

医療保険の自己負担の動学的効果：年齢DIDアプローチ

財務総合政策研究所総務研究部研究員

西田 安紗

早稲田大学政治経済学術院教授／財務総合政策研究所特別研究官
別所 俊一郎

2025 年 9 月

本論文の内容は全て執筆者の個人的見解であり、財務省あるいは財務総合政策研究所の公式見解を示すものではありません。

医療保険の自己負担の動学的効果：年齢DIDアプローチ^{*1}

西田 安紗^{*2}

別所 俊一郎^{*3}

要 約

公的医療保険の経済に対する規模が拡大し、長期的な持続可能性が懸念される中、医療保険制度の設計は各国で重要な政策課題となっている。医療サービスの価格というべき自己負担割合に対して人々がどのように反応しているかを理解することは、制度設計において極めて重要である。本稿では、日本の高齢者のデータを用いて、自己負担割合の変化に対する人々の反応の動学を実証的に検討する。

本稿の目的は、公的医療保険制度での2014年4月の制度改正を用いて、自己負担割合の引上げがもたらした医療サービス消費・健康・健康行動効果の時間的変化と、社会経済的地位による異質性を分析することである。この改正では、2014年以降に70歳になる者について70～74歳の自己負担割合が1割から2割に引き上げられた。したがって、1944年4月以降生まれの70～74歳は自己負担割合が2割に引き上げられた一方、1944年3月以前生まれの者は1割が維持された。そこで、1944年4月を基準としてその前後に生まれた者を比較する差の差（年齢DID: age difference-in-difference）推定を行った。

本稿の貢献は2つある。第1は、自己負担割合の変化に対する医療サービス消費・健康・健康行動の反応の長期の動学的変化を追跡している点である。第2は、動学的変化を追跡するにあたって個人固定効果を制御した点である。また、先行研究では必ずしも十分に対処されていない標本の問題にもより留意している。

本稿の結果は以下のようにまとめられる。第1に、自己負担割合の引上げは、全体の医療費を減少させる効果を持つ。第2に、個人の固定効果を制御すると、自己負担割合の引上げと医療費や受診の有無は相関を持たず、医療費減少の効果は受診の有無というextensive marginではなく、受診したときの医療費の減少というintensive marginで発現する。第3に、この効果は自己負担割合の変化の直後にはそれほど顕現せず、数年後以降に安定する。この結果は習慣形成仮説と整合的かもしれない。第4に、自己負担割合の引上げは、健康状態や健康行動を変化させない。第5に、医療費や健康への効果は社会経済的地位にはほとんど依存しない。これらの結果は、医療機関へのアクセスが保障され、自己負担割合が低い状況では、自己負担割合の引上げは健康への悪影響を伴うことなく医療費の抑制につながることを示唆している。

キーワード：公的医療保険、自己負担割合、反応のダイナミクス

JEL Classification：I11, I12, I13, I18, J14

^{*1} 本稿の執筆にあたって、井深陽子、中嶋亮、高久玲音、三好向洋、一橋大学・広島大学でのワークショップの参加者、日本経済学会2025年度秋季大会参加者から有益なコメントをいただいた。ここに記して深く感謝の意を表したい。なお、本稿の内容や意見はすべて筆者の個人的見解であり、財務省あるいは財務総合政策研究所の公式見解を示すものではなく、本稿における誤りはすべて筆者個人に帰するものである。

^{*2} 財務総合政策研究所総務研究部研究員

^{*3} 早稲田大学政治経済学術院教授/財務総合政策研究所特別研究官

I. 序論

公的医療保険の経済に対する規模が拡大し、長期的な持続可能性が懸念される中、医療保険制度の設計は各国で重要な政策課題となっている。高齢化が急速に進展している日本も例外ではない。医療サービスの価格というべき自己負担割合に対して人々がどのように反応しているかを理解することは、制度設計において極めて重要である。本稿では、日本の高齢者のデータを用いて、自己負担割合の変化に対する人々の動学的な反応を実証的に検討する。

医療保険の自己負担割合に対する被保険者の反応については膨大な研究が行われてきた (Baicker and Goldman 2011, McGuire 2011, Einav and Finkelstein 2018, Finkelstein et al. 2018)。その多くは短期的な反応を検討しており、日本の高齢者を対象とした自然実験による研究においても同様である。Shigeoka (2014)、Fukushima et al. (2016)、Kato et al. (2022)、清水 (2023) は70歳で自己負担割合が3割から1割に低下することを利用した回帰不連続デザイン (RDD) を用いた分析を行い、自己負担割合の低下が医療サービスの利用の増加をもたらす一方で、健康状態はほとんど変化しないとの結論を得ている。うちKato et al. (2022) や清水 (2023) は制度変更の効果を所得水準 (・健康水準) 別に分析しているが、前者は低所得者ほど需要の価格弾力性が低いという結果であるのに対し、後者は健康状態の悪い低所得者の価格弾力性が高いという結果となっており、未だコンセンサスが形成されているとは言い難い。及川ほか (2024) は、2022年に75歳以上の後期高齢者のうち一定の所得のある者の自己負担割合が1割から2割に引き上げられたことを用いた分析を行い、医療費の減少を検出している。

近年では自己負担割合の設定に対する動学的な反応を検討している研究もある。Aron-Dine et al. (2015) と Klein et al. (2022) は年間の自己負担額の上限を利用して動的インセンティブの効果を検討し、人々が将来の自己負担を考慮した前向きな意思決定を支持している¹。Johansson et al. (2023) はスウェーデンのデータを用いて将来の自己負担の減少を見越して受診を遅らせる効果を検出している。他方、Brot-Goldberg et al. (2017)、Guo and Zhang (2019)、Dalton et al. (2020) の結果は、被保険者の行動は近視眼的であることを示唆している。これらの研究はいずれも、近い将来の自己負担の変化に対する現在の行動の変化を検討している。自己負担割合の変化に対する反応の動学的動きを調べる研究もある。Iizuka and Shigeoka (2023) は日本の乳幼児医療費助成制度を用いて、自己負担割合の変化に対する短期的 (1か月) 反応と長期的 (1年) 反応を比較している。これらの研究の時間的視野は概ね1年程度である。これは、自己負担割合が外生的に長期間変動するという状況がほとんど存在しないためである。例外的なものとして、時間的視野は5年以上で本稿と同じ設定を用いているKomura and Bessho (2025) がある。彼らは70歳と75歳での自己負担割合の変化が医療サービス利用や健康に与える効果を検証し、その効果が自己負担割合が変化したのちも継続することを発見している。

本稿の目的は、Komura and Bessho (2025) で用いられた識別戦略を用いて、自己負担割合の引上げがもたらした医療サービス消費・健康・健康行動効果の時間的変化と、社会経済的地位による異質性を分析することである。具体的には、日本の公的医療保険制度での2014年4月の制度改正を用いる。この改正では、2014年以降に70歳になる者について70～74歳の自己負担割合が1割から2割に引き上げられた。したがって、1944年4月以降生まれの70～74歳は自己負担割合が2割に引き上げられた一方、1944年3月以前生まれの者は1割が維持された。そこで、1944年4月を基準としてその前後に生まれた者を比較する差の差 (年齢DID: age difference-in-difference) 推定を行った。この閾値の前後のコホートで健康状態が大きく異なるとは考えにくく、生年月は選択不可能だから、処置群と対照群の割り当てはほぼ無作為とみなすことができる。

この識別戦略に基づく年齢DIDを用いた本稿の貢献は2つある。第1は、自己負担割合の変化に対する医療サービス消費・健康・健康行動の反応の長期の動学的変化を追跡している点である。自己負担

¹ RAND 医療保険実験も免責 (deductible) のもたらす動的インセンティブの効果を検討しているが、標本規模が小さいため十分な結果は得られていない (Aron-Dine et al. 2013)。

割合の変化に対する日本の高齢者の反応を検討した先行研究（Shigeoka 2014, Fukushima et al. 2016, Kato et al. 2022）は70歳での自己負担割合の非連続的变化を利用しており、一時点での効果のみを検討している。先述した動学的反応を検証した論文は、Komura and Bessho (2025) を除けば、1年以内の短期的な自己負担割合の変化に対する反応を検討しているが、本稿では自己負担割合変化後5年以上のダイナミクスを追跡している。第2は、動学的変化を追跡するにあたって個人固定効果を制御した点である。RDDを用いた上記の先行研究では個人固定効果を制御することはできないし、Komura and Bessho (2025) は集計データを用いているため、個人ごとの異質性を無視している。本稿ではパネルデータを用いて、個人固定効果を制御し、より精緻な因果推論を行っている。また、先行研究では必ずしも十分に対処されていない標本の問題にもより留意している。すなわち、現役並み所得者（70歳以上であっても3割負担が適用される者）、高額療養費制度の利用者、生活保護受給者といった、標準的な自己負担割合を適用されない個人を注意深く除外した推定を行っている。

また、本稿は自己負担割合の変化に伴う二種類のモラルハザードを同時に検証する論文と位置付けられる。すなわち、自己負担割合の引上げが医療費や健康に与える影響（ex-post moral hazard）と、疾病リスクにつながる健康行動に与える影響（ex-ante moral hazard）の二点である。ex-post moral hazard を分析した研究は複数存在する一方、ex-ante moral hazardまで分析した研究は多くない。これは、Shigeoka (2014) は患者調査、Fukushima et al. (2016) やKato et al. (2022) はレセプトデータを使用し、データの制約上健康行動を被説明変数とした分析が困難であったためである。これに対し、Komura and Bessho (2025) で使用した国民生活基礎調査²や、本稿で使用した日本家計パネル調査には、個人の健康行動に関する質問項目（運動、飲酒、喫煙等）があるため、自己負担割合の引上げが健康行動および実際の健康に及ぼす影響の両方を確認することができた。

本稿の結果は以下のようにまとめられる。第1に、自己負担割合の引上げは、全体の医療費を減少させる効果を持つ。第2に、個人の固定効果を制御すると、自己負担割合の引上げと医療費や受診の有無は相関を持たず、医療費減少の効果は受診の有無というextensive marginではなく、受診したときの医療費の減少というintensive marginで発現する。第3に、この効果は自己負担割合の変化の直後にはそれほど顕現せず、数年後以降に安定する。この結果は習慣形成仮説と整合的かもしれない。第4に、自己負担割合の引上げは、健康状態や健康行動を変化させない。第5に、医療費や健康への効果は社会経済的地位にはほとんど依存しない。これらの結果は、医療機関へのアクセスが保障され、自己負担割合が低い状況では、自己負担割合の引上げは健康への悪影響を伴うことなく医療費の抑制につながることを示唆している。

本稿の構成は次の通りである。まず、第Ⅱ節では、日本の医療制度や2014年4月の自己負担割合引上げの制度的背景について説明する。続く第Ⅲ節では、使用するデータを説明する。第Ⅳ節では識別戦略を述べ、第Ⅴ節では推定結果とその解釈を示す。第Ⅵ節はまとめに充てられる。

II. 制度的背景

II-1. 公的医療保険制度

日本では、1961年に導入された国民皆保険制度によりほぼすべての市民が公的医療保険に加入している。公的医療保険は入院・外来・調剤を包括的にカバーしており、民間医療保険の役割は限定的である。公的保険制度は分立しており、年齢・職域・地域によって加入する保険が決められている。保険料は定額か所得比例となっているが、保険医療機関での医療サービスに関する給付や自己負担は概ね同一であり、本稿の分析では保険者の違いは問題とならない。日本の医療制度は家庭医制度やゲートキーパー制度を採っていない。大学病院などいくつかの大病院で受診するためには紹

