

## 別添 4

令和4年度厚生労働科学研究費補助金  
(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))  
分担研究報告書

窓口負担割合の変更が後期高齢者の受療行動に与えた影響の評価  
- 2022年10月の制度変更によるエビデンス -

研究分担者	及川 雅斗	早稲田大学 高等研究所
研究分担者	富 蓉	早稲田大学 商学学院
研究分担者	川村 顕	早稲田大学 人間科学学院
研究代表者	野口 晴子	早稲田大学 政治経済学院

### 研究要旨

近年、深刻化する少子高齢化は、高齢者の医療費を増大、その医療費を負担する現役世代を減少させ、高齢者医療制度の持続可能性が脅かされている。こうした背景のもと、2022年10月より、後期高齢者医療制度の被保険者のうち、一定以上の所得を持つ被保険者の医療費窓口負担割合が1割から2割に引き上げられることとなった。本研究では、この窓口負担割合の引き上げが、後期高齢者医療制度の被保険者の受療行動に与えた影響を評価する。窓口負担割合を判定する所得を用いた回帰不連続デザイン(regression discontinuity design: 以下、RDD)による分析から、窓口負担割合が1割から2割に上昇することにより、医科外来診療において医療費が3.8%減少することが観察され、需要の価格弾力性は0.038と計算された。上述のRDDにevent studyモデルを組み合わせた分析から、窓口負担割合が1割から2割に上昇する直前に、医療費額が上昇する「駆け込み需要」を示唆する推定結果が得られた。また、窓口負担割合が上昇した2022年10月以降の推定値を用いて価格弾力性を計算すると、弾力性は0.024-0.072の範囲となった。医療サービスの価格弾力性は、医療政策の決定において、重要なパラメータであり、個人の属性ごとに異なる可能性がある。幅広い環境を用いて価格弾力性を推定し、その幅を提示し、推定されたそれぞれの価格弾力性の背後にある状況の整理は、より効率的な政策運営を手助けするための重要な知見になるだろう。

## A. 研究目的

今世紀に入り、日本をはじめとする先進諸国では少子高齢化が益々深刻化しつつある。人口の高齢化は医療や介護等の社会保障に対する財政支出を増大させ、他方で、少子化は現役世代の将来的な減少に因り政策実行のための財源を縮小させる。中でも日本は、総人口に占める 65 歳以上人口割合が、2020 年に世界で最も高い水準となっており、また、2019 年の合計特殊出生率が 1.34(OECD 加盟 38 か国中 32 位)と、少子高齢化が最も深刻な国の一つである。

このような状況の中、2022 年度以降、いわゆる団塊の世代が後期高齢者となりはじめ、後期高齢者医療費の増大が予測される。加えて、後期高齢者の医療費のうち被保険者が支払う窓口負担を除いた多くは、現役世代による支援金によって負担されているが、前述のように現役世代の将来的な減少が予測される中、現状の制度のまま、後期高齢者医療制度の維持は難しくなっていくだろう。

こうした背景のもと、2022 年 10 月より、後期高齢者医療制度の被保険者のうち、一定以上の所得を持つ被保険者の医療費窓口負担割合が 1 割から 2 割に引き上げられることとなった。この実質的な医療サービスの価格上昇は、後期高齢者の受診控えを通して、長期的な健康悪化を引き起こすことも考えられるため、この制度改正が、後期高齢者医療制度の被保険者の受療行動に与えた影響を評価する必要がある。実際に、2021 年 6 月 3 日の参議院厚生労働委員会では、制度改正が被保険者の受療行動に与える影響を把握することが付帯決議として採択された<sup>1</sup>。

医療費窓口負担割合の上昇が被保険者の受療行動に与えた影響を評価するということは、医療サービス需要の価格弾力性を推定すること、と言い換えることができるだろう。経済学の分野において、RAND 研究所が実施した Health Insurance Experiment(Manning et al., 1987)等、医療サービス需要の価格弾力性を推定する試みがなされてきた。日本における先行研究に着目すると、本研究と同様に高齢者の価格弾力性を推定した研究がある。それは、70 歳以降で窓口負担割合が 3 割から 1 割-2 割に低下するという日本の制度的背景を準実験的環境と捉えた分析である(e.g., Ando & Takaku, 2016; Fukushima et al., 2016; Komura & Bessho, 2022; Nishi et al., 2012; Shigeoka, 2014)。日本では、保険医療サービスの価格は診療報酬制度により、原則、全国一律で設定されており、価格弾力性を推定するための価格のデータ変動が充分にない。保険医療サービスの自己負担分である窓口負担の割合は、年齢や所得により異なる。したがって、窓口負担割合の違いにより生じた自己負担額の違いを実質的な価格の違いと捉えることにより、価格の違いが医療サービス需要行動に与える影響を分析することができる。ここで、窓口負担割合は、年齢や所得に依存して決まるため、窓口負担割合が異なるグループは窓口負担割合以外の属性も異なる可能性がある。そこで、先行研究では、窓口負担割合が低下する 70 歳の近傍のサンプルを利用して、年齢を割り当て変数とした回帰不連続デザイン(regression discontinuity design: 以下、RDD)により、窓口負担割合の低下が被保険者の受療行動に与えた影響を推定した。

<sup>1</sup>日本経済新聞 2021 年 6 月 4 日を参照  
<https://www.nikkei.com/article/DGXZQOUA03C310T00C21A600000/> (2023 年 5 月 16 日アクセス)

分析の結果、医療サービス需要の価格弾力性は、例えば、外来診療では 0.2(Shigeoka, 2014), 0.16(Fukushima et al., 2016), 0.049(Komura & Bessho, 2022), 入院では、0.2(Shigeoka, 2014), 0.035(Komura & Bessho, 2022), 歯科では、0.41(Ando & Takaku, 2016)と推計された<sup>2</sup>。

RDD は信頼性の高い政策評価手法である一方で、RDD により推定された処置効果は処置の割り当てを決める閾値の近傍における極めて局所的な処置効果となる。70 歳近辺の高齢者よりも 75 歳以上の後期高齢者の方が医療サービスに対する必要度が高く、価格変化に対して非弾力的であるかもしれない。また、所得が一定程度ある高齢者は比較的裕福で、医療サービスに対してある程度お金を支払ってその後の健康状態を維持したいと考えるかもしれない。したがって、先行研究で推計された価格弾力性が、2022 年 10 月の窓口負担割合の上昇が後期高齢者の受療行動に与えた影響を完全に予測することはできないかもしれない。加えて、幅広い研究設定において、医療需要の価格弾力性を推計、その幅を提示し、推定されたそれぞれの価格弾力性の背後にある状況の整理は、将来的に、より効率定期的な政策運営を手助けするための重要な知見になりうるだろう。こういった背景のもと、2022 年 10 月の窓口負担割合の上昇が後期高齢者の受療行動に与えた影響を評価する。

<sup>2</sup> 日本の文脈では、高齢者に対する医療サービス需要の価格弾力性のみならず、子どもに対する価格弾力性を推定した研究もある。日本では、子どもへの医療費補助が自治体により提供されている場合がある。この医療費補助の補助対象年齢や補助額がそれら自治体で異なることから、その自治体間の補助制度の違いを外性変動と捉え、医療サービス需要の価格弾力性を推定している(e.g., Iizuka & Shigeoka, 2021, 2022; Kang et al., 2022)。子どもへの医療費補助は諸外国でも行われてお

## B. 研究方法

### B-1 制度の概略

2022 年 10 月より、後期高齢者医療制度の被保険者のうち、一定以上の所得を持つ被保険者の医療費窓口負担割合が 1 割から 2 割に引き上げられることとなった。2022 年 10 月 1 日以降の窓口負担割合は、2021 年中の所得情報をもとに世帯単位で判定される。以下に判定フローの概略を示す<sup>3</sup>。

1. 課税所得が 145 万円以上の現役並み所得者に該当しない場合、以下の判定フローに進む。なお、現役並み所得者に該当する場合には、世帯内の被保険者全員が 3 割負担となる。
2. 世帯内の被保険者のうち課税所得が 28 万円以上の被保険者がいる場合、以下の判定フローに進む。なお、当該被保険者がいない場合には、世帯内の被保険者全員が 1 割負担となる。
3. 被保険者が 2 人以上いる場合(ア)に、そうでない場合(イ)に進む。
  - (ア)「年金収入とその他の合計所得金額」が 200 万円以上の場合 2 割負担、未満の場合 1 割負担となる。
  - (イ)「年金収入とその他の合計所得金額」の合計が 320 万円以上の場合世帯内の被保険者全員が 2 割負担、未満の場合 1 割負担となる。

なお、年金収入には遺族年金や障害年金は含まれず、その他の合計所得金額は、事業収

り、諸外国においても同様の分析がなされている(Han et al., 2020; Nilsson & Paul, 2018)。他にも、医療サービスの価格弾力性をアメリカの Medica 制度を利用して推定した研究(Trivedi et al., 2008, 2010)や韓国のがん検診プログラムに対する価格弾力性を分析した研究(Kim & Lee, 2017)等がある。

<sup>3</sup> 詳細は

[https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/kenkou\\_iryuu/iryuhoken/newpage\\_21060.html](https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/kenkou_iryuu/iryuhoken/newpage_21060.html) を参照されたい(2023 年 5 月 17 日アクセス)。

入や給与収入等から、必要経費や給与所得控除等を差し引いた後の金額である。

このように、後期高齢者医療制度の被保険者は、自身の所得水準に依存して、医療費窓口負担割合が上昇するという状況に直面することとなった。

2025年9月30日までは、被保険者の医療費負担を抑える配慮措置が実施され、一月の外来医療費の窓口負担割合の引き上げに伴う負担増を3,000円まで抑えられることとなった。また、これまで同様、高額療養費制度によって、一定以上の窓口負担が軽減される制度が利用できるため、高額な医科入院費用についても実質的に補助されることになるだろう。

## B-2 データ

本研究では、厚生労働省保健局調査課により収集・整備が行われた「所得課税情報等に応じた医療費情報」を分析に用いた。

所得課税情報等に応じた医療費情報は、後期高齢者医療制度の被保険者(原則75歳以上で生活保護受給者でないもの)を対象として、窓口負担割合の判定に用いる所得情報と受療行動に関わる情報が突合されたデータである。

データは個人レベルの月次パネルデータの形で提供され、現状、全国の都道府県後期高齢者医療広域連合のデータを2021年11月より2022年11月までの13ヶ月分利用可能である。受療行動に関わる情報としては、

医療費の月額、月毎の受診回数が利用可能であり、所得情報は年次の所得額が項目別(例、事業所得、給与所得、年金所得)で提供された。加えて、居住自治体IDや被保険者の年齢といった個人属性も利用可能である。表1はサンプル全体を用いた記述統計である<sup>4</sup>。観測数(=個人×月次)は、13ヶ月全体で2.4億件であり、平均で各月1826万人の被保険者数を含む。人口推計(2022年10月1日時点)によると75歳以上人口は1936.4万人<sup>5</sup>、70歳以上の保護率が3.03%<sup>6</sup>なので、後期高齢者被保険者数は1878万人と推計できる。サンプル全体の平均被保険者数は上記の被保険者推計値と近い値となった。

サンプル全体では、単身者の割合は57.8%、平均年齢は82.6歳、給与所得を受け取っている被保険者は13%である。

窓口負担2割の判定に用いる所得(以下、income)は「公的年金等収入」と「その他の合計所得金額」の和として定義した。公的年金等収入はデータから直接入手可能であるが、その他の合計所得金額については、各種所得変数をもとに著者らで計算した<sup>7</sup>。Incomeの平均額は213万円(年額)であり、最小値は0円、最大値は50億円以上である。図1はincomeの分布をincomeが99パーセントイル未満のサンプルを用いて描画したものであり、右に裾野が広い分布であることがわかる。なお、公的年金等収入とその他の合計所得金額の平均値はそれぞれ、132.2万円と80.8万円であった。

<sup>4</sup> 75歳未満のサンプルは除外している。寝たきり等の場合には65-74歳も被保険者に含まれることがある。

<sup>5</sup> ソース: 総務省統計局人口推計(2022年(令和4年)10月1日現在)  
(<https://www.stat.go.jp/data/jinsui/2022np/index.html#a05k01-b>).

