

博士論文

The impact of marginal cut of cash benefit on medical
expenditure among public assistance recipients in Japan:

A natural experimental evidence

(生活保護受給者への給付額減少が医療費に与える影響：準実験研究)

西 岡 大 輔

The impact of marginal cut of cash benefit on medical expenditure
among public assistance recipients in Japan: A natural experimental
evidence

(生活保護受給者への給付額減少が医療費に与える影響：準実
験研究)

東京大学大学院医学系研究科社会医学専攻 保健社会行動学分野

指導教員：橋本英樹教授

申請者：西岡大輔

目次

	頁
謝辞.....	1
利益相反開示	2
要旨.....	3
1. 序文.....	4
1.1 健康の社会的決定要因としての貧困.....	4
1.2 貧困に対する社会扶助の制度の各国の状況と利用者の健康状態	5
1.3 日本の生活保護制度の概要と利用者の健康状態.....	6
1.4 所得の減少が医療需要に与える影響.....	7
1.5 所得の減少が生活保護受給者の医療需要に与える影響仮説.....	8
2. 目的	11
3. 方法	12
4. 結果.....	20
5. 考察.....	34
5.1 本研究の結果のまとめ.....	34
5.2 結果の解釈.....	34
5.3 限界と強み.....	36
5.4 政策的含意.....	39
6. 結論.....	41
文献.....	42

謝辞

本研究は、一般財団法人医療経済研究・社会保険福祉協会医療経済研究機構の2019年度（第23回）研究助成を受けて行われました。共同して研究を進めてくださり、多くの技術的なアドバイスを頂戴した一橋大学経済学研究科の高久玲音先生に深く感謝の意を表します。

東京大学大学院医学系研究科保健社会行動学教室の橋本英樹教授および今年度9月から京都大学大学院医学研究科国際保健学講座社会疫学分野に異動された近藤尚己教授には、4年間にわたり、生活困窮者の健康支援に関連する研究の計画や研究費の応募、倫理審査の手続き、データ分析の手法、結果の解釈、論文の執筆、学会での発表などに関して多大なるご指導を賜りました。高木大資先生、鎌田真光先生、長谷田真帆先生をはじめとする教室員の先生および同じ教室の大学院生として切磋琢磨した仲間から助言をいただき、考察を深めることができました。

本研究は、多くの経済学および社会福祉学の先生のご指導やご助言を受ける機会に恵まれました。第13回医療経済学会若手研究者育成セミナーにおいて本研究に対するコメントをいただき、経済学の理論や分析の方向性に関するアドバイスを頂戴した法政大学の菅原琢磨先生および、第15回医療経済学会にて、今後の研究の展望に関しての示唆をくださった学習院大学の鈴木亘先生に感謝の意を申し上げます。また、本研究に対して社会福祉学の立場からコメントをくださった日本福祉大学の斉藤雅茂先生に感謝の意を申し上げます。

本データの収集には、北日本コンピューターサービス株式会社の営業担当の社員のみなさまのご協力が不可欠でした。生活保護行政の現場で働く複数の自治体の査察指導員やケースワーカー、保健師の方々にも、日々の業務で多忙な中ヒアリングにに応じていただき、多くの現場目線のアドバイスを頂戴しました。研究をここまで進めるためには、家族、友人のサポートが欠かせませんでした。最後になりましたが、みなさまに厚く御礼を申し上げます。

利益相反開示

本研究は東京大学大学院医学系研究科健康教育・社会学分野の近藤尚己准教授（共同研究契約当時。現：京都大学大学院医学研究科国際保健学講座社会疫学分野教授）と北日本コンピューター株式会社との間に締結された、「生活保護受給者の健康支援に向けた新しいデータシステムの創生」に関する共同研究契約のもとに同社から共同研究費を委託して実施した。同社は本研究のデザイン、データ分析、結果の解釈、報告方法のすべてにおいて一切関与していない。

要旨

貧困世帯における収入減少は健康や健康行動を変化させるが、生活保護受給者に対する給付額減少が医療費に与える影響は検証されていない。生活保護受給世帯への児童養育加算は第1子が3歳になると5,000円減少する。不連続回帰分析の手法により、この給付額減少が世帯医療費に与える効果を検証した。5自治体の生活保護管理データと医療扶助レセプトデータを用いた。観察世帯は4,893世帯-月で、第1子が3歳になると世帯あたりの月額給付額は5,671円減少し、月額医療費は24,857円（95%信頼区間：2,540, 47,174）増加した。外来医療費と入院医療費がともに増加した。生活保護受給世帯への給付額減少は、減少額以上の医療費増加を生じうる。

1. 序文

1.1 健康の社会的決定要因としての貧困

個人の生物学的な要因だけでなく、その人を取り巻く社会背景が、人々の健康状態や健康行動に関連していることは多くの研究によって実証されてきた[1, 2]。世界保健機関は人々の健康に影響を与える社会背景を健康の社会的決定要因（Social Determinants of Health）として重視している[3, 4]。そのような社会的要因として、社会経済的地位（所得、学歴、職種など）[3, 5, 6]や家族状況や世帯構成[3, 7, 8]、社会関係[3, 9]、幼少期の環境[3, 10-12]、ジェンダー[3, 13, 14]などの要因がある。さらには、個人がおかれている都市環境や、労働市場や雇用政策、社会保障制度といったマクロな要因も広く知られている[3, 15, 16]。

貧困は、健康の社会的決定要因として特に重要視されている要因のひとつである[17]。近年、貧困は多次元動的な概念として捉えられるようになってきている。

たとえば、Spicker は、貧困の概念を物質的な必要と経済的な境遇、社会関係の観点から分類した[18]。Lister は、それに加えて、社会的・文化象徴的な観点から把握される社会的排除やスティグマ、パワーレス・ボイスレスの状態、人権および市民権の否定や削減などを包含した多次元的な貧困の概念を提唱している[19]。国内でも多次元的な貧困の概念として、阿部らによる社会的排除指標[20]や斉藤らによる相対的剥奪指標[21]が提示されている。

多次元的な貧困の概念が健康に影響を及ぼす経路は多様だが、その核にある重要な事項は経済的な困窮である[15]。経済的困窮によって、衣食住などの健康な生活

を送るための十分な資源が満たされないために、健康状態の悪化につながる。また、保健、医療、福祉、教育といった健康に対する直接的または間接的に影響を及ぼす種々のサービスへのアクセスが妨げられる課題もある。たとえば、経済的に困窮している場合に、医療機関での窓口支払いが負担となるために、必要な医療サービスを受けられないことなどが報告されている[15]。そのため、高所得国を中心に、貧困な人々の最低生活を経済的に保障する社会扶助政策が広く実施されている[22, 23]。

1.2 貧困に対する社会扶助の制度の各国の状況と利用者の健康状態

人々の健康で文化的な生活を支援するために、最低生活や医療アクセスを経済的に保障することはかねてより強調されてきた[24, 25]。高所得国ではほとんどの国で、生計を維持するために最低生活保障としての現金給付がなされている[22]。また、医療に関しては、国の医療提供体制に応じて、医療機関での自己負担が生じる国においては、社会扶助の受給者に対する医療サービスが現物給付されている[22]。一部現金給付を実施している国もあるが、一定の基準を満たす者については全額または一部を支給している[22, 23]。

これらの社会扶助制度の利用者の健康状態に関する知見は近年集積されるようになってきている。たとえば、高所得国において、社会扶助制度の利用者の健康状態は非利用者と比較して悪い。たとえば、主観的な健康観が悪く[26-29]、精神疾患や不安・抑うつ症状を持つ者の割合が多いこと[28, 30-33]、糖尿病や肥満を有する者の

割合が多いこと[28]、関節痛等の痛みを訴えるものが多いこと[30]、死亡率が高いこと[34, 35]などが報告されている。また、非利用者と比較して、社会扶助制度の利用者の方がリスクのある健康行動をとることも報告されている。たとえば喫煙や問題のある飲酒行動は利用者に多く[30, 32, 36]、医療機関への頻回の受診行動をとることも知られている[37]。これらの結果には逆の因果関係があることも考慮する必要があるが、社会扶助制度の利用はその利用者の健康に対して、十分に保護的に働いていない可能性がある。生活困窮者の健康維持のためには経済的な支援だけでは不十分な可能性があり、追加的な支援を提案している報告もある[29, 38, 39]。