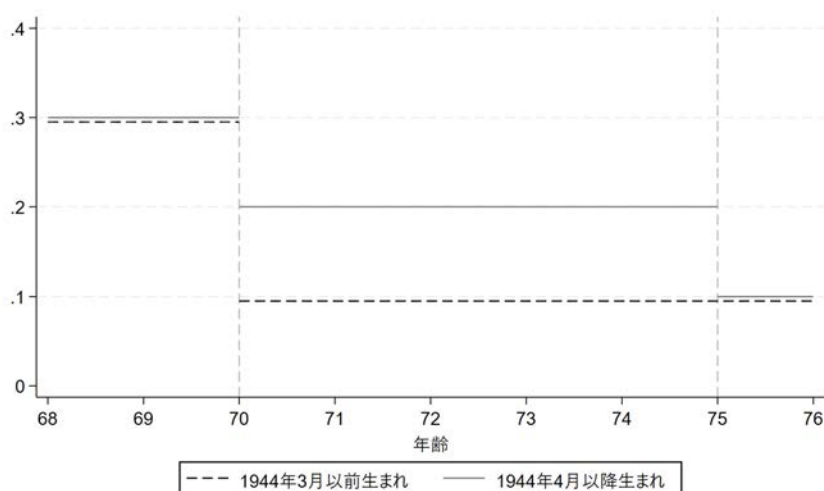
² Komura and Bessho (2025) では健康行動について国民生活基礎調査より取得したほか、医療サービス消費についてはレセプト情報・特定健診等情報データベース（NDB）、健康状態のアウトカムとして死亡率を使用した。

介状か追加的な支払が必要だが、患者は基本的には受診する保険医療機関を自由に選ぶことができる。公的医療保険でカバーされる医療サービスに対する診療報酬の決定方法は政府が定めており、全国共通で、患者や保険者によらず適用される。患者は受診時に診療報酬の一定比率を窓口で支払い、この比率を自己負担割合と呼ぶ。自己負担額が大きくなると、高額療養費制度により軽減される。自己負担以外の部分は保険者が医療機関に支払う。

II-2. 2014 年度制度変更の内容

世代間の公平性を確保するため、これまで高齢者を対象として自己負担割合引上げの改革が進められてきた。そのうちの1つが、2014年4月から実施された70～74歳の自己負担割合の引上げである³。図1は1944年3月以前生まれと4月以降生まれの70～74歳前後の自己負担割合の推移を示したものである。1944年3月以前に生まれた者の自己負担割合は、70歳以降は1割であったが、1944年4月以降に生まれた者、つまり2014年4月以降に70歳に達した者の70～74歳の自己負担割合は2割に引き上げられた。一方で、制度変更による不利益を抑えるため、2014年4月の時点で70～74歳に達している者であっても、1944年3月以前に生まれた者の自己負担割合は1割から2割に上がることはなく、1割負担に据え置かれた。75歳以降は、生年月にかかわらず一律1割負担とされた⁴。また、現役並み所得者に関しては、3割負担が継続された。自己負担割合は誕生月の翌月から適用される⁵。高額療養費制度による自己負担の軽減は、年齢と所得に依存し、世帯単位で行われ、自己負担割合と同じく、誕生月の翌月から適用される。

図1 70～74歳前後の自己負担割合推移



(注) 自己負担額の上限は、所得区分により異なる。例えば、70歳以上で標準報酬月額26万円以下の場合、上限額は57,600円となっている。また、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44,000円となる。さらに、70歳以上の高齢者は、外来についても、個人ごとに18,000円の各月の上限が設定されている。

(出所) Komura and Bessho (2022)

³ 70歳から74歳の高齢者の自己負担割合は、2006年の法改正により2008年4月から2割とされているが、特例措置で2008年以降も1割とされていた。しかし、この特例措置により70歳から74歳の高齢者の負担が前後の世代に比べ低くなるという状況があり、より公平な仕組みとするため、2014年度から見直すこととなった。

⁴ 2022年10月より、75歳以降で一定の所得がある高齢者は医療費の自己負担割合が2割となった。

⁵ 各月1日が誕生日であれば、その月から適用される。

III. データ

III-1. 日本家計パネル調査

本稿で用いるデータは慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター「日本家計パネル調査（JHPS/KHPS）」の個票データである。本調査は、2004年から20歳から69歳の男女を対象として行われてきた（旧）「慶應義塾家計パネル調査（KHPS）」と2009年から20歳以上の男女を対象として行われてきた（旧）「日本家計パネル調査（JHPS）」を統合したもので、2014年以降は調査項目が統一されている。「慶應義塾家計パネル調査（KHPS）」は69歳までしかカバーしないため、本稿では70歳以降もカバーしている「日本家計パネル調査（JHPS）」のみを用いる。

JHPSは対象者を層化2段無作為抽出によって選定した年次の標本調査である。調査の対象者に配偶者がいるときには配偶者にも同一の調査項目を質問している。回答はすべて自己申告であり、調査時期は毎年1月である。

III-1-1. 標本選択

本稿では、JHPSの第1年度（2009年）から第15年度（2023年）の回答者と、回答者に配偶者がいればその配偶者の個票を用いる。前述したように、1944年4月を基準としてその前後で自己負担割合が異なるという制度変更を用いるので、1944年4月の前後72か月の間⁶に生まれた者かつ、調査時年齢が65歳から77歳の観測値を用いた。70歳以上であっても3割負担が適用される現役並み所得者、高額療養費制度の利用者、生活保護受給者に該当する観測値は除外している。現役並み所得者に関しては、同一世帯に70歳以上の被保険者が本人のみの場合は本人の所得が383万円以上、本人を含め2人以上の場合はその合計の所得が520万円以上である場合、現役並み所得者に該当すると判断し除外している。実際には所得だけでなく、課税所得や標準報酬月額による判定も必要であるため、本稿で除外した観測値の中に、現役並み所得者とはならない観測値が存在する可能性もある。また、自己負担割合の引上げに伴い、高額療養費制度の利用比率が増加するため、同制度の利用者をサンプルから除外することが推定結果に影響を及ぼす懸念があった（70歳時点での高額療養費制度利用者比率：対照群9.6%、処置群12.5%）。そこで、高額療養費制度利用ダミーを被説明変数とする回帰分析を実施したが、対照群と処置群の間に統計的に有意な差は見られなかった。このため、本分析においては当該利用者を除外しても推定結果に大きな影響を与えないと判断した。さらに、自己負担割合が変化する70歳の前後双方で観測される個人のみを用いるため、標本内で観測される年齢の最小値が69歳以下、最大値が70歳以上の個人に限定した。この標本選択の過程は表1にまとめられている。

表1 標本選択

	観測値数	(1) に対する比率
(1) 1944年4月の前後6年間に生まれ、調査時に65～77歳	12,429	100%
(2) 高額療養費制度を利用	1,159	9.3%
(3) 生活保護受給	90	0.7%
(4) 現役並み所得	1,905	15.3%
(5) 70歳以降か、70歳以前のみ観測	2,898	23.3%
(6) 用いた観測値数	7,313	58.8%

(注) (2)(3)(4)(5)には重複がある。

(出所) 日本家計パネル調査（JHPS）より筆者作成

⁶ 標本規模を十分に確保するため、本分析では閾値前後 72 か月のデータを用いているが、頑健性の確認として、より閾値に近い観測値に限定した前後 36 か月のデータを用いた分析も実施した。その結果については付録③を参照されたい。

ただし、サンプルからの脱落者には健康状態が悪化し回答が困難になった者や死亡した者、高額療養費制度を利用した者、生活保護を受給するようになった者も含まれる。高額療養費制度を利用した者はひと月の医療費支出が大きい、すなわち重度の疾病を抱えている可能性を示唆する。そのため、本分析における推計値は、健康や健康行動への影響を過小評価している可能性があることに留意が必要である。

III-1-2. 医療費

JHPSは、医療サービスの利用について2つの質問をしている。第1は「あなたは、昨年1年間に通院や入院などの治療を経験しましたか」という質問であり、「健康体でなにもしていない」「症状があつたがなにもしていない」「病院や診療所に通院した」「入院した」「売薬を購入した」「その他」から複数回答で答えさせている。第2は「あなたは、昨年1年間に、病気やけがの治療のために費用をかけましたか」という質問である。この質問は2つに分かれており、(a) 病院・診療所での病気やけがの治療のための費用（病院や診療所での窓口負担や医師の処方箋による薬代など）、(b) (a)以外の治療のための費用をそれぞれ質問している。公的医療保険に関する医療費についての情報は後者のうちの質問(a)から得られるから、本稿では後者の質問に対する回答を主に用いる。

JHPSからは自己負担額の情報しか得られないので、自己負担額を自己負担割合で除して医療費を推計する必要がある。そこで、以下の手続きにしたがって医療費を推計した。ここで、上述したように現役並み所得者、高額療養費制度の利用者、生活保護受給者は標本から除外されている。第1に、調査時年齢が69歳以下のとき、自己負担割合を3割とし、自己負担額を0.3で除して医療費を計算した。第2に、調査時年齢が71～74歳のとき、自己負担割合を1944年3月以前生まれであれば2割、1944年4月以降生まれであれば1割とし、自己負担額を自己負担割合で除して医療費を計算した。第3に、調査時年齢が76歳以上のとき、自己負担割合を1割として医療費を計算した。第4は、調査時年齢が70歳のときである。例えば、1943年3月生まれの個人の2014年調査について考える。JHPSは毎年1月に実施されているから、この個人は2014年調査では70歳である。この調査で質問している「昨年1年間」は2013年1月から12月であり、自己負担割合は1月から3月で3割、4月から12月までは1割である。本稿では、この個人の2014年調査での自己負担割合は $0.3 \times (3/12) + 0.1 \times (9/12) = 0.15$ とし、この値で自己負担額を除して医療費を求めた。換言すると、1944年3月以前のm月生まれの個人の自己負担割合は $0.3 \times (m/12) + 0.1 \times (1-m/12)$ 、1944年4月以降のm月生まれの個人の自己負担割合は $0.3 \times (m/12) + 0.2 \times (1-m/12)$ としている。ただし、自己負担割合は誕生月の翌月から適用されるため、この計算方法は2～12月生まれで調査時年齢が70歳のときと、1月生まれで調査時年齢が71歳のときに適用される。第5に、75歳のとき、1944年3月以前生まれであれば自己負担割合を1割として医療費を計算した。1944年4月以降生まれであれば、上と同様にしてm月生まれの個人の自己負担割合を $0.2 \times (m/12) + 0.1 \times (1-m/12)$ として医療費を計算した。

III-1-3. 社会経済的地位

本稿では、社会経済的地位による効果の異質性も検討する。社会経済的地位を表す典型的な変数は所得だが、本稿の標本は65歳から77歳であり、就労状況によって各年の所得が変動する可能性があり、必ずしも適切とは言えないかもしれない。他の指標として資産と消費支出が考えられる。資産については、JHPSは金融資産の情報を含んでいるが、非金融資産、とりわけ住宅資産の情報は必ずしも正確ではない。消費支出は、恒常所得仮説が成立していれば適切な指標となりうるものの、恒常所得仮説は完全には成り立っていないかもしれない。これら3変数の相関係数はそれほど高いとは言えない。