<sup>6</sup> ソース: 厚生労働省 令和3年度被保護者調査 年次調査(基礎調査、個別調査) 確定値 (<https://www.e-stat.go.jp/stat->

[search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00450312&tstat=000001155606&cycle=7&tclass1=000001168869&tclass2=000001202841&result\\_page=1&tclass3val=0](search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00450312&tstat=000001155606&cycle=7&tclass1=000001168869&tclass2=000001202841&result_page=1&tclass3val=0)

<sup>7</sup> 事業所得(農業所得を除く)、農業所得、不動産所得、利子・配当所得、給与所得、雑所得、譲渡・一時所得、山林所得の和から所得金額調整控除額(=[min(公的年金等収入,10万円)+min(給与所得,10万円)]-10万円)を差し引いた。なお、負の値をとる場合は0とした。

## B-2 回帰不連続デザイン(RDD)

本研究では、自己負担割合の内生性に対処するために、*income* を割り当て変数 (running variable) として RDD を用いて、自己負担割合の違い(1割 versus 2割)が、受療行動に与えた影響を推定した。前述のように、2022年10月の制度改正では、一部の被保険者は *income* に依存して、医療費の窓口負担割合が1割もしくは2割と分けられることとなった。例えば、課税所得が28万円以上かつ145万円未満で単身世帯に属する後期高齢者は *income* が200万円以上の場合2割、未満の場合1割のように窓口負担割合が割り振られた。この200万円という基準は2020年12月9日に菅義偉前首相と公明党山口那津男代表の会談によりある種政治的に決定されたと言えるため<sup>8</sup>、多くの被保険者にとっては外生的であると考えられる。少なくとも、所得基準の近傍では、基準を超えた被保険者と超えない被保険者で属性に大きな違いはないのではないかと考えられる。この環境を利用した RDD を用いて、自己負担割合の違いが受療行動に与えた効果の推定を試みた。

## B-3 分析サンプル

分析に際して、サンプルを課税所得が28万円以上かつ145万円未満で単身世帯に属する被保険者に限定した<sup>9</sup>。単身世帯にサンプルを制限したため、サンプル内の被保険者にとって、200万円が所得基準となる。加えて、データ提供の都合により、現行の分析では、茨城県に居住する被保険者をサンプルから除外した。

(倫理面への配慮)

本研究では、厚生労働省保健局調査課に

より収集・整備が行われた「所得課税情報等に応じた医療費情報」の匿名化された個票情報を用いるに当たり、早稲田大学「人を対象とする研究に関する倫理審査委員会」にて、倫理審査不要の判断を受けている(承認番号: 2022-HN038; 承認日: 2022年11月25日)。なお、提供された個票には個人を特定できる情報は含まれていない。

## C. 研究結果

### C-1 記述統計量

表2は分析サンプルの中で制度変更後である2022年10-11月の記述統計をまとめたものである。

サンプルを課税所得が28万円以上かつ145万円未満で単身世帯に限定すると、*income* の平均値は386.1万円となり、データ全体の平均よりも高い値となった。公的年金等収入とその他の合計所得金額の平均はそれぞれ226万円と160万円である。サンプル全体と比較すると給与所得者の割合が9.5ポイント高くなっている。分析サンプル内では9割以上で窓口負担割合が2割となっていた。2022年10-11月の医療費月額の平均値は6.8万円である。種目別に平均月額医療費をみると、医科入院は3万円、医科外来は2.1万円、歯科は0.3万円、調剤は1.1万円であった。

### C-2 RDD分析の妥当性の検証

図2は*income*と窓口負担割合が2割である被保険者の割合の関係を図示したものである。200万円の基準の前後で2割負担被保険者の割合は大幅に増加しており、著者らが定

<sup>8</sup> 日本経済新聞 2020年12月10日を参照 <https://www.nikkei.com/article/DGXZQOFS101V70Q0A211C2000000/> (2023年5月16日アクセス)

<sup>9</sup> データには、世帯識別子が格納されていたため、それを利用し、同一の世帯識別子を持たない被保険者を単身世帯に属する被保険者と定義した。

義したincomeは高い確度で窓口負担割合を予測できている<sup>10</sup>.

図3はincomeと2割負担被保険者の割合の関係をRDDを用いて推定した結果である<sup>11</sup>. 図3は図2と同様に、incomeが200万円という基準を超えることにより2割負担被保険者が大きく変化している。Local polynomial approachによりノンパラメトリック指定をしたRDD推定値は0.787で1%水準で統計的に有意であった。この結果から所得基準200万円の近傍では、incomeが基準を超えることにより、2割負担被保険者が78.7ポイント増加したと解釈できる。

RDDにおいては、割り当て変数が選択・操作の対象となっている場合、識別上の仮定が妥当であると言えない場合がある。本研究において、2022年10月の窓口負担割合は2021年中の所得情報をもとに判定された。また、2割負担の有無を決める所得基準は2020年12月9日に決定されたことから、医療費の窓口負担増を嫌い2021年中の所得を基準未満に抑えるという所得の操作の可能性を排除できない。この場合、所得基準の近傍における被保険者の属性がシステムチックにソートされてしまうかもしれない。つまり、医療費の自己負担を減らすために2021年のincomeが200万円を少し超えと予測される被保険者は自身の所得を200万円未満に減らすということが起きるかもしれない。この場合、所得基準200万円を少し超える被保険者の数が少なくなり、少し超えない被保険者の数

が多くなるかもしれない。このような基準近傍における所得分布の歪みは、所得操作の可能性を示唆するだろう。

この可能性を検証するために、サンプルにおいて、所得基準200万円の近傍における、incomeの分布を図示した(図4)。図4によると、所得基準200万円の近傍で、上述のような所得の歪みは観察されなかった。後期高齢者医療制度の被保険者の多くは、年金所得者であり、年金受給額の操作は難しいため、所得操作が極めて限定的であったと考えられる。また、図5から給与所得者の割合が200万円の近傍で不連続に変化していないことが確認された。これらの結果から、所得の操作による問題は深刻でないだろうと考えられる。

### C-3 RDDによる推定結果

図6-1はRDDを用いて自己負担割合の違い(1割 versus 2割)が医療費総額に与えた影響を推定した結果を図示したものである<sup>12</sup>。線形関数を用いて、各点を近似した直線を図示してある。被説明変数は2022年10-11月の2ヶ月間の医療費総額の対数値としたため、RDD推定値に100をかけた値は、所得基準において被保険者の負担割合が1割から2割に変化した場合の医療費総額の変化率と解釈できる。

図6-1の近似線から、医療費総額の対数値が200万円の近傍で下落したことがわかる。

<sup>10</sup> Incomeは窓口負担割合を完全に予測できていないが、これは所得課税情報等に応じた医療費情報が一部の所得控除額等を含んでいないためである。

<sup>11</sup> 図3はStataのユーザ定義プログラム「rdplot」を用いて作成した。BandwidthとしてはStataのユーザ定義プログラム「rdrobust」のMSE-optimal bandwidth selectorを用いて推定した11.3を用いた。RDD推定値はrdrobustを用いてlocal polynomial approachにより推定した。推定では、カーネル関数としてtriangular関数、

local polynomial functionの次数としては一次関数を用いた。推定値のinferenceはrobust bias correction approachにより推定した標準誤差を用いる。

<sup>12</sup> 図はStataのユーザ定義プログラム「rdplot」を用いて作成した。BandwidthはStataのユーザ定義プログラム「rdrobust」のMSE-optimal bandwidth selectorを用いて推定したものを使用した。

RDD推定値<sup>13</sup>は-0.018と推定され、統計的に有意ではなかった(表3 パネルA 行(1)). 医療費を種目別に分けて分析を行った結果をまとめた図が図6-2-図6-5である. 種目別でみると、全ての種目で、医療費の対数値が200万円の近傍で下落したことがわかるが、統計的に有意な推定値は医科外来でのみ得られた. 医科外来医療費のRDD推定値は-0.038と推定され5%水準で統計的に有意であった(表3 パネルA 行(3)). この推定値は被保険者の負担割合が1割から2割に変化した場合外来医療費が3.8%下落したと解釈できる. 200万円の所得基準を超えたことにより、医療費窓口負担が1割から2割に100%上昇したとすると、外来診療の需要の価格弾力性は0.038と解釈できる. また、サンプルを75-80歳と81歳以上に分割すると、医科外来に対するRDD推定値は、81歳以上のサンプルでのみ5%水準で統計的に有意に推定され、75-80歳で推定された推定値と比較して5倍以上の大きさであった(表3 パネルB 行(3) versus パネルC 行(3)).

この弾力性値はKomura and Bessho (2022)と非常に近い値である一方で、Shigeoka (2014)やFukushima et al. (2016)と比較するとそれぞれ1/5, 1/4と小さい値となった(サンプル全体のRDD推定値を用いて比較).

#### C-4 「駆け込み需要」の可能性

本研究で推定された RDD 推定値や需要の価格弾力性に対する解釈を深めるために、「駆け込み需要」の可能性について議論したい.

窓口負担割合は多くの自治体で毎年8月頃に前年の所得をもとに判定・通知されるた

め、被保険者は2022年10月の数ヶ月前に、自身の窓口負担割合が10月以降に1割から2割に上昇するかどうかを知ることができる. したがって、自身が10月以降2割負担となることが判明した被保険者は、10月以降に必要な医療サービスの一部をそれ以前に受容するかもしれない(「駆け込み需要」). 特に、医薬品等、貯蔵可能なサービスで、このような駆け込み需要が行われるかもしれない. 例えば、医薬品において、この駆け込み需要が生じた場合、制度変更直後のタイミングでは、被保険者は、駆け込み需要により貯蔵した医薬品を摂取できるため、外来診療や調剤に対する需要を新しい窓口負担割合における最適な需要量よりも著しく減少させるかもしれない. これは医薬品の貯蔵がなくなるまで続くだろう. 従って、10月以降の直後のデータを用いて推定した RDD 推定値や需要の価格弾力性は駆け込み需要がなかった場合の効果や弾力性を過大に評価するかもしれない. 上述の RDD の識別戦略を event study モデルと組み合わせることにより、駆け込み需要の有無を検証するため、以下の式を推定する.

$$\begin{aligned}
 & \log MedExp_{imt} \\
 &= \alpha_0 + \sum_{k=Nov2021}^{July2022} [\delta_k T_i \times 1\{t = k\}] \\
 &+ \sum_{k=Sep2022}^{Nov2022} [\delta_k T_i \times 1\{t = k\}] \\
 &+ \theta_i + \phi_t + \eta_{mt} + u_{it}
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

<sup>13</sup> RDD 推定値は rdrobust を用いて local polynomial approach により推定した. 推定では、カーネル関数として triangular 関数, local polynomial function の次数とし

ては一次関数を用いた. 推定値の inference は robust bias correction approach により推定した標準誤差を用いる.