1.3 日本の生活保護制度の概要と利用者の健康状態

日本でも同様に、生活保護制度によって生活困窮者に健康で文化的な最低限度の生活を安定的に保障している（憲法 25 条、生活保護法）。生活保護は経済的に困窮しており、就労状況や収入、資産などの種々の条件を満たした場合に受給できる公的扶助制度であり、世帯単位で認定される。2016 年 4 月時点では、日本の人口の約 1.7%が受給している[40, 41]。生活保護の事務を所管するのは市町村の福祉事務所であり、受給者に対して経済的に最低生活を保障する生活扶助や、必要な医療を自己負担なく受けることができる医療扶助をはじめ、教育扶助、住宅扶助、介護扶助、出産扶助、生業扶助、葬祭扶助の合計 8 つの扶助から構成されている[40]。

日本の生活保護受給者が受給を開始する理由に傷病がある。2016 年度の被保護者調査では、世帯主や世帯員の傷病による受給開始が全体の 25.1%を占めており、貯

金等の減少・喪失に次いで第2位の理由である[40, 42]。また、日本の生活保護受給者は諸外国の公的扶助の利用者と同様に健康状態が悪く慢性疾患の有病割合が多いこと、喫煙等のリスクある健康行動が多いこと、介護扶助により自己負担を伴わない介護サービスの利用量が多いことなどが指摘されている[43-47]。筆者らはこれまで、生活保護受給者の自治体の管理データおよび医療扶助レセプトデータを用いて、最低生活や医療アクセスが経済的に保障されていたとしても、受給者個人や受給世帯をとりまく社会的要因による健康状態や受診行動の格差があることを実証してきた。たとえば、同一医療機関に月15回以上受診するような頻回な受診行動は、独居・不就労・外国籍の受給者において多く、個人医療機関で多いこと[48]、新たに糖尿病と診断される割合が、独居や不就労の成人受給者において多いこと[49, 50]、生活保護受給世帯の子どもの気管支喘息などの慢性疾患や入院イベントはひとり親世帯において多いこと[49]などを明らかにしてきた。これらの結果は、等しく最低生活が保証されている集団であっても、個人の社会的要因によって健康や健康行動に格差が生じている可能性を示唆している。

1.4 所得の減少が医療需要に与える影響

貧困と同様に、所得の変化は人々の健康や健康行動に影響を与えることがわかっている。特に所得の急激な減少は、健康や健康行動に悪影響を及ぼすことが先行研究より指摘されている[51]。たとえば、ファーストフードの消費、喫煙や薬物乱用などのリスクのある健康行動などに影響を与えることや[52-54]、心理的なストレス

にさらされることによって[55]、結果的に健康状態の悪化につながりうる。また人々は、所得が減少した場合に現在の所得と以前の所得とを比較したり、給付額が減少しない他者と比較したりして相対的剥奪感を認知する[56]。所得の減少は人々のより衝動的な選択や不合理な意思決定や健康行動につながり[57, 58]、結果として健康状態の悪化を引き起こすことが指摘されている[59]。これらは長期的な健康影響を考慮した研究であり、所得の減少が速やかに医療需要に与える影響を検討していない。経済学では、多くの一般集団において、所得が人々の医療需要に与える影響は非常に小さいことが実証されてきた[60]。しかしながら、経済的に困窮している貧困集団における所得の減少と即座の医療需要の変化との関連は検証されていない。

1.5 所得の減少が生活保護受給者の医療需要に与える影響仮説

最低生活が保証されている日本の生活保護受給者においても、制度上の理由による給付額の変化が生じることがあり、健康や健康行動への影響が想定される。日本の生活保護受給者は、医科や歯科等での「①診察、②薬剤又は治療材料、③医学的処置、手術及びその他の治療並びに施術、④居宅における療養上の管理及びその療養に伴う世話その他の看護、⑤病院または診療所への入院及びその療養に伴う世話その他の看護、⑥移送」に関して、医療費の自己負担が免除されている（生活保護法第15条）。そのことと、上述のように、生活保護受給者では健康状態が好ましくなく、慢性疾患の罹患率が高いことや貧困集団がもちうる行動特性を踏まえる

と、所得水準の低下に応じて医療需要が変化する可能性が一般集団よりも大きいことが予想される。その結果、同じく公的に支出される医療費に影響を及ぼしうる。

標準的な経済理論では、個人の医療に対する需要は、以下のような条件で決定される。ある健康状態下での医療費の価格、所得、機会費用、その他の間接費用（交通費など）[61]、供給者誘発需要である[62]。ここで、生活保護受給者の医療費の価格や受診に係る交通費は医療扶助により賄われるため無料であり、健康状態が一定であれば受給者の医療需要は所得と機会費用で決定される。生活保護受給者の所得は最低生活費として政策的に決定されている。また機会費用には、たとえば、生活保護受給者が医療機関を受診したことによって就労する機会等を逸したために得ることが出来なかった経済的価値などがある。

これらを踏まえて、世帯への給付額の変化が生活保護受給者の医療需要の変化をもたらすメカニズムとして考えうるものは、所得の変化、機会費用の変化、実際の健康状態の変化、供給者誘発需要の4つが挙げられる。まずは、所得の変化としての給付額の減少に伴う変化である。給付額の減少に伴い、従来生活費から購入していた Over-the-counter (OTC) の医薬品などを含む健康に対する投資を無償の医療扶助で代替する行動変化が起こり得る。医療機関の利用は生活保護の利用を周囲に認知されるきっかけになりやすく、医療機関にはなるべく行かずに市販薬などを用いて対応するような事例も報告されている[63,64]^{*1}。一般的には、給付額の減少によっ

^{*1} 文献 49 で調査した 3 自治体の福祉事務所でのパーソナルコミュニケーション

て健康への投資が削減された場合には、それを補うために食費などの他の変動可能な消費を減少させ代替する行動変化が生じる[65]。生活保護受給者でも同様の変化は生じることが報告されているが[66]、生活保護受給者では無償の医療扶助による代替が可能なため、一般集団と異なり医療需要は大きくなる可能性がある。次に、機会費用の変化である。生活保護受給者が、医療機関を受診するために生じる機会費用は、医療機関への通院時間、診察時間に加え受診に必要な事務的な時間や待ち時間、薬局での処方薬の受け取り等の一連のプロセスに係る時間に加え、医療券の発行を福祉事務所に求める手続きに必要な時間によって消費する機会費用がある。しかし、生活保護受給者のうち就労していない者や子ども、高齢者では、そのような受診に係る機会費用は小さく変化しにくいため、軽微な健康状態の変化が生じた際であっても医療需要は生じやすい。一方、健康状態が一定であるという仮定が成立しなくなるメカニズムもある。すなわち、慢性疾患等を多く抱えているとされる受給者の健康状態が変化した結果、医療ニーズが生じ医療需要が増大するケースが考えうる。たとえば、給付額の減少による不安やストレスなどの心理的な変化はストレス関連疾患群を惹起し、頭痛などの痛みに関する症状や、喘息などの慢性疾患の増悪、糖尿病患者の血糖コントロールの悪化などを起こしうる[67]。さらに、給付額の減少によって、受給者が健康の維持に必要なサービスや資源の利用を控えた場合には、受給者の健康状態が変化し医療ニーズが生じる可能性がある。たとえば、生活保護を受給している高齢者世帯では、老齢加算の廃止時に給付額が減少した結果、野菜等の食料に対する消費額が減少したことが知られており[66]、結果的

に Ambulatory Care Sensitive Conditions (ACSCs)といわれる、適切なケアによる入院予防が重要な増悪しやすい慢性疾患[68]による受診の増加や入院イベントにつながる可能性もある。最後に、受給者による新規の医療アクセスが生じた場合には、医療へのアクセスが無償である受給者に対して、医療従事者が受診行動を促すような供給者誘発需要も起こりうる[48, 62]。

そのため、生活保護受給者に支出される医療費は給付額の減少分を大きく上回る可能性も考えられる。さらに、日本の生活保護受給者においては最低生活が等しく保証されていても、個人をとりまく社会的要因によって健康状態や健康行動に格差があることから、給付額減少がもつ影響の程度も個人や世帯の社会背景によって異なっている可能性が考えられる。

