

## 別添 4

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診・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 商学大学院
研究分担者 川村 顕	早稲田大学 人間科学大学院
研究代表者 野口 晴子	早稲田大学 政治経済大学院

### 研究要旨

日本は、今世紀において史上類を見ない急激な人口減少時代に突入し、経済も未だ長期低迷から脱却したとは言い難い状況にある。そうした中、新型コロナウイルスの世界的な感染爆発は、医療や保健を下支えする稀少な人的・物的資源の偏在や財政の逼迫等、現行制度の持続可能性を脅かすリスクを顕在化させることになった。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診・受療行動に与えた影響に対する定量的検証を行う。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: RDD)に event study を組み合わせた RDD-ES による分析から、窓口負担割合が1割から2割に上昇する直前に、医療費額が上昇する、いわゆる、「駆け込み需要」を示唆する推定結果が得られた。また、推定から、窓口負担割合が1割から2割に上昇することにより、2022年10月以降、医療サービスの利用割合が1-3%、そして、医療費総額の月額が3-6%減少することが明らかになった。加えて、窓口負担割合の上昇が、後期高齢者の受診・受療行動に与える効果は、傷病によって異なることがわかった。医療サービスの価格弾力性は、医療政策の決定において、重要なパラメタであり、個人の属性ごとに異なる可能性がある。様々な状況の下での価格弾力性の幅を推定し、その背後にある状況を整理することは、より効率的・効果的な政策の運営を支えるための貴重な基礎資料となるだろう。

## A. 研究目的

今世紀に入り、日本をはじめとする先進諸国・地域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1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、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、現状の制度のままで、後期高齢者医療制度の維持は難しくなっていくだろう。

こうした背景の下、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・受療控えを通して、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診・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診・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診・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出来るだろう。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出来る。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

<sup>1</sup>日本経済新聞 2021年6月4日を参照

<https://www.nikkei.com/article/DGXZQOUA03C310T00C21A600000/> (2024年4月29日アクセス)

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診・受療行動に与えた影響を推定した。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診・受療行動に与えた影響を完全に予測することは出来ないかもしれない。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, より効率的・効果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診・受療行動に与えた影響を評価する。

尚, 本稿は令和 4 年度の研究報告書執筆時から, データの更新と追加分析を行い, そのアップデートをまとめたものである。データは 2023 年 6 月までのものを追加で整備し分析に用いた。また, 分析においては, 疾病別の効果測定をおこなった。

## 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。尚, 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。尚, 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。

<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

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 (2024 年 4 月 29 日アクセス)。

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」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。

(イ)「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。

尚、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。また、2022年10月以降の負担割合については2022年8月に通知された。

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出来るため、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

<sup>4</sup> その他の合計所得金額(AOI)は以下のように計算した。

$$\begin{aligned} AOI &= SUMI + \max(ANSI, 0) - MIRPP \\ SUMI &= BI + AI + REI + IDI + MI + \frac{CGOI}{2} + FI \\ ANSI &= NSI + AIDA \\ AIDA &= \max(\min(MIRPP, 100,000) \\ &\quad + \min(NSI2, 100,000) \\ &\quad - 100,000, 0) \\ NSI2 &= \max(GSI - SID, 0). \end{aligned}$$

所得総額(SUMI)は、事業所得(農業所得を除く)(BI)、農業所得(AI)、不動産所得(REI)、利子・配当所

本研究では、厚生労働省保険局調査課により収集・整備が行われた「後期高齢者の所得に応じた受療行動等実態調査」を分析に用いた。

「後期高齢者の所得に応じた受療行動等実態調査」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診・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2023年6月までの20ヶ月分利用可能である。受診・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・受療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。

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>4</sup>。

## B-3 分析サンプル

得(IDI)、雑所得(MI)、譲渡・一時所得(CGOI)の半分、及び山林所得(FI)を含む、さまざまな所得を合計したものである。調整後の純給与所得(ANSI)は、純給与所得(NSI)と調整された所得控除額(AIDA)の合計である。AIDAは、式(A.4)で定義されており、その中でMIRPPは公的年金等に関連する雑所得であり、NSI2はNSI以外の純給与所得の定義である。NSI2は、式(A.5)で定義されており、その中でGSIは給与収入額、SIDは給与所得控除である。SIDは所得税法第28条第2項に基づいている。