ここで、被説明変数 $\log MedExp_{imt}$ は自治体 $m$ に住む個人 $i$ の $t$ 時点での医療費の対数値である。変数 $T_i$ は処置ステータスで、2022年10月時点で窓口負担割合が2割の場合1を取るダミー変数となっている。変数 $1\{t = k\}$ は時点が $k$ の場合に1となるダミー変数である。パラメタ $\theta_i, \phi_t, \eta_{mt}$ はそれぞれ、個人、時間、自治体×時間固定効果であり、パラメタ $u_{it}$ は誤差項となる。

式(1)よりパラメタ $\delta_k$ はそれぞれ、各時点における処置群と対照群の平均的な医療費対数値の差が、基準時点(2022年8月)における差とどれくらい異なっているかを表す。負担割合を決定する所得基準の近傍の所得を持つ被保険者においては、被保険者の持つ属性が平均的に同質であると仮定すれば、分析サンプルを所得基準の近傍の所得を持つ被保険者に制限し、式(1)を推定することにより、窓口負担割合が1割から2割に上昇することが受療行動に与えた影響を動学的に評価することができる。なお分析では、incomeが150万円以上250万円のサンプルを用いて推定を行った(bandwidth=50万円)。

本研究では、2022年10月以降の窓口負担割合が判定・通知される2022年8月を基準時点とした。これにより、仮に駆け込み需要が生じた場合には、2022年9月で $\delta_k$ が統計的に有意に正で推定されるだろう。また、2022年10-11月において処置群で医療費が減少していた場合には、 $\delta_k$ は統計的に有意に負で推定されるだろう。

図7-1は、医療費総額の対数値を被説明変数として式(1)を推定した結果をまとめたものである。図7-1によると、2021年11月-2022年7月においては、処置群と対照群の医療費の平均的な差は基準時点の2022年8月の差と統計的に有意に違っていないことが明らかになった。このことから、2022年10月以降の窓口負担割合が通知される2022年8月以前では、処置群と対照群とで、医療費

の推移の傾向が共通であることが示唆される。

窓口負担割合が通知され、その負担割合が実際に適用される直前の2022年9月では、時点ダミーと処置ステータスダミーの交差項の係数は1%水準で統計的に有意に正に推定された。係数の大きさは0.04であり、これより、窓口負担割合が1割から2割に上昇する直前に医療費が4%上昇したことが示唆される。これは窓口負担が上昇する前に、医療機関を必要以上に利用した可能性が示唆される。

窓口負担が1割から2割に上昇した2022年10月以降では、時点ダミーと処置ステータスダミーの交差項の係数は1%水準で統計的に有意に負に推定された。係数の大きさはそれぞれ-0.072(10月)と-0.045(11月)であり、これにより、窓口負担割合が1割から2割に上昇したことにより、医療費が4.5-7.2%減少したことが示唆される。特に、窓口負担が上昇した直後の10月でより大きな医療費の減少が推定されたが、これは、2022年9月の駆け込み需要により、2022年10月の受療行動の一部が代替された可能性が示唆される。医療費を種目別に分けて分析を行った結果をまとめた図が図7-2-図7-5である。種目別でみると、推定結果には大きな違いが観察された。

医科外来(図7-3)と調剤費用(図7-5)では、医療費総額(図7-1)と同様の傾向が観察された。2022年8月以前では、処置群と対照群とで、医療費の推移の傾向が共通であることが示唆され、2022年9月では、処置群で費用が約4%増加し、2022年10月以降では、処置群で費用が2.4-4.9%減少することが示唆された。

歯科費用(図 7-4)においては、2022 年 8 月以前の多くの時点において、処置群と対照群とで、医療費の推移の傾向が共通であることが示唆された。歯科費用においては、医科外来と調剤費用で観察された 2022 年 9 月での統計的に有意な正の係数は観察されなかった。2022 年 10 月以降では、統計的に有意な負の係数が観察された(2022 年 10 月: -0.029,  $p=0.054$ ; 2022 年 11 月: -0.036,  $p=0.020$ )。

医科入院医療費では、全ての時点において、処置群と対照群の差は、基準時点の差と統計的に有意に違わなかった。

このように、窓口負担が 1 割から 2 割に上昇することが被保険者の受療行動に与える影響を動学的に分析した結果、先に議論した「駆け込み需要」は医科外来医療費と調剤費用でのみ観察された。診療や処置といった医療サービスは貯蔵できないが、処方された医薬品等は一定程度貯蔵可能であることを考えると、窓口負担が 1 割から 2 割に上昇する直前に、医療施設に外来で訪れ、本来必要な水準以上に医薬品を処方してもらった可能性が示唆される。

RDD-event study 分析により得られた、少なくとも 10%水準で統計的に有意な推定値から価格弾力性を計算すると、価格弾力性は 0.024-0.072 の範囲となった。

なお、年齢別の推定を行った場合でも「駆け込み需要」の傾向は大きく変わらなかった(図 8-1-図 8-3)。

#### D. 考察/E. 結論

本研究では、厚生労働省保健局調査課により収集・整備が行われた「所得課税情報等に応じた医療費情報」に RDD, RDD event study といった政策評価手法を組み合わせる

ことにより、後期高齢者の窓口負担割合が所得に応じて 1 割から 2 割に上昇することが、被保険者の受療行動に与えた影響を分析した。

RDD 推定からは、窓口負担割合が 1 割から 2 割に上昇することにより、医科外来診療において医療費が 3.8%減少することが観察され、需要の価格弾力性は 0.038 と計算された。

RDD-event study 分析から、窓口負担割合が 1 割から 2 割に上昇する直前に医療費総額、医科外来費用、調剤費用において、「駆け込み需要」を示唆する推定結果が得られた。また、窓口負担割合が上昇した 2022 年 10 月以降の推定値を用いて価格弾力性を計算すると、弾力性は 0.024-0.072 の範囲となった。

本研究で得られた価格弾力性は、日本の高齢者における医療需要の価格弾力性を推計した先行研究の一部と比較して小さいものであったが、その要因の一つは、医療需要の異時点間代替の存在ではないかと考えられる。先行研究は、医療費の窓口負担割合が 70 歳以降で 3 割から 1 割に低下するという政策的環境を利用して年齢を割り当て変数とした RDD 分析を行なっているが、仮に 69 歳 11 ヶ月の被保険者が 70 歳となる翌月から窓口負担割合が低下すること予測して、その時点での医療需要を控え、70 歳となったタイミングで 69 歳 11 ヶ月の分も含めて医療サービスを必要した場合、RDD 推定によって得られた需要の価格弾力性は、「需要控え」がなかった場合と比較して過大に評価されるだろう。本研究では、「駆け込み需要」という形で、医療需要の異時点間代替の可能性が示唆されたため、先行研究で用いられた状況においても異時点間代替の有無について検証を行い、

得られた価格弾力性がどのような背景のもとに得られたかを議論する必要があるだろう。

先行研究との結果の違いについては、他の可能性が考えられる。RDD という識別戦略を用いる場合、推定された処置効果は処置の割り当てを決める閾値の近傍における極めて局所的な処置効果となる。70 歳近辺の高齢者よりも 75 歳以上の後期高齢者の方が医療サービスに対する必要度が高く、価格変化に対して非弾力的であるかもしれない。また、income が 200 万円近くある後期高齢者は比較的裕福で、医療サービスに対してある程度お金を支払ってその後の健康状態を維持したいと考えるかもしれない<sup>14</sup>。

政策決定において、医療サービスの価格弾力性は重要な政策パラメタであり、上述のように個人毎に異なる可能性がある。幅広い環境を用いて価格弾力性を推定し、その幅を提示し、推定されたそれぞれの価格弾力性の背後にある状況の整理は、より効率的な政策運営を手助けするための重要な知見になりうるだろう。

#### F. 健康危険情報

特に無し。

#### G. 研究発表

##### 1. 論文発表

特に無し。

##### 2. 学会発表

特に無し。

#### H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

##### 1. 特許取得

特に無し。

##### 2. 実用新案登録

特に無し。

##### 3. その他

特に無し。

#### 参考文献

Ando, M., & Takaku, R. (2016). Affordable false teeth: The effects of patient cost sharing on denture utilization and subjective chewing ability. *B.E. Journal of Economic Analysis and Policy*, 16(3), 1387–1438. <https://doi.org/10.1515/bejeap-2015-0194>

Fukushima, K., Mizuoka, S., Yamamoto, S., & Iizuka, T. (2016). Patient cost sharing and medical expenditures for the Elderly. *Journal of Health Economics*, 45, 115–130. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2015.10.005>

Han, H.-W., Lien, H.-M., & Yang, T.-T. (2020). Patient Cost-Sharing and Healthcare Utilization in Early Childhood: Evidence from a Regression Discontinuity Design. *American Economic Journal: Economic Policy*, 12(3), 238–278. <https://doi.org/10.1257/pol.20170009>

<sup>14</sup> income は窓口負担割合を完全に予測することができないため、窓口負担割合上昇の効果を RDD 推定で求めるためには、いわゆる fuzzy RDD による推定を行う必要がある。表 4 は fuzzy RDD による分析結果をまとめたものであるが、81 歳以上サンプルの医科外来でのみ 5%水準で統計的に有意な医療費の減少が観察され、

価格弾力性は 0.101 と計算された。この値は、Shigeoka (2014) の約半分の値である。

多くの推定において統計的に有意な推定を得られなかった。これは、Sharp RDD と比較して fuzzy RDD の場合、optimal bandwidth が小さく推定されたため、標準誤差が大きくなったからかもしれない。

- Iizuka, T., & Shigeoka, H. (2021). Asymmetric Demand Response When Prices Increase and Decrease: The Case of Child Healthcare. *The Review of Economics and Statistics*, 1–30.  
[https://doi.org/10.1162/rest\\_a\\_01110](https://doi.org/10.1162/rest_a_01110)
- Iizuka, T., & Shigeoka, H. (2022). Is Zero a Special Price? Evidence from Child Health Care. *American Economic Journal: Applied Economics*, 14(4), 381–410.  
<https://doi.org/10.1257/app.20210184>
- Kang, C., Kawamura, A., & Noguchi, H. (2022). Does free healthcare improve children’s healthcare use and outcomes? Evidence from Japan’s healthcare subsidy for young children. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 202, 372–406.  
<https://doi.org/10.1016/j.jebo.2022.08.018>
- Kim, H. B., & Lee, S. (2017). When public health intervention is not successful: Cost sharing, crowd-out, and selection in Korea’s National Cancer Screening Program. *Journal of Health Economics*, 53, 100–116.  
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2017.02.006>
- Komura, N., & Bessho, S. (2022). The Longer-term Impact of Coinsurance for the Elderly -Evidence from High-access Case-. *KIER Discussion Paper*, 1074.
- Manning, W. G., Newhouse, J. P., Duan, N., Keeler, E. B., Leibowitz, A., & Marquis, M. S. (1987). Health insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment. *The American Economic Review*, 77(3), 251–277.  
<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/10284091>
- Nilsson, A., & Paul, A. (2018). Patient cost-sharing, socioeconomic status, and children’s health care utilization. *Journal of Health Economics*, 59, 109–124.  
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2018.03.006>
- Nishi, A., McWilliams, J. M., Noguchi, H., Hashimoto, H., Tamiya, N., & Kawachi, I. (2012). Health benefits of reduced patient cost sharing in Japan. *Bulletin of the World Health Organization*, 90(6), 426–435.  
<https://doi.org/10.2471/BLT.11.095380>
- Shigeoka, H. (2014). The effect of patient cost sharing on utilization, health, and risk protection. *American Economic Review*, 104(7), 2152–2184.  
<https://doi.org/10.1257/aer.104.7.2152>
- Trivedi, A. N., Moloo, H., & Mor, V. (2010). Increased Ambulatory Care Copayments and Hospitalizations among the Elderly. *New England Journal of Medicine*, 362(4), 320–328.  
<https://doi.org/10.1056/NEJMsa0904533>
- Trivedi, A. N., Rakowski, W., & Ayanian, J. Z. (2008). Effect of Cost Sharing on Screening Mammography in Medicare Health Plans. *New England Journal of Medicine*, 358(4), 375–383.  
<https://doi.org/10.1056/NEJMsa070929>

表 1: 記述統計 (サンプル全体)

	平均値	標準偏差
単身者ダミー	0.578	0.494
年齢	82.6	5.7
判定用所得 (万円)	213.0	401.6
公的年金等収入	132.2	91.7
その他の合計所得金額	80.8	373.5
給与所得者ダミー	0.129	0.335
観測数	237494219	

期間: 2021 年 11 月-2022 年 11 月.