そこで本稿では、所得・資産・消費支出の3変数を用いた主成分分析を行い、その第1主成分を社会経済的地位の代理変数として用い、その中位値によって社会経済的地位が高いグループと低いグループ

プに分類した。主成分の抽出に使用したデータは、所得、資産、消費支出であり、以下のように得た。所得は個人が属する世帯の人数を考慮し、手取り世帯所得を等価所得に変換して使用した。ただし、現役並み所得者（全体の14.2%）は標本選択の時点で除かれており、高所得層の高齢者は除外されている。資産は、世帯が保有する預貯金額と有価証券額の総額から借入金残高を引いたものを、世帯人数で割って算出した。消費支出は、帰属家賃の問題を回避するため、世帯全体の1か月間の生活費から家賃・地代・住宅の修繕費など住宅関係の支出を除いたものを世帯人員で除して算出した。所得、資産、消費支出すべてについて、各個人で65歳以降の取得可能な一番早い調査年の数値を使用した。したがって、個人は調査年にかかわらず、社会経済的地位が高いグループか低いグループのどちらかにのみ属している。主成分負荷量については、付録②の表A3を参照されたい。

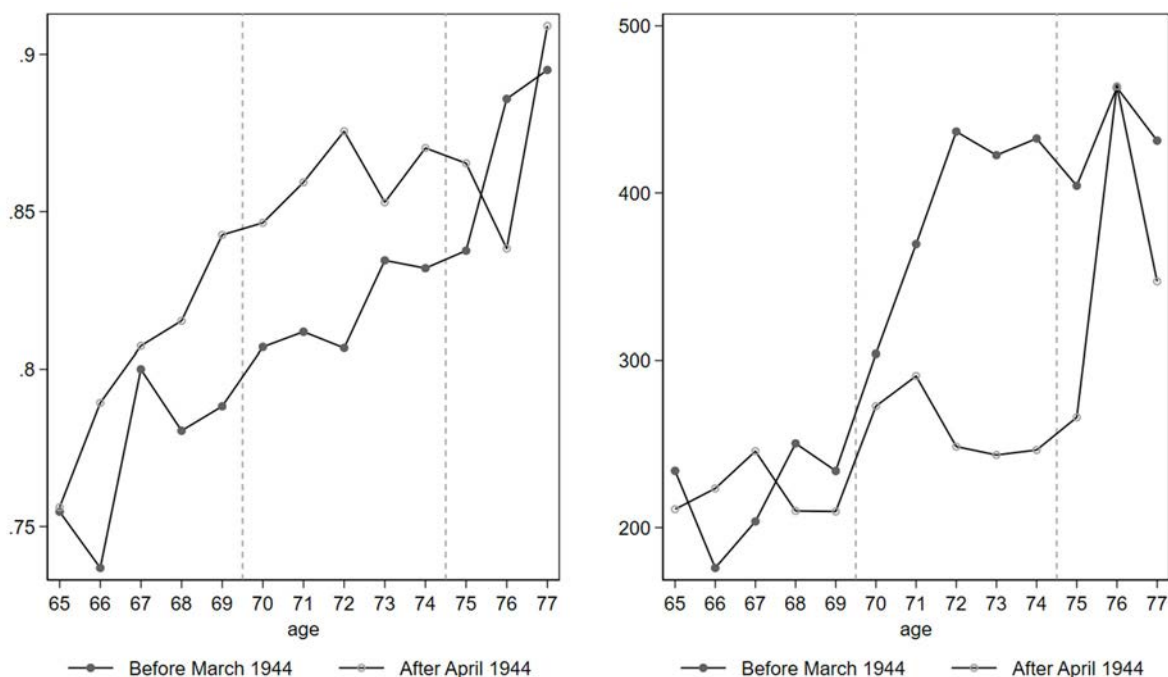
III-2. 記述統計

図2は、各年齢での受診割合と医療費の平均値を、1944年3月以前生まれ（対照群）と4月以降生まれ（処置群）のそれぞれについてプロットしたものである。左の受診割合は全体として右肩上がりに推移している。自己負担割合は対照群では70歳、処置群では70歳と75歳で低下しているが、それぞれの年齢でのトレンドの変化などは見られない。右の医療費についても全体として右上がりであり、1944年3月以前に生まれた対照群の医療費は自己負担割合が1割になる70歳以降大幅に増加し、72歳でピークを迎えたのち安定して推移している⁷。1944年4月以降に生まれた処置群の医療費は、自己負担割合が2割に下がった70歳から71歳にかけて増加しているが、その増加幅は対照群ほどではない。自己負担割合が1割に低下した75歳では大きな変化は見られないが、76歳で大きなジャンプが見られる。これらの結果は、負担割合の引上げが医療費を抑制することを示唆するのかもしれない。記述統計量の詳細については、付録①の表A1、A2に示している。

図2 標本統計：平均値の推移

a. 医療受診の有無

b. 医療費（実数、千円）



（出所）日本家計パネル調査（JHPS）より筆者作成

⁷ 外れ値を除去した分析を行っても、結果に大きな違いは見られなかった。

IV. 識別戦略

本稿で用いる識別戦略は、Komura and Bessho (2025) に従い、70歳・75歳での自己負担割合の変化の差を用いた年齢DIDである⁸。前述したように、2014年4月の制度改正により、1944年4月以降に生まれた処置群の70歳から74歳までの自己負担割合は2割である一方、1944年3月以前に生まれた対照群の同年齢での自己負担割合は1割である。1944年4月を基準としてその直前に生まれた対照群とその直後に生まれた処置群の健康状態などの他の条件が平均的に同じであれば、70歳から74歳の自己負担割合のみが異なる2グループを比較することで自己負担割合の影響を検討できる。生年月は選択不可能であるから標本選択の問題は小さいと考えられ、政策の発表から実施までの時間が短いことを考慮すると、グループ分けはランダムに近いと想定できる。

回帰式は以下の通りである。

$$Y_{ia} = \alpha_i + \tau_a + \sum_{a=65}^{77} \beta_a D_i T_a + \varepsilon_{ia} \quad (1)$$

ここで、 Y_{ia} は個人*i*の*a*歳時の医療費などの結果変数、 α_i は個人*i*の固定効果、 τ_a は調査時年齢*a*の固定効果、 D_i は処置群を表すダミー、 T_a は年齢*a*を表すダミー、 ε_{ia} は誤差項を表す。 β_a が推定すべきパラメータで、 $\beta_{69} = 0$ に基準化している。

結果変数として以下を用いる。第1は医療費の対数値である。これは、先述したように、回答者が申告した自己負担額を自己負担割合で割り戻したものの対数を取ったものである。第2は医療費以外の医療サービス利用を表す変数であり、医療受診ダミー、通院ダミー、入院ダミーである。医療受診ダミーは「昨年1年間の病院・診療所での病気やけがの治療のための費用」が「あり」と答えたら1を取るダミー変数、入院・通院ダミーは「昨年1年間に通院や入院などの治療を経験しましたか」という質問に対して「病院や診療所に通院した」「入院した」に回答したらそれぞれ1を取るダミー変数である。第3は健康や健康行動に関する変数である。主観的健康ダミーは「ふだんのあなたの健康状態はどうか」という質問に対して「よい」「まあよい」と回答した場合に1を取るダミー変数である。健康行動については、喫煙をしていない、飲酒をしていない、運動をしているときにそれぞれ1をとるダミー変数を用いた。

本稿の定式化について2つ指摘したい。第1は、通常のDIDとは異なり、時系列変数として年齢を用いている。本稿の設定ではコーホートによって制度が異なるので、この定式化により同じ年齢で異なる制度に直面したときの行動の違いを検討できる。この年齢DIDでは各年でのマクロショックを制御できないが、各年齢で共通のショックを制御できる。第2に、65歳から77歳の間に結果変数がどのように変化するかという通時的変化を追うことができる。日本についてのShigeoka (2014) やFukushima et al. (2016) などの先行研究は70歳時点で自己負担割合が3割から1割に下がることに着目したRDDを用いて、70歳という一時点での変化を比較している。この手法では制度変更後の反応のダイナミクスを分析できないが、年齢DIDを用いたKomura and Bessho (2025) や本稿ではそれが可能である。

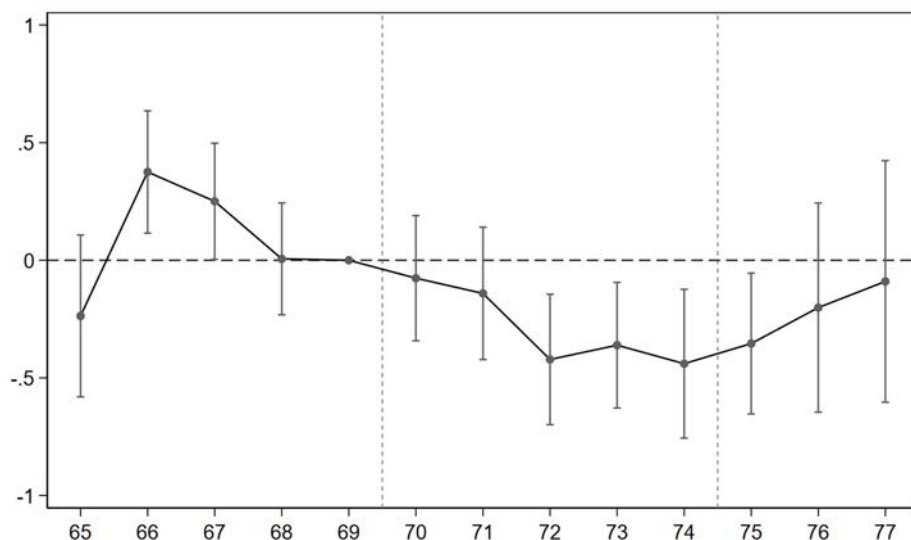
⁸ 1944年4月を閾値として自己負担割合が非連続的に変化するので、生まれ月を running variable とする RDD や不連続の差推定 (difference-in-discontinuity) を利用可能であると考えられるかもしれないが、前述したように、本稿のデータは毎年1月に収集されたものであり、閾値周りのコーホートについて自己負担割合を推計しているので、これらの推定方法は利用できない。

V. 結果

V-1. 集計データによる結果

基本ケースの結果を示す前に、本稿のデータの代表性を確認するために、生年月ごとに集計したデータを用いて Komura and Bessho (2025) と同様の推定を行った結果を示す（図3）。なお、Komura and Bessho (2025) はレセプト情報・特定健診等情報データベース（NDB）の集計データを使用している。処置群が対照群よりも低い自己負担割合に直面している70～74歳での係数推定値はすべてマイナスであり、72～74歳では統計的に有意である。他の年齢については概ね係数は0に近く、統計的にも有意ではない。この結果はKomura and Bessho (2025) と整合的であり、本稿のデータの妥当性を示唆していると考えられる。ただし、推定された効果の大きさはKomura and Bessho (2025) と比較してかなり大きい。これはKomura and Bessho (2025) が高額療養費制度の利用者を含むレセプトデータ全体を用いて、入院費など患者の裁量に依存しにくい、弾力性の低い医療費も分析対象としているため、全体として効果が小さくなったものと思われる。すなわち、本稿は高額療養費制度の利用者を除外するなど、より弾力的な支出部分を取り上げたことになっているため、効果が大きく観察されたと解釈できる。

