別添 1

厚生労働行政推進調査事業費補助金

政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）

# 現代の受療行動に対応した「長瀬効果」の検証のための実証研究

令和7年度　総括研究報告書

研究代表者　野口　晴子

令和 8（2026）年　5 月

別添 2

# 目　　次

**I. 総括研究報告**

現代の受療行動に対応した「長瀬効果」の検証のための実証研究.....1

研究代表者　野口　晴子　早稲田大学　政治経済学術院

**II. 分担研究報告**

1. 現代の受療行動に基づく長瀬効果の再検証と長瀬式の再推定― 後期高齢者医療制度改正（2022 年）の実証分析―.....12

研究協力者　福重　奏　早稲田大学　政治学研究科
研究分担者　及川　雅斗　早稲田大学　教育・総合科学学術院
研究分担者　富　蓉　早稲田大学　商学学術院
研究分担者　川村　顕　早稲田大学　人間科学学術院
研究代表者　野口　晴子　早稲田大学　政治経済学術院

2. 令和 4～5 年度厚生労働科学研究費研究の拡張に基づく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再評価― 2022 年 10 月制度改正に関するエビデンスと影響メカニズムの検証―.....26

研究分担者　及川　雅斗　早稲田大学　教育・総合科学学術院
研究分担者　富　蓉　早稲田大学　商学学術院
研究分担者　川村　顕　早稲田大学　人間科学学術院
研究協力者　福重　奏　早稲田大学　政治学研究科
研究代表者　野口　晴子　早稲田大学　政治経済学術院

研究成果の刊行に関する一覧表　.....50

別添 3

令和7年度厚生労働行政推進調査事業費補助金
政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）
総括研究報告書

# 現代の受療行動に対応した「長瀬効果」の検証のための実証研究

研究代表者　野口晴子　早稲田大学　政治経済学術院

## 研究要旨

本研究は、医療保険制度における窓口負担割合の変化が受療行動に与える影響、いわゆる「長瀬効果」について、現代のデータに基づき実証的に再検証するとともに、従来の長瀬式の妥当性を評価し、現代の受療行動に対応した推定枠組みの構築を目的として実施したものである。分析では、2022 年 10 月に実施された後期高齢者医療制度における窓口負担割合の引き上げ（1 割から 2 割）を自然実験と捉え、厚生労働省保険局調査課により整備された個票データを用いて検証を行った。具体的には、一方では、都道府県×負担区分×制度改正前後のセル平均データを用いて、実効給付率と医療利用水準との関係を表す長瀬式の再推定を行った。分析では、制度改正前後で医療サービス利用の有無にかかわらず全被保険者を対象とし、分析指標は総診療日数（調剤除く）に限定した。他方では、回帰不連続デザイン（Regression Discontinuity Design: RDD）と差の差分析（Difference-in-Differences: DD）を組み合わせた RDD-DD 分析により、制度改正が受療行動および医療費に与えた影響を動学的に推定した。

長瀬式の再推定では、二次関数型長瀬式におけるパラメータ$a$が総診療実日数（調剤除く）で 0.496 と推定され、結果、$y = 0.504x^2 + 0.496$という推定式が得られた。また、11 種類の候補関数を比較した結果、冪混合型が最小赤池情報量基準量（Akaike Information Criterion：AIC）を示した。一方で、二次関数型長瀬式についても、従来の長瀬式との比較可能性および政策的解釈の容易さという観点から有用であることが確認された。

また、RDD-DD 分析の結果、制度改正直前には医療費の増加、すなわち駆け込み需要が観察され、制度改正後には医療費の減少が確認された。この減少の主因は受診日数の減少であり、1 日当たり医療費の変化は限定的であった。また、外来および調剤において顕著な反応がみられた一方、入院医療における影響は限定的であった。さらに、短期間の観測ではあるが、死亡率については有意な悪化は確認されなかった。

以上の結果から、従来の長瀬式は現代の受療行動の下でも一定の妥当性を有することが確認された。一方、RDD-DD 分析からは、制度改正に伴う受療行動には駆け込み需要や制度改正後の順応過程といった動学的調整が存在することが示された。このことから、制度改正時の財政影響試算においては、長瀬式を最新の実証データに基づき継続的

に検証・更新するとともに、制度改正の影響評価においては静学的な平均効果のみではなく、動学的調整を考慮した分析枠組みを採用することが重要である。

本研究は、長瀬式の再推定によるマクロ的な医療利用推計と RDD-DD 分析によるミクロレベルの因果推論を接続することにより、長瀬効果および医療需要の価格反応に関する理解を統合的に更新し、医療保険制度改革におけるエビデンスに基づく政策形成および財政影響試算の高度化に資する基礎的知見を提供するものである。

**研究分担者**
川村 顕
早稲田大学　人間科学学術院
教授
富 蓉
早稲田大学　商学学術院 准教授
及川 雅斗
早稲田大学　教育・総合科学学術院
准教授（テニュアトラック）
**研究協力者**
福重 奏
早稲田大学　ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所　研究員

A. 研究目的

本研究は、医療保険制度における窓口負担割合の変化が受療行動に与える影響、いわゆる「長瀬効果」について、現代のデータに基づき実証的に再検証するとともに、従来の長瀬式の妥当性を評価し、現代の受療行動に対応した推定枠組みの構築を目的とするものである。

日本では、急速な高齢化の進展に伴い医療費の増大が見込まれる中、医療保険制度の持続可能性の確保が重要な政策課題となっている。このような状況において、窓口負担割合の改定が医療需要に与える影響を適切に把握することは、制度改正の財政影響の評価などにおいて極めて重要である。

これまで、長瀬効果およびそれを定式化した長瀬式は、実効給付率と医療費水準の関係を表す経験則として、制度改正時の医療費変化の推計に広く用いられてきた。しかしながら、既存の長瀬式は主として昭和期から平成初期の制度改正に基づいて推定されたものであり、医療技術の進展、疾病構造の変化、および患者の受療行動の変容といった近年の環境変化を十分に反映していない可能性がある。

さらに、近年の実証研究においては、制度改正前後における受診時期の調整（いわゆる「駆け込み需要」）や、制度導入後の適応行動といった、時間的調整を伴う動学的な受療行動が確認されているが、従来の長瀬式はこうした動学的側面を明示的に考慮していない。

また、日本における既存研究の多くは、年齢閾値や所得閾値を用いた因果効果の識別に重点を置いており、制度改正に伴う受療行動の時間的推移と、長瀬式のようなマクロ的関係式の再構築とを統合的に検討した研究は限られている。

以上の問題意識を踏まえ、本研究では、2022 年 10 月に実施された後期高齢者医療制度における窓口負担割合の引き上げ（1 割から 2 割）を自然実験として利用し、以下の 2 つの課題に取り組んだ。

第 1 に、個人月データを都道府県、負担区分および制度改正前後のセル平均に集約し、都道府県ごとの恒常的な地域差を調整した上で、実効給付率と総診療実日数（調剤除く）との関係を表す長瀬式の再推を行った。

具体的には、制度改正前後で医療サービス利用の有無にかかわらず全被保険者を対象とし、従来の二次関数型長瀬式を基礎としつつ、複数の候補関数を比較することにより、現代の受療行動に適合的な価格反応関数の推定を試みた。

第 2 に、回帰不連続デザイン（Regression Discontinuity Design：RDD）と差の差分析（Difference-in-Differences：DD）を組み合わせた RDD-DD 分析により、制度改正が医療費および受療行動に与えた影響を動学的に評価した。具体的には、制度改正前後の駆け込み需要、制度導入後の順応過程、受診確率（extensive margin）と受診日数（intensive margin）の違い、さらに診療種別や患者属性による異質性について検証を行った。

これにより、本研究は、一方では長瀬式というマクロ的な推計枠組みの現代的妥当性を再検討し、他方ではミクロレベルの動学的受療行動を因果推論に基づいて明らかにすることで、医療需要の価格反応に関する理解を統合的に更新することを目指したものである。

もっとも、本研究は主として 2022 年 10 月の制度改正を対象とした分析であり、今後、他の制度改正や異なる制度環境における追加的検証を通じて、長瀬式の妥当性および医療需要の価格反応について継続的に検証していく必要がある。

以上を通じて、本研究は、長瀬効果の現代的妥当性を再検証するとともに、制度改正に伴う動学的調整やサービス別異質性を考慮した、より実態に即した政策評価の枠組みの構築に資する知見を提供することを目的とする。

## B. 研究方法

本研究では、2022 年 10 月に実施された後期高齢者医療制度における窓口負担割合の引き上げ（1 割から 2 割）を自然実験と捉え、一方では現代の受療行動に対応した長瀬式の再推定を行い、他方では RDD-DD 分析により、制度改正が受療行動および医療費に与える影響を実証的に評価した。分析は、(1) データ整備、(2) 長瀬式の再推定、(3) ミクロデータを用いた因果効果の推定の 3 段階から構成される。

### B-1. データおよび分析対象

本研究では、厚生労働省保険局調査課により収集・整備された「所得課税情報等に応じた医療費情報」を用いた。本データは、後期高齢者医療制度の被保険者を対象とし、所得情報と医療レセプト情報が個票レベルで結合されたものである。

分析対象期間は、長瀬式の再推定と RDD-DD 分析でそれぞれ異なる。長瀬式の再推定では、制度改正前の駆け込み需要および制度施行直後の調整過程の影響を回避するため、制度改正前を 2022 年 1 月から 6 月、制度改正後を 2022 年 11 月から 2023 年 4 月とした。一方、RDD-DD 分析では、2021 年 11 月から 2023 年 12 月までの個票パネルデータを用いて、制度

改正前後の動学的な受療行動の変化を検証した。

長瀬式の再推定では、制度改正前後で医療サービス利用の有無にかかわらず全被保険者を分析対象とし、分析指標は総診療実日数（調剤除く）に限定した。また個人月データを都道府県×負担区分×制度改正前後のセル平均に集約することにより、都道府県ごとの恒常的な地域差を調整した。

RDD-DD 分析では、アウトカムとして総医療費、外来医療費、入院医療費、歯科医療費、調剤医療費、受診日数、受診確率、および 1 日当たり医療費（単価）を用いた。

このように、本研究では、長瀬式の再推定ではセル平均データを用いてマクロ的な医療費推計の妥当性を検証し、RDD-DD 分析では個票レベルデータを用いて制度変更が受療行動に与えた影響を因果推論により評価することで、両者を相互補完的に検討した。

B-2. 長瀬式の再推定

本研究では、2022 年 10 月の制度改正に伴う窓口負担割合の変化を利用し、実効給付率と医療利用水準の関係を表す長瀬式の再推定を行った。

具体的には、個人月データを都道府県×負担区分×制度改正前後のセル平均に集約し、都道府県ごとの恒常的な地域差を調整した上で、実効給付率と医療利用との関係を表す関数を推定した。分析では、制度改正前後で医療サービス利用の有無にかかわらず全被保険者を対象とし、分析指標は総診療実日数（調剤除く）に限定した。

関数形については、従来の長瀬式との比較可能性を確保するため、二次関数を基礎仕様とした。一方で、関数形の仮定に依存した結果とならないよう、線形、三次関数、平方根、冪混合型等の複数の候補関数についても推定を行い、赤池情報量基準量（Akaike Information Criterion：AIC）に基づく比較を行った。

また、制度改正直前の駆け込み需要および制度改正直後の調整過程による影響を回避するため、制度改正前を 2022 年 1 月から 6 月、制度改正後を 2022 年 11 月から 2023 年 4 月として分析を行った。

これにより、従来、経験的推定式として用いられてきた長瀬式について、現代の受療行動の下でどの程度妥当であるかを検証するとともに、現代データに基づく長瀬式の再推定を行った。

B-3. 因果効果の推定（RDD および DD 分析）

窓口負担割合の内生性に対処するため、本研究では、所得閾値を利用した回帰不連続デザイン（Regression Discontinuity Design：RDD）を用いた。

さらに、制度改正前後の時間的変化を捉えるため、差の差分析（Difference-in-Differences：DD）を組み合わせた RDD-DD 分析を採用した。これにより、制度改正前の予期的行動（駆け込み需要）と制度改正後の適応行動を動学的に評価した。

また、診療種別（外来・調剤・歯科・入院）ごとの異質性分析に加え、高額療養費制度の対象経験を有する者や事前受診頻度別のサブグループ分析を行うこと

で、制度的要因と患者属性による反応の違いについても検証した。

B-4. 分析の位置づけ

以上の手法により、本研究は、一方で、現代の受療行動に対応した長瀬式の再推定を行い、他方では、制度改正を自然実験として利用した因果推論により、窓口負担割合の変更が受療行動および医療費に与える影響を動学的に把握することを試みるものである。

具体的には、長瀬式の再推定は、制度改正に伴う実効給付率の変化を利用して、実効給付率と医療利用との関係を経験的に要約することを目的としている。したがって、その結果は現代の受療行動に基づく経験的な再推定として解釈し、厳密な因果効果の一点推定として扱うものではない。

一方、RDD-DD 分析は、制度改正が受療行動に与えた影響を因果効果として識別することを目的としており、駆け込み需要、制度導入後の順応過程、診療種別や患者属性による異質性などを動学的に評価するものである。

このように、本研究は、長瀬式の再推定によるマクロ的な医療利用推計と、RDD-DD 分析によるミクロレベルの因果推論とを相互補完的に位置づけることにより、現代の受療行動に基づく長瀬式の妥当性と医療需要の価格反応に関する理解を統合的に更新することを目指している。

なお、本研究で用いた分析は、長瀬式の再推定では python、RDD-DD 分析では Stata 19.0 を用いて実施した。

（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「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. 長瀬式の再推定結果

本研究では、実効給付率と医療利用水準の関係を表す長瀬式の再推定を行った。

都道府県×負担区分×制度改正前後のセル平均データを用いて推定した結果、制度改正前後で医療サービスの有無にかかわらず全被保険者を対象とした分析では、二次関数型長瀬式におけるパラメータ$a$が 0.496 と推定され、$y = 0.504x^2 + 0.496$という推定式が得られた。さらに、線形、三次関数、平方根、冪混合型など 11 種類の候補関数を比較した結果、冪混合型が AIC を示した。この結果は、現代の受療行動を表現する上では、従来の二次関数よりも柔軟な関数形の方が統計的な適合度において優れている可能性を示唆している。一方で、二次関数は従来の長瀬式との比較可能性および政策的解釈の容易さを有しており、現代データに対しても一定の説明力を維持していること

が確認された。以上より、現代の受療行動を前提とした場合であっても、従来の長瀬式の妥当性は一定の妥当性を有することが確認された。

C-2. 制度改正が受療行動に与えた影響（因果推論）

次に、回帰不連続デザインと差の差分析を組み合わせた RDD-DD 分析により、2022 年 10 月の制度改正が受療行動に与えた影響を動学的に評価した。

その結果、制度改正直前には約 6%程度の医療費増加が観察され、駆け込み需要の存在が確認された。一方、制度改正直後には約 6%の医療費減少が生じ、その後も約 3%程度の減少が持続した。

医療費の分解分析からは、この減少の主因は受診日数の減少であり、1 日当たり医療費（単価）の変化は限定的であることが明らかとなった。また、受診確率についても約 1%程度の低下が確認され、制度改正が受療行動の広範な側面に影響を及ぼしていることが示された。

診療種別別の分析では、外来および調剤において顕著な駆け込み需要とその後の需要減少が観察された一方で、歯科では影響は限定的であり、入院では統計的に有意な変化は確認されなかった。

さらに、死亡率に関する分析では、制度改正に伴う有意な悪化は確認されず、短期的な影響は限定的である可能性が示された。

以上の結果から、制度改正に対する医療需要の反応は、主として利用頻度（intensive margin）の調整を通じて生じており、医療の質や単価への影響は限定的であることが示唆された。また、制度改正直前の駆け込み需要と制度改正後の順応過程の双方が確認されたことから、医療需要には異時点間代替を伴う動学的側面が存在するが示された。

C-3. 医療需要における動学的調整と異質性

本研究では、制度改正に伴う医療需要の時間的変動および異質性についても分析を行った。

まず、制度改正直前に観察された駆け込み需要とその後の需要減少は、医療需要における異時点間の代替行動の存在を示すものである。このような動学的調整は、単一時点の観測に基づく推定では十分に捉えられない重要な特徴である。

また、医療需要の価格反応は患者属性や制度環境によって異なり、事前の医療利用が高い群では駆け込み需要およびその後の需要減少がより顕著であった。一方、高額療養費制度の対象経験を有する者では、窓口負担割合引き上げの影響が相対的に小さく、制度間の相互作用が受療行動の調整に重要な役割を果たしている可能性が示唆された。以上より、医療需要の価格反応は一様ではなく、医療サービスの種類、患者属性、および制度的環境に応じて異なることが明らかとなった。また、こうしたミクロレベルの異質性と動学的調整の存在は、長瀬式のようなマクロ的推計式についても、継続的に検証・更新していく必要性を示唆する結果である。

D. 考察

本研究では、2022 年 10 月の後期高齢者医療制度における窓口負担割合の引き上

げを自然実験として利用し、一方では、都道府県×負担区分×制度改正前後のセル平均データを用いて、実効給付率と医療利用との関係を表す長瀬式の再推定を、他方では、RDD-DD 分析を用いて制度改正が受療行動と医療費に与えた影響をミクロレベルで動学的に分析した。

第 1 に、本研究の結果は、従来の長瀬式が一定程度妥当な方向性を示している一方で、制度改正直後の動学的調整や診療種別別の異質性を十分には反映していない可能性を示唆するものである。

第 2 に、本研究は、医療需要における動学的調整の重要性を明確に示している。制度改正直前に観察された駆け込み需要と、その後の需要減少は、患者が将来の自己負担増を見越して受診時期を調整する行動をとることを示している。このような異時点間の代替行動は、短期的な医療費の変動を増幅または歪める可能性があり、従来の長瀬式のような静学的枠組みでは十分に捉えられていない。特に本研究では、制度改正直前の駆け込み需要と、制度改正後の順応過程の双方が確認されており、医療需要の価格反応は単一時点ではなく時間経過の中で理解される必要があることが示唆された。したがって、制度改正の影響評価においては、静学的な平均効果のみではなく、時間的調整を伴う動学的分析枠組みを導入することが重要である。

第 3 に、医療需要の価格反応には診療種別による異質性が存在することが確認された。外来および調剤では比較的大きな反応が観察された一方で、入院医療においては反応が限定的であった。この結果は、医療サービスの必要性や代替可能性の違いが価格弾力性に影響を与えることを示唆している。すなわち、緊急性の高い医療ほど価格に対する感応度は低く、選択的・待機的な医療ほど感応度が高いという構造が確認された。