分析に際して、サンプルを2021年の所得区分が「一般区分」で、2021年の課税所得が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>5</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。

#### B-4 分析手法

2022年10月以降、自己負担率はincomeに基づいて決定され、後期高齢者は同一の医療サービスを受ける場合でも所得に応じて異なる価格に直面することになった。しかし、所得と健康の間には正の関係があるという先行研究が指摘しているため、20%の自己負担率と10%の自己負担率を持つ個人を単純に比較することから因果関係を解釈することは出来ないかもしれない。政策改訂前には、20%の自己負担率を持つ個人は、単純な比較の結果、10%の自己負担率を持つ個人よりも健康である可能性があり、これが正しい場合には、単純な比較に基づく推定にはバイアスが生じる。

この研究では、自己負担率の上昇が受診・受療行動に与える因果関係を推定するために、回帰不連続デザインとイベントスタディリサーチデザイン(RDD-ES)を組み合わせた研究デザインを使用する。RDD-ESモデルの基本的な考え方は、incomeが基準値をわずかに上回る個人と、所得が基準値をわずかに下回る個人との間で、受診・受療行動の変化を比較することです。基準値近傍の所得を持つ個人にサンプルを制限し、2022年10月の自己負担率が20%である個人を処置群、2022年10月の自己負担率が10%である個人を対照群とし、受診・受療行動の変化を比較す

<sup>5</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。

る。この論文では、RDDのバンド幅として50万円を使用している。

所得基準は中央政府によって決定され、個人にとって外生的であるかもしれないが、処置群と対照群の間にシステムチックな特性の違いがある可能性は否定出来ない。データのパネル構造を利用することで、個々の観測出来ない時間で不変の属性をコントロールすることが出来る。またイベントスタディにより、政策の影響のダイナミクスを分析することが出来る。

例えば、2割負担が導入された2022年には、窓口負担割合は多くの自治体でその年の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2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出来る<sup>6</sup>。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。

尚、2022年10月以降の負担割合が通知される2022年8月の前月である2022年7月を基準時点として設定した。

RDD-ESモデルを推定するために、以下の式を推定する。

$$y_{imt} = \alpha + \sum_{k \neq \text{July}2022} [\delta_k T_i \times 1\{t = k\}] + \theta_i + \phi_t + \eta_{mt} + u_{imt}, \dots (1)$$

ここで、被説明変数 $y_{imt}$ は自治体 $m$ に住む個人 $i$ の $t$ 時点での受診・受療行動変数(医療費の対数値、医療サービス利用ダミー、医療サービスの利用日数の対数値)である。変

<sup>6</sup> なお、例年は6月頃に判定・通知が行われる。

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 $u_{imt}$ 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7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診・受療行動に与えた影響を動学的に評価することが出来る。尚分析では、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)。

推定結果の因果解釈には並行トレンドの仮定が必要である。つまり、政策導入がない場合、処置群と対照群の受診・受療行動のトレンドが並行に動くことが仮定される。この仮定の妥当性についてはC-3にて議論する。

#### (倫理面への配慮)

本研究では、厚生労働省保険局調査課により収集・整備が行われた「後期高齢者の所得に応じた受療行動等実態調査」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)。尚、提供された個票には個人を特定出来る情報は含まれていない。

## C. 研究結果

### C-1 記述統計量

表1は分析サンプルの2022年7月時点のデータを用いて作成した記述統計であり、約137万人のデータが含まれている。平均年齢は81.6歳である。Incomeの平均値は390万円であり、そのうち年金所得額は230万円、その他の合計所得は160万円である。また、給与所得者は23%である。

医療費総額の平均値は66,300円であり、そのうち44%は入院費用(28,900円)、33%は外来費用(21,700円)、3.4%が歯科費用(3,400円)、11.6%が調剤費用(11,600円)に使われていた。約82.7%が何かしらの医療サービスを利用していた。サービスタイプ別に利用割合を計算すると、入院が4.2%、外来が77%、歯科が23.6%、調剤が63.6%であった。

### C-2 Income変数の妥当性

図1は、分析サンプルを用いて、2022年10月時点のincomeと負担割合の関係を表したものである。負担割合が20%の被保険者の割合はincomeが200万円未満では、1割未満である一方、200万円以上になることで、負担割合が20%の被保険者の割合が9割以上に上昇している。したがって、本研究で構築したincomeは2022年10月以降の窓口負担割合を予測出来ているといえる。

