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θ 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

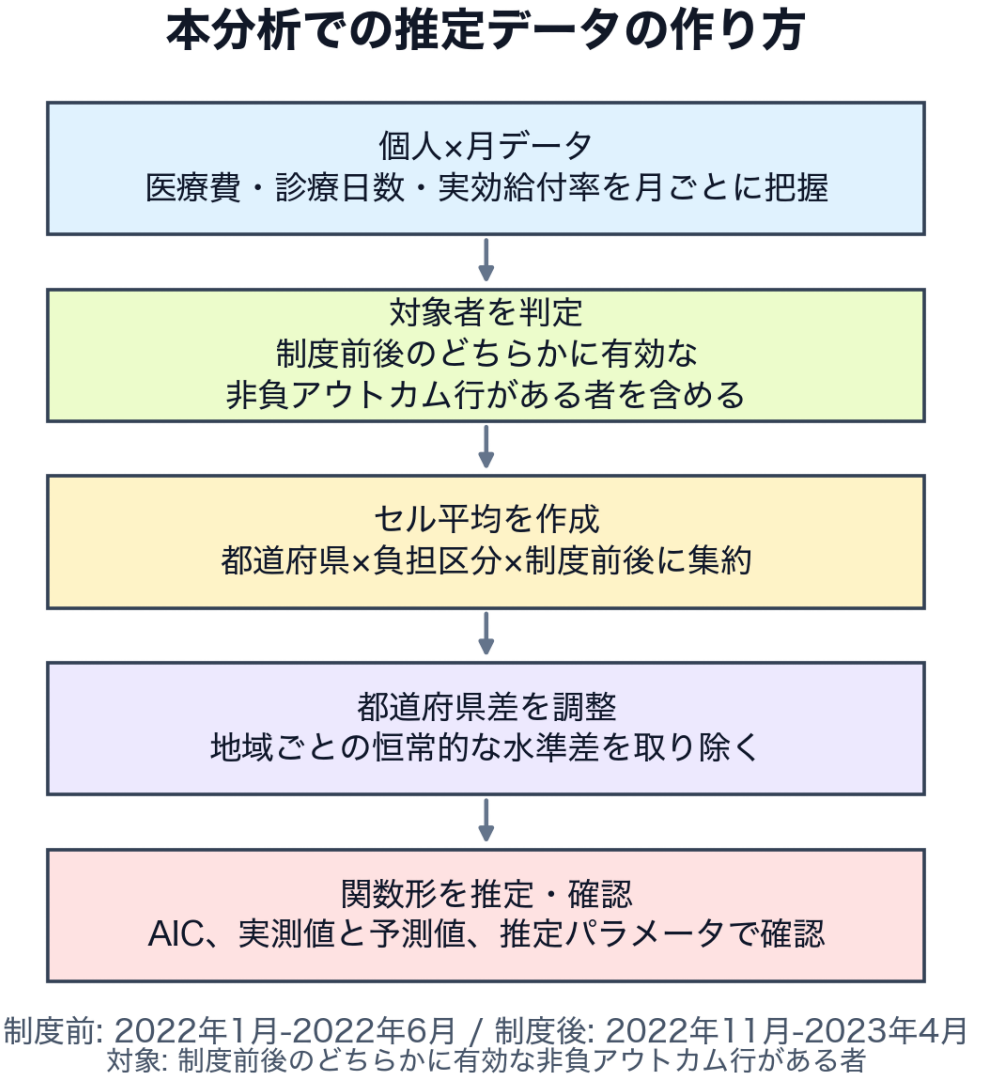


図 1　長瀬式再推定の分析手順

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。

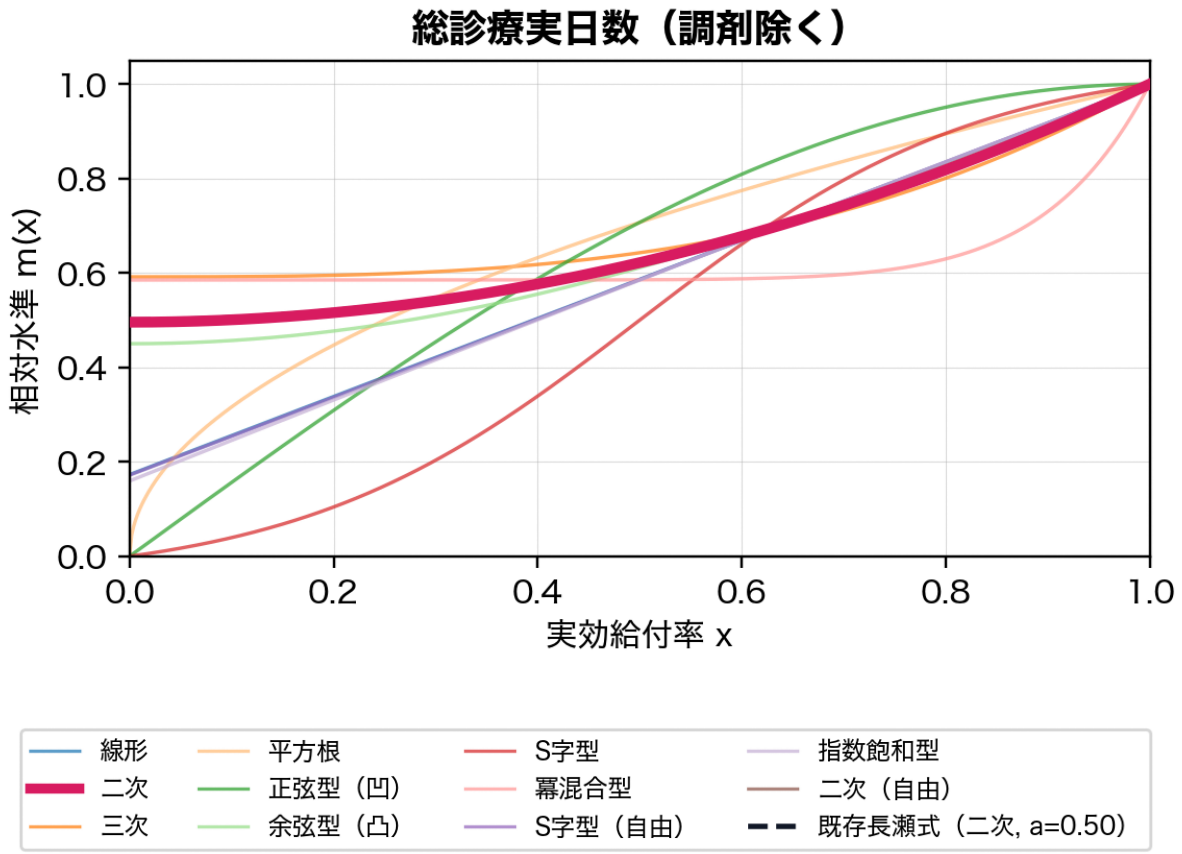


図 2　実効給付率と医療利用・医療費の関係を表す長瀬式候補関数$m(x)$の比較

