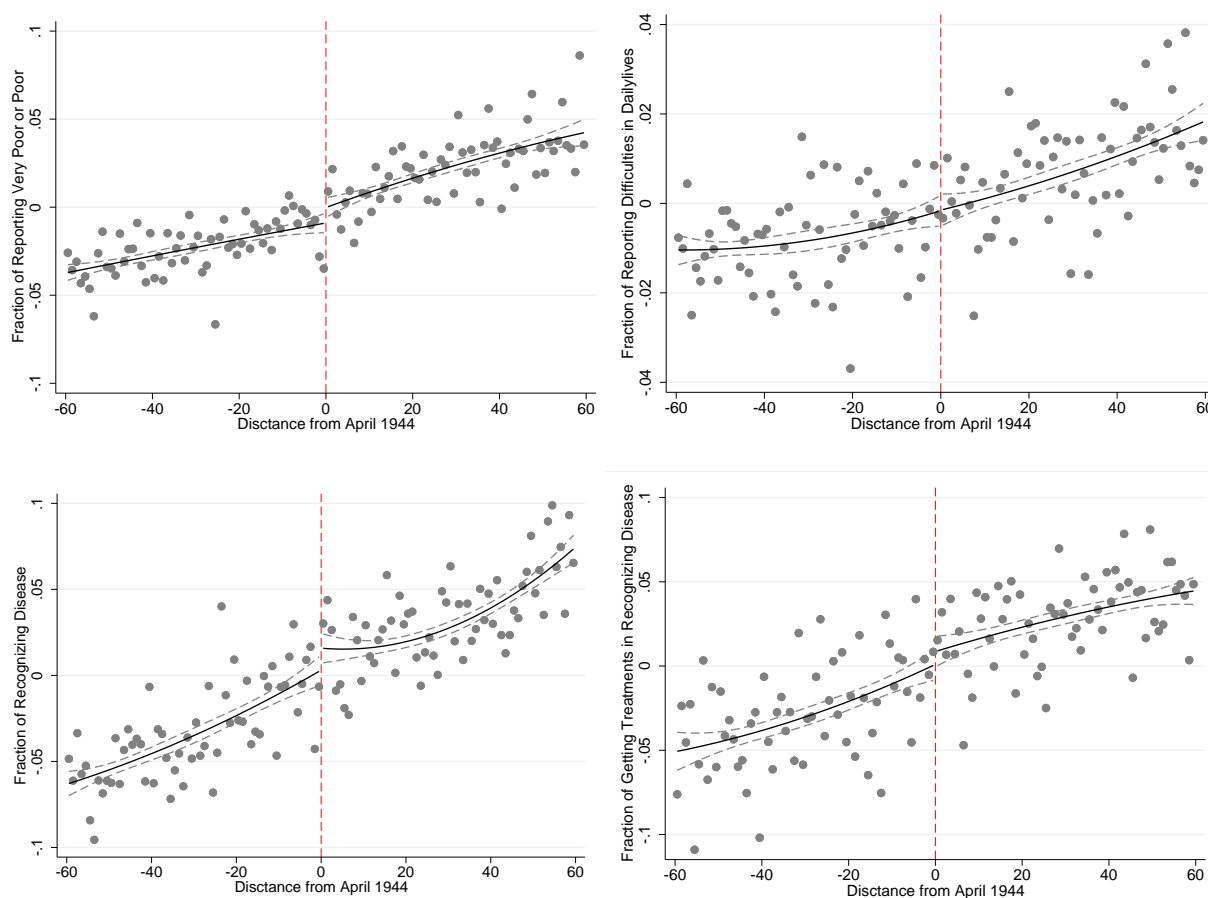
その分析結果を図6及び表4に示している。まず、図6は、2017年12月の人口動態調査における人口当たり死亡者数（対数）を生年月に対してプロットしたものと、その当てはめ値である。この図の基本的な作り方は図4・5と同様である。この図では、人口当たり死亡者（対数）も生まれた年月が早くなる（すなわち年齢が高くなる）につれて非常に滑らかな線形に近い様子で増加していくことが見て取れる一方、医療サービスの利用とは異なり、

カットオフ値前後で明確な不連続は観察されない。回帰分析の結果は、表4で示しているが、いずれも統計的に有意に0とは異なる。なお、2017年12月以外の時点で同様の分析をしても、統計的に有意に0とは異なるという結果になった。

5. 2. 2. 主観的な健康評価

最後に、2016年の国民生活基礎調査を用いて主観的な健康評価に関して同様の分析を行った。同調査は2016年6月に行われているので、自己負担割合引上げから2年と2か月後の主観的な健康評価を見ていることになる。国民生活基礎調査（健康票）では、主観的な健康評価に関する質問を複数している。例えば、「現在の健康状態はいかがですか」、「現在、健康上の問題で日常生活に何か影響がありますか」、「ここ数日、病気やケガなどで体の具合の悪いところ（自覚症状）はありますか」などである。