### C-3 並行トレンド仮定の妥当性

図2は、医療費総額の対数値(パネルa)、医療サービス利用ダミー(パネルb)と医療サービスの利用日数の対数値(パネルc)を被説明変数としたRDD-ESモデルの推定結果である。パネルaとcの赤い菱形の点は、式(1)のパラメタ $\delta_k$ の推定値であり、赤色の棒は95%信頼区間を表している。信頼区間は個人レベルクラスターリングに頑健な標準誤差を用いて計算し

た。パネルaとcは、log-levelモデルにより推定されているため、係数に100をかけた場合に変化率として解釈できる。また、パネルbの赤い菱形の点は、式(1)のパラメタ $\delta_k$ の推定値を2022年7月以前の処置群における平均値で割ったものであり、係数に100をかけることにより変化率として解釈出来る。パネルbにおいても赤色の棒は95%信頼区間を表しており、信頼区間は個人レベルクラスタリングに頑健な標準誤差を用いて計算した。サンプルの観測数(=個人×月次)はパネルaで、20ヶ月全体で1,579,761件であり、延べ104,407人の被保険者数、パネルbで、20ヶ月全体で1,989,713件であり、延べ109,243人の被保険者数、パネルcで、20ヶ月全体で1,578,054件であり、延べ104,397人の被保険者を含む。

図2のパネルaとパネルbからは、2022年7月以前の全ての時点において統計的に有意な係数は推定されなかった。パネルcからは、2022年4月でのみ5%水準で統計的に有意な係数が推定された。これらの結果は、2022年10月以降の負担割合が通知されるまでは、処置群と対照群で受療行動が概ね並行に推移していた可能性を示唆するものである。これは、並行トレンド仮定の妥当性をサポートするものといえる。

#### C-4 窓口負担割合の上昇が後期高齢者の受診・受療行動に与えた効果

はじめに、図2のパネルaから、窓口負担割合の上昇が医療費総額に与えた影響を議論する。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が少なくとも5%水準で統計的に有意に正に推定されたことが明らかになった。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総額が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少なくとも5%水準で統計的に有意に負に推定された。係数の大きさは-0.06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、医療費総額が6%減少したことが示唆される。2022年11月以降も統計的に有意な負の係数が推定された一方で、計数の大きさは、2022年10月のものよりも徐々に小さくなり、2023年2月以降は-0.03で安定している。これは医療費総額の3%の減少と解釈出来、2022年10月のものよりも半分の大きさになった。

これらの結果は、医療サービスの駆け込み需要の可能性を示唆するものである。2022年9月に駆け込み需要が生じたことにより、2022年10月には、窓口負担割合の上昇と直前の駆け込み需要の影響を受けて需要がより落ち込んだが、それ以降徐々に駆け込み需要の影響が小さくなり、2023年2月以降の-0.03という係数は窓口負担割合の上昇の純粋な効果と解釈出来るだろう。

医療サービスの利用の有無(パネルb)と医療サービスの利用日数(c)についても同様の傾向が見られた。効果の大きさについては医療費総額と利用日数で大きな違いはなかったが、利用の有無では効果の大きさがそれらに対するものよりも小さくなっている。

これらの結果からは、一定以上の所得を持つ後期高齢者は、窓口負担割合の上昇により、医療サービスの量(“intensive margin”)を減らす傾向がある一方、医療サービスの利用

(“extensive margin”) を止める傾向がなかったことが明らかになった。

#### C-5 主傷病による効果の異質性

次に、窓口負担割合の上昇が受診・受療行動に与える効果の異質性について、主傷病に着目して分析をおこなう。

データには、社会保険表章用疾病分類の中分類(122疾病)に基づく、主傷病別の外来受診・受療日数や入院日数が含まれている。これらから、主傷病別外来サービス利用ダミー変数を構築し、RDD-ESモデルの被説明変数として用いた。

図3は、主傷病別外来サービス利用ダミーを被説明変数としたRDD-ESモデルの分析結果をまとめたものである。図では、45疾病についての分析結果をまとめている。この45疾病の選定条件は以下の2つを満たすものである。