図3 集計データを用いた医療費の回帰結果



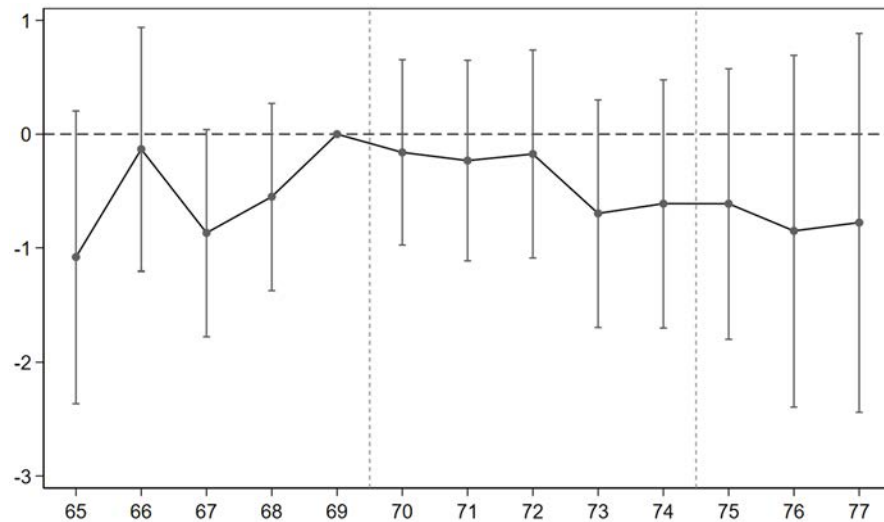
(注) 横軸は年齢を表し、生年月ごとに集計した医療費対数を説明変数とした回帰結果をプロットしたものである。点が点推定値、上下に伸びた棒が信頼区間を表す。

(出所) 日本家計パネル調査（JHPS）より筆者作成

V-2. 基本ケース

医療費の対数値を被説明変数としたときの結果を図4に示している。係数推定値は調査時年齢が69歳までは統計的には有意ではなく、平行トレンドの仮定が成り立っていることを示唆している。70～74歳の区間において概ねマイナスではあるものの0付近を推移しており、統計的に有意ではない。この結果は、前述の図2や先行研究のKomura and Bessho (2025) とは非整合的である。これは、本稿では個票を使用して個人固定効果を制御したためかもしれない。

図4 医療費の回帰結果

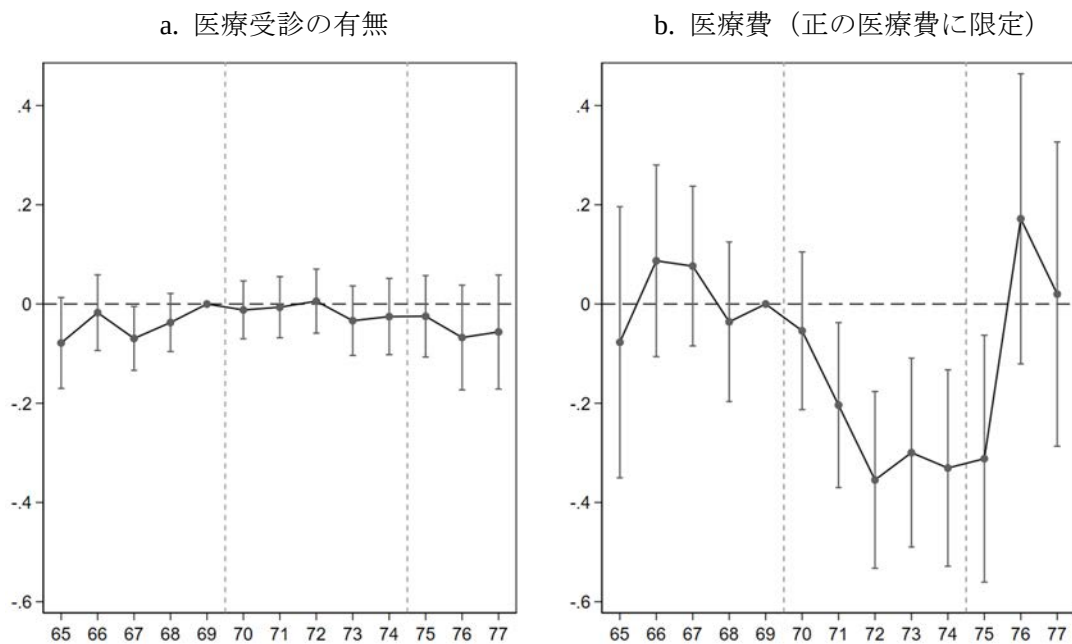


(注) 横軸は年齢を表し、数式(1)の係数 β_a をプロットしたものである。点が点推定値、上下に伸びた棒が信頼区間を表す。

(出所) 日本家計パネル調査 (JHPS) より筆者作成

図4の結果とKomura and Bessho (2025) の結果の違いを検討するため、医療受診ダミーと、医療受診ダミーが1を取る観測値に限定したときの医療費をそれぞれ被説明変数とする回帰分析を行った。すなわち、図5のパネルaが医療サービス消費のextensive margin、パネルbがintensive marginを分析した結果となる。図5のパネルaでは、係数推定値は調査時年齢が69歳までと、70～74歳の区間のいずれにおいても0付近を推移しており、統計的に有意ではない。パネルbでは、係数推定値は69歳までは0付近を推移し、70歳からマイナスの値へ転じ、71～75歳の間に統計的に負となり、76歳以降はまた0付近に戻っている。このことは、受診した人に限定すると、71～75歳の期間に、自己負担割合が2割の人の方が1割の人に比べて医療費が少ないことを示唆している。係数推定値の動きからは、自己負担割合が変化する70歳では大きな減少は見られず、徐々に減少して72歳時点でボトムに達し、自己負担割合に差がなくなった後の75歳まで大きく変動していない。自己負担割合に差がない75歳時点でも処置群と対照群に医療費の差があるという結果はKomura and Bessho (2025) と整合的ではある。

図5 医療受診の有無と医療費（正の医療費に限定）の回帰結果



（出所）日本家計パネル調査（JHPS）より筆者作成

JHPSでは医療サービス消費について他の指標も利用できるから、それらを使った推定も行う。スペースを省略するため、係数は70歳から74歳、75歳以上は等しいという制約をかけた結果を表2に示している。いずれの変数についても、70～74歳の係数は統計的に有意には推定されなかった。この結果は前掲図5のパネルaの結果と整合的である。これらの変数は「昨年1年間に治療を経験しましたか」という質問に対する回答であることから、標本が高齢者であることを考えると自然な結果かもしれない。

表2 医療サービス利用の回帰結果（69歳以下なし）

	通院・入院	入院	通院
70～74 歳	-0.000399 [0.0219]	-0.00692 [0.00878]	-0.00954 [0.0229]
75 歳以上	-0.0348 [0.0356]	-0.00633 [0.0218]	-0.0729* [0.0382]
観測値数	6,881	6,881	6,881

（注） 括弧内は個人レベルでのクラスター頑健な標準誤差を表す。

（出所）日本家計パネル調査（JHPS）より筆者作成

健康や健康行動を被説明変数としたときの推定結果は表3に示されている。表2と同様に、スペースの節約のために係数に制約をかけた結果を示している。いずれにおいても係数推定値は0に近く、統計的にも有意ではない。このことは、自己負担割合の変化と健康や健康行動にはほぼ相関がないことを示唆している。特に、主観的健康への影響も見られなかったことから、先述した医療費の抑制は、もともとと不要な医療サービスを利用しなくなった結果であると考えられる。

表3 健康・健康行動の回帰結果（69歳以下なし）

	主観的健康	喫煙しない	飲酒しない	運動する
70～74 歳	-0.00781 [0.0234]	-0.0166 [0.0109]	0.0248 [0.0158]	0.0884* [0.0458]
75 歳以上	0.0259 [0.0374]	-0.0143 [0.0244]	0.0406 [0.0298]	0.120* [0.0632]
観測値数	6,883	6,885	6,864	4,599

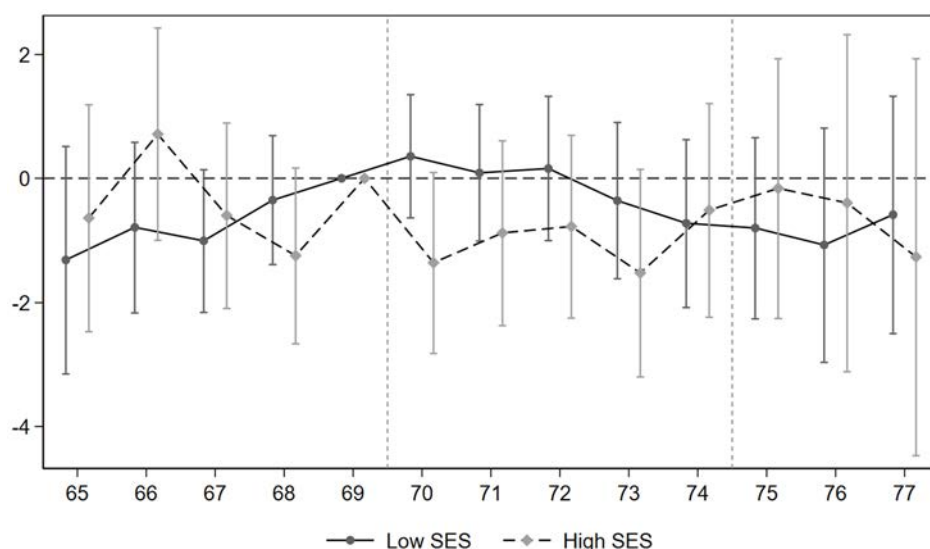
（注） 括弧内は個人レベルでのクラスター頑健な標準誤差を表す。

（出所）日本家計パネル調査（JHPS）より筆者作成

V-3. 社会経済的地位による異質性

社会経済的地位（SES: socio-economic status）による自己負担割合の引上げの効果の異質性を分析する。この分析にあたっては、前述したように、主成分分析を行って個人を社会経済的地位が高いグループと低いグループに分け、それぞれに分割して推定した。結果は図6に示されている。医療費において、推定された係数はいずれも0に近く、社会経済的地位による影響の差は統計的に有意には見られなかった。