2. 目的

そこで本研究では、生活保護受給者に対する給付額の減少が医療費に与える効果を検証することを目的とした。具体的には、生活保護を受給している児童養育世帯に追加給付されている児童養育加算に注目した。児童養育加算は、2018 年 9 月以前の旧基準において児童養育加算の対象となる子ども（第 1 子および第 2 子）が 36 ヶ月未満の場合には月当たり 15000 円が加算され、対象となる子どもが 36 ヶ月以上となると、月当たりの加算が 10000 円に減額される仕組みである[68]。つまり、児童養育加算の対象となる子どもが 3 歳になったタイミングで、世帯の収入が 5000 円減少する外生的なイベントが生じ、これは都内のひとり親世帯では約 5%の給付額減少に相当するものである。この外生的な給付額の減少を自然実験ととらえ、計量経済学

における不連続回帰分析の手法[69-73]を用いて、生活保護世帯への給付額の減少が世帯の医療費に与える影響を検証した。さらに、その影響が個人や世帯の社会背景によって異なるかどうかを検証した。

3. 方法

3.1 研究デザインと研究対象者

本研究は、後ろ向きオープンコホート研究である。観察期間は、先述の通り児童養育加算が旧基準で運用されていた期間で、かつ、データが利用可能な 2016 年 4 月から 2018 年 9 月の 30 ヶ月間である。対象者は、日本国内の 5 つの自治体で生活保護を受給しており、12 ヶ月から 60 ヶ月（外生的な収入減少が起こる 3 歳を基準とした前後 2 年）の第 1 子を養育している世帯の構成員全員である。つまり、観察期間中の 30 カ月間のうち 1 ヶ月でも生活保護を受給した 12 ヶ月から 60 ヶ月の第 1 子がいる世帯の世帯員がすべて含まれる。研究対象者の居住する 5 つの自治体の人口の概数と保護率は以下のとおりである（いずれも 2016 年 4 月時点）。自治体 A（約 5 万人、1.34%）自治体 B（約 8 万人、保護率 1.07%）自治体 C（約 10 万人、保護率 1.68%）、自治体 D（約 9 万人、保護率 2.32%）、自治体 E（約 20 万人、保護率 2.69%）。

3.2 データ

本研究では、各市町村の福祉事務所に登録されている生活保護に関するデータベースのうち、基本管理データと医療扶助レセプトデータを用いる。生活保護受給者

の基本管理データ（個人・世帯）には、個人および世帯の識別番号、個人単位の誕生年月、年齢、性別、修学状況、世帯構成、収入、就労状況、障害認定の有無、国籍、加算の対象有無、世帯主との関係などが含まれる。また世帯単位の給付基準額と世帯の収入に応じた給付決定額、住居、世帯類型（高齢者世帯、障害者世帯、母子世帯、その他世帯等に分類）などの生活保護の受給可否や給付額の決定に必要な項目が含まれる。一方、医療扶助レセプトデータには、受給者の個人および世帯の識別番号と、診療年月、診療区分、医療機関ごとの月あたりの診療日数および診療点数が含まれる。ここで診療区分は、医科（外来および入院）、Diagnosis Procedure Combination(DPC)、歯科（外来および入院）、調剤、老健、訪問看護などに分類される。医療保険でカバーされる診療行為のうち、医療扶助によって拋出された診療のみが本レセプトデータに含まれる。つまり、重度障害者や難病の指定等によって、他の法律や制度で医療費が給付される場合には医療扶助によって給付されないため、医療扶助レセプトデータには反映されない。しかし、一般の標準化されたレセプトデータベースとは異なり、そのレセプトの内訳は記録されない。

3.3 測定

3.3.1 説明変数

第1子の月齢を時間変数として用いた。各世帯の第1子を同定し、データの集計年月と児の生年月との差から月齢を算出し、その算出された月齢を同時点の各世帯員に付与した。外生的な給付額減少が生じる36ヶ月を閾値とした。

3.3.2 被説明変数

給付額減少の効果とメカニズムを検証するための変数を以下のように定義した。

世帯あたりの月額医療費・・・医療扶助レセプトデータからは、各月のレセプト単位の診療報酬点数が同定できる。これに 10 を乗じることによりレセプト単位の医療費が算出可能である。その後、各レセプトの医療費を集計年月別に世帯識別番号を用いて合算し、世帯あたりの月額医療費を算出した。

個人の医療扶助の利用の有無・・・医療扶助レセプトデータから、個人の各月の医療扶助の利用の有無（入院・外来、歯科、調剤などをすべて含む）を同定した。利用がある場合を 1、ない場合を 0 とする二値変数を作成した。

外来受診回数・・・医療扶助レセプトデータから、外来レセプトのうち、各月のレセプト単位の受診日数、つまり、個人の当該医療機関あたりの外来受診日数を同定した。受診回数については、個人単位での複数医療機関の受診回数を合算することにより供給者誘発需要の評価が難しくなることから、個人の当該医療機関あたりの外来受診日数を分析した。

受診 1 回あたりの外来医療費・・・医療扶助レセプトデータから、外来レセプトのうち、各月のレセプト単位（個人の当該医療機関あたり）の医療費を同定し、上記で用いた各月のレセプト単位の受診日数で除し、個人の当該医療機関への外来受診 1 回あたりの医療費の変数を新たに作成した。

さらに、不連続回帰デザインの前提条件の確認のために用いる被説明変数も定義した。前提条件を確認する被説明変数として、各月齢時点での観察世帯への給付額、世帯人数、世帯類型、自治体を生活保護の基本管理データから抽出した。

3.4 分析モデル

閾値時点での収入減少の効果を検証するために、その前後の回帰曲線の連続性を検証する不連続回帰分析を実施した。回帰曲線は、多項式の次数を増加させることによって、外れ値などの影響を受けて推定値の頑健性が落ちるため、4次式より大きな次数は推奨されない[74]。そのため、本研究では1次式から4次式を採用した。上述の被説明変数がとる各月齢ごとの平均値の分布と推移を視覚的に確認し、主分析では2次式を当てはめた[74]。カーネル関数には三角関数を用い、回帰幅はデータから算出される最適解を用いた[75]。閾値前後での不連続変化量（ τ ）を以下のモデルで検証した。第1子の月齢を m_{it} として、代入変数として用いた。

$$\tau = \lim_{m \downarrow 36} E[Y_{it} | m_{it} = m] - \lim_{m \uparrow 36} E[Y_{it} | m_{it} = m]$$

3.5 統計解析手法

まず、閾値およびその前後3ヶ月の世帯の特性を記述した。記述する特性には、各月齢時点での観察世帯数とその平均世帯人数、観察世帯における世帯類型の構成割合および自治体の構成割合、世帯あたりの月額給付額および月額医療費の平均を

示した。さらに、各月齢時点での観察世帯全体の医療費の総和とその内訳を診療区別に示した。

次に、不連続回帰分析を実施するための前提条件が満たされているかどうかの妥当性を以下の①②③の方法により検証した。分析①では、外生イベントとしての給付額の不連続を確認した。世帯への月あたり給付額を被説明変数として用いて、世帯あたりの給付額減少が閾値時点で実際に起きているかどうかを検証した。分析②は、給付額減少の外生要因以外の対象者の特性の連続性の確認（continuity test）である。世帯人数・世帯類型・自治体を被説明変数として用いて、閾値時点での観察世帯の特性には不連続が生じていないことを検証した。分析③は、集積密度の検定（density test）である[76]。ここで集積密度とは、各月齢時点の観察世帯数が全体の観察世帯数の総和に占める割合のことを指し、閾値前後で対象集団の各月齢時点での集積密度が違わないという帰無仮説を棄却できるかどうかを検証した。

これらの前提を満たした上で、主分析として、給付額の減少が医療費に与える効果を検証した（分析④）。分析④では、世帯あたりの月額医療費を被説明変数として用いた。分析結果の妥当性および頑健性を確認するために、感度分析として4つの分析を追加した[77]。まず、給付額の減少が生じない時点を仮の閾値として不連続回帰分析を実施し、給付額減少がない時点では医療費への影響がないことを検証する placebo test である。本研究では前後6ヶ月および12ヶ月の、第1子の月齢が24, 30, 42, 48ヶ月時点を仮の閾値に設定して実施した。次に、給付額減少が生じる36ヶ月前後での受給者の恣意的な行動変化の影響を除くために、閾値時点（36ヶ