- (1) 2022年7月以前の処置群における該当疾病が主傷病の場合の外来利用率が0.5%以上
  - (2) 2022年7月以前のパラメタ $\delta_k$ の推定値の5/8(62.5%)が統計的に有意でない
- 後者は並行トレンド仮定が一定程度妥当だろうと考えられる傷病を選定するための基準である。

パネルaは2022年10月のパラメタ $\delta_k$ の推定値を45疾病についてまとめたものである。赤い菱形の点は、式(1)のパラメタ $\delta_k$ の推定値を2022年7月以前の処置群における平均値で割ったものであり、係数に100をかけることにより変化率として解釈出来る。赤色の棒と白色の棒は、それぞれ95%、90%信頼区間を表している。信頼区間は個人レベルクラスタリングに頑健な標準誤差を用いて計算した。傷病名の右横の括弧内の数値は2022年7月以前の

処置群における該当疾病が主傷病の場合の外来利用率を表している。パネルbは2022年10月と2023年3月のパラメタ $\delta_k$ の推定値をまとめたものであり、菱形(2022年10月)と四角(2023年3月)の点は、式(1)のパラメタ $\delta_k$ の推定値を2022年7月以前の処置群における平均値で割ったものであり、係数に100をかけることにより変化率として解釈出来る。赤色と青色の棒は95%、90%信頼区間を表しており、信頼区間は個人レベルクラスタリングに頑健な標準誤差を用いて計算した。

図3のパネルaからは、窓口負担割合の上昇が受診・受療行動に与える効果が傷病によって異なることが明らかになった。統計的に有意でない推定値も含んで入るが、推定された効果は-16.0%から2.7%の間であった。45疾病のうち17疾病(37.8%)で、少なくとも10%水準で統計的に有意な負の効果が推定された。うち、12疾病で5%水準で統計的に有意な効果を得られた。17疾患のうち、う蝕が最も大きい効果を得た疾患であり、2022年10月には、処置群でう蝕による外来利用が16%減少した。17疾患のうち8疾患は効果の大きさの絶対値が10%よりも大きく、6疾患では5.1%-8.1%、3疾患で5%未満(3.5%、4.3%、4.6%)であった。17疾患の中で、効果の最大値は最小値の4.6倍であった(う蝕 (-16.0%) versus 糖尿病(-3.5%))。45疾患のうち10疾患はその効果が統計的に有意には推定されず、その大きさはゼロの近傍であった(-1.1%-2.7%)。

17疾患で2022年10月に観察された負の効果は、その後小さくなっていった。17疾患のうち11疾患は、2022年10月の半年後の2023年3月には、統計的な有意性に関わらず、その効果の大きさは20%以上小さくなっていった(脂質異常症、その他の神経系の疾患、屈折及び調節の障害、その他の眼及び付属器の疾

患, 高血圧性疾患, 喘息, う蝕, 歯肉炎及び歯周疾患, 炎症性多発性関節障害, 関節症, 骨の密度及び構造の障害)(パネルb). 17 疾病のうち2疾病では, 2023年3月と2022年10月で効果の大きさが大きく変わらなかった(白内障, その他の筋骨格系及び結合組織の疾患).

#### D. 考察/E. 結論

本研究では, 厚生労働省保険局調査課により収集・整備が行われた「後期高齢者の所得に応じた受療行動等実態調査」に RDD-ES という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, 被保険者の受診・受療行動に与えた影響を分析した.

RDD-ES 推定から, 窓口負担割合が1割から2割に上昇することにより, 医療費総額の月額が3-6%減少することが, 医療サービスの利用が1-3%減少することが明らかになった. 医療サービスの価格が100%上昇したと仮定した場合, 需要の価格弾力性は, 0.03-0.06(医療費総額), 0.01-0.03(医療の有無)と計算出来る. 尚, 外来診療の負担軽減策や高額療養費制度により, 医療サービスの価格上昇率が, 実際は100%よりも小さくなる可能性があることには留意されたい.

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, その時点での受診・受療を控え, 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需要した場合, 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.

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. また, 分析から窓口負担割合の上昇が医療需要に与える効果が傷病によって異なることが明らかになった. 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

June/30-July/3/2024: “The Effect of Patient Cost-Sharing on Demand for Medical Care Services: Evidence from a Novel Real-World Data for the Oldest-Old Population in Japan”. European Health Economics Association (EuHEA)(採択済み)にて口頭報告予定.