表 2: 記述統計 (RDD 分析サンプル)

	平均値	標準偏差
年齢	81.6	6.0
判定用所得 (万円)	386.1	104.7
公的年金等収入	226.0	79.0
その他の合計所得金額	160.1	50.0
給与所得者ダミー	0.224	0.417
負担割合 20%ダミー	0.916	0.278
医療費月額 (円)	67,559	209,408
医科入院	30,922	193,946
医科外来	21,379	63,772
歯科	3,295	11,905
調剤	11,205	35,197
観測数	2896587	

サンプル: 課税所得が 28 万円以上 145 万円未満の単身世帯.

期間: 2022 年 10-11 月

表 3: RDD による推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	医療費	医科入院	医科外来	歯科	調剤
A. サンプル全体					
RDD 推定値	-0.018 (0.021)	-0.015 (0.076)	-0.038** (0.017)	-0.025 (0.028)	-0.024 (0.018)
観測数	76198	4956	103186	25722	73531
Bandwidth	35.8	43.6	52.6	38.0	42.6
B. 75-80 歳					
RDD 推定値	-0.007 (0.027)	-0.025 (0.129)	-0.011 (0.027)	-0.017 (0.036)	-0.021 (0.025)
観測数	42211	2118	37957	16281	37744
Bandwidth	33.5	38.6	31.5	39.6	37.7
C. 81 歳以上					
RDD 推定値	-0.037 (0.032)	-0.008 (0.084)	-0.059** (0.030)	-0.031 (0.042)	-0.029 (0.024)
観測数	33560	3245	30094	11085	35276
Bandwidth	38.4	56.9	35.5	41.7	49.0

RDD 推定値は rdrobust を用いて local polynomial approach により推定した。推定では、カーネル関数として triangular 関数, local polynomial function の次数としては一次関数を用いた。推定値の inference は robust bias correction approach により推定した標準誤差を用いる。  
Inference: \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%有意。

表 4: Fuzzy RDD による推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	医療費	医科入院	医科外来	歯科	調剤
A. サンプル全体					
RDD 推定値	-0.015 (0.035)	0.010 (0.107)	-0.039 (0.030)	-0.030 (0.041)	-0.038 (0.034)
観測数	45273	3621	52018	18769	33763
Bandwidth	20.8	31.4	25.1	27.3	18.9
B. 75-80 歳					
RDD 推定値	0.009 (0.042)	-0.008 (0.175)	-0.010 (0.037)	-0.023 (0.047)	-0.022 (0.036)
観測数	28287	1678	32403	12351	28292
Bandwidth	22.1	31.0	26.8	29.8	28.0
C. 81 歳以上					
RDD 推定値	-0.060 (0.052)	0.024 (0.130)	-0.101** (0.053)	-0.040 (0.072)	-0.055 (0.050)
観測数	22305	2037	18093	6608	15301
Bandwidth	24.8	33.9	20.8	24.0	20.0

RDD 推定値は rdrobust を用いて local polynomial approach により推定した。推定では、カーネル関数として triangular 関数, local polynomial function の次数としては一次関数を用いた。推定値の inference は robust bias correction approach により推定した標準誤差を用いる。

Inference: \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%有意

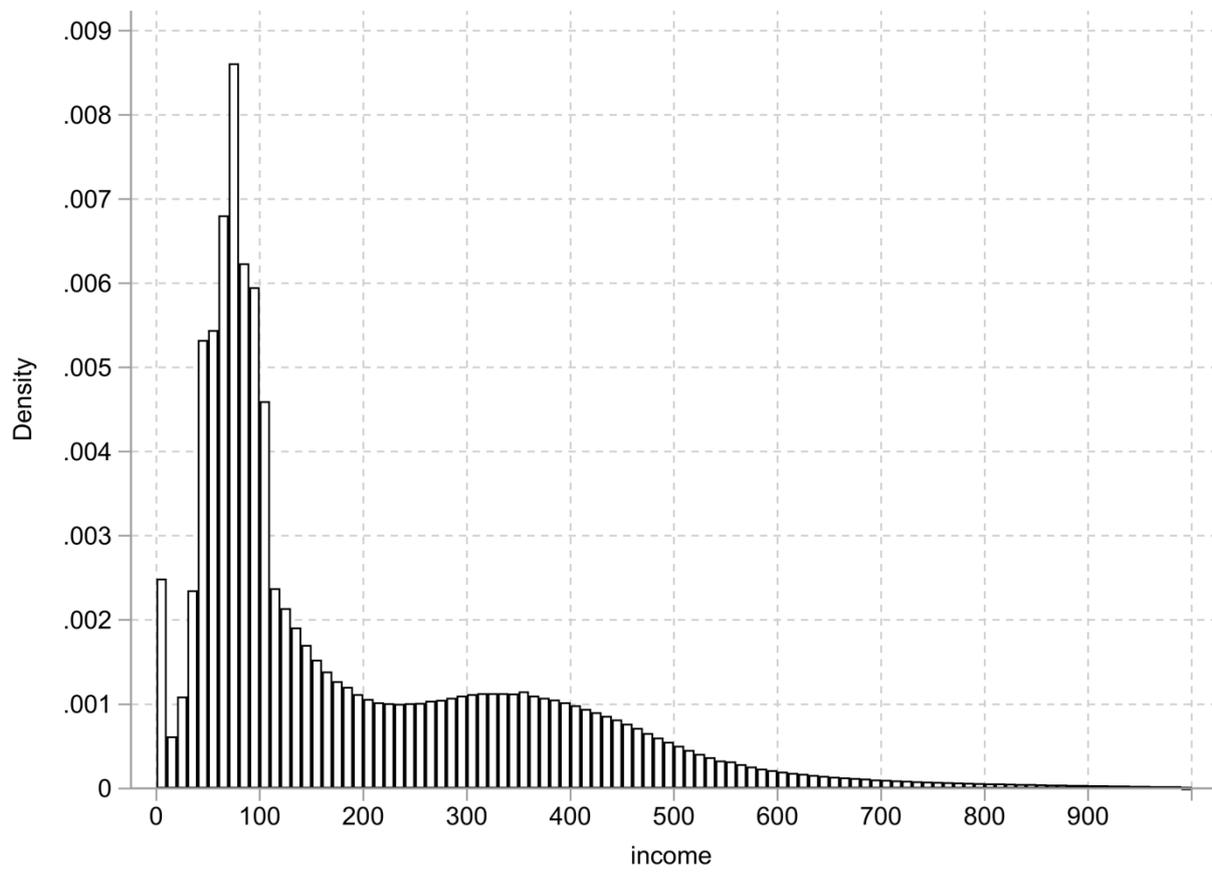


図 1: Income の分布

注)99 パーセンタイル未満のサンプルのみ使用.

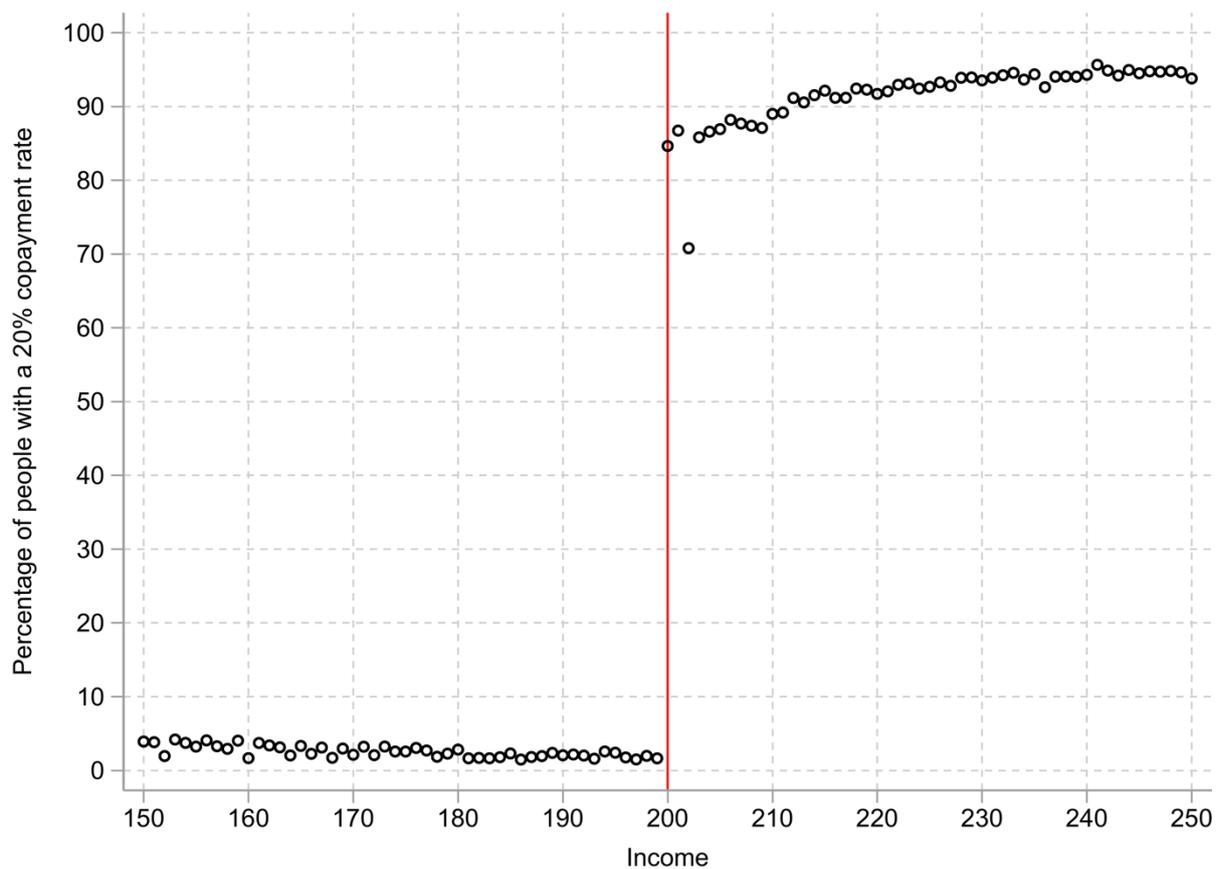


図 2: Income と窓口負担割合の関係

注) 課税所得が 28 万円以上 145 万円未満の単身世帯の 2022 年 10 月時点のデータを使用。縦軸は窓口負担割合が 2 割の被保険者の割合で横軸は income。Income1 万円の幅ごとに 2 割負担被保険者割合を計算した。