第 4 に、長瀬式の再推定では、制度改正前後で医療サービス利用の有無にかかわらず全被保険者を対象として分析を行った。その結果、11 種類の候補関数を比較したところ、冪混合型が最小 AIC を示した。一方、二次関数型長瀬式についても、従来の長瀬式との比較可能性および政策的解釈の容易さという観点から有用であることが確認された。したがって、統計的適合度のみを重視する場合には冪混合型が有力な候補となるが、制度改正時の財政影響試算という政策実務上の利用可能性を考慮すると、二次関数型長瀬式も依然として重要な役割を有していると考えられる。また、本研究は、現代の受療行動を前提とした場合であっても、従来の長瀬式は一定の妥当性を有することを示すとともに、長瀬式については実証データに基づく継続的な検証と更新が必要であることを示している。以上を総合すると、医療需要の価格反応は単一の固定的パラメータで記述できるものではなく、時間的調整、サービス特性、患者属性、および制度的環境が相互に作用する複雑な構造として理解する必要がある。これは、長瀬式のようなマクロ的推計式についても、制度環境や受療行動の変化に応じて継続的に検証・更新していく必要性を示唆している。もっとも、本研究にはいくつかの留意点が存在する。第 1 に、本研究は特定の所得閾値近傍の被保険者を対象とした分析であり、結果

の外挿には一定の制約がある。第 2 に、本研究ではセル平均に集約したデータを用いて長瀬式を推定しているため、個人レベルの異質な行動変化を直接評価することはできない。そのため、今回推定された長瀬式は制度改正に伴う平均的な価格反応を要約した経験的関係式として解釈されるべきである。第 3 に、本研究は制度改正に伴う短期的な行動変化を主に捉えたものであり、長期的な影響や医療需要の構造的変化については十分に検証されていない。第 4 に、本研究は主として 2022 年 10 月の制度改正を対象とした分析であり、新型コロナウイルス感染症流行下における受診抑制の影響が含まれる可能性があり、制度改正に対する受療行動の感応度が低く観測されている可能性があることに留意が必要である。また、異なる制度改正や制度環境において同様の結果が得られるかについては、今後の追加的検証が必要である。

以上の点を踏まえると、本研究は、長瀬式を実証的エビデンスに基づき継続的に更新していく必要性を示すものである。また、制度改正の影響評価においては、動学的な受療行動を考慮した分析枠組みを導入することが重要である。本研究は、ミクロレベルの因果推論とマクロ的な医療費推計とを接続することにより、医療需要の価格反応に関する理解を統合的に更新し、医療保険制度改革におけるエビデンスに基づく政策形成および財政影響試算の高度化に資する知見を提供するものである。

## E. 結論

本研究では、2022 年 10 月の後期高齢者医療制度における窓口負担割合の引き上げを自然実験として利用し、一方では現代の受療行動に対応した長瀬式の再推定を行い、他方では RDD-DD 分析を用いて制度改正が受療行動および医療費に与えた影響を動学的に分析した。

長瀬式の再推定では、制度改正前後で医療サービス利用の有無にかかわらず全被保険者を対象として分析を行った結果、二次関数型長瀬式ではパラメータ a が 0.496 で、結果、$y = 0.504x^2 + 0.496$という推定式が得られた。また、11 種類の候補関数を比較した結果、冪混合型が最小 AIC を示した。一方で、二次関数型長瀬式についても、従来の長瀬式との比較可能性および政策的解釈の容易さという観点から有用であることが確認された。

一方、RDD-DD 分析では、制度改正直前に駆け込み需要が観察され、制度改正後には医療費および受療行動の減少が確認された。また、その影響は外来および調剤で比較的大きく、入院医療では限定的であった。さらに、制度改正に伴う有意な死亡率の悪化は確認されなかった。

以上より、制度改正の財政影響試算においては、長瀬式を最新の実証データに基づき継続的に更新することが重要である。また、RDD-DD 分析から明らかになったように、制度改正に対する受療行動の反応には、駆け込み需要や制度導入後の順応といった動学的調整が存在することから、政策評価においては単一時点の静学的分析のみではなく、時間的調整を考慮した分析枠組みを採用することが重要である。

もっとも、本研究は主として 2022 年 10 月の制度改正を対象とした分析であり、新型コロナウイルス感染症流行下における受診抑制の影響が含まれる可能性があり、制度改正に対する受療行動の感応度が低く観測されている可能性があることに留意が必要である。また、他の制度改正や異なる制度環境において同様の結果が得られるかについては、今後さらなる検証が必要である。

本研究は、長瀬式の再推定によるマクロ的な医療利用推計と RDD-DD 分析によるミクロレベルの因果推論を接続することにより、長瀬効果および医療需要の価格反応に関する理解を統合的に更新し、医療保険制度改革におけるエビデンスに基づく政策形成および財政影響試算の高度化に資する知見を提供するものである。

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

Fu, R., Oikawa, M., Noguchi, H., & Kawamura, A. “The Effect of Cost-Sharing on Medical Care Demand: Insights from Novel Real-World Data for the Oldest-Old in Japan.” 16th International Health Economics Association (iHEA) World Congress 2025 年 7 月 23 日.

Oikawa, M., Fu, R., Kawamura, A. & Noguchi, H. ”Anticipation and Adaptation: How the Oldest-Old Navigate Increased Cost-Sharing.” 日本経済学会 2026 年度春季大会（大阪公立大学）. 2026 年 5 月 23 日.

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

厚生労働省. 2007.「社会保障審議会医療保険部会資料」https://www.mhlw.go.jp/shingi/2007/02/dl/s0206-5c.pdf（閲覧日：2026年4月19日）

厚生労働省. 2016.「医療保険制度に関する資料」https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12401000-Hokenkyoku-Soumuka/0000113736.pdf（閲覧日：2026年4月19日）

日本経済新聞. 2021年6月4日. https://www.nikkei.com/article/DGXZQOUA03C310T00C21A6000000/ （閲覧日：2026年4月19日）

Alpert, Abby. 2016. "The Anticipatory Effects of Medicare Part D on Drug Utilization." Journal of Health Economics 49: 28-45.

Ando, Michihito, and Reo Takaku. 2016. "Affordable False Teeth: The Effects of Patient Cost Sharing on Denture Utilization and Subjective Chewing Ability." BE Journal of Economic Analysis & Policy 16 (3): 1387-1438.

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?" Review of Economics and Statistics 97 (4): 725-741.

Arrow, Kenneth J. 1963. "Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care." American Economic Review 53: 941-973.

Bound, John, Charles Brown, and Nancy Mathiowetz. 2001. "Measurement Error in Survey Data." In Handbook of Econometrics, Vol. 5, 3705-3843. Amsterdam: Elsevier.

Brot-Goldberg, Zachariah 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." Quarterly Journal of Economics 132 (3): 1261-1318.

Brot-Goldberg, Zachariah, Timothy Layton, Boris Vabson, and Adelina Yanyue Wang. 2023. "The Behavioral Foundations of Default Effects: Theory and Evidence from Medicare Part D." American Economic Review 113 (10): 2718-2758.

Cabral, Marika. 2016. "Claim Timing and Ex Post Adverse Selection." Review of Economic Studies 84 (1): 1-44.

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

Duarte, Fabian. 2012. "Price Elasticity of Expenditure across Health Care Services." Journal of Health Economics 31 (6): 824-841.

Einav, Liran, Amy Finkelstein, and Maria Polyakova. 2018. "Private Provision of Social Insurance: Drug-Specific Price Elasticities and Cost Sharing in Medicare Part D." American Economic Journal: Economic Policy 10 (3): 122-153.

Einav, Liran, Amy Finkelstein, and Paul Schrimpf. 2015. "The Response of Drug Expenditure to Nonlinear Contract Design: Evidence from Medicare Part D." Quarterly Journal of Economics 130 (2): 841-899.

Ellis, Randall P., and Thomas G. McGuire. 2007. "Predictability and Predictiveness in Health Care Spending." Journal of Health Economics 26 (1): 25-48.

Fukushima, Kentaro, Shuhei Mizuoka, Shinya Yamamoto, and Toshiaki Iizuka. 2016. "Patient Cost Sharing and Medical Expenditures for the Elderly." Journal of Health Economics 45: 115-130.

Goolsbee, Austan. 2000. "What Happens When You Tax the Rich? Evidence from Executive Compensation." Journal of Political Economy 108 (2): 352-378.

Grossman, Michael. 1972. "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health." Journal of Political Economy 80 (2): 223-255.

Iizuka, Toshiaki, and Hitoshi Shigeoka. 2022. "Is Zero a Special Price? Evidence from Child Health Care." American Economic Journal: Applied Economics 14 (4): 381-410.

Komura, Naoko, and Shun-ichiro Bessho. 2025. "Dynamics of Consumer Responses to Medical Price Changes." American Economic Review: Insights, , 7(4), 534-549. https://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/aeri.20240228

Malani, Anup, and Julian Reif. 2015. "Interpreting Pre-trends as Anticipation: Impact on Estimated Treatment Effects from Tort Reform." Journal of Public Economics 124: 1-17.
Manning, Willard G., Joseph P. Newhouse, Naihua Duan, Emmett B. Keeler, and Arleen Leibowitz. 1987. "Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment." American Economic Review 77 (3): 251-277.
Metiu, Norbert. 2021. "Anticipation Effects of Protectionist US Trade Policies." Journal of International Economics 133: 103536.
Newhouse, Joseph P. 1993. Free for All?: Lessons from the RAND Health Insurance Experiment. Cambridge, MA: Harvard University Press.
Nishi, Akihiko, J. Michael McWilliams, Haruko Noguchi, Hideki Hashimoto, Nanako Tamiya, and Ichiro Kawachi. 2012. "Health Benefits of Reduced Patient Cost Sharing in Japan." Bulletin of the World Health Organization 90: 426-435a.
Shigeoka, Hitoshi. 2014. "The Effect of Patient Cost Sharing on Utilization, Health, and Risk Protection." American Economic Review 104 (7): 2152-2184.

別添 4

令和7年度厚生労働行政推進調査事業費補助金
（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

# 現代の受療行動に基づく長瀬効果の再検証と長瀬式の再推定
## ― 後期高齢者医療制度改正（2022 年）の実証分析 ―


研究協力者　福重　奏　　早稲田大学　政治学研究科
研究分担者　及川　雅斗　　早稲田大学　教育･総合科学学術院
研究分担者　富　蓉　　早稲田大学　商学学術院
研究分担者　川村　顕　　早稲田大学　人間科学学術院
研究代表者　野口　晴子　　早稲田大学　政治経済学術院



**研究要旨**

本研究は、2022 年 10 月の後期高齢者医療制度改正に伴う実効給付率の変化を利用し、現代の受療行動に対応した長瀬式を再推定することを目的とする。長瀬式は、給付率と医療費水準との関係を表す経験的推計式として医療保険制度改正の財政影響試算に用いられてきたが、主として過去の制度改正に基づいて推定されており、近年の受療行動の変化を十分に反映していない可能性がある。

分析には、厚生労働省保険局調査課により整備された後期高齢者医療制度に関する匿名化個票データを用いた。月ごとの共通変動を調整した個人月データを都道府県×負担区分×制度改正前後のセル平均に集約し、都道府県ごとの恒常的な地域差を調整した上で、実効給付率と医療利用・費用との関係を推定した。なお、本研究では、制度改正前後で医療サービスの利用の有無にかかわらず、全ての被保険者を対象とし、分析指標を総診療実日数（調剤除く）に限定した。

分析の結果、二次関数型長瀬式による推定では、パラメータ$a$が 0.496 と推定され、結果、$y = 0.504x^2 + 0.496$という推定式が得られた。また、11 種類の候補関数を比較した結果、冪混合型が最小赤池情報量基準量（Akaike Information Criterion：AIC）を示した。一方で、二次関数型長瀬式についても、従来の長瀬式との比較可能性および政策的解釈の容易さという観点から有用であることが確認された。

本研究により、現代の受療行動を前提とした場合であっても、従来の長瀬式は一定の妥当性を有することが確認された。一方で、制度改正時の財政影響試算においては、長瀬式を最新の実証データに基づき継続的に検証・更新していくことの重要性が示された。

本研究は、医療需要の価格反応に関する理解を深めるとともに、医療保険制度改革におけるエビデンスに基づく政策形成および財政影響試算の高度化に資する知見を提供するものである。

A. 研究目的

近年、少子高齢化の進展に伴い、我が国の医療保険制度における財政の持続可能性が重要な政策課題となっている。とりわけ後期高齢者医療制度においては、被保険者数の増加とともに医療費の増大が見込まれる一方、現役世代の減少により支え手が縮小することから、給付と負担の在り方の見直しが不可避となっている。こうした中、医療保険制度改正の財政影響を評価する上で、窓口負担割合の変化が受療行動に与える影響、すなわち医療需要の価格反応を適切に把握することの重要性は一層高まっている（Manning et al., 1987）。

このような文脈において、医療保険制度の分析において長年用いられてきたのが、いわゆる「長瀬効果」である。長瀬効果とは、給付率の変化に応じて医療費の水準が変動する現象を指し、その関係を定式化した「長瀬式」は、制度改正時の医療費変化を推計する際の基礎的な枠組みとして広く利用されてきた（厚生労働省、2007）。

しかしながら、既存の長瀬式は主として昭和期から平成初期にかけての制度改正の結果に基づいて推定されたものであり、近年の受療行動の変化を十分に反映していない可能性がある。実際、長瀬式の系譜を辿ると、戦前に提案された原型的な関数形を基礎として、1980 年代以降、給付率を用いた複数の推定式（いわゆる A 式・B 式・C 式）が提案され、さらに 2000 年代以降には制度改正の影響推計に用いられる形で整理されてきた（厚生労働省、2007；2016）。その後提示された一般制度および高齢者制度に対応した推定式（例：$y = 0.475x^2 + 0.525$、$y = 0.499x^2 + 0.501$）は、現在に至るまで実務上の標準的な推計式として用いられているが、これらは医療技術の進歩や慢性疾患構造の変化、患者の情報取得行動の変化といった現代の医療環境の変容を十分に織り込んだものではない。

さらに、医療需要の価格反応に関する近年の実証研究は、日本においても多数蓄積されているが（Shigeoka, 2014；Fukushima et al., 2016；Komura & Bessho, 2025）、これらは主として年齢閾値を利用した準実験的手法（回帰不連続デザイン）に基づく推定であり、長瀬式のようなマクロ的な関係式の再構築を直接目的としたものではない。

こうした問題意識は、政策的にも共有されており、令和 3 年 6 月 3 日の参議院厚生労働委員会においては、医療保険制度改革に関する附帯決議として、「現代の受療行動等に対応した信頼性の高い推計が可能となるよう、長瀬式の検証および見直しを進めること」が求められた（日本経済新聞、2021）。

以上を踏まえ、本研究の目的は、2022 年 10 月の後期高齢者医療制度における窓口負担割合の引き上げを手がかりとして、実効給付率と総診療実日数（調剤除く）との関係を現代の個票データから再推定することである。具体的には、個人月データを都道府県、負担区分、制度改正前後のセルに集約し、都道府県ごとの恒常的な水準差を調整した上で、長瀬式の関数形とパラメータを検証する。さらに、複数の候補関数を比較することで、従来用いられてきた二次関数型の長瀬式の妥当性についても検証を行う。

B. 研究方法

B-1. データおよび分析対象

分析には、厚生労働省保険局調査課により収集・整備された後期高齢者医療制度に関する匿名化個票データを用いた。1 行は「ある被保険者のある月」に対応し、各月の医療利用量、医療費、患者負担額、給付費、都道府県、制度改正前後の負担区分を含む。

本報告書では、月ごとの共通変動をあらかじめ調整したデータを用いる。これは、流行、季節性、診療報酬改定以外の月ごとの共通的な揺れが、実効給付率と医療利用の関係に混入しないようにするためである。具体的には、各月に共通する変動要因を除去した後のデータを用いて分析を行った。

本研究では、制度改正前後で医療サービス利用の有無にかかわらず全被保険者を分析対象とし、分析指標は総診療実日数（調剤除く）に限定した。

対象期間は固定し、制度改正前を 2022 年 1 月から 6 月、制度改正後を 2022 年 11 月から 2023 年 4 月とした。2022 年 10 月の制度施行月は、制度移行直後の調整過程を含む可能性が高いため、制度後期間には含めない。また、この期間設定は、分担報告書 2（及川他）の分析設計と整合的となるよう設定したものである。具体的には、同報告書では 2022 年 7 月を基準月としていることから、本研究においても通知前の期間を制度改正前、通知後かつ制度施行後の調整期間を経た期間を制度後として設定した。これにより、通知後に生じ得る駆け込み受診や制度施行直後の一時的な調整行動の影響を可能な限り排除している。

B-2. セル平均の作成

個人月データを、都道府県（47）×負担区分（処置群・対照群の 2 区分）×制度改正前後（2 区分）の計 188 セルに集約した。各セルでは、実効給付率の平均と、各分析指標の平均を作成する。

分析指標の平均は、分析対象となった者の医療サービスが 0 である月も含めて計算する。すなわち、本研究では利用強度（intensive margin）の変化だけでなく、利用の有無（extensive margin）の変化も分析対象に含めている。このため、本研究で推定される長瀬式は、制度改正に伴う利用者の参入・退出を含めた受療行動全体を反映した経験的関係式となる。

推定では、セルに含まれる人数に基づく重みを用いた。重みは、制度改正前後の同一負担区分に同じ重みが与えられるよう構成し、負担上昇群と比較群の人数規模の差を反映した。また、一部のセルのみ観測数が極端に大きい都道府県に過度な重みが付かないよう調整を行った。重みの具体的な定義および計算方法については付録 A-1 を参照されたい。

B-3. 推定式

本研究では、都道府県ごとの恒常的な水準差を調整した上で、実効給付率と医療利用・費用の関係を表す関数を推定する。推定式は次のように表される。

$$\ell_c = \alpha_{p(c)} + log\, m(x_c; \theta) + \varepsilon_c \quad (1)$$

左辺は、セルごとの総診療実日数（調剤除く）の平均に 1 を加えた値の対数である $(log(\tilde{y}_{ck} + 1)$。右辺の第 1 項は都道府県ごとの水準差、第 2 項は実効給付率に対応する医療利用・費用の相対水準、第 3 項は残差を表す。ここで、都道府県ごとの水準差とは、人口構成、疾病構造、医療提供体制などの違いによって生じる恒常的な地域差を要約したものである。本推定の目的は、地域ごとの恒常的な差異そのものを評価することではなく、その影響を取り除いた後に残る実効給付率との関係を推定することである。