図7 主観的な健康評価



(注) 各点は、主観的な健康評価を表すダミー変数を生まれ月ダミーに回帰した残差である。各線は、その残差を生年月の2次関数、生年月の2次関数と1944年4月以降ダミーの交差項、70歳ダミーに回帰したものである。横軸は、1944年4月からの生年月の差であり、0(赤点線部分)を中心として、左に行くほど遅く生まれた(若い)コーホート(例えば、-20は1944年4月よりも20か月後、すなわち1945年12月に生まれたコーホート)、右に行くほど早く生まれた(年齢が高い)コーホートとなっている。

表5 回帰不連続デザインによる推定値 – 主観的な健康評価等 –

		(1)	(2)	(3)	(4)
健康状態を「よくない」 又は「あまりよくない」 としたダミー	推定値	-0.78	-0.91	-0.49	-2.77**
	(標準誤差)	(0.84)	(0.58)	(0.69)	(1.20)
	[観察数]	[77,904]	[77,904]	[43,453]	-
健康上の問題で日常生活 に何か影響があるか否か ダミー	推定値	-0.04	-0.04	0.01	-0.32
	(標準誤差)	(0.61)	(0.43)	(0.45)	(0.86)
	[観察数]	[75,824]	[75,824]	[42,240]	-
病気やけがなどで体の具 合の悪いところがあるか 否かダミー	推定値	-1.20	-0.51	-0.68	-2.50*
	(標準誤差)	(1.09)	(0.75)	(1.17)	(1.45)
	[観察数]	[77,111]	[77,111]	[42,973]	-
その場合に何らかの治 療をしているか否かダ ミー	推定値	-0.61	-0.97	-0.27	-0.79
	(標準誤差)	(1.40)	(0.96)	(1.13)	(1.83)
	[観察数]	[33,650]	[33,650]	[18,986]	-

(注) 各セルは、回帰不連続デザインによる β の推定値、標準偏差、観察数である。標準偏差は生年月レベルでクラスターリングしている。定式化は、(1)は、生年月の2次関数、生年月の2次関数と1944年4月以降ダミーの交差項、(2)は、生年月の2次関数を用いている。制御変数は、70歳ダミー、生まれ月ダミーを用いている。(3)は、カットオフ前後3年間、すなわち1941年4月から1947年3月までのサンプルを用い、生年月の1次関数、生年月の1次関数と1944年4月以降ダミーの交差項に回帰したものである。また、(4)は、各従属変数を生まれ月ダミーに回帰した残差を局所単回帰によって推定した結果である。カーネル関数はtriangular、bandwidthはMSEを最小化するように決めている。なお、全ての推定値及び標準偏差は100倍しているため、それらは直接パーセント変化と解釈出来る。

その分析結果を図7及び表5に示している。図7は、各種質問に対する答えをダミー変数とし、そのダミー変数にかかる平均値を生年月に対してプロットしたものと、その当てはめ値である。各点は、各ダミー変数を生まれ月ダミーに回帰した残差である。各線は、その残差を生年月の2次関数、生年月の2次関数と1944年4月以降ダミーの交差項に回帰したものである。死亡率と同様、主観的な評価でみた健康状態でも、カットオフ前後で明確な不連続は確認されない。また、回帰分析の結果は、表5で示しているが、基本的には、いずれも統計的に有意に0とは異ならないとの結果を得た。なお、「現在の健康状態はいかがですか」及び「ここ数日、病気やけがなどで体の具合の悪いところ(自覚症状)はありますか」という質問に対する回答について、(3)局所的単回帰では、自己負担が高い方が健康状態が良い

との結果となっている。例えば自己負担が高い場合には生活習慣の見直し等、予防活動に取り組むといったことはありうるものの、これは誤差による影響が出ているのではないかと推測される。

加えて、RAND 健康保険実験においては、自己負担割合の引上げは低所得者の健康状態を悪化させる可能性が示唆されていた (RAND 2006)。そこで、本研究においても、国民生活調査 (世帯票) における家計の一个月の支出にかかる情報を用いて同様の分析を行った。具体的には、働いている子ども等と同居している場合、一人当たり支出は各高齢者の経済状態をよく反映していないと考えられるため、まず、サンプルを 65 歳以上の高齢者世帯のみに限定した。その上で、それぞれの一か月の一人当たり支出を求め、その中位値以下及び下位 25%の個人にサンプルを限定し、回帰不連続デザインによる分析を行った。その結果、中位値以下、下位 25%ともに、健康状態への悪影響は確認されなかった。