月)、閾値の前後1ヶ月(35-37ヶ月)を除外して不連続回帰分析を実施する donut hole test を実施した。さらに、最適解の回帰幅ではなく、6ヶ月・12ヶ月・18ヶ月・24ヶ月の回帰幅を与えて再解析した。最後に、回帰次数を1次・3次・4次に設定した解析を追加して結果の頑健性を確認した。また、入院などの医療費が大きく生じるイベントが結果に与える影響等を考慮して、分析④を医科外来医療費と医科入院医療費(DPCを含む)、調剤医療費に層別した分析を追加した(分析④')。

分析④の結果の妥当性および頑健性を確認後、医療費の変化を生じるメカニズムを検証した。まず、患者の自発的な需要が変化したのか、供給者によって誘発された需要が変化したかを検証するための two-part model[62, 78]を参考に、患者の受診行動に関するプロセスを3つの段階に分類した。一つめのプロセスは、患者の新たな医療扶助の利用の有無に関する検証である。分析⑤として、個人の各月の医療扶助の利用有無を被説明変数として用いて、全受給者における各月の医療扶助の利用者割合が閾値前後で変化するかどうかを検証した。さらに、角谷らによるモデル[79]を参考に、レセプトあたりの平均医療支出を以下の2項に分類し、分析⑥⑦を行った。

$$\text{平均医療支出} = \text{平均受診回数} \times (\text{平均医療支出} / \text{平均受診回数})$$

分析⑥では、第1項の平均受診回数の変化を検証した。レセプトあたりの平均受診回数を被説明変数として用いて、患者の月当たりの外来受診回数に変化があるかどうかを検証した。さらに、誰の受診回数が増えるかを検証するために、第1子

と第1子以外の世帯員（例えば、第1子の両親や祖父母、叔父叔母、第2子以降など）とに層別して分析を追加した。分析⑦では、受診1回あたりの医療費の変化を検証した。受診1回あたりの医療支出を被説明変数として用いて、供給者による誘発需要が発生しているかどうかを検証した。分析⑥と同様に、第1子と第1子以外の世帯員とに層別して分析を追加した。

さらに、最低生活保障を受けている集団において、その社会背景により健康や健康行動に与える影響やメカニズムが異なることが示唆されているように、世帯の給付額減少が受給者の健康や健康行動に与える影響も異なっている可能性を鑑みた。

そこで、世帯への給付額減少が世帯の月額医療費に与える影響を社会背景により層別した分析を追加した。まず、各世帯の類型により受けられる追加的な支援（高齢者福祉・障害福祉・母子福祉など）が異なることから、生活保護以外の福祉制度からのソーシャルサポートの代替変数と捉え、世帯類型により層別した分析（分析⑧）を追加した。具体的には、使用したデータ上分類されている高齢者世帯（世帯主が高齢者である世帯[40]）、障害者世帯（世帯主が障害の認定を有する世帯[40]）、ひとり親世帯（ひとり親とその子どものみで構成されている世帯で、母子世帯と父子世帯を双方含む[40]）、その他世帯（上記いずれにも該当しない世帯[40]）に層別した分析を追加した。さらに、各自治体の文化的な背景を調整するために自治体別に層別した分析（分析⑨）を追加した。以上のすべての分析は STATA SE Ver.16.1 (Stata Corp., College Station, TX, USA)を用いて実施した。不連続回帰分析

については、STATA の追加パッケージである、Cattaneo らによる”rddensity”、”rdrobust”コマンドを用いた[74]。

3.6 倫理的配慮

本研究は、東京大学大学院医学系研究科・医学部倫理委員会により承認を得ている（審査番号：11503）。本データを収集する際には、各自治体の福祉事務所が個人および世帯の識別番号を用いて基本管理データと医療扶助レセプトデータを連結し、匿名化したデータを著者らに提供した。この匿名化データを二次利用することに関しては、福祉事務所による許諾を得ており、個別の参加者の同意は必要としない。本研究は公的非公開資料を使用した解析であり、研究対象者個人への接触は行わないため、直接的な健康被害は生じない。しかし、生活保護受給情報という個人の繊細な情報が本人の同意なく利用される点があるため、福祉事務所の窓口で東京大学医学系研究科健康教育・社会学分野に匿名化されたデータを提供すること、学会や論文として学術的に公表される可能性があることを掲示した。併せて、受給者がデータの利用を希望しない場合にその旨を福祉事務所の担当者に申し出ることができるようオプトアウトの機会を設けた。

4. 結果

4.1 記述統計

全体では、研究対象となった総世帯数は、476 世帯であった。また、各月の観察世帯数の総和は 4,893 世帯-月（11,032 人-月）であった。オプトアウトした研究対象世帯はなかった。

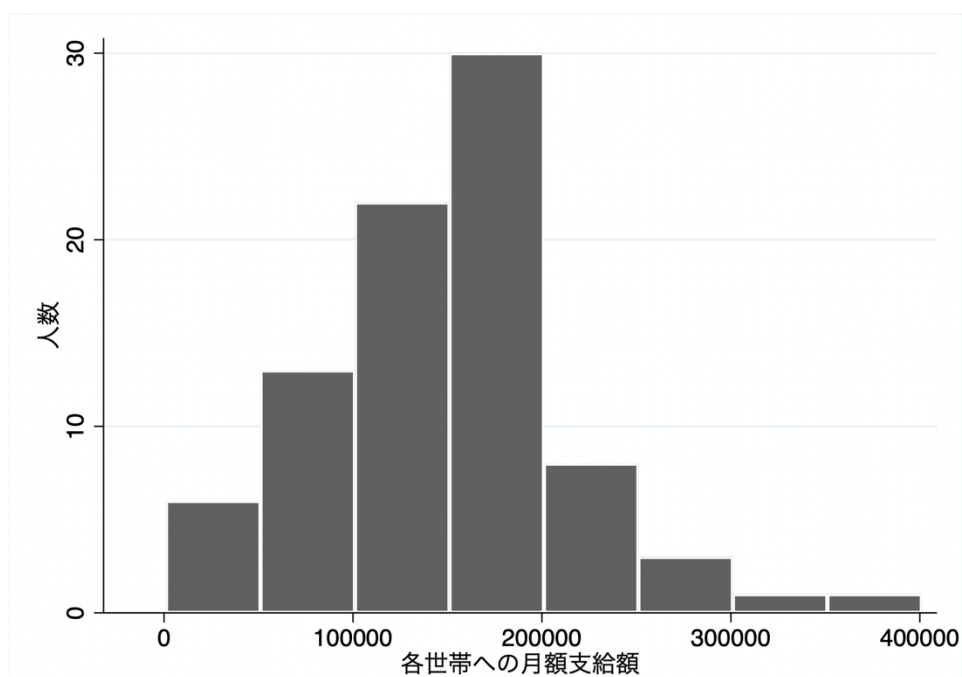
閾値時点に含まれている観察世帯数は 106 であった。各月齢時点での観察世帯数、各月齢時点の観察世帯における世帯類型の構成割合および自治体の構成割合には閾値前後で大きな変化はなかった。また、閾値時点の月の内訳をみると、1 月（4 世帯）、2 月（10 世帯）、3 月（7 世帯）、4 月（10 世帯）、5 月（8 世帯）、6 月（15 世帯）、7 月（10 世帯）、8 月（4 世帯）、9 月（14 世帯）、10 月（5 世帯）、11 月（8 世帯）、12 月（11 世帯）であった。閾値時点での対象者の特性は、世帯人数の平均は 3.4 人（標準偏差：1.7）で、106 世帯のうち、66.0%がひとり親世帯で、10.4%が高齢者のいる世帯であった。閾値時点における世帯あたりの平均給付額は 148,862 円で、閾値時点の給付額に対する減少額の割合は約 3.3%であった。世帯給付額の分布を図に示す（図 1）。また世帯あたりの平均給付額は 5 自治体間で大きな差はなかったが、自治体 A（110,630 円）では自治体 B（147,181 円）、C（146,808 円）、D（157,768 円）、E（147,067 円）と比べて少ない傾向があった。世帯あたりの平均医療費は 46,187 円（標準偏差：114,615）で（表 1）、その世帯ごとの分布を図 2 に示す。観察世帯の各月あたりの世帯医療費の合計は閾値から増加傾向を示し、特に、入院医療費が増加していた（表 1、図 3）。歯科入院のレセプ