従来の長瀬式との対応を明確にするため、主要な数値は次の二次関数で示す。

$$m(x_c; a) = a + (1 - a)x^2, \quad 0 \le a \le 1 \quad (2)$$

この式では、実効給付率が 1 のとき相対水準が1となる。パラメータ$a$は、実効給付率が低

い場合における医療利用・費用の相対水準を表すため、$a$が大きいほど給付率変化に対する反応は小さいと解釈される。したがって、$a$は医療需要の価格感応度を要約する指標として理解することができる。なお、本研究では、従来の長瀬式との比較可能性を確保する観点から、この二次関数型のパラメータ$a$を主要な推定結果として報告する。

B-4. 最小化問題とモデル比較

各候補関数（付録 A-2 参照）について、パラメータ$\theta$ と都道府県ごとの水準差を同時に推定し、セル平均の実測対数値とモデルが予測する対数値の残差平方和を最小化する。最小化される残差平方和は、各セルの実測対数値と、都道府県ごとの水準差および長瀬式 $m(x;\ \theta)$ から再構成される予測対数値との差である。

$$SSR(\theta) = \sum w_c \left[\ell_c - \alpha_{p(c)}(\theta) - log\ m(x_c;\theta)\right]^2 \quad (3)$$

モデル比較では、二次関数に加えて、線形、三次、平方根、S 字型、指数飽和型、冪混合型など計 11 種類の候補関数（付録 A-2 参照）を、同じセル平均データと同じ重みで推定した。赤池情報量基準量（Akaike Information Criterion：AIC）は、モデル間の相対的な当てはまりを比較するために用い、同一の分析指標内で候補関数を比較した。

なお、本研究では、従来の長瀬式との比較可能性を重視し、二次関数型の結果を主要な結果として報告する。一方で、関数形の仮定に依存した結果とならないよう、複数の候補関数についても併せて推定し、AIC に基づいて比較を行った。

B-5. 推定手順の概要

図 1 に、本研究における推定データ作成および推定手順の概要を示す。まず、個人月データから負担区分および分析対象者を判定する。次に、都道府県×負担区分×制度改正前後のセル平均を作成する。

続いて、都道府県ごとの恒常的な水準差を調整したうえで、実効給付率と医療利用・費用との関係を表す長瀬式$m(x)$ を推定する。最後に、二次関数型を含む複数の候補関数について推定を行い、AIC を用いて関数形の比較を行った。

以上の手順により、従来の長瀬式との比較可能性を維持しつつ、現代データに基づく長瀬式の再推定を行った。

B-6. 分析の位置づけ

本分析は、処置群と対照群の平均変化だけを直接比較する分析ではなく、セル平均を用いて長瀬式の関数形を再推定する分析である。したがって、結果は制度改正に伴う実効給付率の変化を利用した経験的な再推定として解釈し、厳密な因果効果の一点推定としては扱わない。

本研究の主たる目的は、制度改正の効果そのものを推定することではなく、制度改正によって観察された受療行動の変化を用いて、長瀬式の経験的妥当性を検証し、そのパラメータを現代のデータに基づいて再推定することにある。

また、本研究は、分担報告書 2（及川他）において推定された制度改正の影響を補完し、その結果を長瀬式という政策実務上の推計式へ接続する位置づけを有している。すなわち、分担報告書 2 が制度改正による受療行動の変化を直接分析対象とするのに対し、本研究はその結果を用いて長瀬式の再推定を行うものであり、両者は相互補完的な関係にある。なお、本研究で用いた分析は、python を用いて実施した。

（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「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. 二次関数による主要推定結果

表 1 に、二次関数型の長瀬式に基づく推定結果を示す。分析では、制度改正前後の医療サービス利用の有無にかかわらず全被保険者を対象とした結果、二次関数型長瀬式におけるパラメータ$a$は、総診療実日数（調剤除く）で 0.496 であった。

以上の推定結果に基づき、実効給付率と受領水準との関係を表す長瀬式を再推定した結果、以下の関係式が得られた。

○調剤以外総診療実日数に基づく推定結果：

$$y = 0.504x^2 + 0.496$$

この結果は、実効給付率と受療行動との経験的関係を適切に表現していることを示している。

C-2. 関数形の比較

図 2 は、総診療実日数（調剤除く）について推定された候補関数$m(x)$を比較したものである。実効給付率が高いほど相対水準$m(x)$が高くなるという基本的な形状は共通するが、低い給付率領域での曲がり方には関数形による違いがある。

表 2 は、総診療実日数（調剤除く）について推定した候補関数の AIC を比較したものである。分析では、冪混合型が最小 AIC となった。これは、二次関数より柔軟な関数形がデータへの当てはまりにおいて相対的に良好であることを示している。

一方、二次関数は従来の長瀬式との対応が明確であり、政策的解釈の容易さを持つため、本報告書では二次関数型長瀬式を主要な推定結果として示す。

以上より、冪混合型は統計的な適合度において最も優れていた。一方、二次関数型長瀬式についても、従来の長瀬式との比較可能性および政策的解釈の容易さから、主要な参照モデルとして有用であると考えられる。

C-3. 実測値と予測値の比較

図 3 は、二次関数について、セル平均の実測対数値とモデルによる予測対数値を比較したものである。各点は都道府県、負担区分、制度改正前後のセルを表し、45 度線に近いほど、都道府県水準差と実効給付率関数から再構成される予測値が実測値に近いことを意味する。

図 3 からは、実測値と予測値は概ね対応しているものの、一定の乖離も観察される。これは、実効給付率が医療利用の重要な関連要因である一方で、地域ごとの医療提供体制、患者属性、疾病構造など、長瀬式では明示的に考慮されていない要因も医療利用に影響していることを示唆している。したがって、本研究で推定した長瀬式は、制度改正に伴う平均的な価格反応を要約する経験的関係式として有用である一方、個別地域の医療需要を完全に説明するものではないと解釈する必要がある。

もっとも、図 3 に示されるように、予測値は実測値の変動を概ね捉えており、本研究で推定した長瀬式は、制度改正に伴う医療利用の変動を記述する上で一定の説明力を有して

いるが確認された。このことは、長瀬式が現代の受療行動を完全に表現するものではないとしても、制度改正時の医療費影響を把握するための経験的推計式として一定の有用性を有していることを示唆している。

D. 考察

本分析では、都道府県×負担区分×制度改正前後のセル平均を用いて、長瀬式の関数形を再推定した。このため、結果は制度改正に伴う実効給付率の変化と医療利用との関係を要約した経験的関係として解釈されるべきものであり、月ごとの共通変動と都道府県水準差を調整した後に観測される、実効給付率と医療利用水準の関係として解釈する必要がある。分析では、制度改正前後での医療サービスの利用の有無にかかわらず、全ての者を分析対象に含めた。

AIC による比較では、冪混合型が最小 AIC となった。これは、現代の個票データでは、従来の二次関数より柔軟な関数形の方が当てはまりやすい可能性を示す。一方で、二次関数は$m(1) = 1$という正規化条件の下で$a$の解釈が明確であり、既存の長瀬式との比較に適している。そのため、当てはまりの良さと政策的解釈可能性を分けて評価することが重要である。すなわち、統計的適合度のみを重視するのであれば冪混合型などの柔軟な関数形が有力な候補となるが、制度改正時の財政影響試算という実務的な利用可能性を考慮すると、二次関数による表現にも依然として一定の意義があると考えられる。

本研究は、従来の長瀬式が暗黙のうちに仮定してきた単純な静学的関係だけでは、現代の受療行動を十分に表現できない可能性も示している。分担報告書 2（及川他）では、制度改正前後において駆け込み需要や順応行動の存在が示唆されており、医療需要には時間的調整を伴う動学的側面が存在することが報告されている。本研究ではその効果を直接推定することは目的としていないが、長瀬式を将来的に改良していく際には、こうした動学的行動をどのように取り込むかが重要な課題となる。

本研究にはいくつかの限界がある。

第 1 に、分析は 2022 年 10 月の単一制度改正に基づくため、他の制度環境や所得階層へ直ちに外挿することには慎重である必要がある。

第 2 に、本研究は 2022 年 10 月の単一制度改正を対象とし、制度改正前後期間も固定して分析した。そのため、他の制度改正や分析期間において同様の結果が得られるかについては、今後の検証が必要である。

第 3 に、本研究では個票データをセル平均に集約して分析を行っているため、個人レベルの異質性や行動変化を直接評価することはできない。したがって、今回推定された長瀬式は、制度改正に伴う平均的な価格反応を要約したものであり、個人ごとの行動変化を表すものではない。今後は、個人固定効果を用いた分析結果との比較を通じて、両者の整合性を検証する必要がある。

第 4 に、本研究の分析対象期間には、新型コロナウイルス感染症流行下における受診行動の変化が一部含まれている可能性がある。特に、感染回避行動や医療機関側の受診制限等により、制度改正に対する受療行動の感応度が平常時と比較して低く観測されている可能性には留意が必要である。そのため、本研究で推定された長瀬式がコロナ禍特有の受療行動をどの程度反映しているかについては、今後、感染症流行の影響が小さい期間のデータを用いた追加的な検証が求められる。

以上を踏まえると、本研究は、長瀬式を実証的エビデンスに基づいて継続的に更新して

いく必要性を示すものであり、制度改定時の財政影響試算について、継続的な検証および実証データの蓄積の必要性を示すものと位置づけられる。

E. 結論

本研究では、2022 年 10 月の後期高齢者医療制度改正に伴う実効給付率の変化を用いて、長瀬式を現代の個票データから再推定した。

本研究では、分析指標を総診療実日数（調剤除く）に限定し、制度改正前を 2022 年 1 月から 6 月、制度後を 2022 年 11 月から 2023 年 4 月に固定して示した。その結果、二次関数型の長瀬式では、$a$が 0.496 と推定された。

また、11 種類の候補関数を比較した結果、冪混合型が最小 AIC を示した。一方で、従来の長瀬式との比較可能性および政策的解釈の容易さという観点からは、二次関数による表現も依然として有用であることが確認された。

本研究は、制度改正によって観察された受療行動の変化を用いて長瀬式を再推定することにより、現代の受療行動と既存の財政影響推計との整合性を検証したものである。

もっとも、本研究は単一の制度改正を対象とした分析であり、また新型コロナウイルス感染症流行下の受療行動の影響を含んでいる可能性がある。そのため、今後は他の制度改正や異なる時期のデータを用いた検証を蓄積することで、長瀬式の外的妥当性を高めるとともに、政策実務への活用可能性および制度改定時の財政影響試算の精度向上に資することが期待される。

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

厚生労働省. 2007. 社会保障審議会医療保険部会資料 https://www.mhlw.go.jp/shingi/2007/02/dl/s0206-5c.pdf（閲覧日:2026 年 4 月 19 日）

厚生労働省. 2016. 医療保険制度に関する資料 https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12401000-Hokenkyoku-Soumuka/0000113736.pdf（閲覧日:2026 年 4 月 19 日）

日本経済新聞. 2021 年 6 月 4 日.https://www.nikkei.com/article/DGXZQOUA03C310T00C21A6000000/（閲覧日:2026 年 4 月 19 日）

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. American Economic Review, 77(3), 251–277. http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/10284091

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

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

Komura,N., & Bessho,S. 2025. Dynamics of Consumer Responses to Medical Price Changes. American Economic Review: Insights, 7(4), 534-549. https://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/aeri.20240228

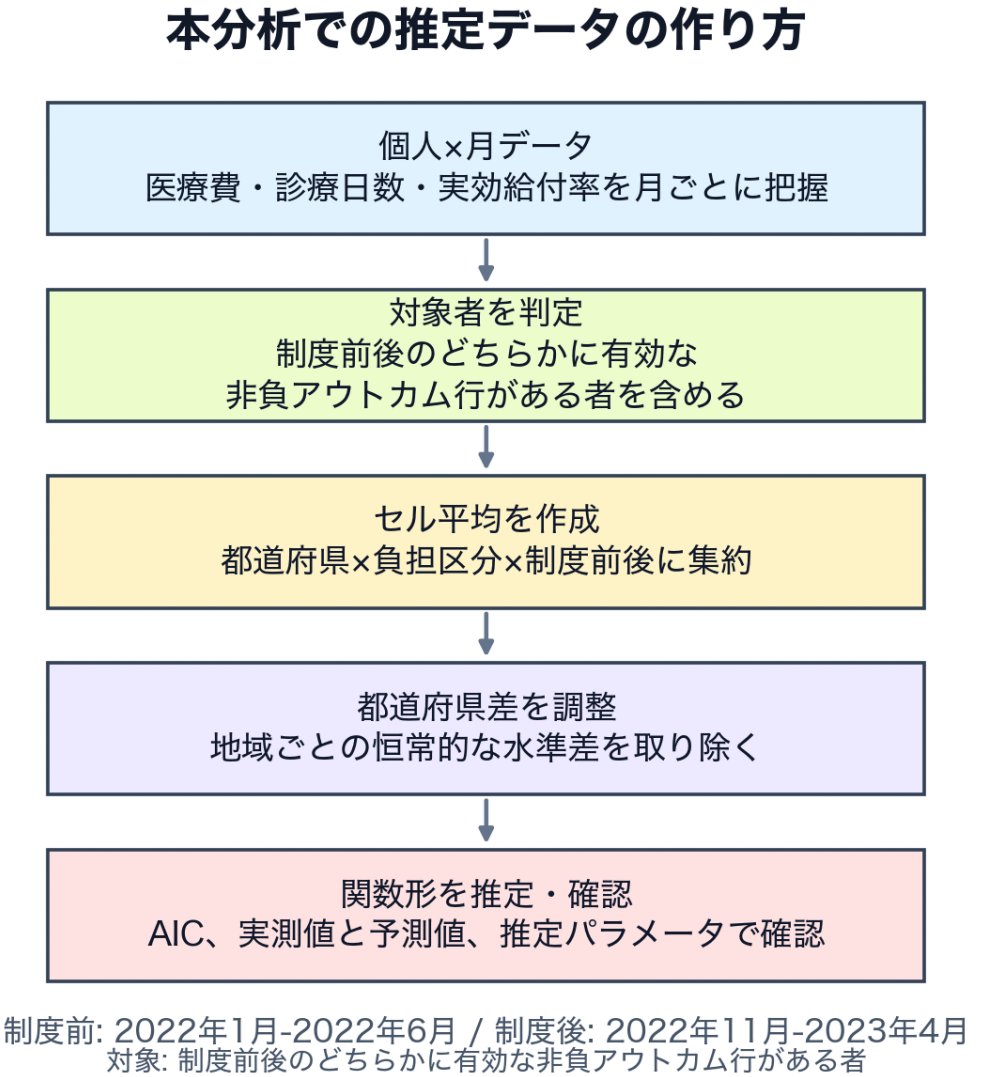



**図 1　長瀬式再推定の分析手順**

注：図中の対象者判定は、制度改正前後で医療サービスの利用の有無がかかわらず全員を対象とした。対象者抽出後、個人月データを都道府県×負担区分×制度改正前後のセルに集約し、長瀬式の推定に用いた。

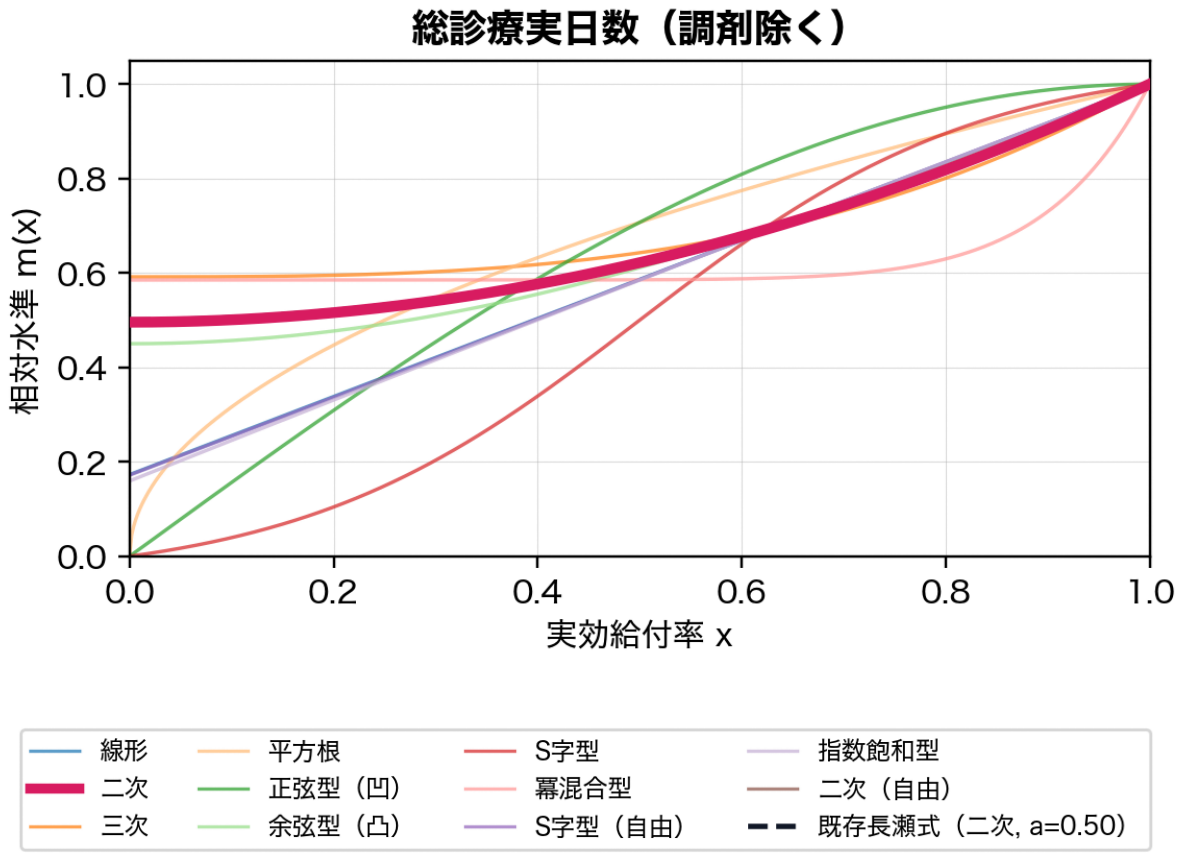



図 2　実効給付率と医療利用・医療費の関係を表す長瀬式候補関数$m(x)$の比較

注：破線は既存長瀬式に対応する二次関数（$a = 0.50$）を示す。各候補関数は、分析に用いたセル平均データと同一の重みを用いて推定した。図は、実効給付率と医療利用・医療費との関係について、異なる関数形がどのような推定曲線を与えるかを比較したものである。各分析指標において最小 AIC となった関数形については付録 A-2 に示した。