## 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>

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>

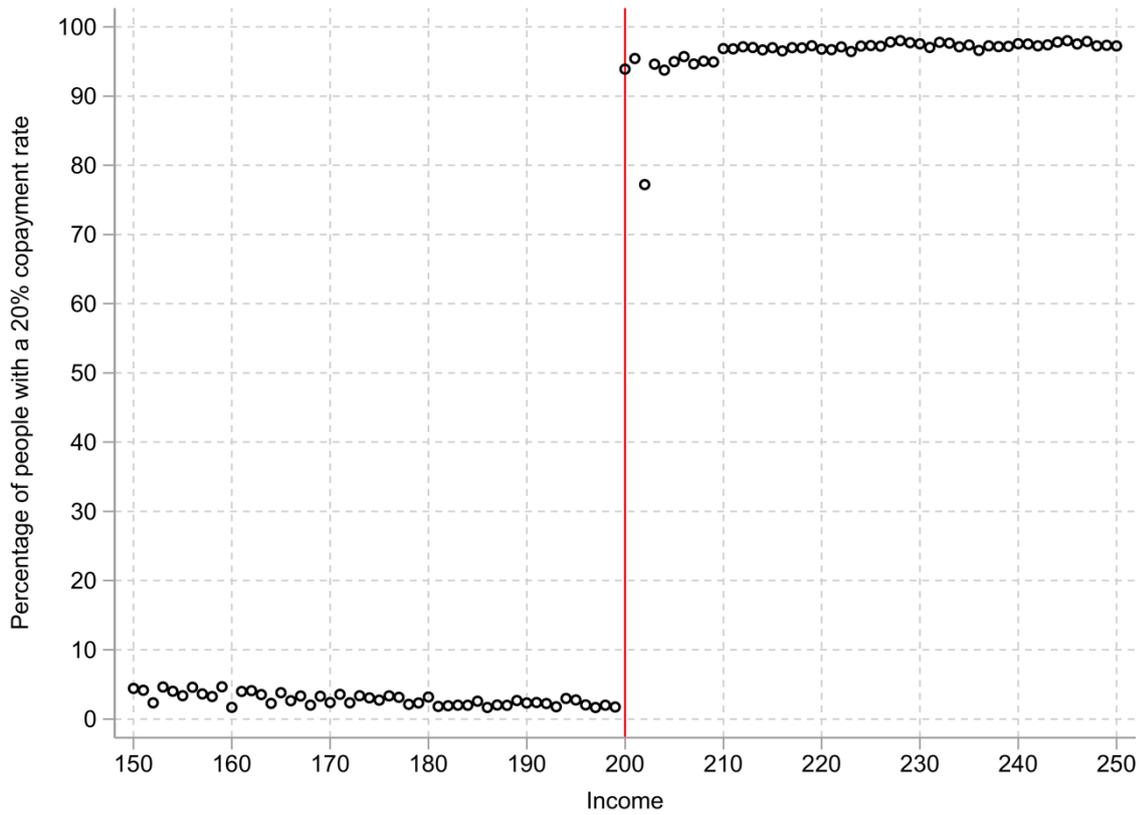
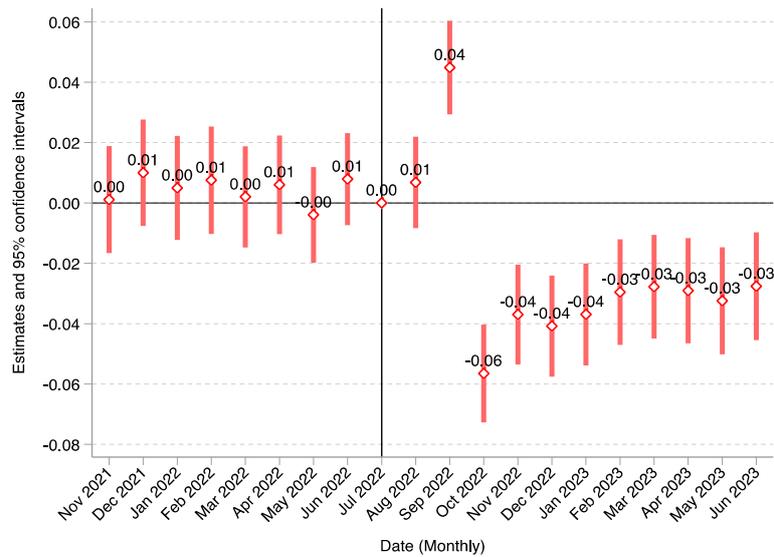
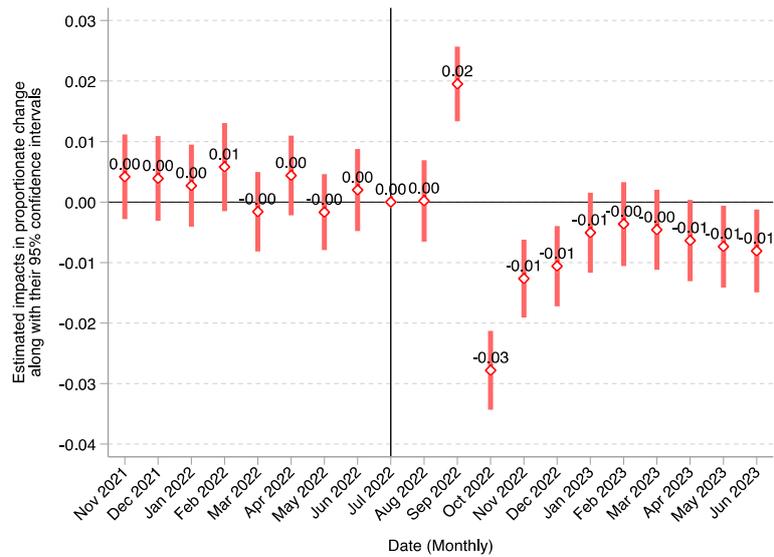