トはなかった。入院医療費の合計が各月の総医療費に占める割合は閾値時点では3.2%であったが、翌月では31.9%、翌々月では31.8%であった。

表 1. 観察世帯の閾値前後 3 ヶ月間の世帯の特徴および給付額と医療費の推移

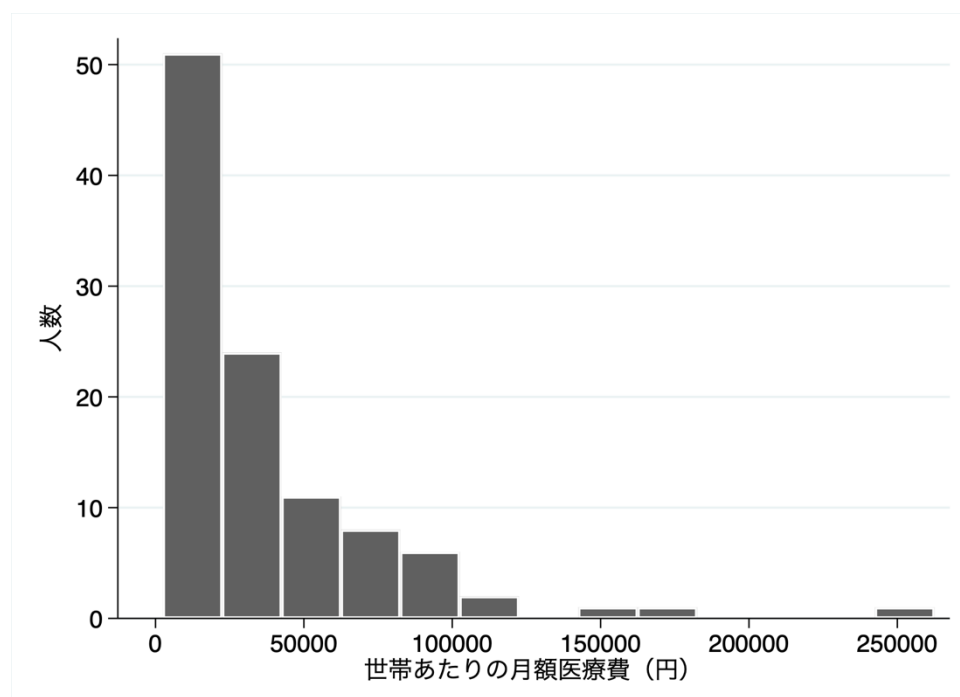
特性	月 齢						
	33	34	35	36	37	38	39
カテゴリー	-3	-2	-1	0 (参照)	1	2	3
世帯数	96	107	95	106	100	107	114
世帯人数 (人)							
平均(標準偏差)	3.2 (1.3)	3.2 (1.3)	3.4 (1.4)	3.4 (1.7)	3.3 (1.3)	3.3 (1.4)	3.2 (1.3)
世帯類型							
ひとり親世帯	63 (65.6%)	66 (61.7%)	63 (66.3%)	70 (66.0%)	61 (61.0%)	68 (63.6%)	79 (69.3%)
障害者世帯	2 (2.1%)	2 (1.9%)	2 (2.1%)	2 (1.9%)	1 (1.0%)	2 (1.9%)	1 (0.9%)
高齢者世帯	13 (13.5%)	11 (10.3%)	12 (12.6%)	11 (10.4%)	11 (11.0%)	11 (10.3%)	14 (12.3%)
その他	18 (18.8%)	28 (26.2%)	18 (18.9%)	23 (21.7%)	27 (27.0%)	26 (24.3%)	20 (17.5%)
世帯の月額給付額 (円)	155,133	152,087	151,224	148,862	142,889	146,037	142,213
平均 (標準偏差)	(61,585)	(61,760)	(63,773)	(64,989)	(54,779)	(61,437)	(57,100)
世帯の月額医療費 (円)	48,574	30,919	35,831	46,187	60,130	67,447	57,499
平均 (標準偏差)	(95,156)	(33,762)	(38,065)	(114,615)	(128,871)	(139,178)	(124,883)
全世帯の合計医療費 (円)	4,663,100	3,308,330	3,403,950	4,895,820	6,013,000	7,216,830	6,554,890
うち医科外来	1,815,650 (38.9%)	1,311,820 (39.7%)	932,280 (27.4%)	2,383,390 (48.7%)	1,787,900 (29.7%)	2,840,980 (39.4%)	2,540,220 (38.8%)
うち医科入院 (DPC 含む)	744,510 (16.0%)	413,210 (12.5%)	0 (0%)	155,160 (3.2%)	1,917,330 (31.9%)	2,295,800 (31.8%)	995,410 (15.2%)
うち歯科	455,990 (9.8%)	633,290 (19.1%)	587,050 (17.2%)	382,490 (7.8%)	500,700 (8.3%)	788,440 (10.9%)	830,570 (12.7%)
うち調剤	938,750 (20.1%)	950,010 (28.7%)	1,884,620 (55.4%)	925,380 (18.9%)	1,623,570 (27.0%)	1,291,610 (17.9%)	1,292,190 (19.7%)
うちその他	708,200 (15.2%)	0 (0%)	0 (0%)	1,049,400 (21.4%)	183,500 (3.1%)	0 (0%)	896,500 (13.7%)
自治体							
A	2 (2.1%)	5 (4.7%)	2 (2.1%)	5 (4.7%)	3 (3.0%)	1 (0.9%)	4 (3.5%)
B	5 (5.2%)	8 (7.5%)	5 (5.3%)	9 (8.5%)	11 (11.0%)	9 (8.4%)	6 (5.3%)
C	8 (8.3%)	6 (5.6%)	9 (9.5%)	12 (11.3%)	8 (8.0%)	11 (10.3%)	11 (9.6%)
D	36 (37.5%)	40 (37.4%)	39 (41.1%)	35 (33.0%)	36 (36.0%)	41 (38.3%)	49 (43.0%)
E	45 (46.9%)	48 (44.9%)	40 (42.1%)	45 (42.5%)	42 (42.0%)	45 (42.1%)	44 (38.6%)

図 1. 閾値時点での観察世帯に対する月額給付額の分布



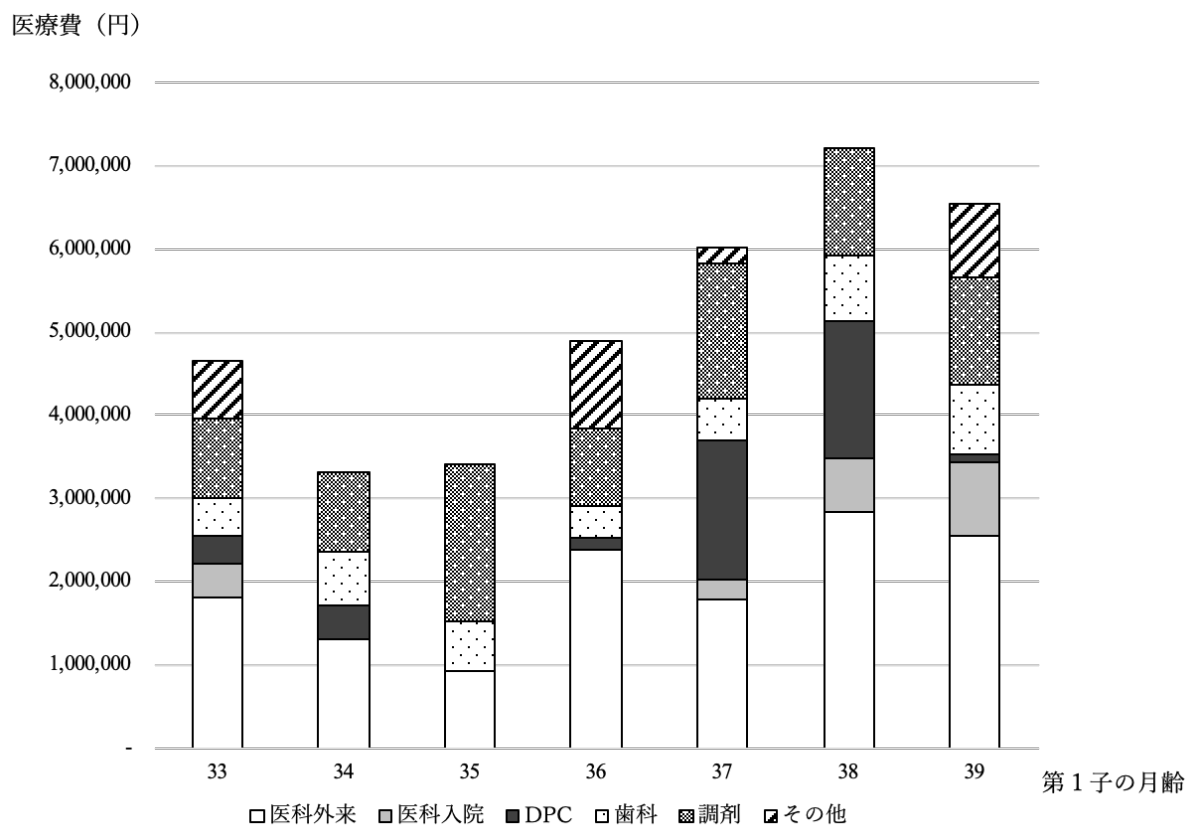
閾値時点における世帯あたりの平均給付額は 148,862 (標準偏差：64,989) 円であった。