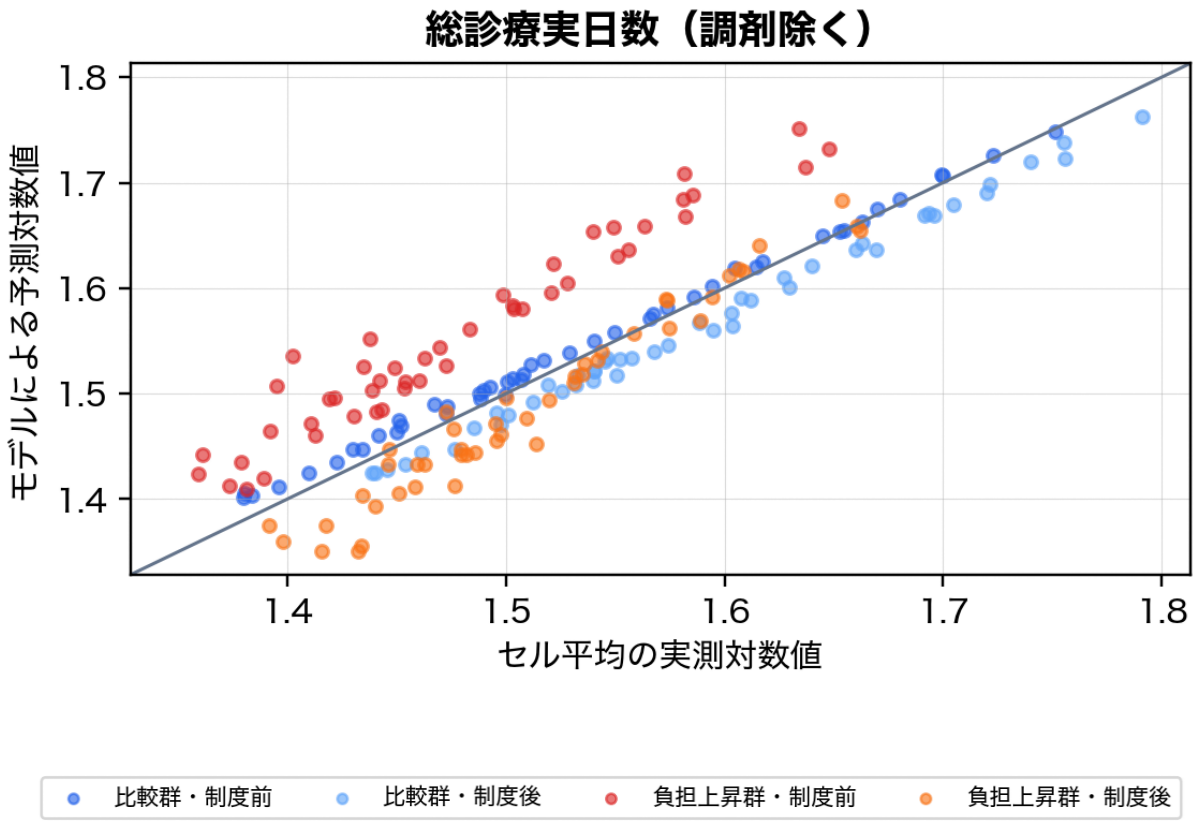



図 3　二次関数型長瀬式における実測値と予測値の比較

注：横軸はセル平均の実測対数値、縦軸は都道府県ごとの水準差と二次関数 $m(x)$ により再構成した予測対数値である。各点は都道府県×負担区分×制度改正前後のセルを表す。45 度線に近いほどモデルによる予測値が実測値を良く再現していることを意味する。本図は、二次関数型長瀬式が制度改正に伴う医療利用および医療費の変動をどの程度再現しているかを視覚的に示したものである。

表 1　二次関数型長瀬式の推定結果

| 分析指標 | モデル | $a$ | AIC | RMSE | n |
|---|---|---|---|---|---|
| 総診療実日数（薬剤除く） | 二次関数 | 0.496 | 997.59 | 0.0323 | 188 |

注：分析では、制度改正前を 2022 年 1 月から 6 月、制度後を 2022 年 11 月から 2023 年 4 月に固定し、制度改正前後での医療サービスの利用の有無にかかわらず全員を対象とした。

表 2　長瀬式候補関数の適合度比較（AIC）

| 関数形 | 総診療実日数（調剤除く） |
|---|---|
| 線形 | 999.42 |
| 二次 | 997.59 |
| 三次 | 995.78 |
| 平方根 | 1010.22 |
| 正弦型（凹） | 1022.39 |
| 余弦型（凸） | 998.73 |
| S 字型 | 1006.63 |
| 冪混合型 | ★986.01 |
| S 字型（自由） | 1001.48 |
| 指数飽和型 | 1001.49 |
| 二次（自由） | 999.59 |

注：赤池情報量基準量（Akaike Information Criterion：AIC）は、モデルの当てはまりと複雑さを同時に評価する指標であり、値が小さいほどデータへの適合度が高いことを意味する。星印は各分析指標において最小の AIC を示した関数形を表す。本表は、二次関数を含む複数の候補関数を比較した結果を示している。最小 AIC となった関数形は、統計的な適合度の観点から最も良好な当てはまりを示したモデルである。本研究では、冪混合型が最小 AIC となった。

## 付録 A-1. セル重みの定義

本研究では、個人月データを都道府県、負担区分および制度改正前後の組で定まるセルに集約して分析を行った。本付録では、セル平均およびセル重みの定義を示す。個人$i$、月$t$、3 つの分析指標$k$（医療費・診療実日数・調剤を除く診療実日数）の観測値を$y_{itk}$とし、月$t$に共通する成分を$\gamma_{tk}$と置くと、調整後の値は次のように表される。

$$\tilde{y}_{itk} = exp[log(y_{itk} + 1) - \gamma_{tk}] - 1$$

この調整は、流行、季節性、診療行動の月次変動など、全体に共通して生じる時間固定効果を取り除くために行う。実効給付率$x_{it}$は、同一個人の当該月に観測される実行給付率である。

次に、個人月データを、都道府県（47）×負担区分（処置群・対照群の 2 区分）×制度改正前後（2 区分）の組で定まる 188 セル（$cell$）に集約した。各セルでは、調整後の分析指標の平均と実効給付率の平均を作成した。

$$\bar{y}_{ck} = \frac{1}{N_{cell}} \sum\nolimits_{(i,t)\in cell} \tilde{y}_{itk}$$

$$\bar{x}_{c} = \frac{1}{N_{cell}} \sum\nolimits_{(i,t)\in cell} x_{it}$$

ここで、$N_{cell}$は、セル（$cell$）に含まれる個人月観測数（被保険者数）を表す。分析では分析指標が 0 である月もこの平均の算出に含める。すなわち、制度改正前後の医療サービス利用の有無にかかわらず、全被保険者を対象として、制度改正前または制度改正後の月単位の医療サービスの利用が 0 であっても、当該月は平均の分母と分子に反映されることになる。

推定では、セルに含まれる観測数に基づく重みを用いた。重み付けの目的は、(1)同じ群の制度改正前セルと制度改正後セルに同じ重みを与えること、(2)処置群と対照群の人数規模の違いを反映すること、(3)一部のセルのみが極端に大きい都道府県が過度に推定結果へ影響することを防ぐことである。

まず、各都道府県（$p$）について、処置群・制度改正前（$n_{p,T0}$）、処置群・制度改正後（$n_{p,T1}$）、対照群・制度改正前（$n_{p,C0}$）、対照群・制度改正後（$n_{p,C1}$）の 4 つのセルに含まれる個人月観測数を用い、都道府県全体の観測数を 4 セルの調和平均（$H_p$）によって次のように定義した。

$$H_p = \frac{4}{\frac{1}{n_{p,T0}} + \frac{1}{n_{p,T1}} + \frac{1}{n_{p,C0}} + \frac{1}{n_{p,C1}}}$$

次に、同一群の制度改正前セルと制度改正後セルが同じ重みを持つように、処置群および対照群それぞれについて制度改正前後 2 セルの観測数の調和平均（$B_{pT}, B_{pC}$）を次のように定義した。

$$B_{pT} = \frac{2}{\frac{1}{n_{p,T0}} + \frac{1}{n_{p,T1}}},\ B_{pC} = \frac{2}{\frac{1}{n_{p,C0}} + \frac{1}{n_{p,C1}}}$$

最後に、都道府県全体の観測数を基準として、都道府県内では処置群と対照群の観測数に比例するようセルの重み（$w_{pTs}, w_{pCs}$）を定義した。下記の式において、$s = 0$は制度改正前の月、$s = 1$は制度改正後の月を示す。

$$w_{pTs} = \frac{4H_p B_{pT}}{2B_{pT} + 2B_{pC}} \ (s = 0, 1)$$

$$w_{pCs} = \frac{4H_p B_{pC}}{2B_{pT} + 2B_{pC}} \ (s = 0, 1)$$

この重み付けにより、同じ群の制度改正前セルと制度改正後セルは同じ重みを持ち、処置群と対照群の間では人数規模の差が反映される。また、一部のセルのみが極端に大きい都道府県が推定結果を支配しないよう、都道府県間の重みは 4 セルの個人月観測数の調和平均に基づいて定義した。

## 付録 A-2. 長瀬式の推定方法と候補関数

本研究で比較した候補関数は下表の通りである。すべての関数について、実効給付率が 1 のとき相対水準も 1 となるよう正規化条件 $m(1) = 1$ を課している。また、実効給付率の上昇に伴い医療利用・医療費が減少しないよう、単調性制約 $dm/dx \geq 0$ を課している。パラメータ $a$ は実効給付率が低い場合における相対水準を表し、パラメータ $b$ および $k$ は関数形の曲率や傾きを調整するための補助的なパラメータである。

| **モデル** | **m(x;θ)** | **パラメータ範囲** |
|---|---|---|
| 線形型 | $a + (1-a)x$ | $a \in [0,1]$ |
| 二次関数型 | $a + (1-a)x^2$ | $a \in [0,1]$ |
| 三次関数型 | $a + (1-a)x^3$ | $a \in [0,1]$ |
| 平方根 | $a + (1-a)\sqrt{x}$ | $a \in [0,1]$ |
| sin 型（凹） | $a + (1-a)sin(\pi x/2)$ | $a \in [0,1]$ |
| cos 型（凸） | $a + (1-a)\{1 - cos(\pi x/2)\}$ | $a \in [0,1]$ |
| シグモイド型 | $a + (1-a) \cdot$ *正規化シグモイド*$(k = 6$ *固定*$)$ | $a \in [0,1]$ |
| 冪混合型 | $a + (1-a)x^k$ | $a \in [0,1], k \in (0,10]$ |
| 一般シグモイド型 | $a + (1-a) \cdot$ *正規化シグモイド*$(k$ *可変*$)$ | $a \in [0,1], k > 0$ |
| 指数飽和型 | $a + (1-a)\dfrac{1 - e^{-kx}}{1 - e^{-k}}$ | $a \in [0,1], k > 0$ |
| 一般化二次関数型 | $a + bx + (1-a-b)x^2$ | $a \in [0,1]$, $0 \leq b \leq 2(1-a)$ |

別添 4

令和7年度厚生労働行政推進調査事業費補助金
（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

# 令和 4～5 年度厚生労働科学研究費研究の拡張に基づく 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再評価 ― 2022 年 10 月制度改正に関するエビデンスと影響メカニズムの検証 ―-


| | | |
|---|---|---|
| 研究分担者 | 及川 雅斗 | 早稲田大学 教育・総合科学学術院 |
| 研究分担者 | 富 蓉 | 早稲田大学 商学学術院 |
| 研究分担者 | 川村 顕 | 早稲田大学 人間科学学術院 |
| 研究協力者 | 福重 奏 | 早稲田大学 政治学研究科 |
| 研究代表者 | 野口 晴子 | 早稲田大学 政治経済学術院 |


## 研究要旨


本研究では、令和 4～5 年度厚生労働科学研究費補助金による既存研究（以下「R4-5 分析」）を拡張し、2022 年 10 月に実施された後期高齢者医療制度における窓口負担割合の引き上げ（1 割から 2 割）が受療行動に与えた影響について、追加分析を通じてその影響メカニズムを検証した。全国の後期高齢者医療制度の被保険者を対象とした医療レセプトデータと所得情報を結合した個票パネルデータ（2021 年 11 月～2023 年 12 月）を用い、回帰不連続デザイン（RDD）と差の差分析（DD）を組み合わせた RDD-DD により、所得閾値周辺における政策効果を時間的推移を踏まえて推定した。

分析の結果、制度改正直前には約 6%の医療費増加が観察され、「駆け込み需要」の存在が確認された一方、制度改正直後には約 6%の医療費減少が生じ、その後も約 3%程度の減少が持続した。医療費の分解分析からは、この減少の主因は受診日数の減少であり、1 日当たり医療費（単価）の変化は限定的であることが明らかとなった。また、受診確率も約 1%程度低下しており、制度改正が利用頻度のみならず受療行動の広範な側面に影響を及ぼしていることが確認された。診療種別にみると、外来および調剤では顕著な駆け込み需要とその後の需要減少が観察された一方、歯科では影響が限定的であり、入院では統計的に有意な変化は確認されなかった。さらに、15 か月死亡率に関する分析では、制度改正に伴う有意な悪化は認められず、短期的な影響は限定的である可能性が示された。

以上の結果は、医療需要における異時点間代替の重要性を示すとともに、短期的な価格弾力性の推定において「駆け込み需要」によるバイアスが生じ得ることを示唆している。また、制度改正による影響が主として利用頻度の調整を通じて生じている点は、今後の自己負担設計において、医療の必要性やサービス特性を踏まえた精緻な制度設計の必要性を示す重要な政策的含意を有する。

A. 研究目的

価格変化に対して個人がどのように戦略的に反応するかについての理解は、長年にわたり経済学の中心的な関心事であり、先行研究において、多様な政策文脈において予期的行動や適応行動が観察されることが示されてきた（Poterba, 1988；Goolsbee, 2000；Malani and Reif, 2015；Alpert, 2016；Metiu, 2021）。医療は、緊急性の高い不可欠な医療から選択的・待機的医療まで幅広く、文脈による価格に対する反応（いわゆる、価格弾力性）の違いを検証する上で極めて有効な領域である（Manning et al., 1987；Chandra et al., 2010；Duarte, 2012；Einav et al., 2018）。当該課題に対する膨大な研究の蓄積にもかかわらず、75歳以上の後期高齢者が費用負担にどう反応するかについては、いまだ知見が乏しいのが現状だ。

医療の自己負担に関する理論は、Arrow（1963）およびGrossman（1972）によって確立され、価格シグナルが消費行動にどのように影響するかを示している。RAND医療保険実験は、医療需要の価格弾力性が概ね−0.2であることを示したが（Manning et al., 1987；Newhouse, 1993）、その後の研究では、人口学的・社会経済学的属性や制度的文脈に応じた異質性が確認されている（Aron-Dine et al., 2013）。また、こうした研究では3つの戦略的行動パターンが明らかにされている。すなわち、(1)制度改正前後で医療利用のタイミングを調整する予期的行動（Einav et al., 2015；Brot-Goldberg et al., 2023）、(2) 制度導入後に新たな費用体系へ適応する行動（Brot-Goldberg et al., 2017；Cabral, 2016）、そして、(3)サービスの種類による体系的な異質性（必要性の高い医療ほど価格弾力性が低く、選択的・待機的医療では高い）（Ellis & McGuire, 2007；Chandra et al., 2010；Duarte, 2012）である。

こうした研究の進展にもかかわらず、自己負担に対する反応の理解には3つの重要な制約が存在する。第1に、方法論的には、既存研究の多くが予期的行動（Einav et al., 2015）、あるいは、導入後の適応行動（Brot-Goldberg et al., 2017）のいずれかに焦点を当てており、両者を通じた一連の時間的経過による医療需要の変動を包括的に捉えた研究が限られている。第2に、所得によって自己負担の大きさが決定される制度では、所得の測定が代理変数や自己申告、あるいは集計データに依存することが多く、自己負担率（額）が変わる閾値周辺における因果推論を困難にしている（Bound et al., 2001）。第3に、若年層や比較的若年の高齢者では、選択的・待機的医療が一定程度可能であるのに対し、後期高齢者は、しばしば喫緊の医療ニーズを抱えており[1]、健康への影響なしに戦略的に医療利用を削減する余地が限られている。

日本の医療制度は、国民皆保険、急速な高齢化、そして透明性の高い自己負担制度を備えており、この研究課題に取り組む上で理想的な環境を提供する（Iizuka and Shigeoka, 2022）。これまでの日本の研究は、自己負担の引き下げが高齢者の医療利用に与える影響を主に分析してきたが（Ando and Takaku, 2016；Shigeoka, 2014；Fukushima et al., 2016；Nishi et al., 2012）、引き上げの影響を検討し

[1] 医科学領域の研究により、フレイル（老衰・衰弱・脆弱）は75歳以上の約4分の1に認められ（Fried et al., 2001；Clegg et al., 2013）、80歳以上では約70%が多疾患併存の状態にあること（Salive, 2013）、さらに、救急外来の利用は加齢とともに増加することが明らかにされている。こうした結果は、医療の緊急性が高く、延期不可能な医療ニーズが増大することを反映している（Gruneir et al., 2011）と考えられる。

た研究は比較的少ない。また、引き下げと引き上げとの非対称的な反応の可能性も指摘されている（Aron-Dine et al., 2015）.Komura and Bessho（2025）は 70〜74 歳を対象とした自己負担引き上げを分析しているが、半集計データを用いているため、行動の時間的推移を個票レベルで精緻に捉えることは困難であった。

本研究は、これらの課題に対応するため、2022 年 10 月に日本で実施された政策変更—所得が一定水準を超える 75 歳以上の個人に対して窓口負担割合を 10%から 20%へ引き上げた制度—を分析対象とする。全国の後期高齢者医療制度の被保険者を対象に、医療レセプトと個人の所得税情報を結合した新たなデータセットを用いることで、所得に基づく自己負担決定を個票レベルで把握し、閾値周辺における処置効果を精緻に識別する。実証戦略としては、回帰不連続デザイン（Regression Discontinuity Design: RDD）と差の差分析（Difference-in-Differences: DD）を組み合わせた RDD-DD を採用し、所得閾値と政策導入時点の双方の変動を活用する。これにより、予期から適応に至る行動変化を動学的に分析する。

本研究では、令和 4〜5 年度厚生労働科学研究費補助金　行政政策研究分野　政策科学総合研究（政策科学推進研究）「レセプトデータ等を用いた、長寿化を踏まえた医療費の構造の変化に影響を及ぼす要因分析等のための研究（政策変更を「自然実験」とする弾力性の推計に係る実証研究）」（以下、「R4-5 分析」）において得られた結果に対し追加分析を行い、制度改正の影響メカニズムについてさらなる検証を行うことを目的とする。