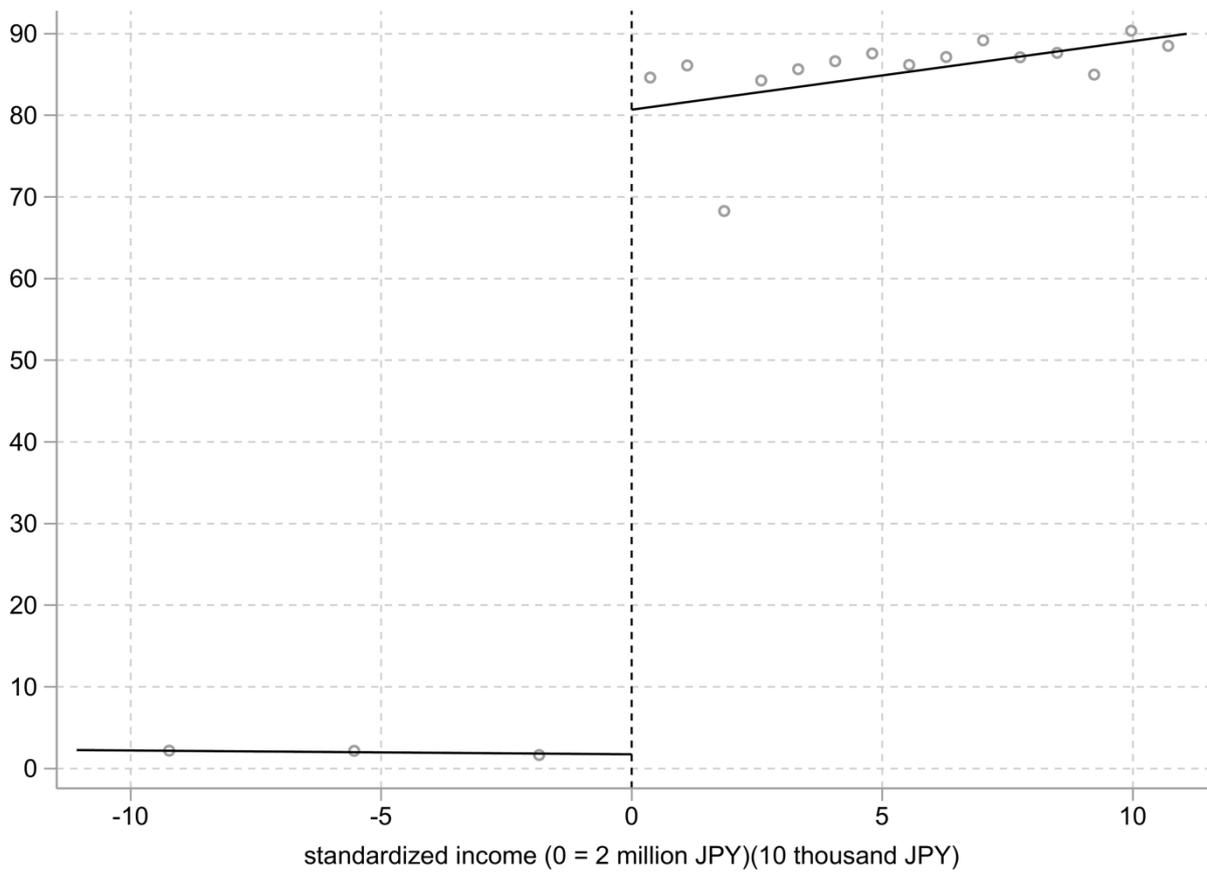


図 3: Income と窓口負担割合の関係 (RDD)

注) 課税所得が 28 万円以上 145 万円未満の単身世帯の 2022 年 10 月時点のデータを使用. 縦軸は窓口負担割合が 2 割の被保険者の割合で横軸は 200 万円を 0 と標準化した income.

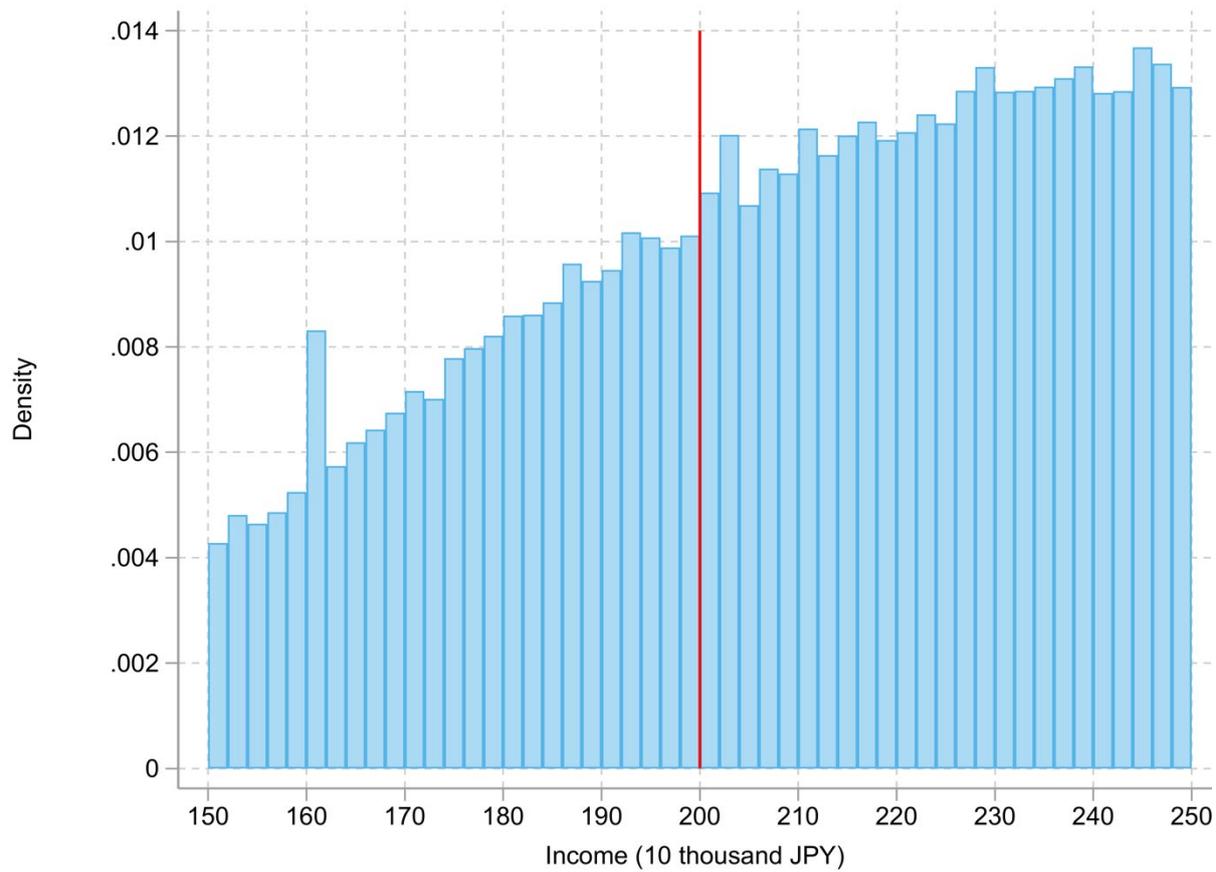


図 4: 200 万円の近傍における Income の分布

注) 課税所得が 28 万円以上 145 万円未満の単身世帯の 2022 年 10 月時点のデータを使用. 2 万円の幅ごとに density を計算.

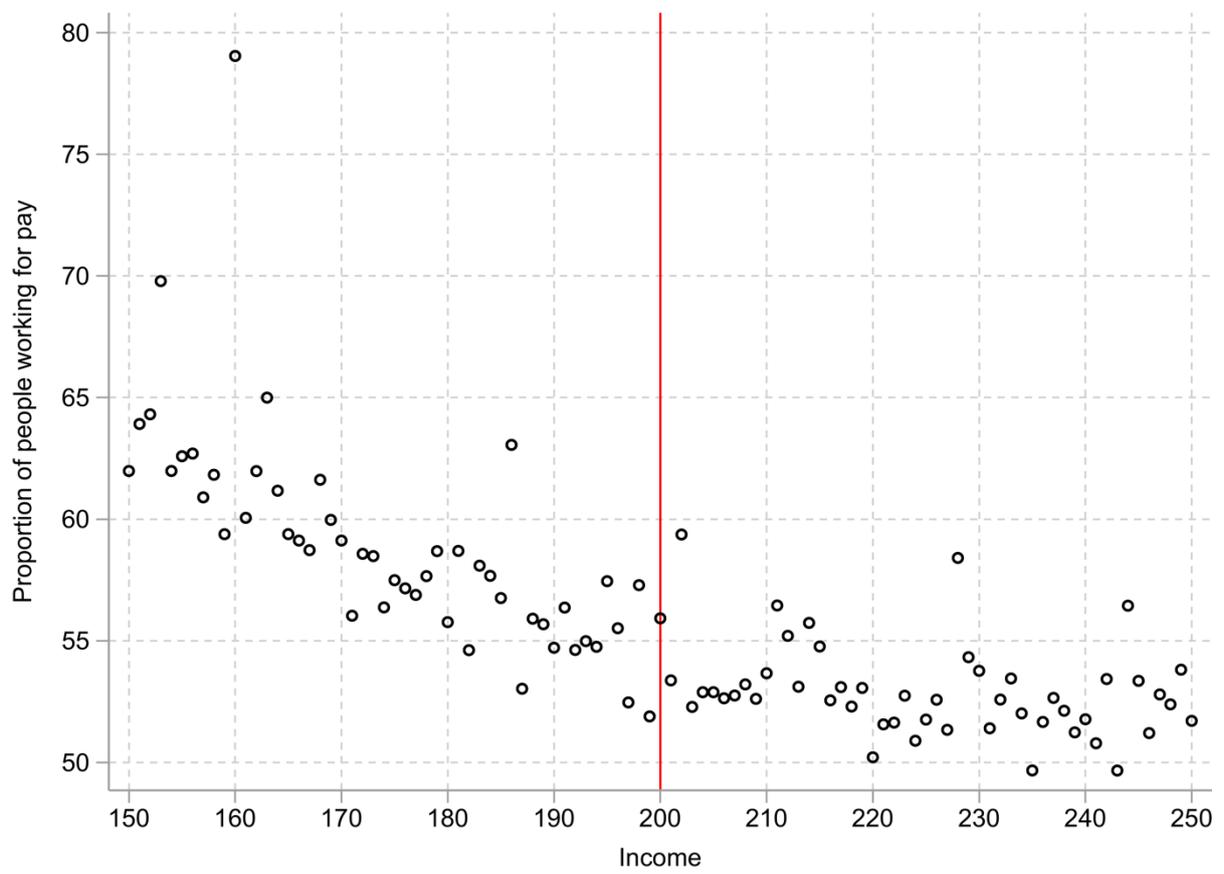


図 5: 200 万円の近傍における給与所得者の割合

注) 課税所得が 28 万円以上 145 万円未満の単身世帯の 2022 年 10 月時点のデータを使用. 1 万円の幅ごとに給与所得者割合を計算.