図 2. 閾値時点での観察世帯の月額医療費の分布



閾値時点での世帯あたりの平均医療費は 46,187 円 (標準偏差：114,615) であった。

図3. 閾値前後3ヶ月間の各月の全観察世帯の医療費の総和と内訳の推移



観察世帯の各月あたりの世帯医療費の合計は閾値から増加傾向を示し、特に、入院による医療費に増加がみられた。

4.2 前提条件の確認（分析①②③）

閾値時点での世帯給付額の不連続変化量は-5,671円であり、おおよそ児童養育加算の給付額減少に相当する変化が確認できた（分析①）。Continuity test では、各変数に閾値前後の有意な不連続は確認できなかった（分析②）（表2）。Density test では対象集団の各月齢時点での集積密度に有意な差はなかった（分析③）

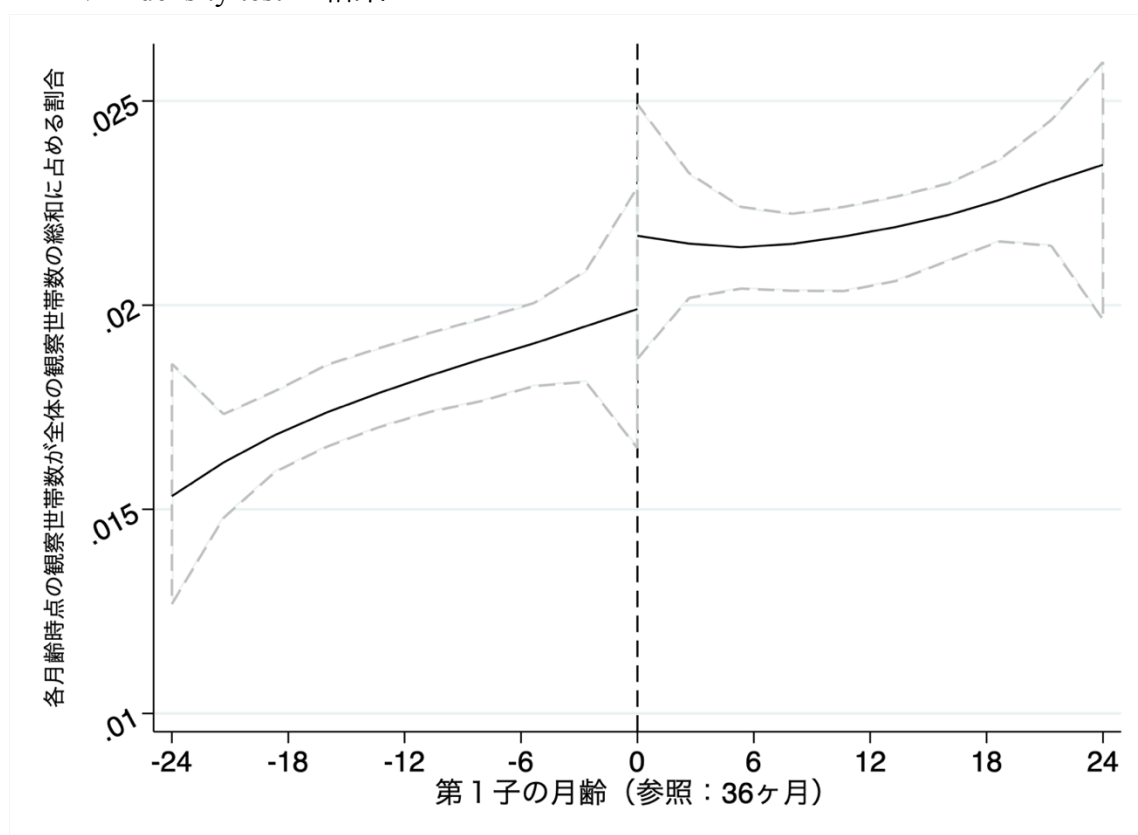
（ $p=0.70$ ）（図4）。

表 2. 研究対象世帯の特性を被説明変数にした不連続回帰分析による連続性の確認：continuity test の結果

変数	カテゴリー	推定値	p 値	95% 信頼区間	
世帯人数		0.03	0.91	-0.49	0.56
世帯類型					
	ひとり親世帯	-0.04	0.58	-0.17	0.09
	障害者世帯	-0.01	0.72	-0.06	0.04
	高齢者世帯	-0.01	0.92	-0.11	0.10
	その他世帯	0.04	0.58	-0.09	0.17
自治体					
	A	0.02	0.64	-0.05	0.08
	B	0.05	0.32	-0.04	0.14
	C	-0.06	0.48	-0.22	0.10
	D	0.03	0.63	-0.08	0.13
	E	-0.03	0.74	-0.18	0.13

各変数に閾値前後で有意な不連続は確認できなかった。

図 4. 第 1 子の各月齢時点の観察世帯数が全体の観察世帯数の総和に占める割合のトレンド：density test の結果

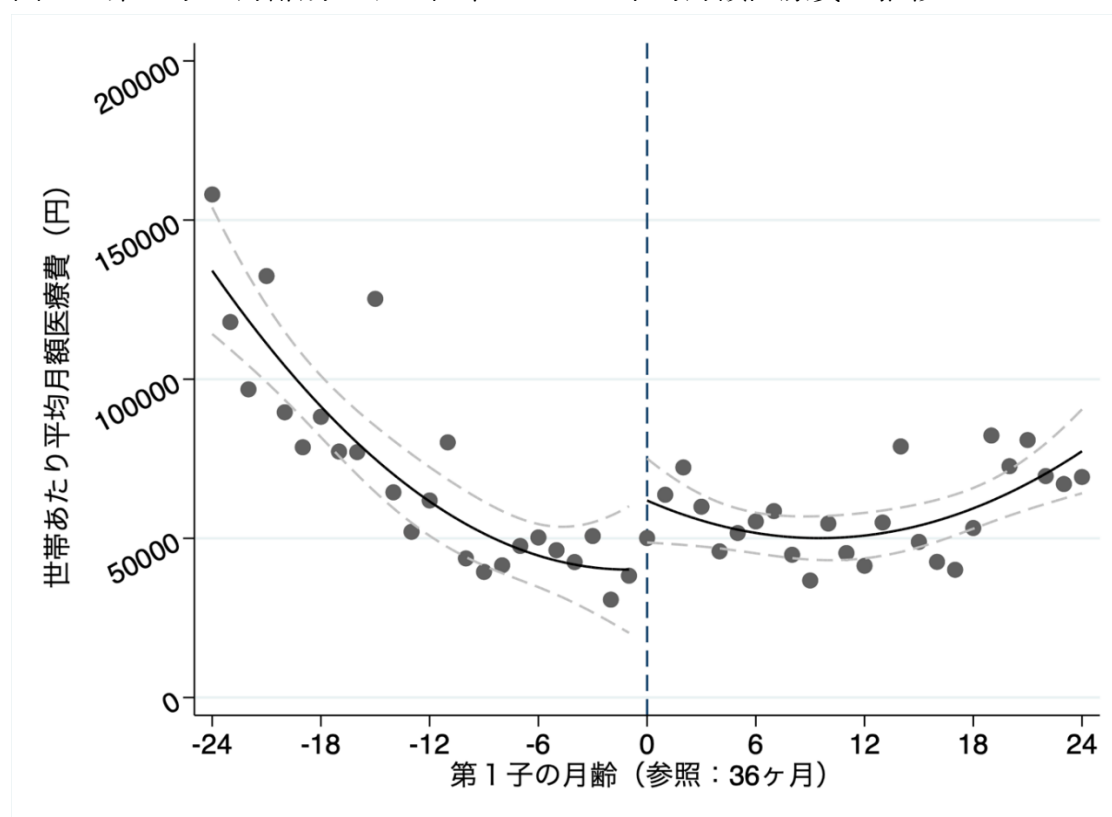


36 ヶ月周辺で各月齢時点の観察世帯数が全体の観察世帯数の総和に占める割合に差がないとする帰無仮説を棄却できず、不連続回帰分析の前提条件を満たしていた ($p=0.70$)。