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。[2]

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

[2] 詳細は https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/kenkou_iryou/iryouhoken/newpage_21060.html を参照されたい（2026 年 4 月 7 日アクセス）。

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、厚生労働省保険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。

本研究では、後期高齢者医療広域連合のデータにおいて、分析対象とする観察期間を、「R4-5 分析」の 2021 年 11 月～2022 年 11 月の 13 か月分から 2023 年 12 月までの 26 か月分まで延伸した。前回分析と同様、受療行動に関わる情報は、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。また、今回新たに、後期高齢者医療制度からの脱落を「死亡」の代理変数として制度改正の死亡率に対する影響について検証を行った。[3]

B-3. 回帰不連続デザイン(RDD)

本研究では、窓口負担割合の内生性に対処するために、所得（連続変数）を割り当て変数（running variable）とした RDD を用いて、窓口負担割合の違い（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、一部の被保険者は所得に依存して、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と複数世帯に属する後期高齢者はそれぞれ、所得が 200 万円以上と 320 万円以上の場合 2 割、それ未満の場合 1 割のように窓口負担割合が割り振られた。なお、単身世帯に対する基準となった 200 万円は、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、窓口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-4. 分析対象者

[3]本データにおける対象者の脱落は、死亡、生活保護受給開始に伴う後期高齢者医療制度からの脱退、および他都道府県への転出に伴う個人識別 ID の変更によって生じる。後期高齢者医療事業状況報告(年報)によれば、令和 5 年度(2023)年度中の被保険者全体の減少の 89%が死亡によるものである。また、本稿は回帰不連続デザインを用いており、カットオフ周辺の比較的所得が高い層を推定対象としている。そのため、生活保護受給の開始によって脱落が生じる可能性は低いと考えられる。また、後期高齢者における他都道府県への転出も稀である。実際、総務省の「住民基本台帳に基づく人口、人口動態および世帯数調査」および「住民基本台帳人口移動報告」（2022 年）に基づき、75 歳以上人口の他都道府県への転出率を計算すると約 0.3%であった（年間の他都道府県への転出者数を同年 1 月 1 日時点人口で除して算出）。したがって、本稿における脱落は、実質的に対象者の死亡を表す代理変数として機能すると考えられる。

本研究では分析対象者を課税所得が 28 万円以上かつ 145 万円未満の被保険者に限定した。[4]「R4-5 分析」では単身世帯に焦点を当てたが、今回は複数世帯を含めた分析を行った。

B-5. 推定モデル（RDD-DD）

本研究で用いる推定されるモデルは以下に示す通りである。

$$y_{imt} = \alpha_0 + \sum_{k=-11,k\neq 0}^{14} [\delta_k T_i \times 1\{t = k\}] + \theta_i + \phi_t + \eta_{mt} + u_{it} \quad \cdots(1)$$

ここで、被説明変数$y_{imt}$は自治体 $m$ に住む個人 $i$ の $t$ 時点での医療需要変数（利用の有無ダミー、医療費月額対数値、 受診日数対数値、 1 日当たり単価対数値）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。なお、時点 $k$ は、2022 年 10 月が 0 となるように基準化しているため、2021 年 11 月が$k = -11$、2023 年 12 月が$k = 14$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、 $k = -3$)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、単身世帯が 150 万円以上 250 万円未満、複数世帯が 270 万円以上 370 万円未満の分析対象者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。

B-6.「R4-R5 分析」への追加分析の要約

第 1 に、「R4-R5 分析」が単身世帯のみを分析対象としていたのに対し、本研究では複数世帯を含め、「単身＋複数」、「単身」、「複数」の世帯 3 区分ごとの分析を行った。

第 2 に、全世帯（「単身＋複数」）を対象として、医療費を「受診日数」と「1 日当たりの医療費（単価）」に分解し、どの要素が主要因であるのかについての検討を行った。

第 3 に、受診の有無（extensive margin）に対する影響を推定し、受診日数（intensive margin）との違いを検証した。

[4] 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。

第 4 に、全世帯(「単身＋複数」)を対象として、外来・調剤・歯科・入院ごとに制度改正の影響の違いを検証した。

第 5 に、健康アウトカムを直接評価することは難しいため、2022 年 10 月の制度改正以降、2023 年 12 月まで 15 か月間の死亡率により制度改正の影響を確認した。

最後に、世帯区分(単身・複数)別の分析では、制度改正前の医療費月額・受診確率・受診日数の多寡(高位・中位・低位)による異質性分析を行った。

(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「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 1 はそれぞれ、単身世帯と複数世帯の分析対象者について、制度改正後である 2022 年 7 月の記述統計をまとめたものである。

C-2. RDD分析の妥当性の検証

所得について、「R4-5 分析」における窓口負担 2 割の判定に用いる所得の算出を精査・改訂した結果[5]、図 1-1(単身世帯＋複数世帯)、図 1-2(単身世帯)、図 1-3(複数世帯)が示す通り、所得と窓口負担割合が 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。単身世帯では 200 万円、複数世帯では 320 万円、また、それぞれの所得閾値を 0 と標準化して行った全ての結果から、基準前後で 2 割負担被保険者の割合は大幅に増加しており、著者らが定義した所得は高い確度で窓口負担割合を予測できていることがわかる。

また、図 2-1 から、所得閾値近傍付近での年金受給額、年齢、就労確率等の個人属性の連続性が概ね担保されていることがわかる。ただし、単身世帯比率と女性比率については若干の非連続性が観察されることから、どういった要因が影響しているのか検討する必要がある。

図 2-2 は、2022 年 10 月時点における所得閾値近傍の患者の所得分布を示すヒストグラムである。分析対象は、課税所得が単身世帯では 100 万円から 200 万円、複数世帯では 220 万円から 420 万円の範囲にある世帯である。横軸は各世帯類型における基準所得閾値からの乖離額を表しており、単身世帯では 200 万円、複数世帯では 320 万円をそれぞれ基準値(0)として標準化している。

閾値前後の分布の連続性に着目すると、世帯類型ごとに異なる特徴が認められる。複数世帯の分布では、閾値(320 万円)の前後において形状は滑らかに推移しており、顕著な偏りや不連続性は確認されない。一方、単身世帯の分布では、閾値(200 万円)付近において明確な不連続性が認められる。具体的には、閾値直前までは密度が緩やかに上昇するのに対し、閾値直後には密度が不連続に増加している。また、両世帯類型を統合した

[5] 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。

全体分布においても、この単身世帯における不連続性の影響により、閾値近傍の分布形状に歪みが生じている。

このような制度上の所得閾値近傍における分布の状況は、政策効果を検討する上で重要な示唆を与える。特に、単身世帯において観察される閾値直後の密度の急増については、その要因の解釈が重要となる。仮に医療費の窓口負担増を回避する目的で意図的な所得調整が行われている場合には、分布は閾値直前（マイナス側）に集中すると考えられるが、本図の結果はそのようなパターンとは整合的ではない。したがって、単身世帯における当該不連続性は、意図的な操作によるものではなく、公的年金給付額の分布構造や基礎控除等の税制上の仕組みといった外生的要因に起因し、所得 200 万円をわずかに上回る層に対象者が相対的に集中しているという構造的特徴を反映したものである可能性が示唆される。分析の妥当性を担保するため、単身世帯を含め、処置群と対照群の医療受療傾向の差異の有無については、イベントスタディ分析を用いて事前トレンド（プレトレンド）の違いを確認する手順を踏むこととする。

C-3. RDDによる推定結果

C-3-1. 全世帯（単身＋複数）を対象とした分析結果

図3-1～図3-7は、全世帯（単身＋複数）を対象とした分析結果を示している。まず、図3-1から、医療費月額は、制度改正直前の2022年9月において医療費は約6%増加し、制度改正直後の2022年10月には約6%の減少が観察された。その後は約3%程度の減少が持続しており、短期的な過剰利用とその反動による需要減少が確認された。被保険者への通知直後の「駆け込み需要」は、「R4-5研究」でも観察された現象である。

第2に、こうした医療費の変化を構成要素に分解した結果（図3-2）、医療費減少の主因は受診日数の減少であり、1日当たり医療費（単価）の変化は極めて小さいことが明らかとなった。この結果は、制度改正が診療密度ではなく、「利用頻度」に影響を与えたことを示唆している。

第3に、受診確率に着目した分析では（図3-3）、制度改正直前に約2%の「駆け込み需要」が観察され、制度改正後には約1%程度の利用確率の減少が持続的に確認された。この効果の大きさは医療費の変化（約3～6%）よりも小さいものの、受療行動が一定程度抑制されたことを示唆している。そこで、利用者と非利用者を含んだ医療費月額の動向をみると（図3-4）、非利用者を含む方が、ばらつきが大きいことがわかる。

第4に、診療種別に分析した結果（図3-5）、外来・調剤については、全体と同様、顕著な駆け込み需要とその後の需要減少が観察された一方で、歯科では駆け込み需要は小さく、安定期では需要減少が限定的であった。また、入院では、統計的に有意な影響は確認されなかった。

最後に、死亡率については（図3-6）、制度改正に伴う有意な悪化は確認されず、むしろ、15か月死亡率は約0.18%ポイント低下する傾向が観察された。図3-7から、所得閾値近隣での死亡率に不連続は変化はないことから、RDD分析の妥当性は確認できるものの、所得階層別にみると低所得層では死亡率のばらつきが大きくなっており、慎重な解釈が必要である（図3-7）。

C-3-2. 世帯区分（単身・複数）別の分析結果

単身世帯の分析結果は、図 4-1～図 4-3 で確認できるように、「R4-5 分析」と整合的な結果が得られた。今回新たに行った制度改正前の医療費月額と受診日数の多寡による異質性分析の結果からは、医療費月額と受診日数高位群（平均が約 13.3 万円、8.2 日）と中位群（平均が約 3.9 万円、3.1 日）で、「駆け込み需要」とその後の需要減少が大きかったのに対して、低位群（平均が約 1.4 万円、1.1 日）では、同様の需要の増減傾向はあるものの、効果の大きさが小さいことがわかった（図 4-1、図 4-3）。

他方で、興味深いのは、受診確率が高位群（平均が 0.98）と中位群（平均が 0.93）では制度改正前後での変動が小さく、受診確率が低位群（平均が 0.55）で変動が大きかった点である（図 4-2）。これは、一見すると矛盾した結果に見えるが、extensive margin と intensive margin を考慮に入れれば理解できる結果である。

すなわち、受診確率（図 4-2）は extensive margin を示しており、制度改正前における受診確率の低位群には、もともと医療ニーズが低く、選択的・待機的医療ニーズのある高齢者が属しているのに対し、高位・中位群には、緊急性の高い医療ニーズのある高齢者が属していると考えられる。図 4-2 は、そうした医療ニーズの緊急性に応じた反応を示している可能性が高い。

他方で、医療費月額と受診日数（図 4-1 と図 4-2）は intensive margin を示しており、相対的に緊急性の高い医療ニーズのある高齢者の行動を見ていることになる。そうなると、医療費月額と受診日数高位・中位群の制度改正前後での増減が低群に比べて大きいことから中長期的な健康アウトカムへの影響について懸念があるが、他方で、時間経過により、特に医療費月額については、制度改正前の状態が回復されていることから、健康アウトカムへの影響は限定的であると考えられる。

複数世帯の分析結果（図 5-1～図 5-4）もほぼ単身世帯と同様の傾向が観察された。

図 6 は、単身世帯と複数世帯の両方のサンプルを用い、負担割合通知以前の受診状況別にサブサンプル分析を行った結果を示している。[6]図中の赤・青・オレンジの点と棒は、通知前に高額療養費制度の対象に一度も該当しなかったサンプルのうち、事前の平均受診日数がそれぞれ下位（T1）、中位（T2）、上位（T3）のグループを表す。一方、緑の点と棒は、通知前に少なくとも一度同制度の対象となった経験を持つグループを表している。パネル(a)は月額医療費（対数値）、パネル(b)は受診確率をアウトカム変数とした分析結果である。

パネル(a)の月額医療費に関する結果を見ると、高額療養費制度の対象外であったグループ（T1～T3）では、通知前の受診日数が多いほど、制度改正前の駆け込み需要と変更後の医療費の落ち込みが大きくなることが確認された。2022 年 11 月以降の推移については、T2 と T3 は概ね同様の推定結果となっており、T1 の医療費の落ち込みはそれらよりも小幅にとどまっている。他方、通知前に高額療養費制度の対象となった経験を持つグループでは、駆け込み需要とその後の落ち込みは T1 と同程度であり、さらに 2022 年 11 月以降は 5%水準で統計的に有意な需要減は確認されなかった。

[6] 分析サブサンプルは以下の通り。(1) 2022 年 7 月以前に月額医療費が 576,000 円以上の観測を高額療養費制度対象と定義。(2) 同期間に一度でも同制度対象となった患者を「Kouryo」群とする。そのため、継続的な高額療養費制度の利用や制度改正後も高額療養費の対象となることを前提としていないことに留意が必要。(3) それ以外の患者を、2022 年 7 月以前の平均受診日数（個人単位）の 3 分位に基づき、下位（T1）、中位（T2）、上位（T3）の 3 グループに分割した。

パネル(b)の受診確率に関する結果は、パネル(a)とは対照的である。高額療養費制度の対象外であったグループにおいて、通知前の受診日数が多いほど駆け込み需要とその後の「受診控え」の程度が小さくなる傾向がみられた。2022 年 11 月以降、T2 と T3 の受診控えは同程度であるが、T1 の受診控えはこれらよりも大きい。同制度の対象経験を持つグループについても駆け込み需要と受診控えは観察されたが、その規模は受診頻度の高い T3 と同程度にとどまり、2022 年 11 月以降の多くの期間において統計的に有意な受診控えはみられなかった。

これらの結果は、事前の医療需要の大きさと政策効果がアウトカム変数の性質に応じて単調に関係する可能性を示している。同時に、高額療養費制度の利用によって、窓口負担割合引き上げに伴う医療費の減少や受診控えが相当程度緩和された可能性も示唆される。

D. 考察／E. 結論

本研究の追加分析から、医療費の減少は主として受診頻度の低下によって生じており、医療の質や単価への影響は限定的であることが示された。また、サービス利用確率にも影響が及んでいることから、制度改正は受療行動の広範な側面に影響を与えていると考えられる。

さらに、駆け込み需要とその反動による需要減少が明確に確認されたことは、医療需要における異時点間代替の重要性を強く示唆する。従来の RDD 推定はこの動学的調整を十分に捉えていない可能性があり、短期的な価格弾力性は過大推定されている可能性がある。

死亡率に関しては明確な悪化が確認されなかったものの、本研究の観察期間は限定的であり、中長期的な影響については引き続き検証が必要である。

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

及川雅斗・Rong Fu・川村顕・野口晴子. “Anticipation and Adaptation: How the Oldest-Old Navigate Increased Cost-Sharing.” 日本経済学会 2026 年度春季大会（大阪公立大学）, 2026.5.23.

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

Alpert, Abby. 2016. "The Anticipatory Effects of Medicare Part D on Drug Utilization." Journal of Health Economics 49: 28-45.

Ando, Michihito, and Reo Takaku. 2016. "Affordable False Teeth: The Effects of Patient Cost Sharing on Denture Utilization and Subjective Chewing Ability." BE

Journal of Economic Analysis & Policy 16 (3): 1387-1438.

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?" Review of Economics and Statistics 97 (4): 725-741.

Arrow, Kenneth J. 1963. "Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care." American Economic Review 53: 941-973.

Bound, John, Charles Brown, and Nancy Mathiowetz. 2001. "Measurement Error in Survey Data." In Handbook of Econometrics, Vol. 5, 3705-3843. Amsterdam: Elsevier.

Brot-Goldberg, Zachariah 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." Quarterly Journal of Economics 132 (3): 1261-1318.

Brot-Goldberg, Zachariah, Timothy Layton, Boris Vabson, and Adelina Yanyue Wang. 2023. "The Behavioral Foundations of Default Effects: Theory and Evidence from Medicare Part D." American Economic Review 113 (10): 2718-2758.

Cabral, Marika. 2016. "Claim Timing and Ex Post Adverse Selection." Review of Economic Studies 84 (1): 1-44.

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

Duarte, Fabian. 2012. "Price Elasticity of Expenditure across Health Care Services." Journal of Health Economics 31 (6): 824-841.

Einav, Liran, Amy Finkelstein, and Maria Polyakova. 2018. "Private Provision of Social Insurance: Drug-Specific Price Elasticities and Cost Sharing in Medicare Part D." American Economic Journal: Economic Policy 10 (3): 122-153.

Einav, Liran, Amy Finkelstein, and Paul Schrimpf. 2015. "The Response of Drug Expenditure to Nonlinear Contract Design: Evidence from Medicare Part D." Quarterly Journal of Economics 130 (2): 841-899.

Ellis, Randall P., and Thomas G. McGuire. 2007. "Predictability and Predictiveness in Health Care Spending." Journal of Health Economics 26 (1): 25-48.

Fukushima, Kentaro, Shuhei Mizuoka, Shinya Yamamoto, and Toshiaki Iizuka. 2016. "Patient Cost Sharing and Medical Expenditures for the Elderly." Journal of Health Economics 45: 115-130.

Goolsbee, Austan. 2000. "What Happens When You Tax the Rich? Evidence from Executive Compensation." Journal of Political Economy 108 (2): 352-378.

Grossman, Michael. 1972. "On the Concept of Health Capital and the Demand for

Health." Journal of Political Economy 80 (2): 223-255.

Iizuka, Toshiaki, and Hitoshi Shigeoka. 2022. "Is Zero a Special Price? Evidence from Child Health Care." American Economic Journal: Applied Economics 14 (4): 381-410.

Komura, Naoko, and Shun-ichiro Bessho. 2025. "Dynamics of Consumer Responses to Medical Price Changes." American Economic Review: Insights, forthcoming.

Malani, Anup, and Julian Reif. 2015. "Interpreting Pre-trends as Anticipation: Impact on Estimated Treatment Effects from Tort Reform." Journal of Public Economics 124: 1-17.

Manning, Willard G., Joseph P. Newhouse, Naihua Duan, Emmett B. Keeler, and Arleen Leibowitz. 1987. "Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment." American Economic Review 77 (3): 251-277.

Metiu, Norbert. 2021. "Anticipation Effects of Protectionist US Trade Policies." Journal of International Economics 133: 103536.

Newhouse, Joseph P. 1993. Free for All?: Lessons from the RAND Health Insurance Experiment. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Nishi, Akihiko, J. Michael McWilliams, Haruko Noguchi, Hideki Hashimoto, Nanako Tamiya, and Ichiro Kawachi. 2012. "Health Benefits of Reduced Patient Cost Sharing in Japan." Bulletin of the World Health Organization 90: 426-435a.