図1 判定用所得(*income*)と窓口負担割合の関係(2022年10月)

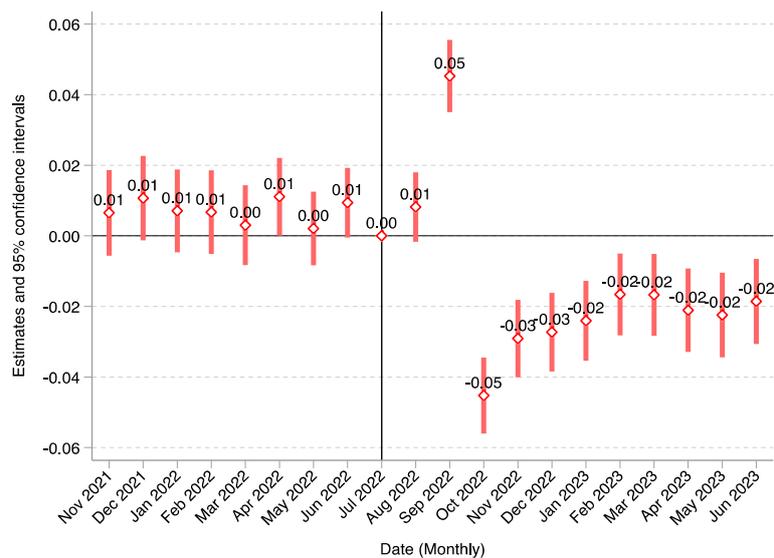
サンプルは2021年の所得が一般区分と判定され課税所得が28万円以上145万円未満の単身世帯者。Y軸は窓口負担割合が2割の被保険者の割合。X軸は判定用所得(*income*)(1万円の幅ごとに割合を計算)。



パネル a 医療費総額(対数値)