4.3 給付額減少の医療費に対する効果（分析④）

図5を見ると、世帯の月額平均医療費は、第1子が12カ月から36ヶ月の期間では低下傾向であった。第1子が36ヶ月になる閾値時点で世帯あたりの月額医療費は増加した。閾値時点以降の世帯あたりの月額医療費はなだらかに低下するが、第1子が48ヶ月を迎える頃から増加傾向に転じていた。閾値時点での世帯の月額医療費の変化量を示す、不連続回帰分析の推定値は24,857円（95%信頼区間：2,540, 47,174）でこれは、同月の平均給付額の16.7%に該当した（図5）。

図5. 第1子の月齢別にみた世帯あたりの平均月額医療費の推移



第1子が36ヶ月になり給付額が5,000円減少すると、月あたりの世帯医療費が24,857円（95%信頼区間：2,540, 47,174）増加した。

感度分析の結果は、本分析を支持していた。Placebo test では、24, 30, 42, 48 ヶ月のいずれの時点でも、世帯あたりの月額医療費の有意な変化はみられなかった（表3）。さらに、donut hole test では主分析と同様の結果がみられた（表4）。さらに、回帰幅や回帰次数を変更した追加分析においても、その推定値は主分析の結果と相違なかった（表5、表6）。さらに、医科外来医療費と入院医療費、調剤医療費に層別して分析した場合の不連続回帰分析（分析④'）の推定値は、医科外来医療費では9,672 円（95%信頼区間：-47, 19,391）、入院医療費では6,428 円（95%信頼区間：838, 12,019）、調剤医療費では、4,978 円（95%信頼区間：-3,097, 13,051）であった（図6、図7、図8）。

表3. 仮の閾値を24,30,42,48 ヶ月に設定した placebo test の結果

閾値（月齢）	推定値	p 値	95%信頼区間	
24	58,868	0.12	-14,328	132,064
30	10,825	0.41	-14,709	36,369
36（主分析結果）	24,857	0.03	2,540	47,174
42	8,755	0.43	-13,019	30,539
48	-12,622	0.40	-41,782	16,537

操作的なカットオフを設定した場合に、第1子が24 ヶ月、30 ヶ月、42 ヶ月、48 ヶ月になるタイミングでは有意な医療費の変化はなかった。

表4. 閾値および閾値前後の月を除外した分析の結果：donut-hole test の結果

除外月齢	推定値	p 値	95%信頼区間	
なし（主分析結果）	24,857	0.03	2,540	47,174
36	39,669	0.02	6,923	72,415
35-37	70,405	0.03	5,917	134,893

閾値前後での恣意的な受給世帯の行動変化が仮にあったとして、前後数ヶ月を除外しても本分析の結果は頑健であった。

表 5．複数の回帰幅を設定した感度分析の結果

回帰幅（月）	推定値	p 値	95%信頼区間	
6	16,318	0.31	-14,969	47,604
11.4（主分析結果）	24,857	0.03	2,540	47,174
12	22,735	0.03	2,022	43,448
18	19,534	0.03	1,524	37,544
24	21,998	0.01	5,150	38,846

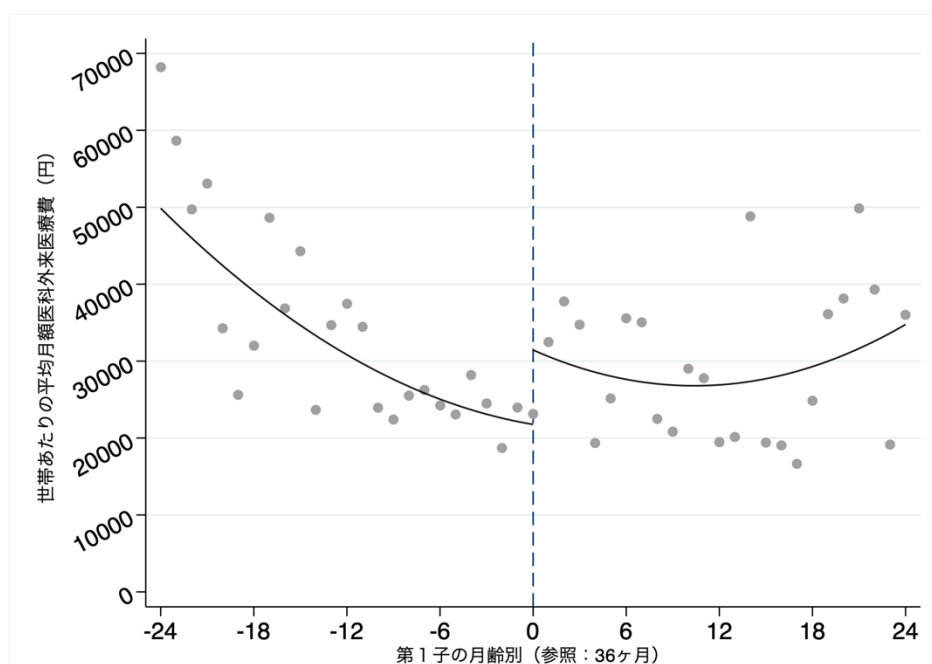
最適解以外の複数の回帰幅を設定した場合も、主分析と同様の結果が得られた。

表 6．複数の回帰次数を設定した感度分析の結果

回帰次数	推定値	p 値	95%信頼区間	
1	21,303	0.01	5,553	37,052
2（主分析結果）	24,857	0.03	2,540	47,174
3	26,435	0.04	1,217	51,653
4	24,599	0.16	-9,490	58,689