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

表 1　記述統計量(単身＋複数)

| | (1)<br>総計 | (2)<br>対照群 | (3)<br>処置群 | (4)<br>Diff.=(3)-(2) |
|---|---|---|---|---|
| 男性ダミー | 0.57 | 0.51 | 0.58 | 0.07*** |
| | (0.50) | (0.50) | (0.49) | |
| 年齢 | 81.65 | 81.47 | 81.69 | 0.22*** |
| | (4.91) | (4.87) | (4.92) | |
| 所得（100 万円） | 2.97 | 2.76 | 3.03 | 0.27*** |
| | (0.59) | (0.52) | (0.60) | |
| | | | | |
| 医療利用率 | 0.83 | 0.82 | 0.84 | 0.01*** |
| 入院 | 0.04 | 0.04 | 0.04 | 0.00** |
| 外来 | 0.78 | 0.77 | 0.78 | 0.01*** |
| 歯科 | 0.22 | 0.20 | 0.23 | 0.03*** |
| 調剤 | 0.64 | 0.63 | 0.65 | 0.01*** |
| | | | | |
| 医療費月額 (千円) | 60.59 | 58.42 | 61.12 | 2.70*** |
| | (191.60) | (187.05) | (192.69) | |
| 入院 | 25.42 | 24.81 | 25.57 | 0.76** |
| | (177.94) | (174.58) | (178.75) | |
| 外来 | 20.20 | 19.30 | 20.41 | 1.11*** |
| | (56.56) | (52.78) | (57.44) | |
| 歯科 | 3.30 | 3.04 | 3.36 | 0.32*** |
| | (12.12) | (11.16) | (12.35) | |
| 調剤 | 11.18 | 10.84 | 11.27 | 0.43*** |
| | (32.81) | (31.36) | (33.15) | |
| | | | | |
| 観測数 | 1,549,144 | 304,210 | 1,244,934 | |

注:表 1 は、政策通知の 1 か月前における、適用される所得閾値の前後 50 万円のバンド幅に含まれる分析サンプルの記述統計を示している。サンプルには、単身世帯(閾値 200 万円)および複数人世帯(閾値 320 万円)の両方が含まれており、所得はそれぞれの閾値に対して正規化(標準化)されている。対象は、所得区分が「一般所得層」と認定された 75 歳以上の個人である。医療費は千円単位で報告し、医療利用率は当該月に各医療サービスを利用した個人の割合を示している。対照群は正規化された所得が 0 未満(自己負担割合 10%)、処置群は 0 以上(自己負担割合 20%)の個人で構成される。連続変数については、括弧内に標準偏差を示している。差の統計的有意性は、*** p<0.01、** p<0.05 で示す。

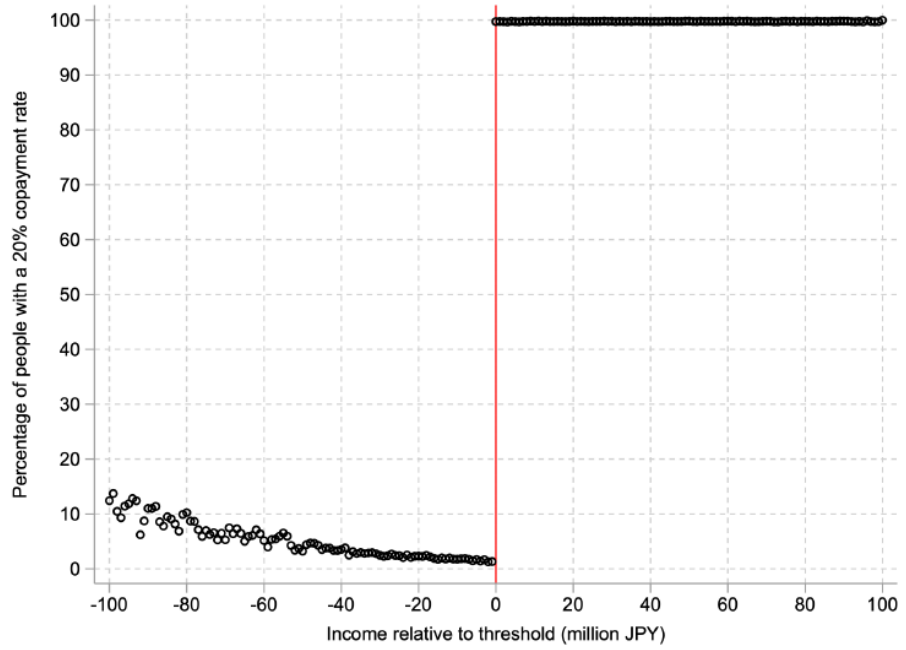



図 1-1 所得と窓口負担割合の関係(単身＋複数)

注:課税所得が単身世帯で 150 万円以上 250 万円以下、複数世帯で 270 万円以上 370 万円以下の世帯の 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。横軸は、単身世帯については 200 万円、複数世帯については 320 万円を 0 と標準化して、所得 1 万円の幅ごとに 2 割負担被保険者割合を計算した。

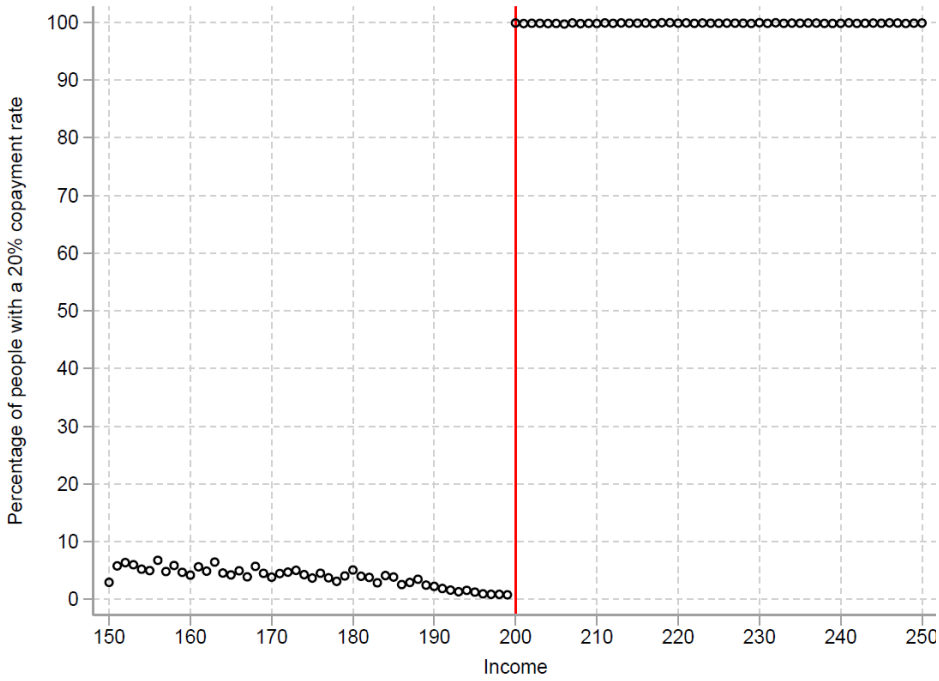



図 1-2 所得と窓口負担割合の関係(単身)

注: 課税所得が 150 万円以上 250 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所得。所得 1 万円の幅ごとに 2 割負担被保険者割合を計算した。

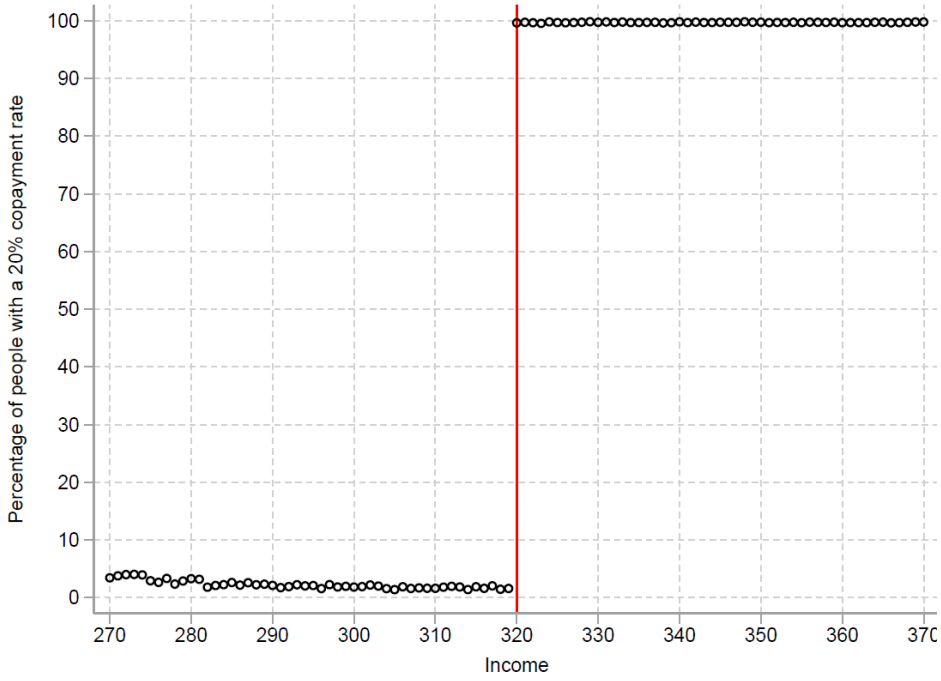
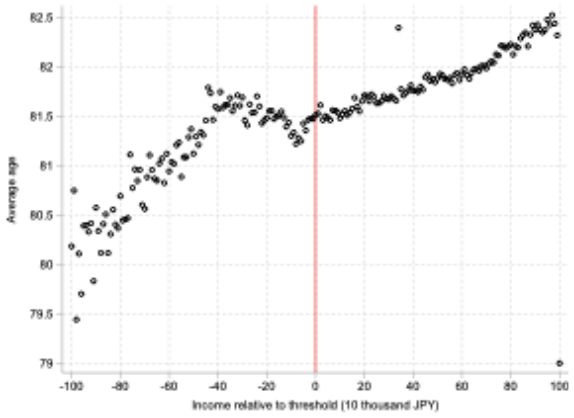
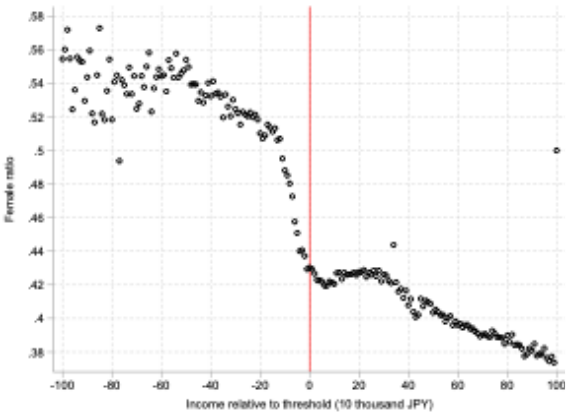



図 1-3　所得と窓口負担割合の関係(複数)

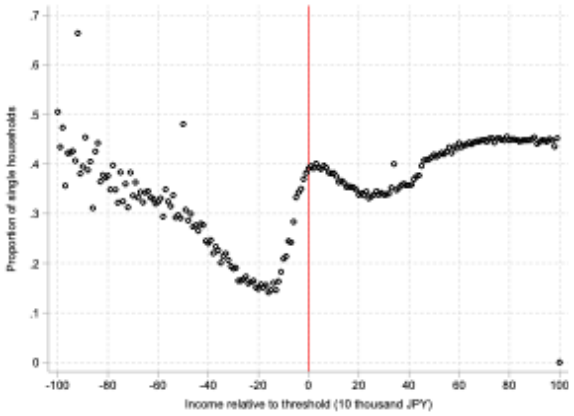
注:課税所得が 270 万円以上 370 万円以下の複数世帯の 2022 年 10 月時点のデータを使用。縦軸は窓口負担割合が 2 割の被保険者の割合で横軸は所得。所得 1 万円の幅ごとに 2 割負担被保険者割合を計算した。



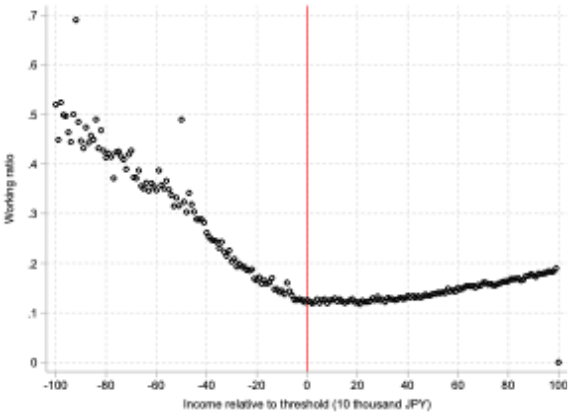

(a) 平均年齢



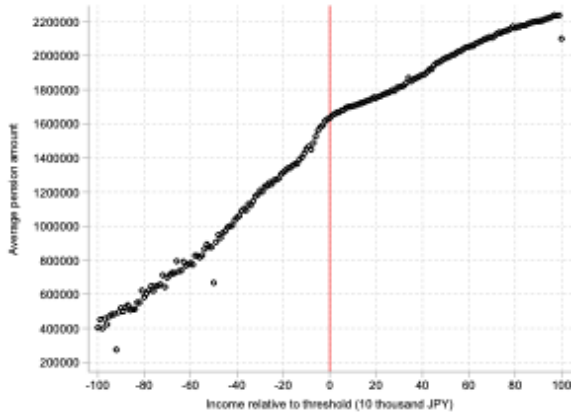

(b) 女性比率




(c) 単身世帯率



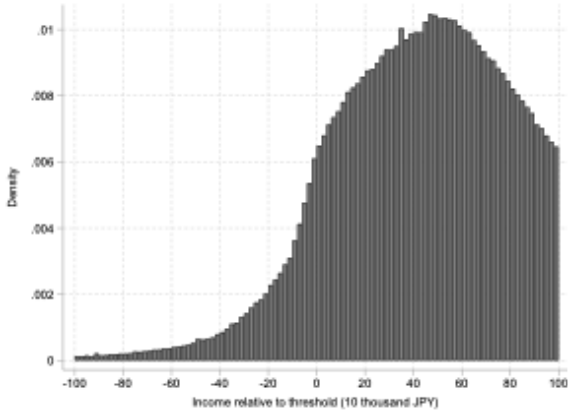

(d) 給与所得者比率



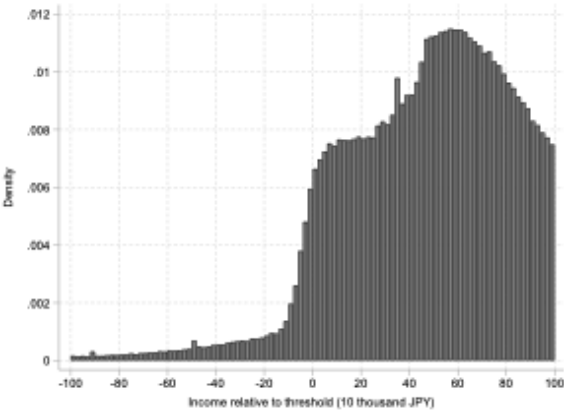

(e) 平均年金額

図 2-1 所得閾値近傍付近での個人属性の連続性の検証(単身＋複数)

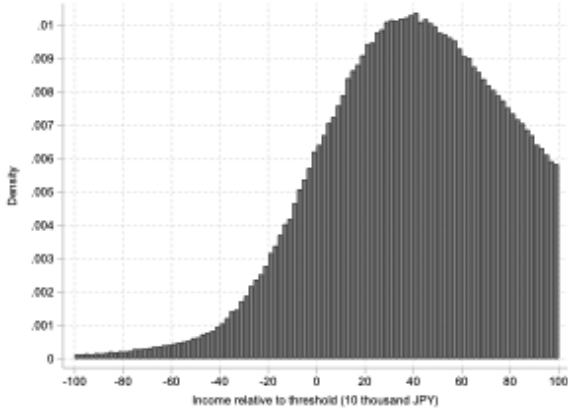
注:課税所得が単身世帯で 150 万円以上 250 万円以下、複数世帯で 270 万円以上 370 万円以下の世帯の 2022 年 10 月時点のデータを使用。縦軸は、左上から順に年齢、女性比率、単身世帯比率、給与所得者比率、平均年金額である。横軸は単身世帯については 200 万円、複数世帯については 320 万円を 0 と標準化した所得。




(a) 単身+複数




(b) 単身世帯




(c) 複数世帯

図 2-2 所得閾値近傍付近での患者のヒストグラム

注:課税所得が単身世帯で 150 万円以上 250 万円以下、複数世帯で 270 万円以上 370 万円以下の世帯の 2022 年 10 月時点のデータを使用。横軸は単身世帯については 200 万円、複数世帯については 320 万円を 0 と標準化した所得。

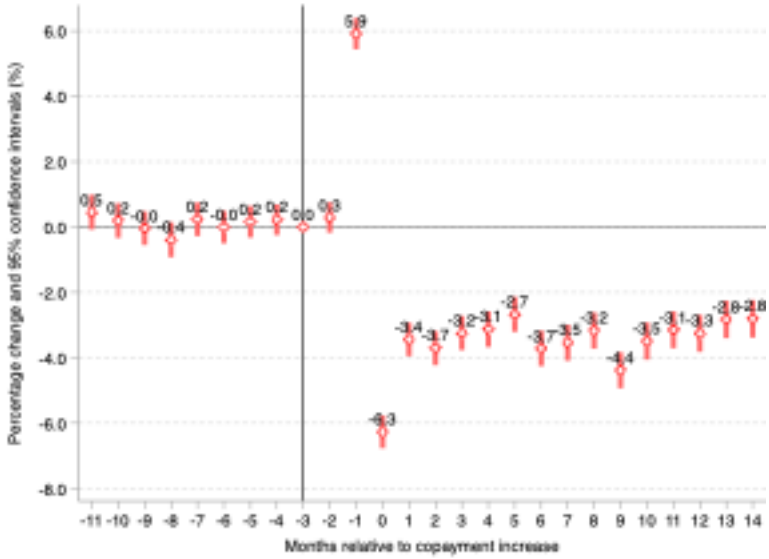



図 3-1 RDD-EVENT STUDY 分析（単身＋複数、医療費月額の対数値）

注：課税所得が単身世帯で 150 万円以上 250 万円以下、複数世帯で 270 万円以上 370 万円以下の世帯の 2021 年 11−2023 年 12 月時点のデータを使用。縦軸は医療費月額の対数値。点は点推定値に 100 を乗じた変化率(%)、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。