5. 2. 3. 健康状態への影響が確認されなかった理由に関する議論

本研究では、70~74 歳時点の自己負担割合の 1 割から 2 割への引上げは、中期的に見ても、健康状態を悪化させることなく、医療サービスの利用を抑制していたことが発見された。こうした結果となった理由であるが、その仮説の 1 つとして、人々は、病気やけが等により必要性を感じる場合には、自己負担割合の高低によらず、医療サービスを利用しており、自己負担割合が低い場合に増加する医療サービスは比較的必要性が低いものである可能性が考えられる。この可能性は、先述のとおり、米国のメディケア導入が死亡率の改善をもたらす効果は発見されなかったとした Finkelstein and McKnight (2008)における分析においても示唆されたものである。実際、表 5 にて、「病気やけがなどで体の具合が悪いところがある場合に何らかの治療をしているかどうか」について、統計的に有意に 0 とは異ならなかったことも、この仮説と整合的である。ただし、推定値が小さいながらも負であることには注意が必要である。もし、この仮説が正しい場合、自己負担割合の引上げは必要性の低い医療サービスの利用抑制に資する一方、同時に、健康保険の重要な役割の 1 つが大きな金銭リスクから人々を守ること (Finkelstein and McKnight 2008; Shigeoka 2014) であることを踏まえば、特に低所得者に対して、必要な医療サービスを利用した際には過度な負担とな

らないよう、高額療養費制度等で十分にリスクを軽減しておくことの重要性も改めて強調される。また、他に考えられる可能性として、自己負担割合の引上げが、人々の予防的活動、すなわち健康投資を増加させたことが考えられる。ただし、国民生活基礎調査では、飲酒や喫煙などの生活習慣に関しても調査されており、それに関して同様の分析を行ったが、カットオフ付近において不連続は確認されなかった。これら仮説の詳細な検証は、将来の研究課題である。

6. 結論

医療費が増大する中、その適正化にかかる 1 つの重要な政策ツールである医療費自己負担割合の引上げが医療サービスの利用及び健康状態に及ぼす影響を明らかにすることは重要である。本研究では、2014 年 4 月から 70 歳になる者について 70~74 歳時点の自己負担割合が 1 割から 2 割に引き上げられたことを利用した回帰不連続デザインによる分析を行った。その結果、その引上げは、中期的に見ても健康状態を悪化させずに、医療サービスの利用を抑制していることが分かった。

政策インプリケーションは次のとおりである。まず、本研究の結果は、自己負担割合の引上げは、健康状態に悪影響を及ぼさずに、医療サービスの利用、ひいては政策目的たる医療費を削減出来る可能性を示唆している。同時に、その削減度合いは、先行研究で示されてきたものよりも更に小さく、ランド健康保険実験の示唆（RAND 2006）にも増して、自己負担割合引上げだけでは医療費抑制に限界がある可能性があることも示している。また、より広い視点からは、先行研究と併せて考えれば、本研究の結果は、過度に自己負担を低く設定した医療保険は健康状態の向上に資さない医療サービスの利用を増加させてしまう可能性を示唆している。それゆえ、国民皆保険の持続可能性向上のためにも、免責や定額負担の導入等を含め、現在の自己負担構造が適切であるか改めて見直すべきである。なお、そもそも健康保険の趣旨を踏まえれば高額な医療サービスを必要とする者への配慮は当然重要であるし、患者負担の設定に当たっては他に考慮すべき要因もあろう。

今後の研究課題としては、次の 2 点が挙げられる。第 1 に、医療サービスの利用につい

て、患者調査以外のデータ、例えば国民健康保険を含む月次レセプトデータ等を用いた分析を行うことである。先に、本研究においては、主として単年度（2017年）の患者調査を分析に用いているため、サンプルサイズが小さくなることにより推定値が noisy になっている可能性を述べたが、もし月次レセプトデータ等があれば、より正確な推定をすることが出来るので、現在、そうしたデータの入手に取り組んでいるところである。加えて、2017年だけではなく、自己負担割合の引き上げが実施された2014年からの影響の時間的推移をみることも可能かもしれない。また、レセプトデータから実際に利用された医療サービスの種類が分かれば、Fukushima et al. (2016)が示したように、どのような医療サービスの利用がより増加したかを分析することが出来る。第2に、本研究においては、健康状態の指標として死亡率と主観的な健康評価を利用したが、現在、厚生労働省の国民健康栄養調査を用い、例えばBMIや血糖値等の客観的な健康状態を示す指標を利用した分析に取り組んでいるところである。Finkelstein, Mahoney, and Notowidigdo (2018)で指摘されているとおり、データ入手可能性から、先行研究では健康状態をはかる指標としては専ら死亡率が用いられてきた。それゆえ、これらの研究結果が出されれば、より一層、患者負担の影響を深く理解することが可能になると思われる。

参考文献

Agha, Leila, Brigham Frandsen, and James B.Rebitzer 2019. "Fragmented division of labor and healthcare costs" *J. Public Econ.* Volume 169, January 2019, Pages 144-159

Anderson, Michael, Carlos Dobkin, and Tal Gross. 2012. "The Effect of Health Insurance Coverage on the Use of Medical Services." *American Economic Journal: Economic Policy*, 4 (1): 1-27.