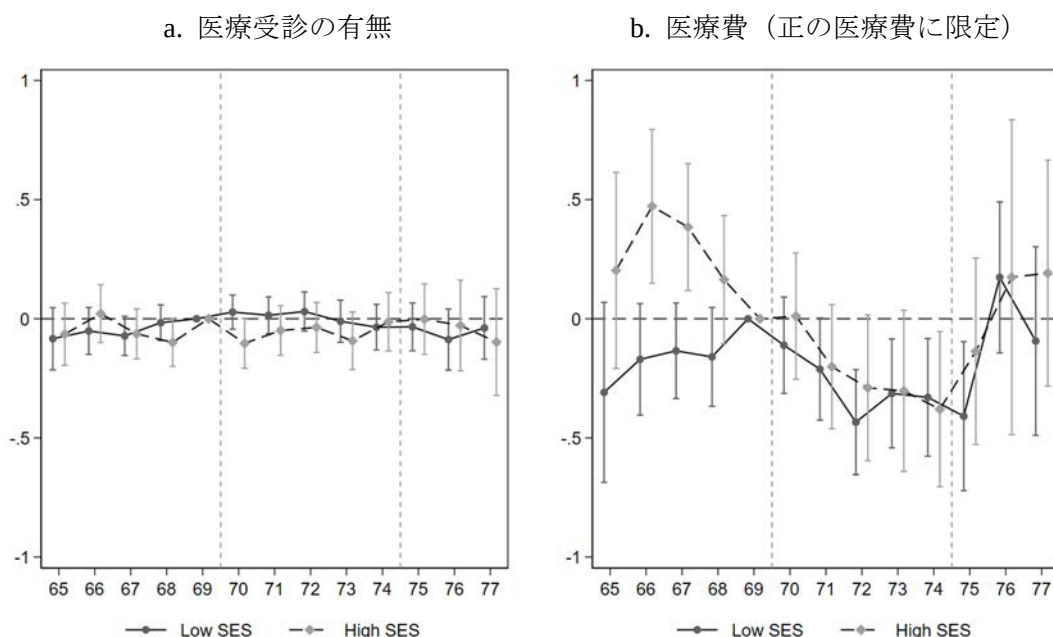
図6 社会経済的地位による異質性：医療費



（出所）日本家計パネル調査（JHPS）より筆者作成

次に、図5と同様に、医療受診ダミーと、医療受診ダミーが1を取る観測値に限定した医療費への影響を、社会経済的地位別に推定した結果が図7である。パネルaにおいては、推定された係数はいずれも0に近く、社会経済的地位による影響の差は統計的に有意には見られなかった。パネルbにおいては、自己負担割合に差が見られる70～74歳時点に関しては、社会経済的地位が低い個人については統計的にマイナスに有意な係数が推定されている一方で、社会経済的地位が高い個人については74歳を除いて係数は統計的には有意に0と異ならない。2グループの係数推定値に統計的に有意な差が見られなかったが、これは社会経済的地位が低い高齢者がより医療費を抑制する傾向にあることを示唆しているのかもしれない。頑健性の確認として、所得別・資産別・消費支出別の指標でそれぞれ同様の分析を行ったところ、同じような結果が得られた。詳細については付録⑤を参照されたい。

図7 社会経済的地位による異質性：医療受診の有無と医療費（正の医療費に限定）



（出所）日本家計パネル調査（JHPS）より筆者作成

その他の医療サービス利用や健康・健康行動に関する変数を被説明変数としたときの推定結果は表4と表5に示されている。前小節と同じく、スペースの節約のために係数に制約をかけた結果を示している。ほとんどの結果で推定値は統計的に有意に0と異ならず、社会経済的地位による差も検出されていない。

表4 社会経済的地位による異質性：医療サービス利用

	通院・入院		入院		通院	
	高 SES	低 SES	高 SES	低 SES	高 SES	低 SES
70～74 歳	-0.0469	0.0243	-0.0291**	0.00465	-0.0434	0.0101
	[0.0374]	[0.0273]	[0.0136]	[0.0110]	[0.0407]	[0.0280]
75 歳以上	0.0381	-0.0665	0.0607	-0.0361	-0.0267	-0.0919**
	[0.0618]	[0.0443]	[0.0423]	[0.0259]	[0.0709]	[0.0462]
観測値数	2,239	4,642	2,239	4,642	2,239	4,642

（注） 括弧内は頑健な標準誤差を表す。

（出所）日本家計パネル調査（JHPS）より筆者作成

表5 社会経済的地位による異質性：健康・健康行動

	主観的健康		喫煙しない		飲酒しない		運動する	
	高 SES	低 SES	高 SES	低 SES	高 SES	低 SES	高 SES	低 SES
70～74 歳	-0.0603	0.0189	-0.0202	-0.0148	0.0148	0.0317	0.0912	0.0871
	[0.0435]	[0.0281]	[0.0184]	[0.0138]	[0.0268]	[0.0198]	[0.0624]	[0.0638]
75 歳以上	0.0181	0.0319	0.0443	-0.0426	-0.00945	0.0656*	0.0574	0.153*
	[0.0778]	[0.0424]	[0.0523]	[0.0277]	[0.0509]	[0.0364]	[0.104]	[0.0808]
観測値数	2,237	4,646	2,241	4,644	2,233	4,631	1,418	3,181

（注） 括弧内は頑健な標準誤差を表す。

（出所）日本家計パネル調査（JHPS）より筆者作成

V-4. 考察

本稿では、自己負担割合引上げの効果の時間的変化と、社会経済的地位による効果の異質性を検証した。その結果は以下のようにまとめられる。

第1に、標本全体を用いると、対照群に対して処置群の自己負担割合が高い70～74歳時点で医療費が減少するという影響は、統計的に有意に見られなかった。この結果はNDBの集計データを使用したKomura and Bessho (2025) とは整合的でない。本稿でも医療費を調査時年齢ごとに集計するとKomura and Bessho (2025) と整合的な結果が得られたことから、結果の違いは個人固定効果を制御したためと考えられる。

第2に、医療費が正の観測値に限定して推定すると、処置群について、医療費減少の効果が71～75歳で統計的に有意に検出された。その大きさは70歳から次第に大きくなり、72歳以降ではほぼ安定している。この結果は、高齢者が自己負担割合の変更を直ちに認識するのではなく、時間の経過とともにその行動を調整する可能性を示唆している。70歳の誕生日を迎えると、新たな自己負担割合が記載された「高齢受給者証」が交付される⁹。医療機関で受診する際には、この「高齢受給者証」と保険証の提出が必要となる。ただし、東京都内の自治体に、高齢受給者証の交付とともに受診勧奨も行うのかと問い合わせたところ、不必要な受診を抑制するために、受診勧奨は行ってこなかったとのことだった。この点を考慮すると、高齢受給者証の送付のみでは自己負担割合の変化に対する行動変容は生まれず、しばらく経過した後に自身の自己負担額を振り返るなどして、自己負担割合の変更に対する行動を変化させる可能性があると考えられる。75歳まで医療費の抑制が続いていたことも、75歳で自己負担割合が1割に下がる際に、直後には行動を変化させず、時間の経過により徐々に変容させるためかもしれない。このような行動は、Komura and Bessho (2025) が指摘する習慣形成仮説と整合的であろう。

70歳での自己負担割合の効果が71歳以降に比べて小さく統計的に有意ではないという結果は、70歳では71歳以降よりも大きな効果があるとするKomura and Bessho (2025) とは異なる。この違いは、Komura and Bessho (2025) がレセプトデータ全体を用いているのに対し、本稿では高額療養費制度を利用した個人を除外したためかもしれない。高額療養費制度は重篤な疾患を持つ患者を想定しているが、70歳から低所得者に対する外来特例は比較的寛容であり、少なくない比率で適用を受けている¹⁰。また、本稿では70歳時点での自己負担割合の情報は必ずしも正確ではない。これらを考慮すると、本稿の70歳での効果は過小評価かもしれない。Komura and Bessho (2025) の方が正しければ、本稿の結果にかかわらず、70歳での閾値を用いて自己負担割合の効果を検証したShigeoka (2014) やFukushima et al. (2016) の結果は、自己負担割合の効果を過大評価している可能性がある。

第3に、自己負担割合引上げは、医療費の有無には影響しないが、医療費が正のときの医療費とは相関している。換言すると、医療サービス消費のextensive marginには影響しないが、intensive marginには影響している。受診の有無は患者のみの判断で行われるのに対し、医療費の決定には医療機関の影響もあることを考えると、医療費が患者の「需要」のみでは決まっていないことを示唆している。つまり、自己負担割合が1割の高齢者に対し過剰な医療資源が供給されていたが、2割に上がったことで患者は医師から提示された治療法や追加の検査などを金額によっては拒否していたり、医師が自己負担割合を考慮した治療法を提案したりするのかもしれない。

第4に、自己負担割合引上げの主観的健康状態・健康行動への影響は統計的に有意に見られなかった。この結果は日本の先行研究と整合的である(Shigeoka 2014, Fukushima et al. 2016, Komura and Bessho

⁹ 国民健康保険法の改正などにより、令和6年12月2日以降、高齢受給者証は廃止された。これにより、令和6年12月2日以降に70歳に到達する高齢者に高齢受給者証は交付されないほか、既に高齢受給者証を持つ高齢者は、令和7年8月1日以降は高齢受給者証の年度更新がされなくなる。

¹⁰ 厚生労働省の2025年の資料「高額療養費制度の見直しについて」によると、2022年のデータでは70～74歳の低所得者の患者の54%が1年間に1回以上高額療養費制度の適用を受けている。

2025)。この結果は、日本の公的医療保険における自己負担割合の1割から2割への引上げは、健康状態を悪化させることなく受診時の支出を抑制する効果があると捉えられる。これは、自己負担割合が低く、平均的には医療サービスへの金銭的障壁が低いからかもしれない。

第5に、社会経済的地位による効果の異質性を分析したところ、社会経済的地位が高い高齢者と低い高齢者で自己負担割合の引上げによる影響の差はほとんどの変数において統計的に有意には検出されなかった。医療費については、社会経済的地位が低い方が、より医療費を抑制する傾向があった。これは、社会経済的地位が低い人の方が医療サービスの金銭的負担により反応することを示唆しているのかもしれない。この結果はKato et al. (2022) の結果とは整合的ではないが、本研究では現役並み所得を持つ個人を標本から除外しており、低中所得者層の中でのみ比較しているからかもしれない。

VI. おわりに

本稿では、自己負担割合の引上げが医療費や健康状態および健康行動などに与える影響の通時的変化とその異質性を分析した。そのために、2014年4月から70～74歳の高齢者の自己負担割合が1割から2割に引き上げられたことを利用して、個票を用いた年齢DIDによる回帰分析を行った。本稿の結果は以下のようにまとめられる。第1に、自己負担割合の引上げは、全体の医療費を減少させる効果を持つ。第2に、この効果は受診の有無というよりも、受診したときの医療費の減少という経路で発現する。第3に、この効果は、自己負担割合の変化の直後にはそれほど顕現しない。第4に、自己負担割合の引上げは、健康状態や健康行動を変化させない。第5に、医療費や健康への効果は社会経済的地位にはほとんど依存しない。

今後の研究課題としては、次の点が挙げられる。本稿では、健康指標として主観的健康状態を用いたが、客観的な健康指標は考慮していない。自己負担割合の引上げが健康に与える影響をより正確に評価するためには、主観的指標に加え、BMI、血糖値、死亡率などの客観的指標を用いた分析が不可欠である。また、本稿の分析では高額療養費制度の適用後の自己負担額から実際の医療費を推計することが困難であったため、高額療養費制度の利用者を除外しており、比較的健康な高齢者を対象としている。また、高所得者層も分析から除外している。これらの点は将来の課題である。