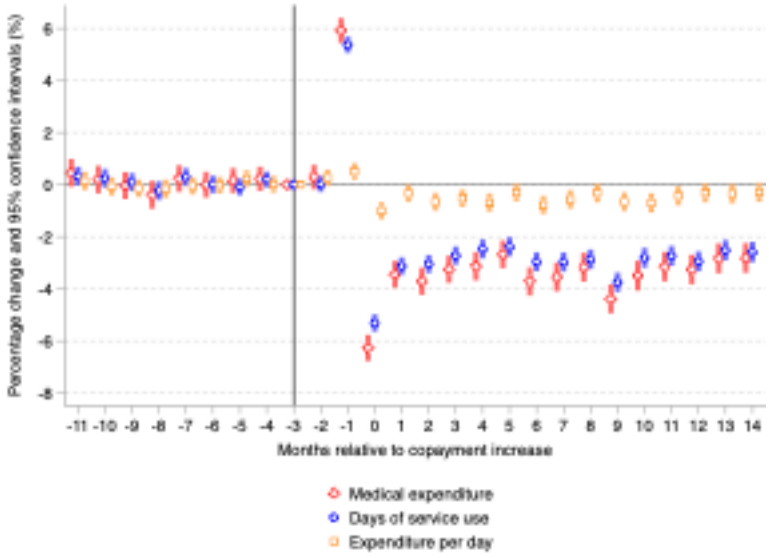



図 3-2 RDD-EVENT STUDY 分析（単身＋複数、医療費月額・受診日数・1 日当たり単価）

注：課税所得が単身世帯で 150 万円以上 250 万円以下、複数世帯で 270 万円以上 370 万円以下の世帯の 2021 年 11−2023 年 12 月時点のデータを使用。縦軸は医療費月額の対数値。点は点推定値に 100 を乗じた変化率(%)、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。

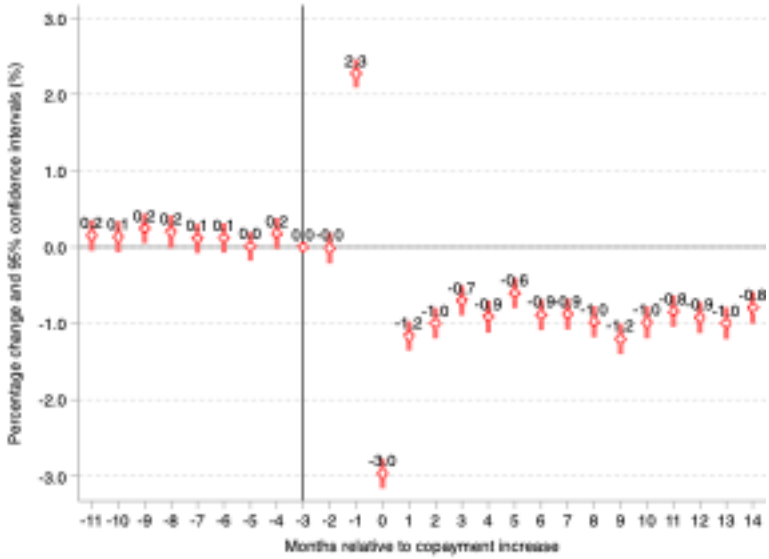



図 3-3　RDD-EVENT STUDY 分析（単身＋複数、受診確率）

注：課税所得が単身世帯で 150 万円以上 250 万円以下、複数世帯で 270 万円以上 370 万円以下の世帯の 2021 年 11−2023 年 12 月時点のデータを使用。縦軸は受診確率。点は点推定値を処置群の通知前平均値で除し 100 を乗じた変化率(%)、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。

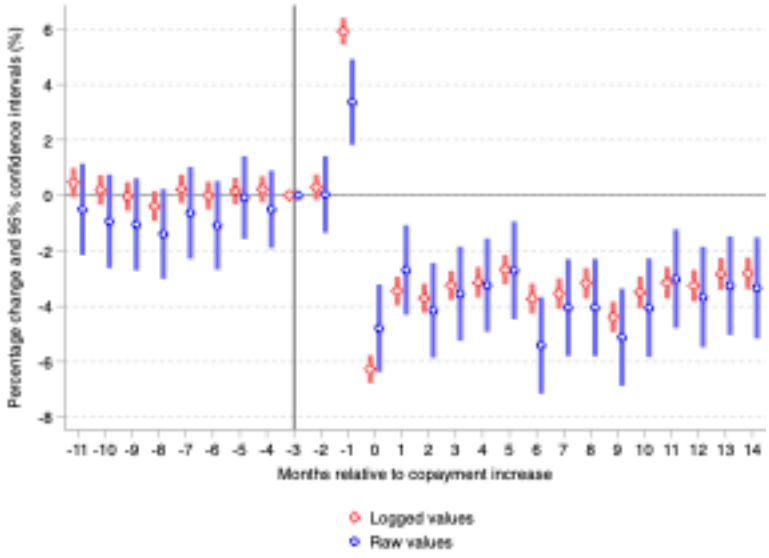
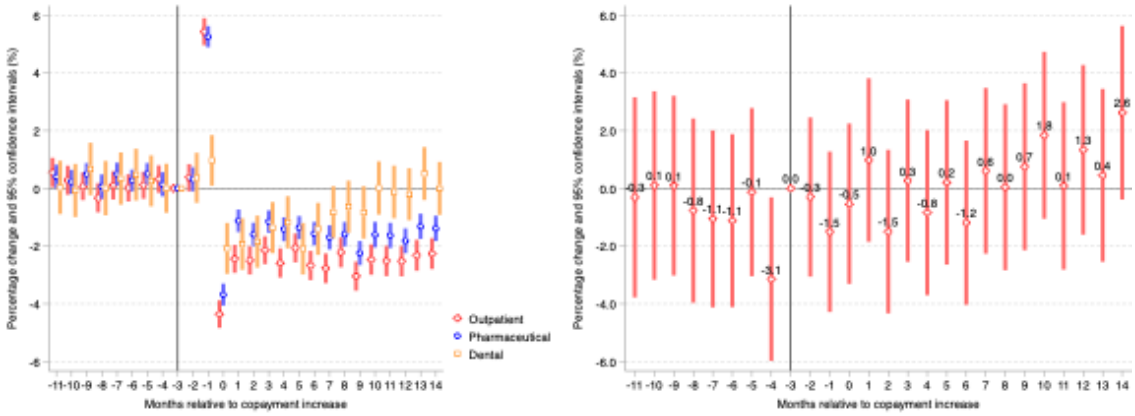



図 3-4 RDD-EVENT STUDY 分析（単身＋複数、医療費月額対数値 versus 医療費月額）

注：課税所得が単身世帯で 150 万円以上 250 万円以下、複数世帯で 270 万円以上 370 万円以下の世帯の 2021 年 11−2023 年 12 月時点のデータを使用。縦軸は医療費月額の対数値。点は点推定値に 100 を乗じた変化率(%)(赤)もしくは推定値を処置群の通知前平均値で除し 100 を乗じた変化率(%)、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。




（a）医科外来、調剤、歯科　　（b)医科入院

図 3-5 RDD-EVENT STUDY 分析（単身＋複数、診療種別）

注：課税所得が単身世帯で 150 万円以上 250 万円以下、複数世帯で 270 万円以上 370 万円以下の世帯の 2021 年 11−2023 年 12 月時点のデータを使用。縦軸は医療費月額の対数値。点は点推定値に 100 を乗じた変化率(%)、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。

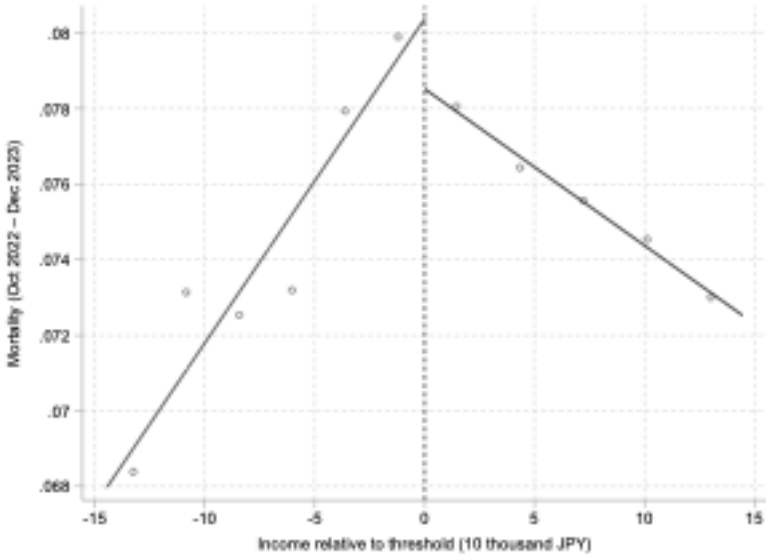



図 3-6 RDD 分析（単身＋複数、15 か月死亡率）

注：課税所得が単身世帯で 150 万円以上 250 万円以下、複数世帯で 270 万円以上 370 万円以下の世帯の 2021 年 11−2023 年 12 月時点のデータを使用。縦軸は 2022 年 10 月から 2023 年 12 月（15 か月）の死亡率。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。

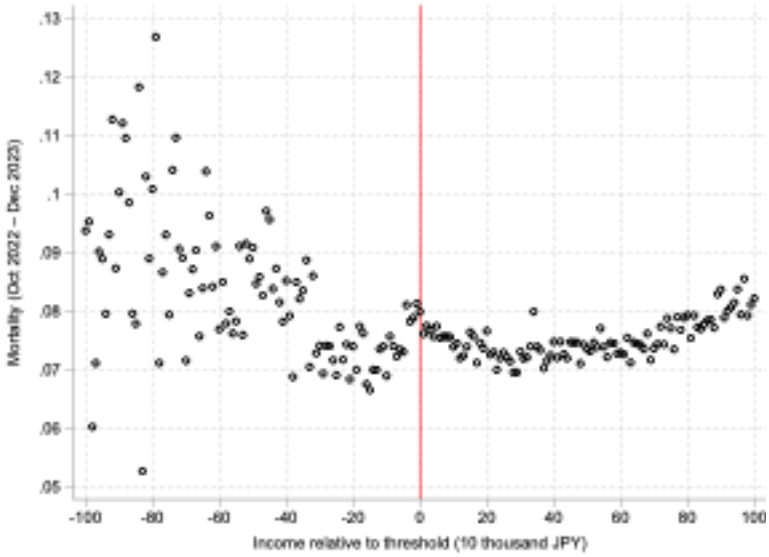



図 3-7 所得閾値近傍付近での死亡率の連続性の検証（単身＋複数）

注：課税所得が単身世帯で 150 万円以上 250 万円以下、複数世帯で 270 万円以上 370 万円以下の世帯の 2022 年 10 月時点のデータを使用。縦軸は 2022 年 10 月から 2023 年 12 月（15 か月）の死亡率。横軸は単身世帯については 200 万円、複数世帯については 320 万円を 0 と標準化した所得。

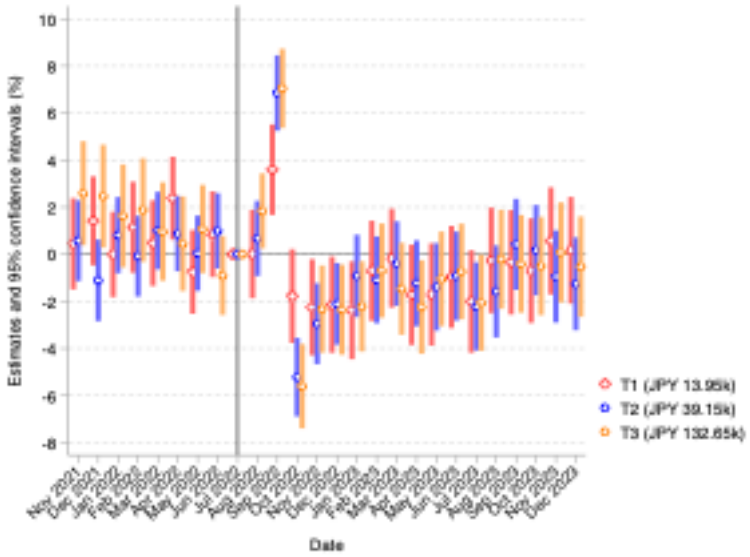



図 4-1 RDD-EVENT STUDY 分析（単身、医療費月額の対数値）

注：課税所得が単身世帯で 150 万円以上 250 万円以下、複数世帯で 270 万円以上 370 万円以下の世帯の 2021 年 11−2023 年 12 月時点のデータを使用。縦軸は医療費月額の対数値。点は点推定値に 100 を乗じた変化率(%)、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。

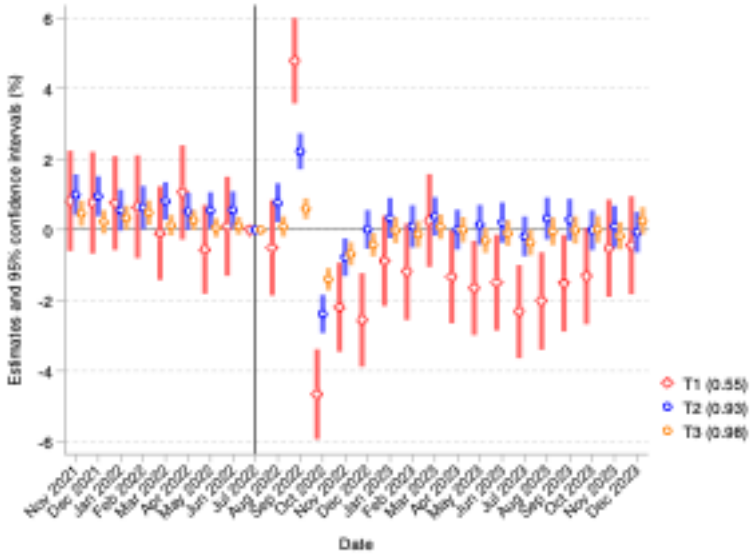



図 4-2 RDD-EVENT STUDY 分析（単身、受診確率）

注：課税所得が単身世帯で 150 万円以上 250 万円以下、複数世帯で 270 万円以上 370 万円以下の世帯の 2021 年 11−2023 年 12 月時点のデータを使用。縦軸は受診確率。点は点推定値を処置群の通知前平均値で除し 100 を乗じた変化率(%)、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。分析に用いるサブサンプルは、2022 年 7 月以前の平均受診日数（個人単位）の 3 分位点に基づいて全サンプルを 3 分割したものである。T1、T2、T3 はそれぞれ受診日数の下位、中位、上位グループを示す。

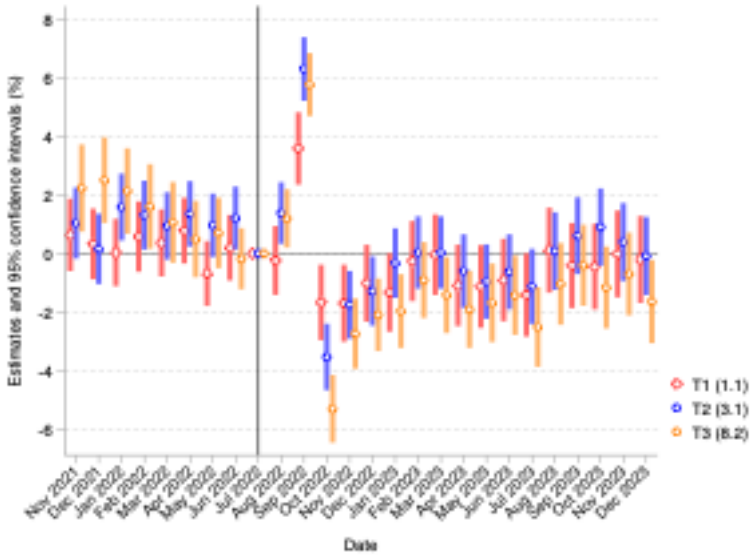



図 4-3 RDD-EVENT STUDY 分析（単身、受診日数）

注：課税所得が単身世帯で 150 万円以上 250 万円以下、複数世帯で 270 万円以上 370 万円以下の世帯の 2021 年 11−2023 年 12 月時点のデータを使用。縦軸は医療費月額の対数値。点は点推定値に 100 を乗じた変化率(%)、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。分析に用いるサブサンプルは、2022 年 7 月以前の平均受診日数（個人単位）の 3 分位点に基づいて全サンプルを 3 分割したものである。T1、T2、T3 はそれぞれ受診日数の下位、中位、上位グループを示す。

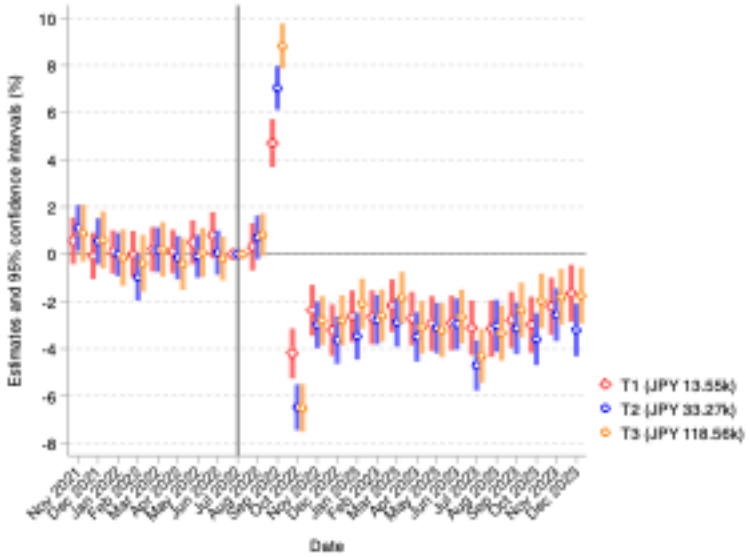



図 5-1 RDD-EVENT STUDY 分析（複数、医療費月額の対数値）

注：課税所得が単身世帯で 150 万円以上 250 万円以下、複数世帯で 270 万円以上 370 万円以下の世帯の 2021 年 11−2023 年 12 月時点のデータを使用。縦軸は医療費月額の対数値。点は点推定値に 100 を乗じた変化率(%)、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。分析に用いるサブサンプルは、2022 年 7 月以前の平均受診日数（個人単位）の 3 分位点に基づいて全サンプルを 3 分割したものである。T1、T2、T3 はそれぞれ受診日数の下位、中位、上位グループを示す。