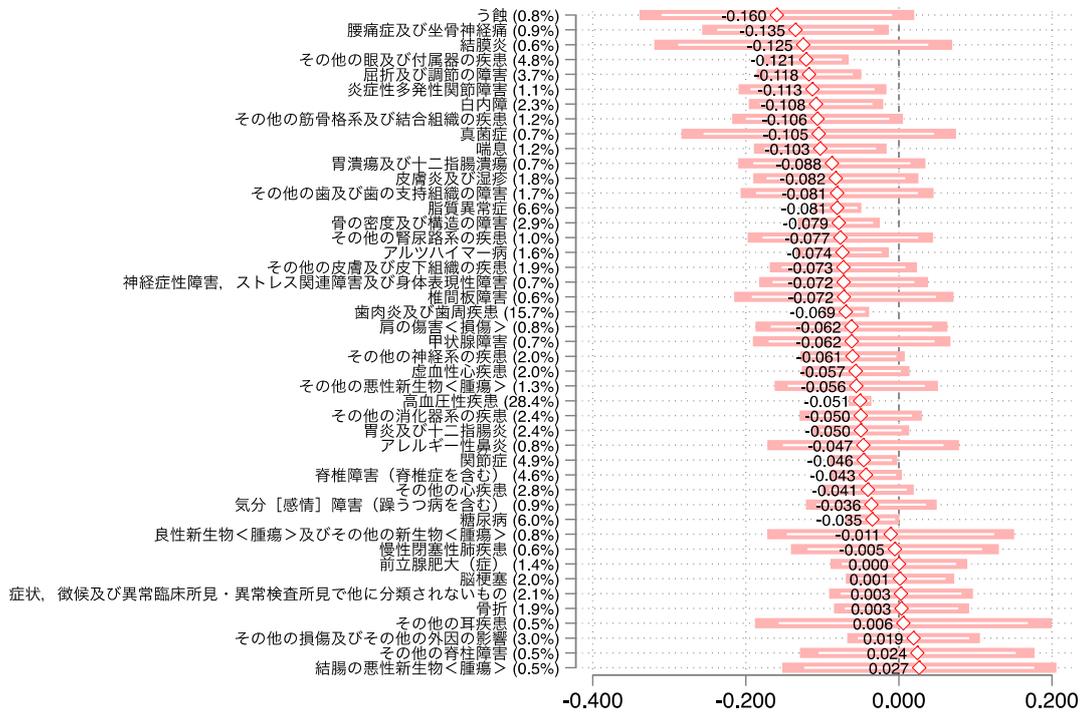
パネル b 医療サービスの利用有無



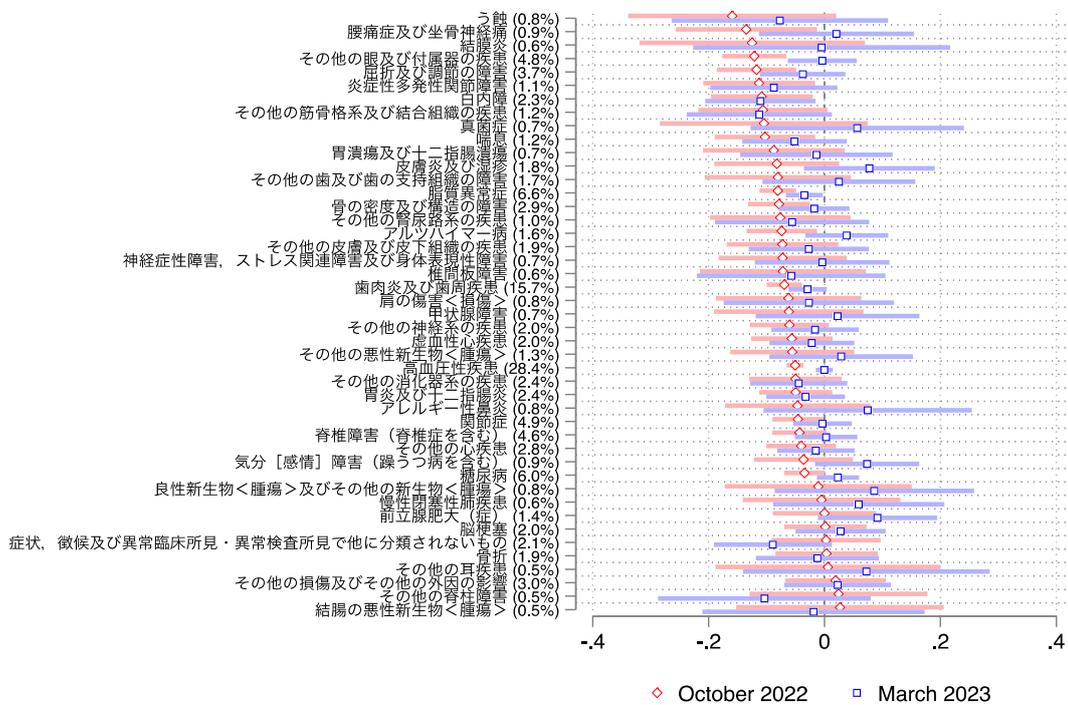
パネル c 医療サービスの利用日数

図 2 窓口負担割合の上昇が医療需要に与えた影響

サンプルは 2021 年の所得が一般区分と判定され課税所得が 28 万円以上 145 万円未満の単身世帯者で、かつ判定用所得(*income*)が 150 万円から 250 万円の被保険者。パネル a と c の赤い菱形の点は、式(1)のパラメタ $\delta_k$ の推定値であり、赤色の棒は 95%信頼区間を表している。信頼区間は個人レベルクラスタリングに頑健な標準誤差を用いて計算した。パネル a と c は、log-level モデルにより推定されているため、係数に 100 をかけた場合に変化率として解釈できる。また、パネル b の赤い菱形の点は、式(1)のパラメタ $\delta_k$ の推定値を 2022 年 7 月以前の処置群における医療サービス利用率で割ったものであり、係数に 100 をかけることにより変化率として解釈できる。パネル b においても赤色の棒は 95%信頼区間を表しており、信頼区間は個人レベルクラスタリングに頑健な標準誤差を用いて計算した。なお、式(1)のパラメタ $\delta_k$ 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需要変数の差が、基準時点(2022 年 7 月)における差とどれくらい異なっているかを表す。



パネル a 2022 年 10 月の推定値



パネル b 2022 年 10 月の推定値 versus 2023 年 3 月の推定値  
 図 3: 窓口負担割合の上昇が外来サービス利用に与えた影響(主傷病別)

サンプルは 2021 年の所得が一般区分と判定され課税所得が 28 万円以上 145 万円未満の単身世帯者で、かつ判定用所得(*income*)が 150 万円から 250 万円の被保険者。図では、45 疾病についての分析結果をまとめている。この 45 疾病の選定条件は以下のとおりである。(1)2022 年 7 月以前の処置群における該当疾病が主傷病の場合の外来利用率が 0.5% 以上、かつ、(2)2022 年 7 月以前のパラメタ $\delta_k$ の推定値の 5/8(62.5%)が統計的に有意でない。