参考文献

- 及川雅斗・富蓉・川村顕・野口晴子(2024)「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-」、厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業 令和5年度総括研究報告書、pp.55-70.
- 厚生労働省(2025)「高額療養費制度の見直しについて」
<<https://www.mhlw.go.jp/content/12401000/001393881.pdf>> (2025年4月10日閲覧).
- 清水峻太(2023)「医療保険のモラルハザードの度合いは所得によってどのように異なるか」、令和4年度財政経済理論研修論文集、pp.153-187.
- Aron-Dine, Aviva, Liran Einav, and Amy Finkelstein (2013) “The RAND Health Insurance Experiment, Three Decades Later,” *Journal of Economic Perspectives*, 27(1), pp.197-222.
- Aron-Dine, Aviva, Liran Einav, Amy Finkelstein, and Mark Cullen (2015) “Moral Hazard in Health Insurance: Do Dynamic Incentives Matter?” *Rev Econ Stat*, 97(4), pp.725-741.
- Baicker, Katherine and Dana Goldman (2011) “Patient Cost-Sharing and Healthcare Spending Growth,” *Journal of Economic Perspectives*, 25(2), pp.47-68.
- Brot-Goldberg, Zarek C., Amitabh Chandra, Benjamin R. Handel, and Jonathan T. Kolstad (2017) “What Does a Deductible Do? The Impact of Cost-Sharing on Health Care Prices, Quantities, and Spending Dynamics,” *The Quarterly Journal of Economics*, 132(3), pp.1261-1318.
- Dalton, Christina M., Gautam Gowrisankaran, and Robert J. Town (2020) “Salience, Myopia, and Complex Dynamic Incentives: Evidence from Medicare Part D,” *Review of Economic Studies*, 87(2), pp.822-869.
- Einav, Liran and Amy Finkelstein (2018) “Moral Hazard in Health Insurance: What We Know and How We Know It,” *Journal of the European Economic Association*, 16(4), pp.957-982.
- Finkelstein, Amy, Neale Mahoney, and Matthew J. Notowidigdo (2018) “What Does (Formal) Health Insurance Do, and for Whom?” *Annual Review of Economics*, 10, pp.261-286.
- Fukushima, Kazuya, Sou Mizuoka, Shunsuke Yamamoto, and Toshiaki Iizuka (2016) “Patient Cost Sharing and Medical Expenditures for the Elderly,” *Journal of Health Economics*, 45, pp.115-130.
- Guo, Audrey and Jonathan Zhang (2019) “What to Expect When You Are Expecting: Are Health Care Consumers Forward-Looking?” *Journal of Health Economics*, 67, 102216.
- Iizuka, Toshiaki and Hitoshi Shigeoka (2023) “Asymmetric Demand Response When Prices Increase and Decrease: The Case of Child Health Care,” *The Review of Economics and Statistics*, 105(5), pp.1325-1333.
- Johansson, Naimi, Sonja C. de New, Johannes S. Kunz, Dennis Petrie, and Mikael Svensson (2023) “Reductions in Out-of-Pocket Prices and Forward-Looking Moral Hazard in Health Care Demand,” *Journal of Health Economics*, 87, 102710.
- Kato, Hirotaka, Rei Goto, Taishi Tsuji, and Katsunori 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*, 23(5), pp.847-861.
- Klein, Tobias, Martin Salm, and Suraj Upadhyay (2022), “The Response to Dynamic Incentives in Insurance Contracts with a Deductible: Evidence from a Differences-in-Regression-Discontinuities Design,” *Journal of Public Economics*, 210, 104660.
- Komura, Norihiro and Shun-ichiro Bessho (2022) “The Longer-Term Impact of Coinsurance for the Elderly - Evidence from High-Access Case,” *KIER Discussion Paper Series*, 1074.
- Komura, Norihiro and Shun-ichiro Bessho (2025) “Dynamics of Consumer Responses to Medical Price Changes,” *American Economic Review: Insights*, forthcoming.
- McGuire, Thomas G. (2011) “Demand for Health Insurance,” *Handbook of Health Economics*, 2, pp.317-396.

Shigeoka, Hitoshi. (2014) “The Effect of Patient Cost Sharing on Utilization, Health, and Risk Protection,”
American Economic Review, 104(7), pp.2152-2184.

付録

① 記述統計（医療費実数）

表 A1 と表 A2 は、サンプルを処置群と対照群に分け、本研究で用いる医療費の実数の記述統計量を示している。平均、標準偏差、最小値および最大値、観測値数を報告しており、サンプルの基本的な特性を把握するための参考とする。

表 A1 処置群（1944 年 4 月以降生まれ）

調査時年齢	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測値数
65	211.0	551.9	0	8,333.3	406
66	223.4	379.5	0	4,666.7	413
67	245.7	436.0	0	5,910.0	410
68	210.0	303.9	0	3,333.3	406
69	209.6	242.4	0	2,210.0	432
70	272.7	566.1	0	7,153.8	280
71	290.7	470.5	0	4,850.0	263
72	248.5	234.3	0	1,265.0	225
73	243.5	250.6	0	1,600.0	204
74	246.5	258.5	0	1,750.0	131
75	266.0	322.4	0	2,100.0	104
76	463.9	613.2	0	2,800.0	68
77	347.0	406.5	0	2,000.0	33
Total	241.7	404.4	0	8,333.3	3,375

（注） 医療費（実数）の単位は千円。

（出所）日本家計パネル調査（JHPS）より筆者作成

表 A2 対照群（1944 年 3 月以前生まれ）

調査時年齢	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測値数
65	234.0	354.3	0	2,000.0	106
66	175.9	251.7	0	2,333.3	190
67	203.7	236.2	0	1,666.7	280
68	250.4	550.5	0	6,666.7	369
69	233.9	357.4	0	3,340.0	477
70	303.8	565.3	0	7,400.0	373
71	369.4	494.9	0	5,000.0	356
72	436.7	851.3	0	10,970.0	331
73	422.6	651.8	0	6,160.0	290
74	432.6	627.1	0	6,680.0	250
75	404.3	644.7	0	6,710.0	197
76	463.0	663.7	0	5,000.0	184
77	431.3	628.4	0	6,230.0	162
Total	329.3	564.8	0	10,970.0	3,565

（注） 医療費（実数）の単位は千円。

（出所）日本家計パネル調査（JHPS）より筆者作成

② 主成分分析

主成分分析の出力結果は表 A3 の通りである。本稿では第 1 主成分を使用して社会経済的地位によるグループ分けを行った。

表 A3 主成分負荷量

	第 1 主成分	第 2 主成分	第 3 主成分
等価所得	0.6019	-0.0756	-0.795
資産	0.5595	0.7503	0.3523
消費支出	0.5698	-0.6568	0.4939
寄与率	0.5011	0.2611	0.2378
累積寄与率	0.5011	0.7622	1.0000

(出所) 日本家計パネル調査 (JHPS) より筆者作成

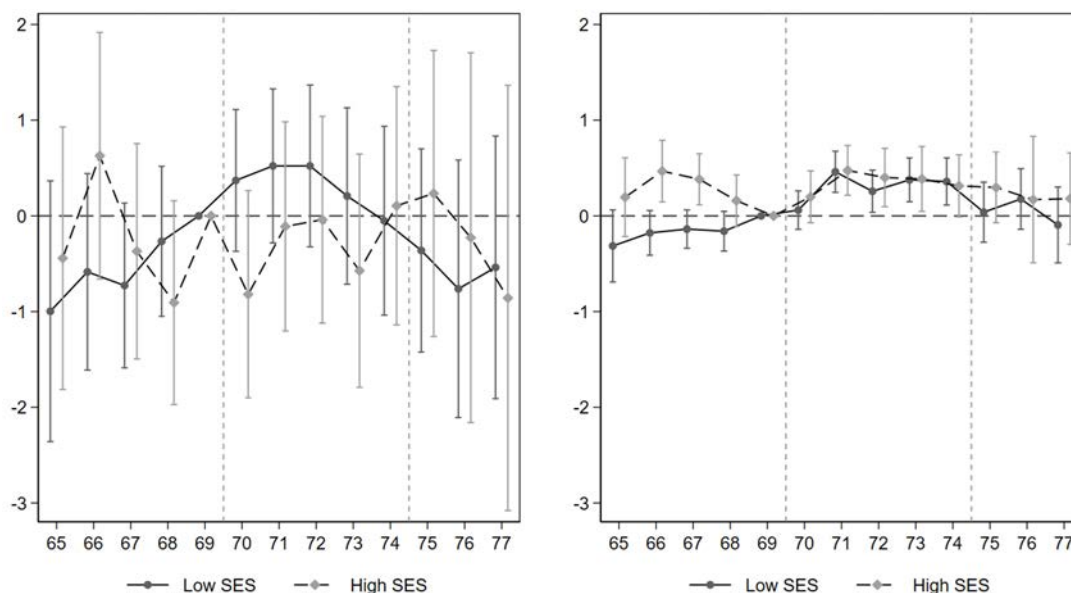
③ 自己負担額への影響

メインの分析では、自己負担額から実際の医療費を推計して回帰分析を行っているが、被説明変数を自己負担額の対数として、社会経済的地位別に同様の分析を行った。図A1のパネルaを見ると、全体で社会経済的地位別に自己負担額の統計的に有意な差は見られず、パネルbの医療費が正の観測値に限定すると社会経済的地位が高い個人も低い個人も自己負担割合が引き上げられたことで自己負担額が統計的に有意に増加している。

図A1 自己負担額への影響 (社会経済的地位別)

a. 全体

b. 正の医療費に限定



(出所) 日本家計パネル調査 (JHPS) より筆者作成

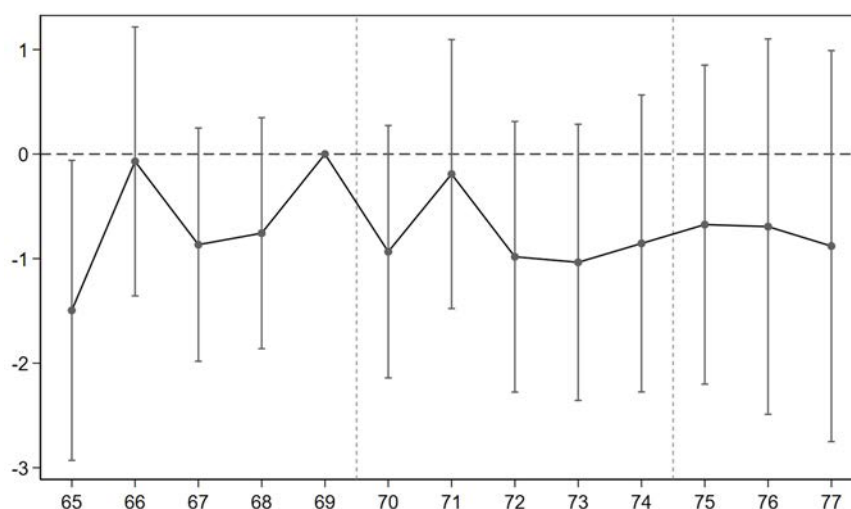
④ 頑健性の確認：閾値前後 3 年の結果

本稿の回帰分析では、十分なサンプルサイズを確保するために、閾値である 1944 年 4 月を基準として、その前後 6 年間に出生した個人のデータを用いて推計を行っている。この際、分析対象には最大で出生年が 12 年離れた個人が含まれており、観察された医療費の差異が、自己負担割合の差のみに起因すると断定することは困難である。この点を踏まえ、推計結果の頑健性を検証するため、出生

年を閾値の前後3年間に限定したサブサンプルを用いた回帰分析を実施し、同様の結果が得られるかを確認する。

図A2と図A3に示した結果を確認すると、図A2ではいずれの年齢においても0付近を推移し、70～74歳で統計的に有意な結果は得られなかった。図A3のパネルaも同様に統計的に有意な結果は得られなかった。一方、図A3のパネルbにおいて係数推定値は70歳までは0付近を推移し、71歳から負の方向へ転じ、72歳、74歳、75歳の時点で統計的に有意な負の効果が観察された。76歳以降は再び係数が0付近に戻っている。これらの結果を閾値前後6年のサンプルを対象とした分析の結果と比べると、係数の大きさはやや小さくなっているものの、概ね整合的な傾向が確認される。