Aron-Dine, Aviva, Liran Einav, and Amy Finkelstein. 2013. "The RAND Health Insurance Experiment, Three Decades Later." *Journal of Economic Perspectives*, 27 (1): 197-222.

Aron-Dine, Aviva, Liran Einav, Amy Finkelstein, and Mark Cullen. 2015. " Moral Hazard in Health Insurance: Do Dynamic Incentives Matter? " *The Review of Economics and Statistics*

Baicker, Katherine, Sendhil Mullainathan, Joshua Schwartzstein, Behavioral Hazard in Health Insurance , *The Quarterly Journal of Economics*, Volume 130, Issue 4, November 2015, Pages 1623–1667, <https://doi.org/10.1093/qje/qjv029>

Brot-Goldberg, Zarek C., Amitabh Chandra, Benjamin R. Handel, Jonathan T. Kolstad, What does a Deductible Do? The Impact of Cost-Sharing on Health Care Prices, Quantities, and Spending Dynamics, *The Quarterly Journal of Economics*, Volume 132, Issue 3, August 2017, Pages 1261–1318, <https://doi.org/10.1093/qje/qjx013>

Card, David, Carlos Dobkin, and Nicole Maestas. 2008. "The Impact of Nearly Universal Insurance Coverage on Health Care Utilization: Evidence from Medicare." *American Economic Review*, 98 (5): 2242-58.

Card, David, Carlos Dobkin, Nicole Maestas, "Does Medicare Save Lives?," *The Quarterly Journal of Economics*, Volume 124, Issue 2, May 2009, Pages 597–636, <https://doi.org/10.1162/qjec.2009.124.2.597>

Chandra, Amitabh, Jonathan Gruber, and Robin McKnight. 2010. "Patient Cost-Sharing and Hospitalization Offsets in the Elderly." *American Economic Review*, 100 (1): 193-213.

Ellis, Randall P., Bruno Martins, and Wenjia Zhu, "Health care demand elasticities by type of service," *Journal of Health Economics*, 2017,55, 232 – 243.

Finkelstein. Amy, The Aggregate Effects of Health Insurance: Evidence from the Introduction of Medicare, *The Quarterly Journal of Economics*, Volume 122, Issue 1, February 2007, Pages 1–37, <https://doi.org/10.1162/qjec.122.1.1>

Finkelstein. Amy and Robin McKnight, 2008 The Aggregate Effects of Health Insurance: Evidence from the Introduction of Medicare, *J. Public Econ*

Finkelstein, Amy and Mahoney, Neale and Notowidigdo, Matthew, What Does (Formal) Health Insurance Do, and for Whom? (August 2018). *Annual Review of Economics*, Vol. 10, pp. 261-286, 2018. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3245114> or <http://dx.doi.org/10.1146/annurev-economics-080217-053608>

Fukushima K., Mizuoka S., Yamamoto S., Iizuka T. (2016). "Patient cost sharing and medical expenditures for the Elderly." *J. Health Econ.* 45, 115–130. 10.1016/j.jhealeco.2015.10.005

Hahn, Jinyong, Petra Todd, Wilbert Van der Klaauw (2001) "Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression - Discontinuity Design" *Econometrica* Volume69, Issue1, Pages 201-209

Ikegami, Naoki, Byung Kwang Yoo, Hideki Hashimoto, Masatoshi Matsumoto, Hiroya Ogata, Akira Babazono, Ryo Watanabe, Kenji Shibuya, Bong-MinYang, Michael R Reich, Yasuki Kobayashi 2011 "Japanese universal health coverage: evolution, achievements, and challenges" *The Lancet*

Lee, David S., and Thomas Lemieux. 2010. "Regression Discontinuity Designs in Economics." *Journal of Economic Literature*, 48 (2): 281-355.

The RAND Corporation. 2006 "The Health Insurance Experiment" *RESEARCH HIGHLIGHTS*

Shigeoka, Hitoshi. 2014. "The Effect of Patient Cost Sharing on Utilization, Health, and Risk

Protection." *American Economic Review*, 104 (7): 2152-84.

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*