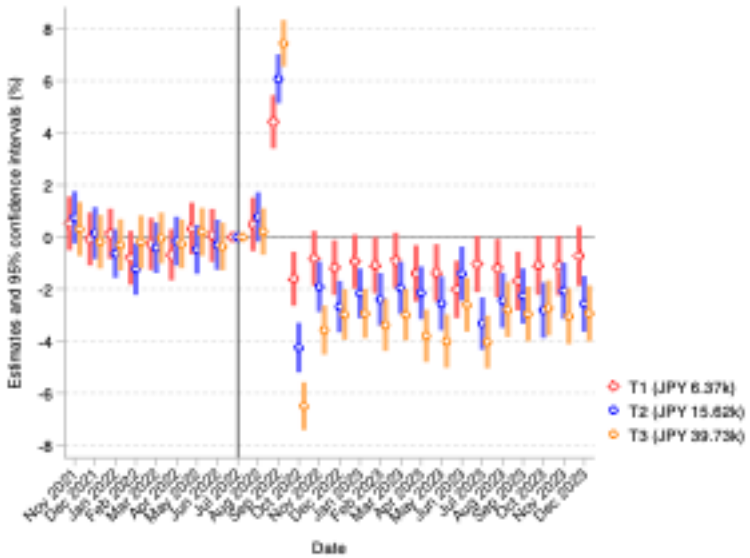



図 5-2 RDD-EVENT STUDY 分析（複数、外来医療費月額の対数値）

注：課税所得が単身世帯で 150 万円以上 250 万円以下、複数世帯で 270 万円以上 370 万円以下の世帯の 2021 年 11−2023 年 12 月時点のデータを使用。縦軸は医療費月額の対数値。点は点推定値に 100 を乗じた変化率(%)、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。分析に用いるサブサンプルは、2022 年 7 月以前の平均受診日数（個人単位）の 3 分位点に基づいて全サンプルを 3 分割したものである。T1、T2、T3 はそれぞれ受診日数の下位、中位、上位グループを示す。

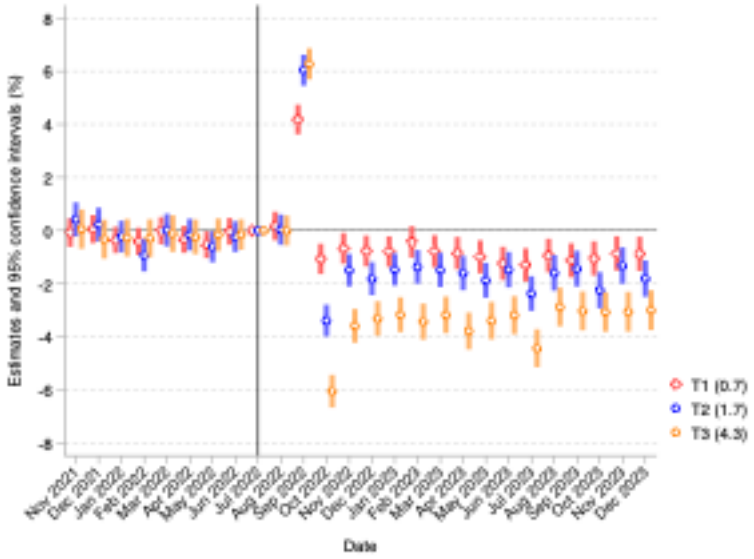



図 5-3 RDD-EVENT STUDY 分析（複数、受診日数）

注：課税所得が単身世帯で 150 万円以上 250 万円以下、複数世帯で 270 万円以上 370 万円以下の世帯の 2021 年 11−2023 年 12 月時点のデータを使用。縦軸は医療費月額の対数値。点は点推定値に 100 を乗じた変化率(%)、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。分析に用いるサブサンプルは、2022 年 7 月以前の平均受診日数（個人単位）の 3 分位点に基づいて全サンプルを 3 分割したものである。T1、T2、T3 はそれぞれ受診日数の下位、中位、上位グループを示す。

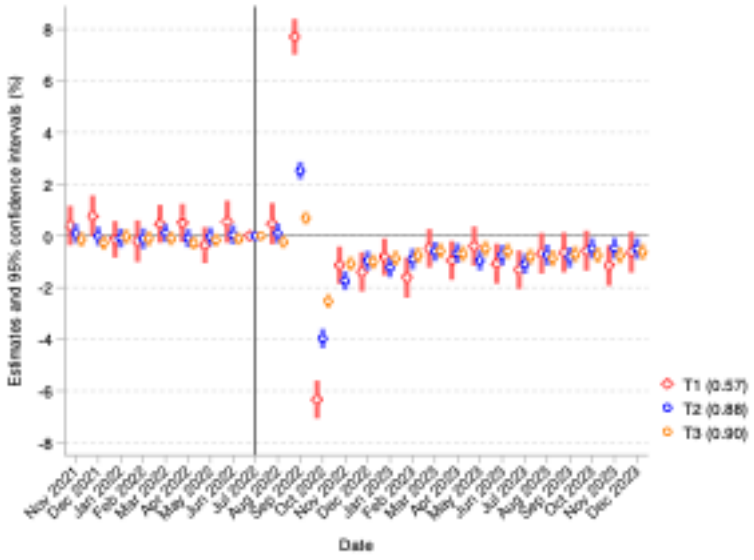
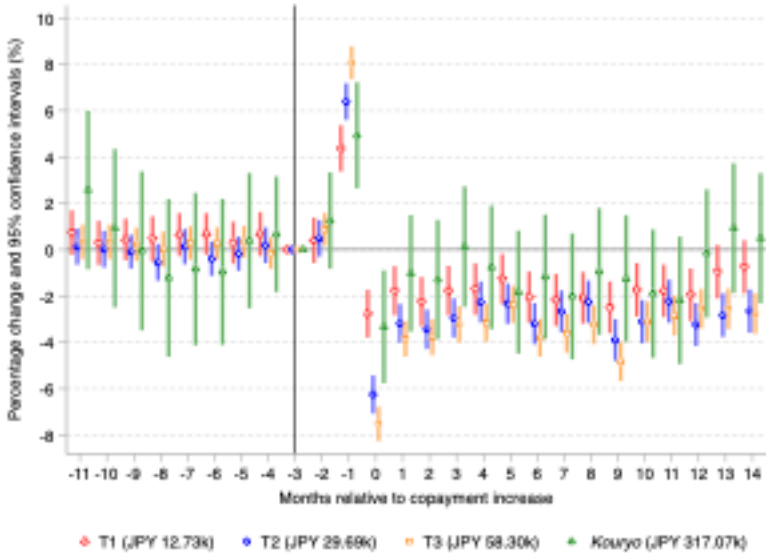
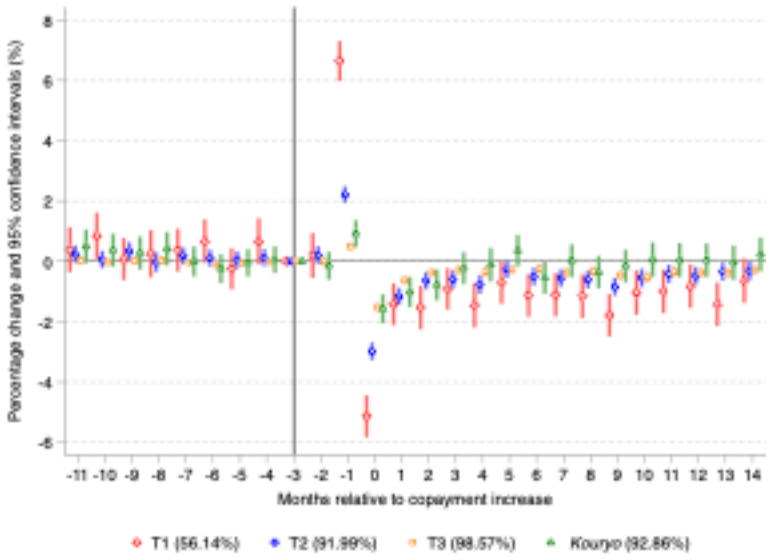



図 5-4 RDD-EVENT STUDY 分析（複数、外来受診確率）

注：課税所得が単身世帯で 150 万円以上 250 万円以下、複数世帯で 270 万円以上 370 万円以下の世帯の 2021 年 11−2023 年 12 月時点のデータを使用。縦軸は受診確率。点は点推定値を処置群の通知前平均値で除し 100 を乗じた変化率(%)、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。分析に用いるサブサンプルは、2022 年 7 月以前の平均受診日数（個人単位）の 3 分位点に基づいて全サンプルを 3 分割したものである。T1、T2、T3 はそれぞれ受診日数の下位、中位、上位グループを示す。




(a) 医療費月額対数値 (Intensive margin)




(b) 医療サービス利用確率 (Extensive margin)

図 6 RDD-EVENT STUDY 分析（単身+複数、通知以前平均受診状況別）

注：課税所得が単身世帯で 150 万円以上 250 万円以下、複数世帯で 270 万円以上 370 万円以下の世帯の 2021 年 11−2023 年 12 月時点のデータを使用。縦軸は医療費月額対数値と受診確率。前者の場合、点は、点推定値に 100 を乗じた変化率(%)、後者の場合、点は点推定値を処置群の通知前平均値で除し 100 を乗じた変化率(%)であり、それぞれの棒は 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。分析サブサンプルは以下の通り。(1) 2022 年 7 月以前に月額医療費が 576,000 円以上の観測を高額療養費制度対象と定義。(2) 同期間に一度でも同制度対象となった患者を「Kouryo」群とする。(3) それ以外の患者を、2022 年 7 月以前の平均受診日数（個人単位）の 3 分位に基づき、下位（T1）、中位（T2）、上位（T3）の 3 グループに分割した。図中の注の括弧内の数値は処置群の通知以前の平均医療費月額(パネル(a))と受診確率(パネル(b))である。

別紙４

研究成果の刊行に関する一覧表レイアウト（参考）

書籍

| 著者氏名 | 論文タイトル名 | 書籍全体の編集者名 | 書　籍　名 | 出版社名 | 出版地 | 出版年 | ページ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 該当なし | | | | | | | |
| | | | | | | | |
| | | | | | | | |

雑誌

| 発表者氏名 | 論文タイトル名 | 発表誌名 | 巻号 | ページ | 出版年 |
|---|---|---|---|---|---|
| 該当なし | | | | | |
| | | | | | |
| | | | | | |

2026年　　3月　　31日

厚生労働大臣　殿

機関名　　学校法人早稲田大学

所属研究機関長　職　名　　政治経済学術院長

氏　名　　鎮目　雅人

次の職員の令和７年度厚生労働行政推進調査事業費の調査研究における、倫理審査状況及び利益相反等の管理については以下のとおりです。

１．研究事業名　令和７年度　厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））

２．研究課題名　現代の受療行動に対応した「長瀬効果」の検証のための実証証究（25CA2025）

３．研究者名　（所属部署・職名）　早稲田大学　政治経済学術院・教授

（氏名・フリガナ）　野口 晴子・ノグチ ハルコ

４．倫理審査の状況

| | 該当性の有無<br>有　　無 | 左記で該当がある場合のみ記入（※1） | | |
|---|---|---|---|---|
| | | 審査済み | 審査した機関 | 未審査（※2） |
| 人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針（※3） | □　☑ | □ | | □ |
| 遺伝子治療等臨床研究に関する指針 | □　☑ | □ | | □ |
| 厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針 | □　☑ | □ | | □ |
| その他、該当する倫理指針があれば記入すること（指針の名称：　　） | □　☑ | □ | | □ |

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査に場合は、その理由を記載すること。

（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」、「臨床研究に関する倫理指針」、「ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針」、「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

５．厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

| | |
|---|---|
| 研究倫理教育の受講状況 | 受講 ☑　　未受講 □ |

６．利益相反の管理

| | |
|---|---|
| 当研究機関におけるＣＯＩの管理に関する規定の策定 | 有 ☑　無 □（無の場合はその理由：　　） |
| 当研究機関におけるＣＯＩ委員会設置の有無 | 有 ☑　無 □（無の場合は委託先機関：　　） |
| 当研究に係るＣＯＩについての報告・審査の有無 | 有 ☑　無 □（無の場合はその理由：　　） |
| 当研究に係るＣＯＩについての指導・管理の有無 | 有 □　無 ☑（有の場合はその内容：　　） |

（留意事項）　・該当する□にチェックを入れること。

・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

2026年　3月　31日

厚生労働大臣　殿

機関名　　学校法人早稲田大学

所属研究機関長　職　名　　人間科学学術長

氏　名　扇原　淳

次の職員の令和７年度厚生労働行政推進調査事業費の調査研究における、倫理審査状況及び利益相反等の管理については以下のとおりです。

１．研究事業名　令和７年度　厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））

２．研究課題名　現代の受療行動に対応した「長瀬効果」の検証のための実証証究（25CA2025）

３．研究者名　（所属部署・職名）　早稲田大学　人間科学学術院・教授

（氏名・フリガナ）　川村 顕・カワムラ アキラ

４．倫理審査の状況

| | 該当性の有無<br>有　無 | 左記で該当がある場合のみ記入（※1） | | |
|---|---|---|---|---|
| | | 審査済み | 審査した機関 | 未審査（※2） |
| 人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針（※3） | □　☑ | □ | | □ |
| 遺伝子治療等臨床研究に関する指針 | □　☑ | □ | | □ |
| 厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針 | □　☑ | □ | | □ |
| その他、該当する倫理指針があれば記入すること（指針の名称：　　） | □　☑ | □ | | □ |

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査に場合は、その理由を記載すること。

（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」、「臨床研究に関する倫理指針」、「ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針」、「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

５．厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

| | |
|---|---|
| 研究倫理教育の受講状況 | 受講 ☑　未受講 □ |

６．利益相反の管理

| | |
|---|---|
| 当研究機関におけるＣＯＩの管理に関する規定の策定 | 有 ☑　無 □（無の場合はその理由：　　） |
| 当研究機関におけるＣＯＩ委員会設置の有無 | 有 ☑　無 □（無の場合は委託先機関：　　） |
| 当研究に係るＣＯＩについての報告・審査の有無 | 有 ☑　無 □（無の場合はその理由：　　） |
| 当研究に係るＣＯＩについての指導・管理の有無 | 有 □　無 ☑（有の場合はその内容：　　） |

（留意事項）　・該当する□にチェックを入れること。

・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

2026年　3月　31日

厚生労働大臣　殿

機関名　　学校法人早稲田大学

所属研究機関長　職　名　　商学学術長

氏　名　横山　将義

次の職員の令和７年度厚生労働行政推進調査事業費の調査研究における、倫理審査状況及び利益相反等の管理については以下のとおりです。

１．研究事業名　令和７年度　厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））

２．研究課題名　現代の受療行動に対応した「長瀬効果」の検証のための実証証究（25CA2025）

３．研究者名　（所属部署・職名）　早稲田大学　商学学術院・准教授

（氏名・フリガナ）　富　蓉・フ　ヨウ

４．倫理審査の状況

| | 該当性の有無<br>有　無 | 左記で該当がある場合のみ記入（※1） | | |
|---|---|---|---|---|
| | | 審査済み | 審査した機関 | 未審査（※2） |
| 人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針（※3） | □　☑ | □ | | □ |
| 遺伝子治療等臨床研究に関する指針 | □　☑ | □ | | □ |
| 厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針 | □　☑ | □ | | □ |
| その他、該当する倫理指針があれば記入すること（指針の名称：　　） | □　☑ | □ | | □ |

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査に場合は、その理由を記載すること。

（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」、「臨床研究に関する倫理指針」、「ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針」、「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

５．厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

| | |
|---|---|
| 研究倫理教育の受講状況 | 受講 ☑　未受講 □ |

６．利益相反の管理

| | |
|---|---|
| 当研究機関におけるＣＯＩの管理に関する規定の策定 | 有 ☑　無 □（無の場合はその理由：　　） |
| 当研究機関におけるＣＯＩ委員会設置の有無 | 有 ☑　無 □（無の場合は委託先機関：　　） |
| 当研究に係るＣＯＩについての報告・審査の有無 | 有 ☑　無 □（無の場合はその理由：　　） |
| 当研究に係るＣＯＩについての指導・管理の有無 | 有 □　無 ☑（有の場合はその内容：　　） |

（留意事項）　・該当する□にチェックを入れること。

・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。

2026年　3月　31日

厚生労働大臣　殿

機関名　　学校法人早稲田大学

所属研究機関長　職　名　　教育・総合科学学術院長

氏　名　　箸本　健二

次の職員の令和７年度厚生労働行政推進調査事業費の調査研究における、倫理審査状況及び利益相反等の管理については以下のとおりです。

１．研究事業名　令和７年度　厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））

２．研究課題名　現代の受療行動に対応した「長瀬効果」の検証のための実証証究（25CA2025）

３．研究者名　（所属部署・職名）　早稲田大学　教育・総合科学学術院・准教授

（氏名・フリガナ）　及川　雅斗・オイカワ　マサト

４．倫理審査の状況

| | 該当性の有無<br>有　無 | 左記で該当がある場合のみ記入（※1） | | |
|---|---|---|---|---|
| | | 審査済み | 審査した機関 | 未審査（※2） |
| 人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針（※3） | □　☑ | □ | | □ |
| 遺伝子治療等臨床研究に関する指針 | □　☑ | □ | | □ |
| 厚生労働省の所管する実施機関における動物実験等の実施に関する基本指針 | □　☑ | □ | | □ |
| その他、該当する倫理指針があれば記入すること（指針の名称：　　） | □　☑ | □ | | □ |

（※1）当該研究者が当該研究を実施するに当たり遵守すべき倫理指針に関する倫理委員会の審査が済んでいる場合は、「審査済み」にチェックし一部若しくは全部の審査が完了していない場合は、「未審査」にチェックすること。

その他（特記事項）

（※2）未審査に場合は、その理由を記載すること。

（※3）廃止前の「疫学研究に関する倫理指針」、「臨床研究に関する倫理指針」、「ヒトゲノム・遺伝子解析研究に関する倫理指針」、「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針」に準拠する場合は、当該項目に記入すること。

５．厚生労働分野の研究活動における不正行為への対応について

| | |
|---|---|
| 研究倫理教育の受講状況 | 受講 ☑　　未受講 □ |

６．利益相反の管理

| | |
|---|---|
| 当研究機関におけるＣＯＩの管理に関する規定の策定 | 有 ☑　無 □（無の場合はその理由：　　） |
| 当研究機関におけるＣＯＩ委員会設置の有無 | 有 ☑　無 □（無の場合は委託先機関：　　） |
| 当研究に係るＣＯＩについての報告・審査の有無 | 有 ☑　無 □（無の場合はその理由：　　） |
| 当研究に係るＣＯＩについての指導・管理の有無 | 有 □　無 ☑（有の場合はその内容：　　） |

（留意事項）　・該当する□にチェックを入れること。

・分担研究者の所属する機関の長も作成すること。