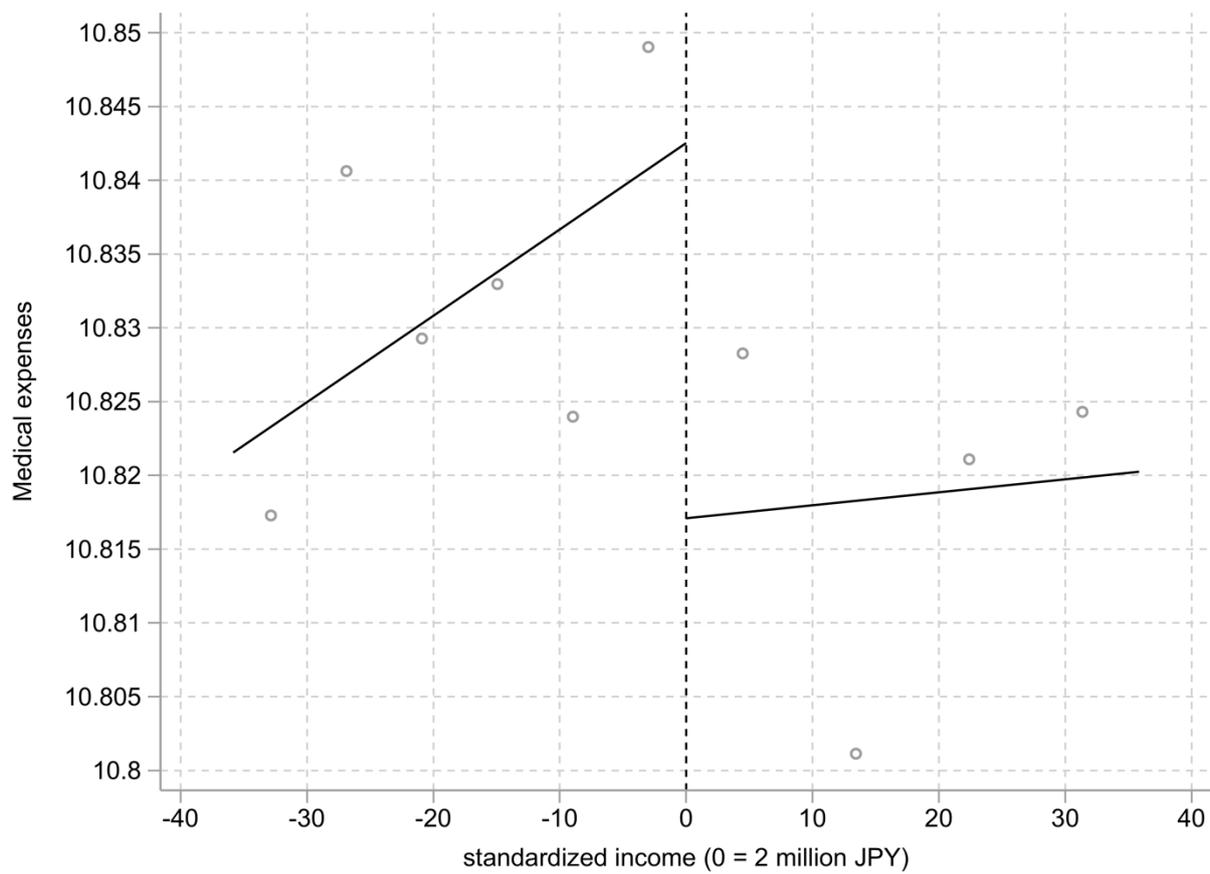


図 6-1: RDD 推定(医療費総額)

課税所得が 28 万円以上 145 万円未満の単身世帯の 2022 年 10-11 月時点のデータを使用.  
縦軸は 2022 年 10-11 月の 2 ヶ月間の医療費総額の対数値.

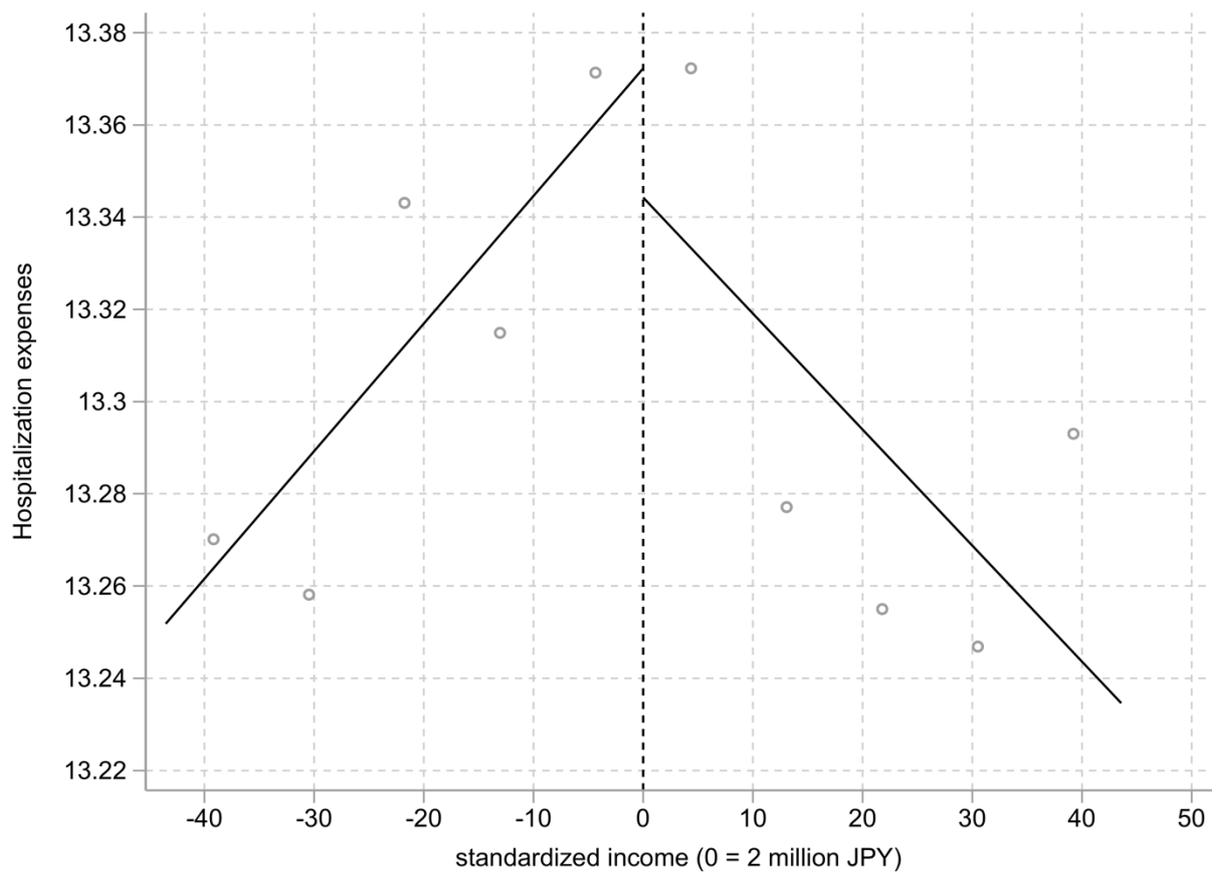


図 6-2: RDD 推定(医科入院)

課税所得が 28 万円以上 145 万円未満の単身世帯の 2022 年 10-11 月時点のデータを使用。  
縦軸は 2022 年 10-11 月の 2 ヶ月間の医療費の対数値。

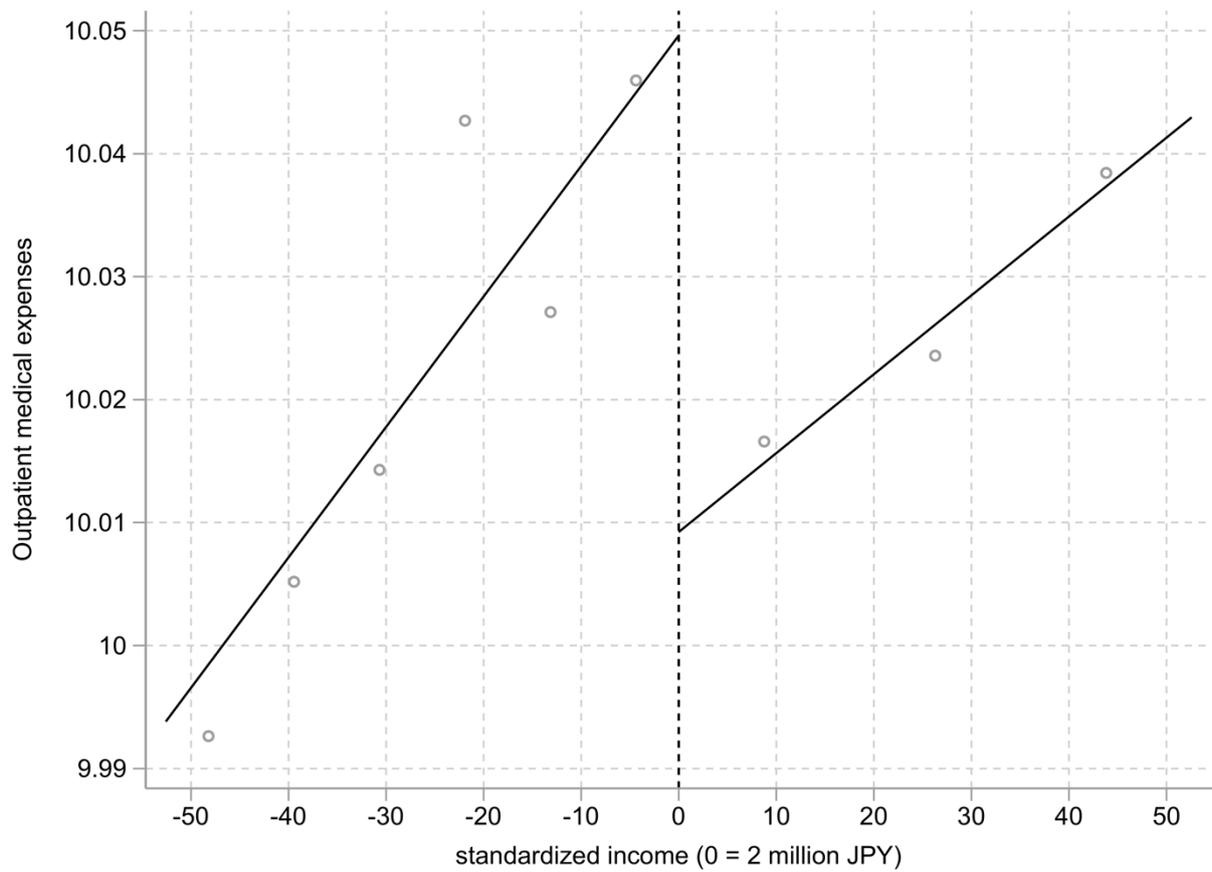


図 6-3: RDD 推定(医科外来)