図A2 医療費の回帰結果



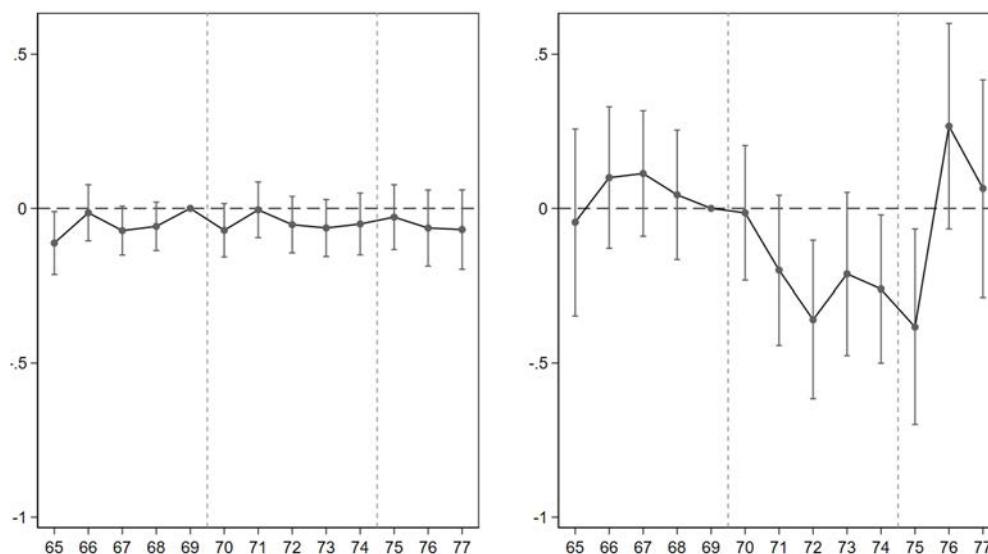
(注) サンプルサイズは3,981である。

(出所) 日本家計パネル調査 (JHPS) より筆者作成

図A3 医療受診の有無と医療費（正の医療費に限定）の回帰結果

a. 医療受診の有無

b. 医療費（正の医療費に限定）



(注) サンプルサイズは3,981（左）、3,219（右）である。

(出所) 日本家計パネル調査 (JHPS) より筆者作成

また、医療サービスや健康行動についての回帰結果については表A4と表A5の通りである。本稿での分析同様に、いずれの変数においても、70～74歳の係数は統計的に有意には推定されなかった。

表A4 医療サービス利用の回帰結果

	通院・入院	入院	通院
70～74 歳	-0.0202 [0.0276]	-0.0162 [0.0113]	-0.0206 [0.0290]
75 歳以上	-0.0215 [0.0428]	0.00830 [0.0253]	-0.0513 [0.0453]
観測値数	3,969	3,969	3,969

(注) 括弧内は個人レベルでのクラスター頑健な標準誤差を表す。

(出所) 日本家計パネル調査 (JHPS) より筆者作成

表A5 健康・健康行動の回帰結果

	主観的健康	喫煙しない	飲酒しない	運動する
70～74 歳	-0.0230 [0.0317]	-0.0114 [0.0145]	0.0193 [0.0203]	0.0822 [0.0505]
75 歳以上	0.00278 [0.0466]	-0.0167 [0.0305]	-0.00277 [0.0351]	0.124* [0.0698]
観測値数	3,972	3,973	3,951	2,526

(注) 括弧内は個人レベルでのクラスター頑健な標準誤差を表す。

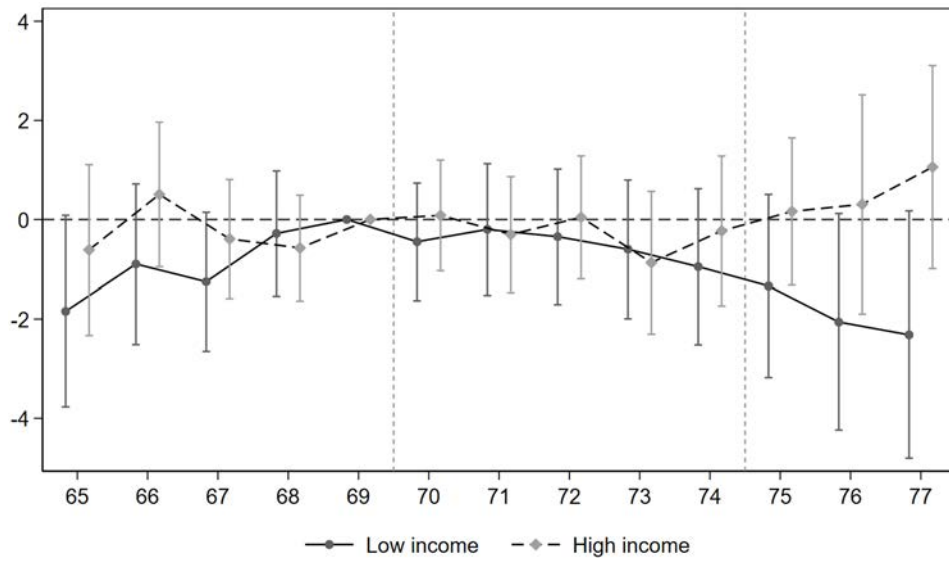
(出所) 日本家計パネル調査 (JHPS) より筆者作成

⑤ 頑健性の確認：所得・資産・消費支出別の回帰結果

本稿においては主成分分析を行って社会経済的地位が高いグループと低いグループのグループ分けを行っているが、この主成分の抽出には所得・資産・消費支出の3変数を用いている。ここではそれぞれの変数でグループ分けを行った際の回帰分析の結果を示す。具体的には、所得・資産・消費支出の変数の中位値によって高いグループと低いグループに分類している。結果について、図A4から図A9に示す。特に図A5・図A7・図A9のパネルbに注目すると、所得や資産別の回帰分析の場合、低所得や低資産のグループがより医療費を抑制する傾向にあり、これは社会経済的地位別の分析で得られた結果とも整合的である。一方で、消費支出別の回帰分析では、消費支出が多いグループがより医療費をより抑制する傾向にあることが分かる。