後者は並行トレンド仮定が一定程度妥当だろうと考えられる傷病を選定するための基準である。パネル a は 2022 年 10 月のパラメタ $\delta_k$ の推定値を 45 疾病についてまとめたものである。赤い菱形の点は、式(1)のパラメタ $\delta_k$ の推定値を 2022 年 7 月以前の処置群における平均値で割ったものであり、係数に 100 をかけることにより変化率として解釈出来る。赤色の棒と白色の棒は、それぞれ 95%、90%信頼区間を表している。信頼区間は個人レベルクラスタリングに頑健な標準誤差を用いて計算した。傷病名の右横の括弧内の数値は 2022 年 7 月以前の処置群における該当疾病が主傷病の場合の外来利用率を表している。パネル b は 2022 年 10 月と 2023 年 3 月のパラメタ $\delta_k$ の推定値をまとめたものであり、菱形(2022 年 10 月)と四角(2023 年 3 月)の点は、式(1)のパラメタ $\delta_k$ の推定値を 2022 年 7 月以前の処置群における平均値で割ったものであり、係数に 100 をかけることにより変化率として解釈出来る。赤色と青色の棒は 95%、90%信頼区間を表しており、信頼区間は個人レベルクラスタリングに頑健な標準誤差を用いて計算した。

表 1 記述統計 (2022 年 7 月)

	平均値	標準偏差
年齢	81.6	6.0
判定要所得( <i>income</i> ) (100 万円)	3.923	1.488
公的年金等収入	2.284	0.795
その他の合計所得金額	1.639	1.149
給与所得者割合	0.230	0.421
医療費総額(月額) (1000 円)	66.3	206.1
入院	28.9	190.5
外来	21.7	61.6
歯科	3.4	12.0
調剤	11.6	37.9
医療機関利用割合(一月あたり)	0.827	0.379
入院	0.042	0.201
外来	0.770	0.421
歯科	0.236	0.425
調剤	0.636	0.481
観測数(被保険者数)		1,368,921

2022 年 7 月のデータをもとに作成。観測単位は被保険者個人。サンプルは 2021 年の所得が一般区分と判定され課税所得が 28 万円以上 145 万円未満の単身世帯者。