課税所得が 28 万円以上 145 万円未満の単身世帯の 2022 年 10-11 月時点のデータを使用。  
縦軸は 2022 年 10-11 月の 2 ヶ月間の医療費の対数値。

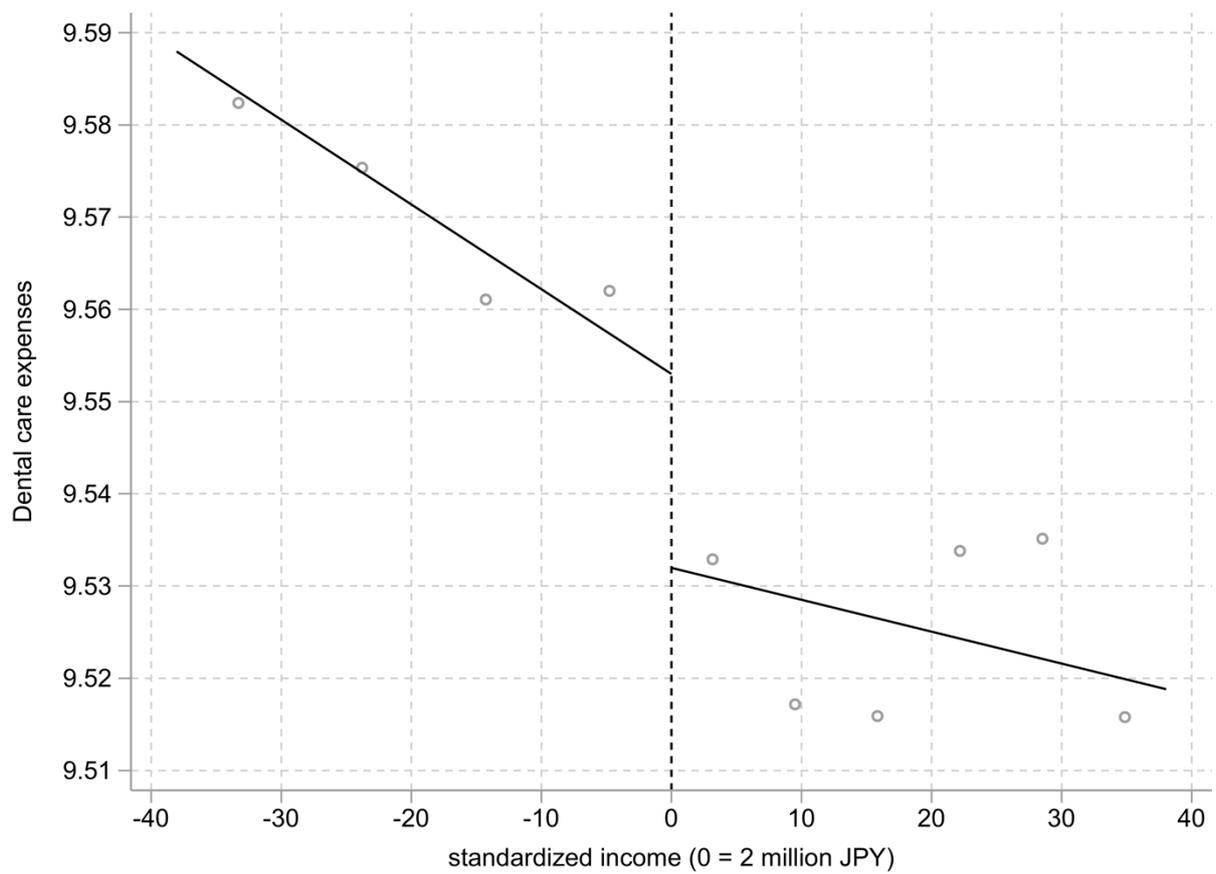


図 6-4: RDD 推定(歯科)

課税所得が 28 万円以上 145 万円未満の単身世帯の 2022 年 10-11 月時点のデータを使用。  
縦軸は 2022 年 10-11 月の 2 ヶ月間の医療費の対数値。

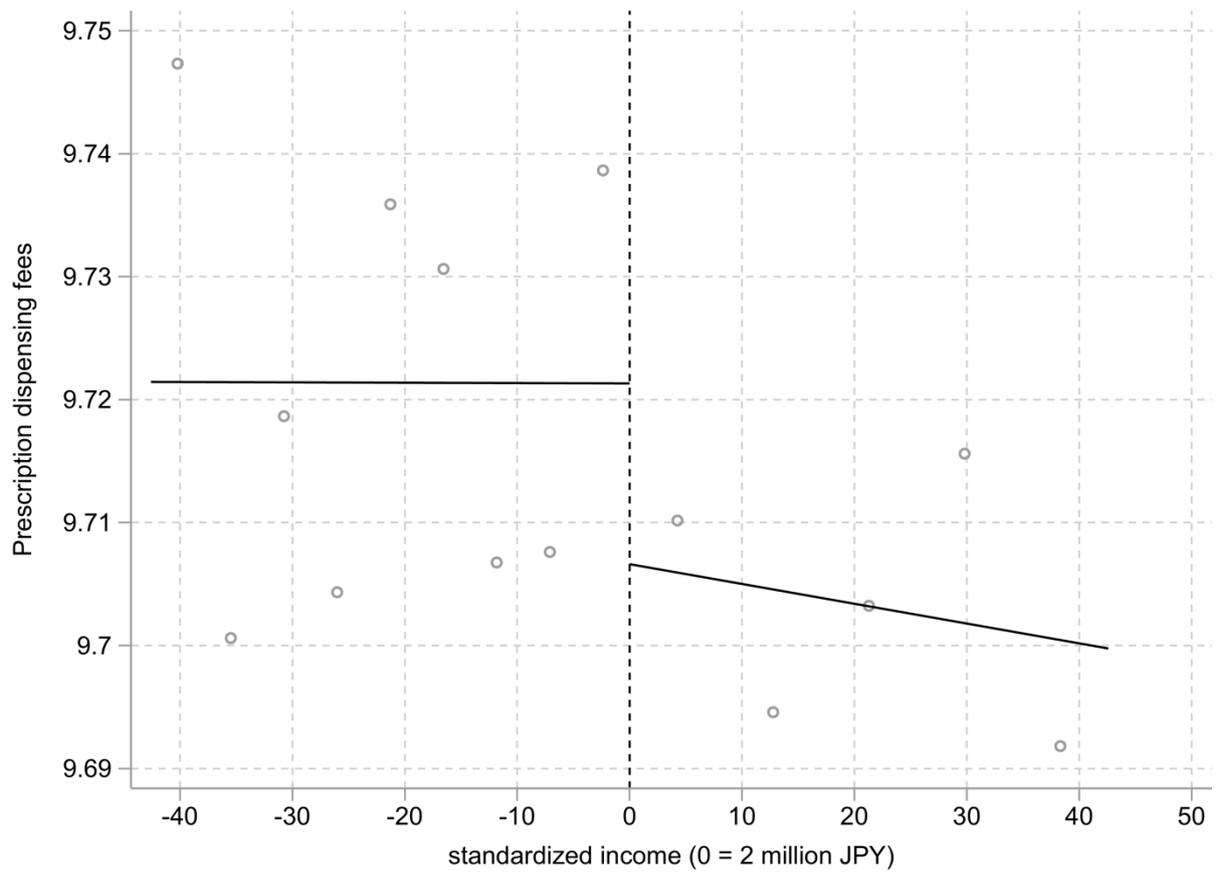


図 6-5: RDD 推定(調剤)

課税所得が 28 万円以上 145 万円未満の単身世帯の 2022 年 10-11 月時点のデータを使用。  
縦軸は 2022 年 10-11 月の 2 ヶ月間の医療費の対数値。

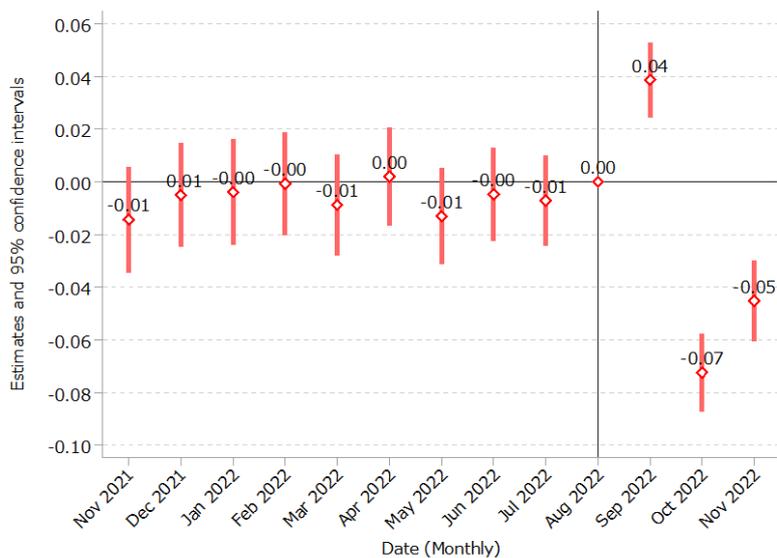


図 7-1: RDD-EVENT STUDY 分析(医療費総額)

課税所得が 28 万円以上 145 万円未満の単身世帯の 2021 年 11-2022 年 11 月時点のデータを使用. 縦軸は医療費月額対数値. 推定には income が 150 万円以上 250 万円以下のサンプルのみを使用. 点は点推定値, 棒は 95%信頼区間を表している. 標準誤差は個人間の誤差項の相関に頑健な標準誤差を計算した.

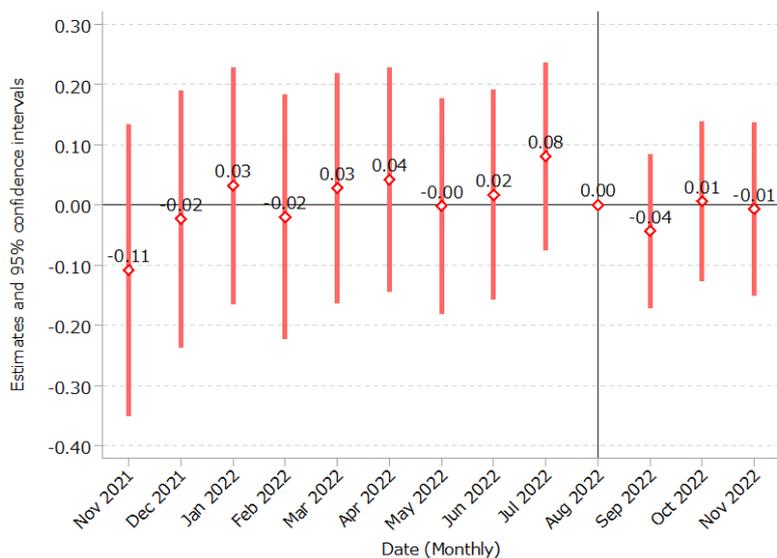


図 7-2: RDD-EVENT STUDY 分析(医科入院)

課税所得が 28 万円以上 145 万円未満の単身世帯の 2021 年 11-2022 年 11 月時点のデータを使用. 縦軸は医療費月額対数値. 推定には income が 150 万円以上 250 万円以下のサンプルのみを使用. 点は点推定値, 棒は 95%信頼区間を表している. 標準誤差は個人間の誤差項の相関に頑健な標準誤差を計算した.