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。

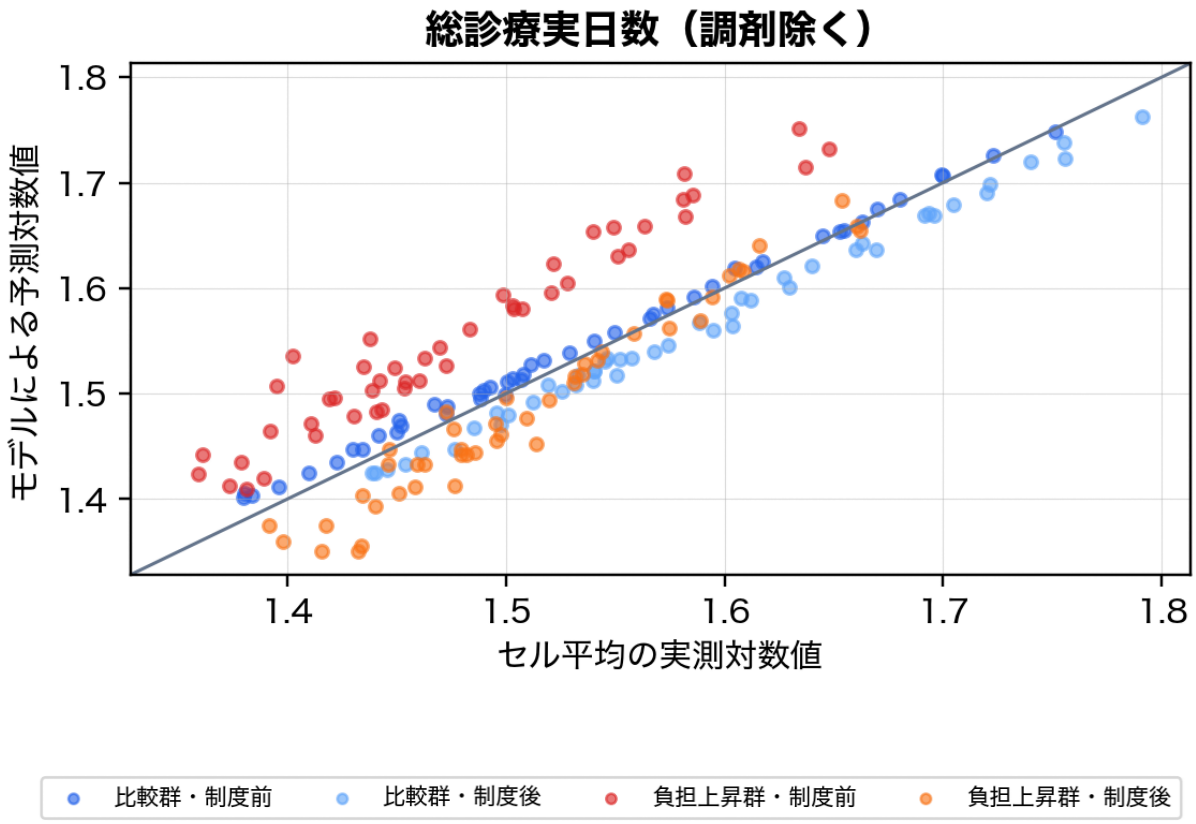


図 3　二次関数型長瀬式における実測値と予測値の比較

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γ_{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	$a + bx + (1-a-b)x^2$	$a \in [0,1]$, $0 \leq b \leq 2(1-a)$