(1) 所得別

図 A4 所得による異質性：医療費

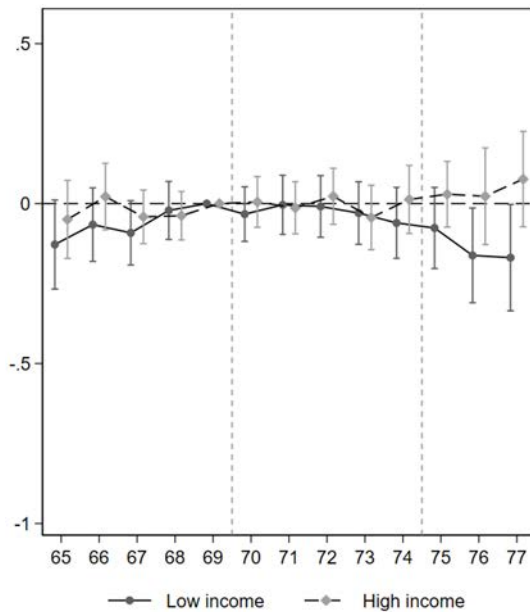


(注) サンプルサイズは3,483（高所得層）、3,377（低所得層）である。

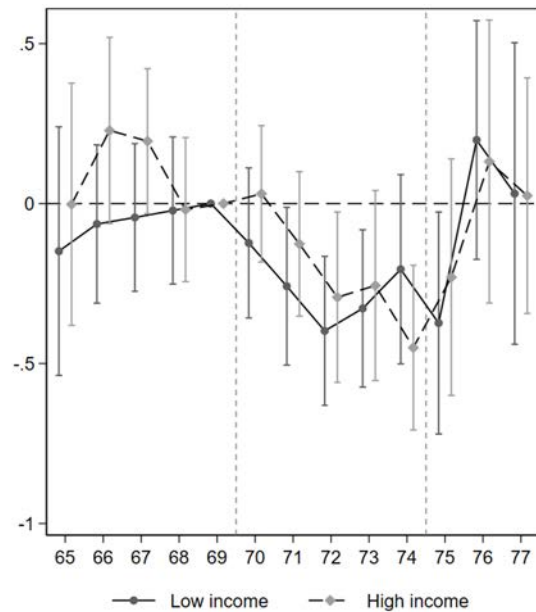
(出所) 日本家計パネル調査（JHPS）より筆者作成

図A5 所得による異質性：医療受診の有無と医療費（正の医療費に限定）

a. 医療受診の有無



b. 医療費（正の医療費に限定）

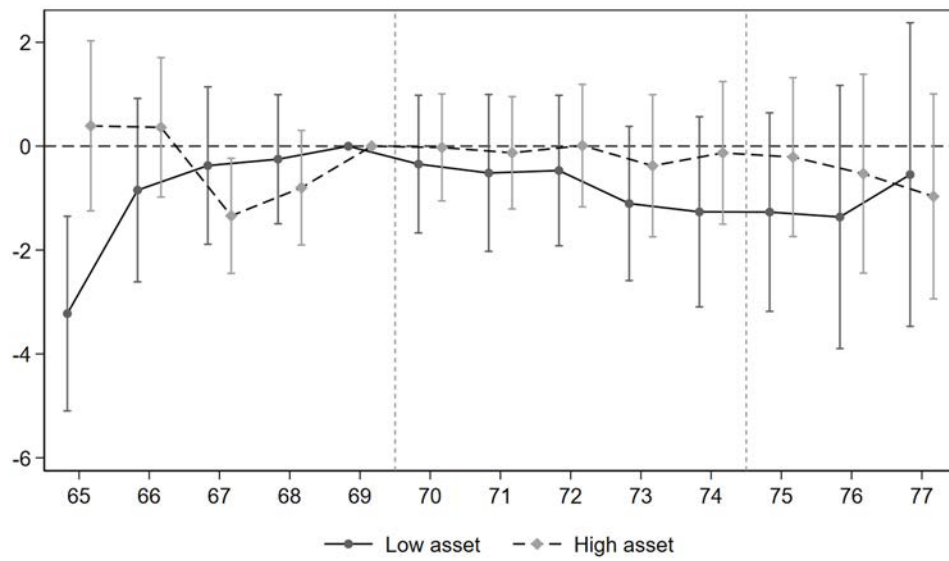


(注) サンプルサイズはパネルaが3,483（高所得層）、3,377（低所得層）、パネルbが2,896（高所得層）、2,678（低所得層）である。

(出所) 日本家計パネル調査（JHPS）より筆者作成

(2) 資産別

図 A6 資産による異質性：医療費

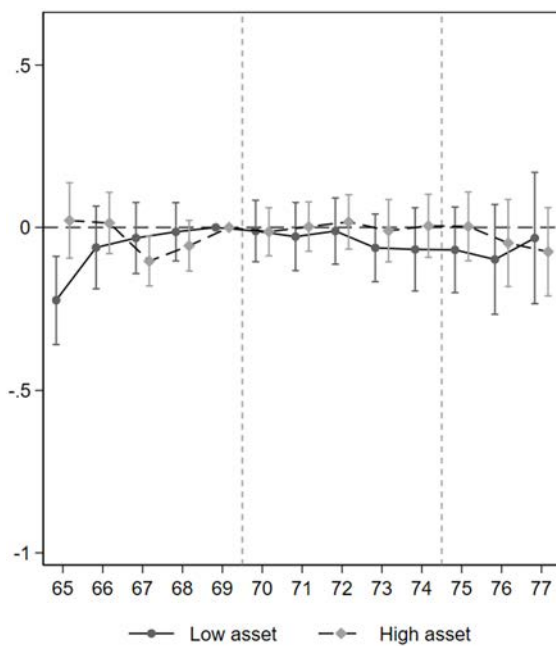


(注) サンプルサイズは3,832（高資産層）、3,072（低資産層）である。

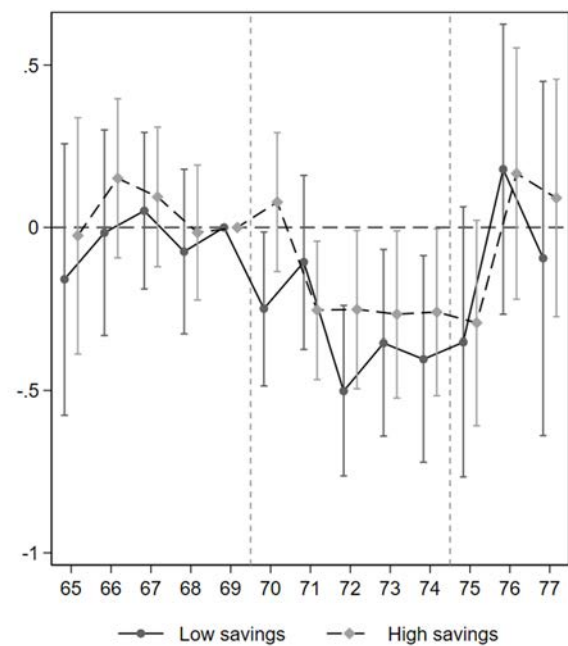
(出所) 日本家計パネル調査（JHPS）より筆者作成

図A7 資産による異質性：医療受診の有無と医療費（正の医療費に限定）

a. 医療受診の有無



b. 医療費（正の医療費に限定）

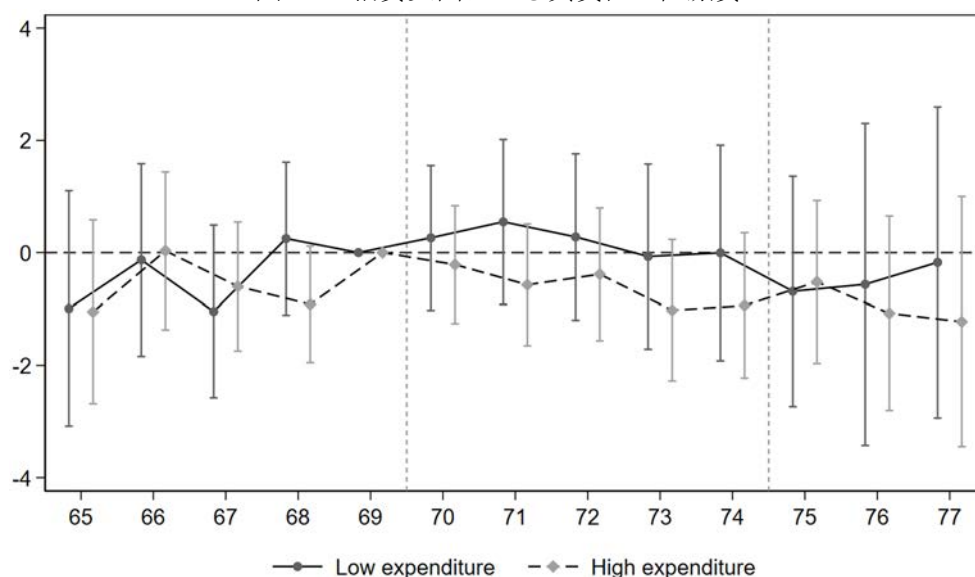


(注) サンプルサイズはパネルaが3,832（高資産層）、3,072（低資産層）、パネルbが3,271（高資産層）、2,326（低資産層）である。

(出所) 日本家計パネル調査（JHPS）より筆者作成

(3) 消費支出別

図 A8 消費支出による異質性：医療費

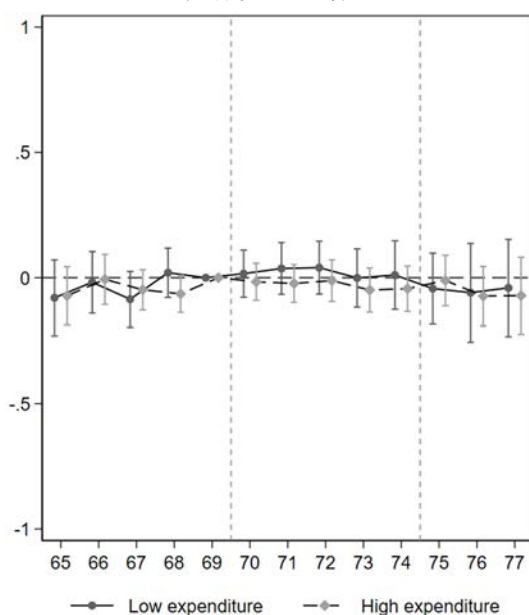


(注) サンプルサイズは3,832（高消費層）、2,940（低消費層）である。

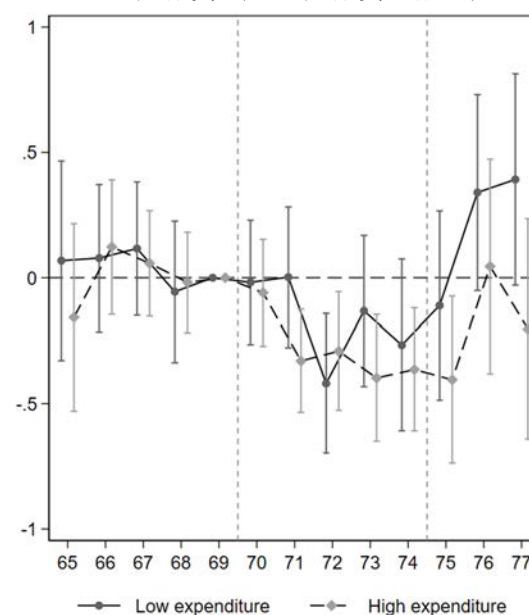
(出所) 日本家計パネル調査（JHPS）より筆者作成

図A9 消費支出による異質性：医療受診の有無と医療費（正の医療費に限定）

a. 医療受診の有無



b. 医療費（正の医療費に限定）



(注) サンプルサイズはパネルaが3,832（高消費層）、2,940（低消費層）、パネルbが3,220（高消費層）、2,267（低消費層）である。

(出所) 日本家計パネル調査（JHPS）より筆者作成

⑥ 頑健性の確認：自己負担割合が1年間通じて同じである個人に限定

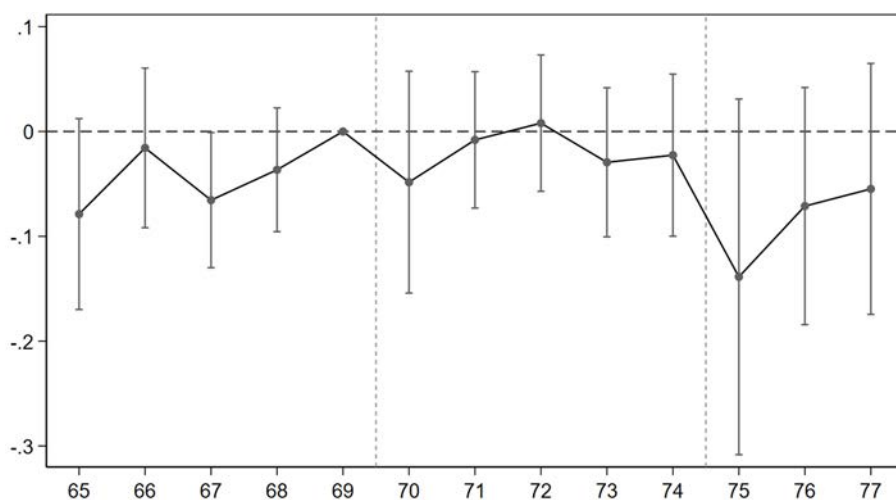
本稿で用いる70歳・75歳時点の自己負担割合は、必ずしも正確ではない。JHPSからは自己負担額の情報しか得られないので、自己負担額を自己負担割合で除して医療費を推計する必要があるが、本分析では、70歳・75歳の自己負担割合が変化する年においては、加重平均を用いて、個人ごとに独自の自己負担割合を算出し、医療費を推計したからである。例えば、1943年3月生まれの個人は、2014年調査時点での自己負担割合を0.15と推計しているが、実際には2013年1～3月の期間に医療

機関を受診せず、同年4月以降にのみ受診していたとすれば、実際の自己負担割合は1割であったことになる。この場合、0.15という推計値で割り戻すと、真の医療費を過小評価するリスクがある。

このような測定誤差の可能性を考慮し、頑健性の確認として、70歳および75歳を迎えた年の調査時において、自己負担割合が年間を通じて一定ではない観測値を除いた分析を実施する。

結果は図A10、図A11の通りである。図A10では、本文図4と同じく、いずれの年齢についても係数は統計的に有意ではない。図A11のパネルaも、本文図5パネルaと同じく、係数は小さく推定されている。図A11のパネルbを図A5のパネルbと比べると、70歳での係数が正に推定されているが、標準誤差が大きく統計的には0と有意に異ならない。また、75歳の係数は、標準誤差が大きく統計的には有意ではないが、その大きさは図5と大きく異ならない。すなわち、本文の結果は概ね頑健であると考えられる。

図A10 医療費の回帰結果



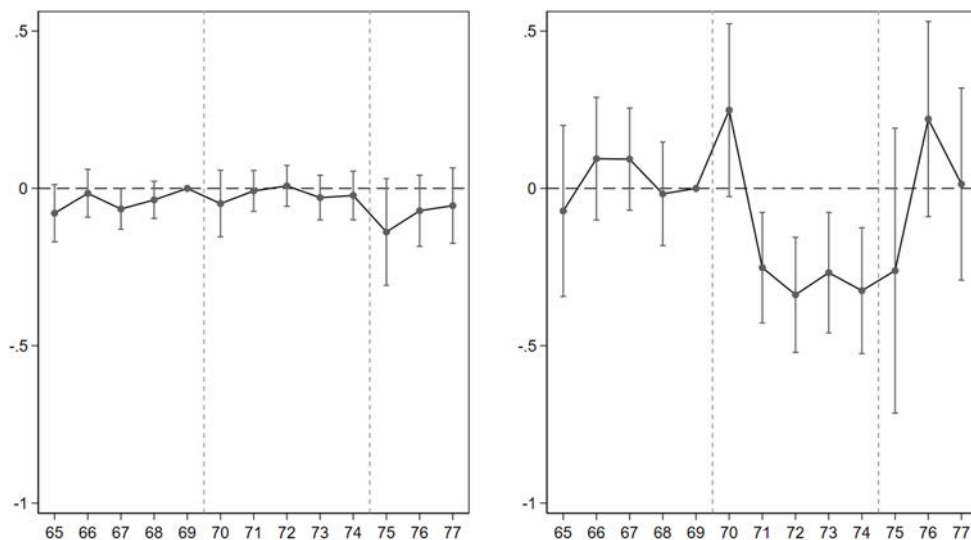
(注) サンプルサイズは6,232である。

(出所) 日本家計パネル調査 (JHPS) より筆者作成

図A11 医療受診の有無と医療費（正の医療費に限定）の回帰結果

a. 医療受診の有無

b. 医療費（正の医療費に限定）



(注) サンプルサイズは6,232 (左)、5,033 (右) である。

(出所) 日本家計パネル調査 (JHPS) より筆者作成