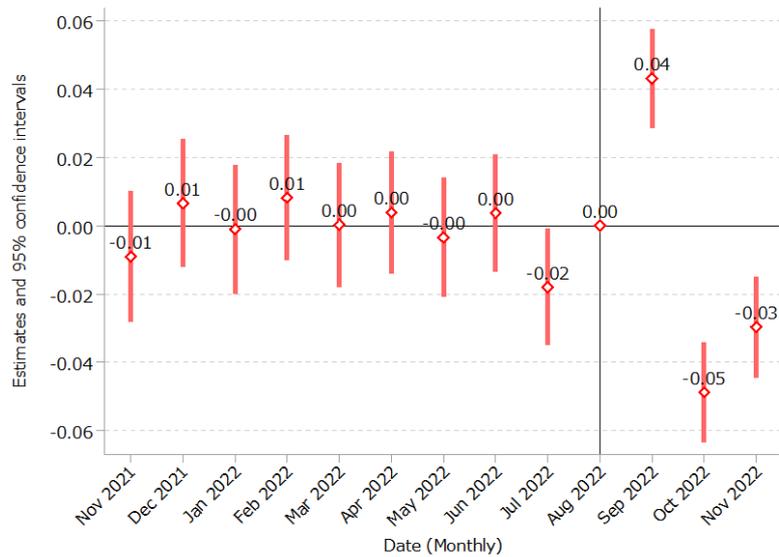


図 7-3: RDD-EVENT STUDY 分析(医科外来)

課税所得が 28 万円以上 145 万円未満の単身世帯の 2021 年 11-2022 年 11 月時点のデータを使用. 縦軸は医療費月額対数値. 推定には income が 150 万円以上 250 万円以下のサンプルのみを使用. 点は点推定値, 棒は 95%信頼区間を表している. 標準誤差は個人間の誤差項の相関に頑健な標準誤差を計算した.

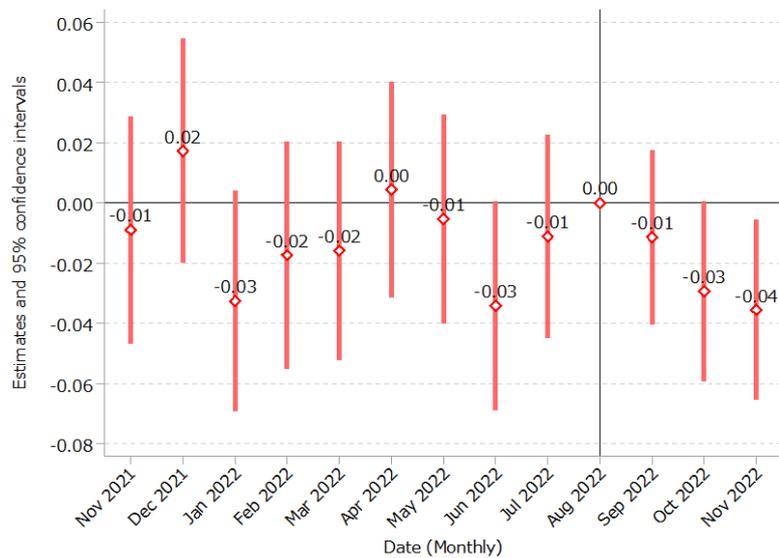


図 7-4: RDD-EVENT STUDY 分析(歯科)

課税所得が 28 万円以上 145 万円未満の単身世帯の 2021 年 11-2022 年 11 月時点のデータを使用. 縦軸は医療費月額対数値. 推定には income が 150 万円以上 250 万円以下のサンプルのみを使用. 点は点推定値, 棒は 95%信頼区間を表している. 標準誤差は個人間の誤差項の相関に頑健な標準誤差を計算した.

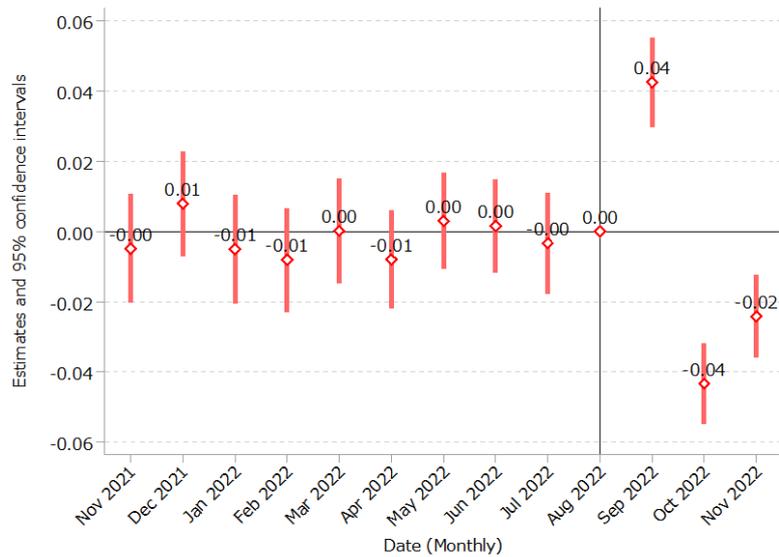


図 7-5: RDD-EVENT STUDY 分析(調剤)

課税所得が 28 万円以上 145 万円未満の単身世帯の 2021 年 11-2022 年 11 月時点のデータを使用. 縦軸は医療費月額対数値. 推定には income が 150 万円以上 250 万円以下のサンプルのみを使用. 点は点推定値, 棒は 95%信頼区間を表している. 標準誤差は個人間の誤差項の相関に頑健な標準誤差を計算した.

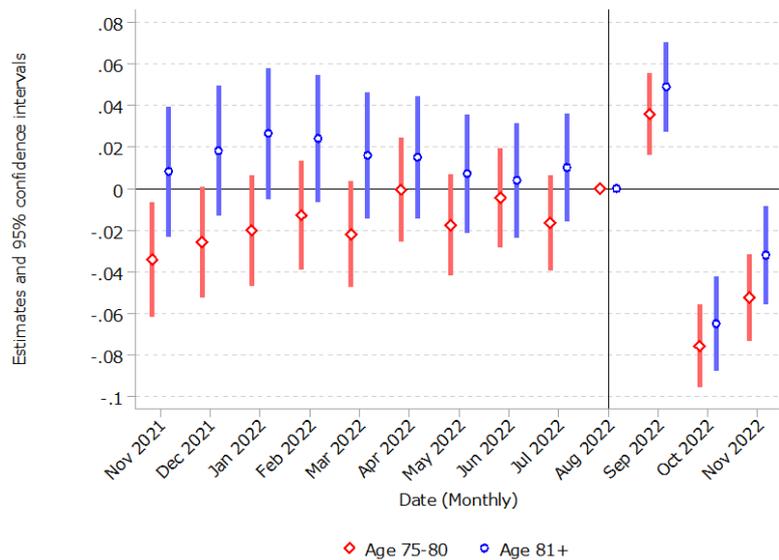


図 8-1: RDD-EVENT STUDY 分析(年齢別)(医療費総額)

課税所得が 28 万円以上 145 万円未満の単身世帯の 2021 年 11-2022 年 11 月時点のデータを使用. 縦軸は医療費月額対数値. 推定には income が 150 万円以上 250 万円以下のサンプルのみを使用. 点は点推定値, 棒は 95%信頼区間を表している. 標準誤差は個人間の誤差項の相関に頑健な標準誤差を計算した.

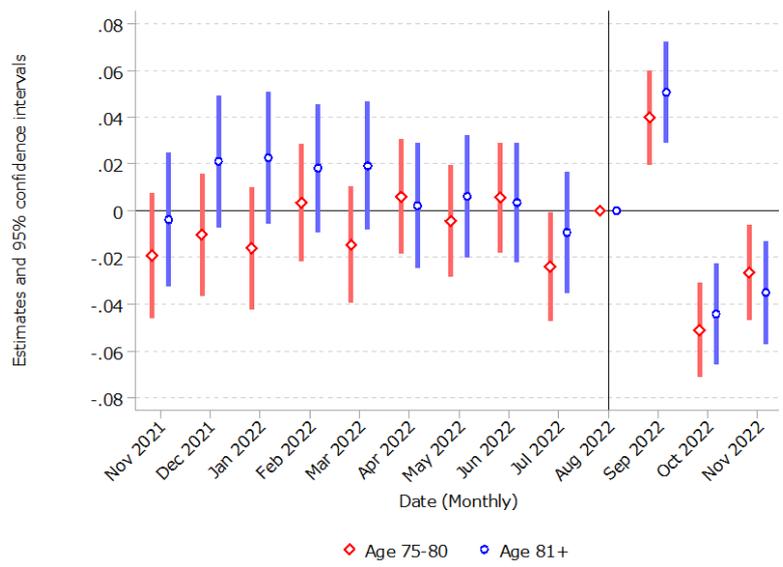


図 8-2: RDD-EVENT STUDY 分析(年齢別) (医科外来)

課税所得が 28 万円以上 145 万円未満の単身世帯の 2021 年 11-2022 年 11 月時点のデータを使用. 縦軸は医療費月額対数値. 推定には income が 150 万円以上 250 万円以下のサンプルのみを使用. 点は点推定値, 棒は 95%信頼区間を表している. 標準誤差は個人間の誤差項の相関に頑健な標準誤差を計算した.

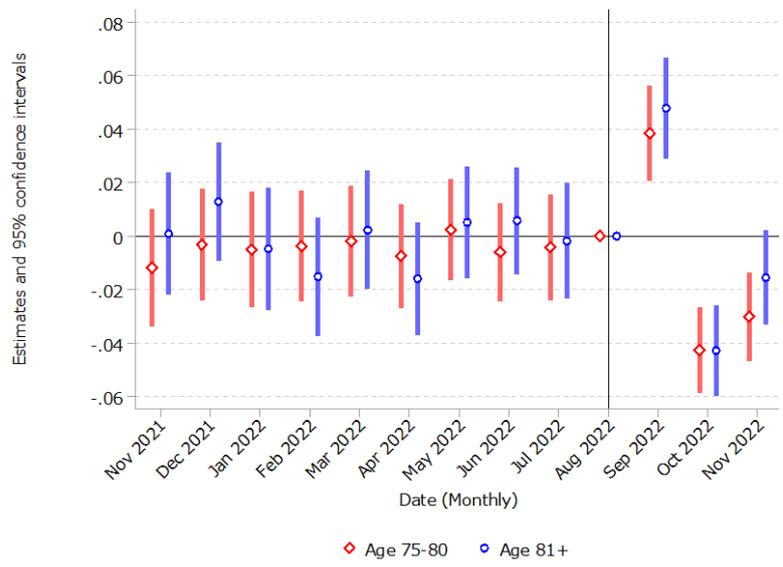


図 8-3: RDD-EVENT STUDY 分析(年齢別) (調剤)

課税所得が 28 万円以上 145 万円未満の単身世帯の 2021 年 11-2022 年 11 月時点のデータを使用. 縦軸は医療費月額対数値. 推定には income が 150 万円以上 250 万円以下のサンプルのみを使用. 点は点推定値, 棒は 95%信頼区間を表している. 標準誤差は個人間の誤差項の相関に頑健な標準誤差を計算した.