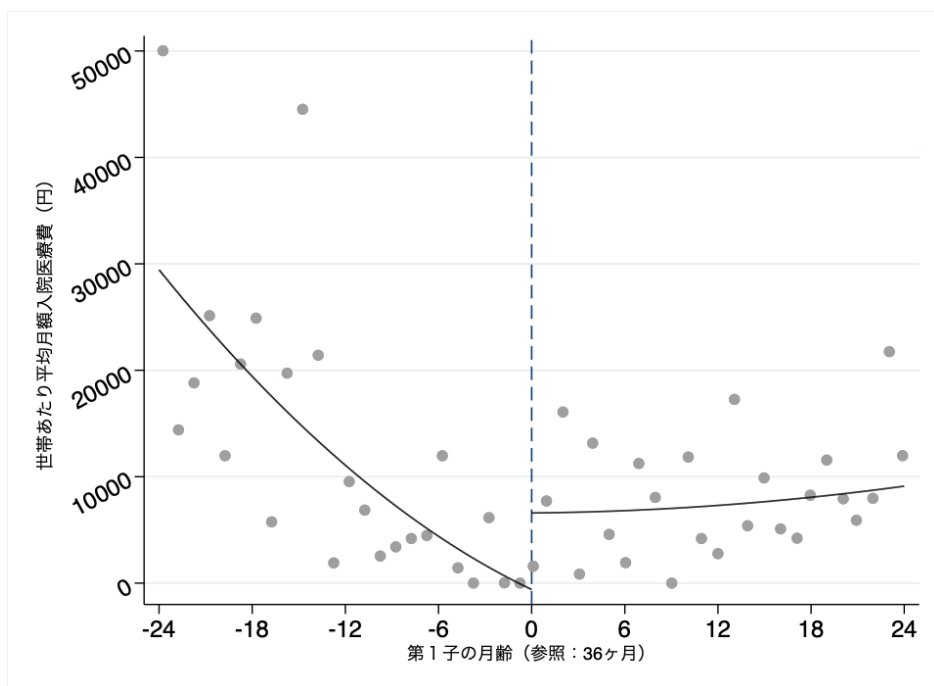
複数の回帰次数を設定した場合も、主分析と同様の結果であった。

図 6．第 1 子の月齢別にみた世帯あたりの平均月額医科外来医療費の推移



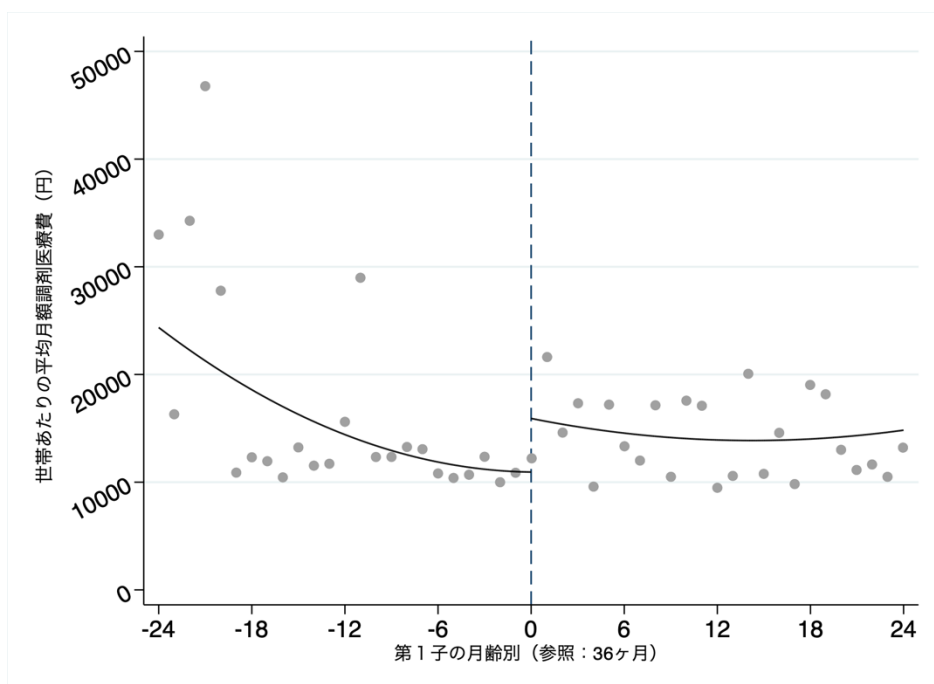
第 1 子が 36 ヶ月になり給付額が 5,000 円減少すると、世帯あたりの月額医科外来医療費が推定値で 9,672 円（95%信頼区間：-47, 19,391）増加した。

図 7. 第 1 子の月齢別にみた世帯あたりの平均月額入院医療費の推移



第 1 子が 36 ヶ月になり給付額が 5000 円減少すると、世帯あたりの月額入院医療費が推定値で 6,428 円 (95%信頼区間: 838, 12,019) 増加した。

図 8. 第 1 子の月齢別にみた世帯あたりの平均月額調剤医療費の推移

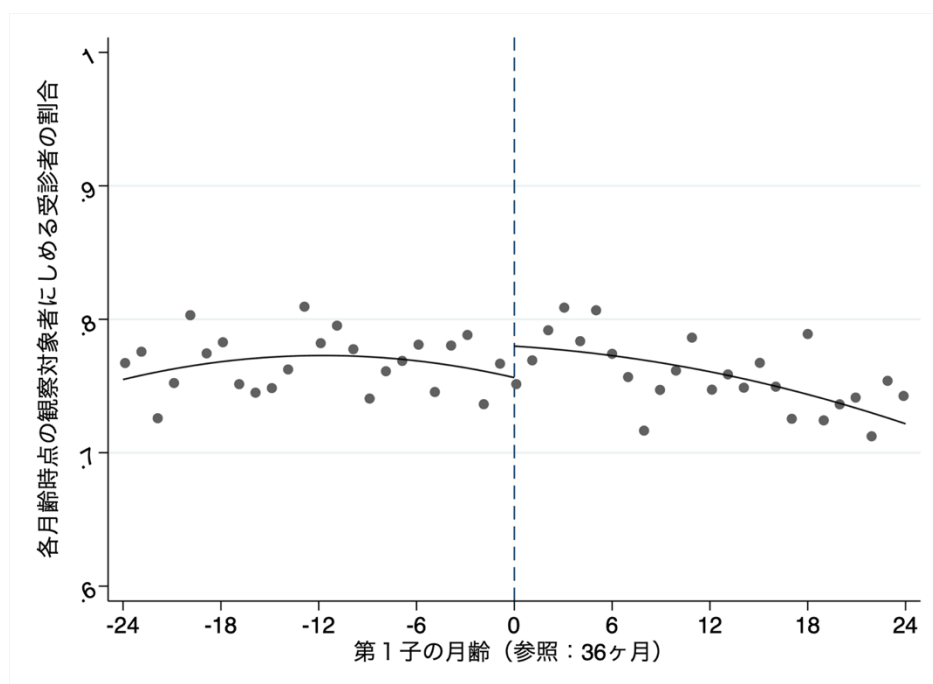


第 1 子が 36 ヶ月になり給付額が 5,000 円減少すると、世帯あたりの月額調剤医療費は推定値で 4,978 円 (95%信頼区間: -3,097, 13,051) 増加した。

4.4 メカニズムの検証（分析⑤⑥⑦）

世帯の給付額が減少すると、世帯の月額医療費が上昇することは頑健な結果であったため、そのメカニズムを検証した。まず、個人レベルの月当たりの受診の有無を被説明変数に不連続回帰分析（分析⑤）を実施したところ、各月齢時点の観察対象者にしめる受診者の割合の変化の推定値は 2.4%（95%信頼区間：-1.1, 5.8）であった（図 8）。

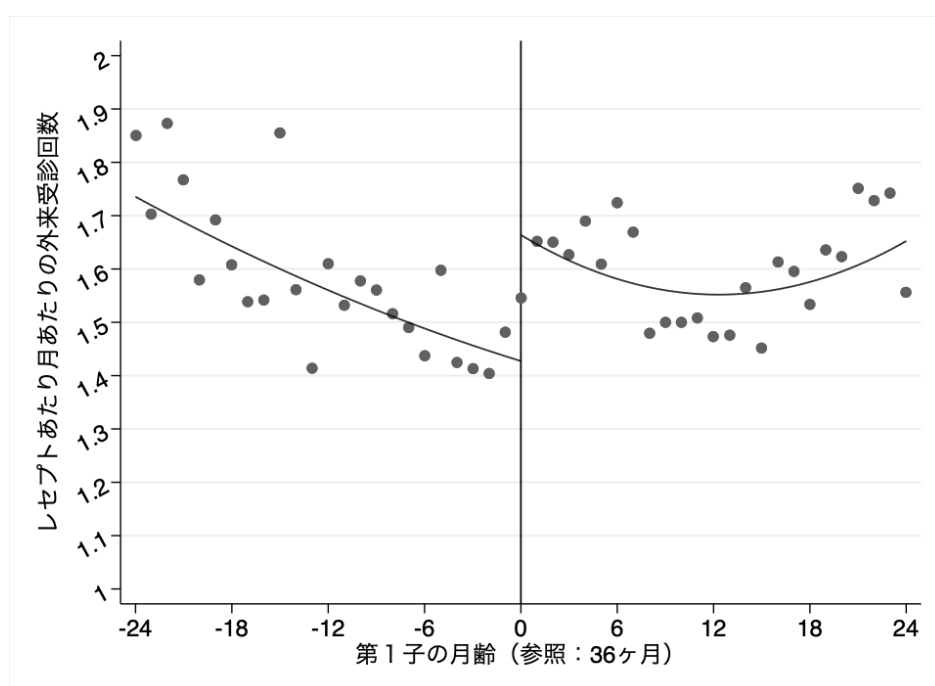
図 8．各月の個人の受診有無を被説明変数にした不連続回帰分析の結果



第1子が36ヶ月になり給付額が減少すると、各月齢時点の観察対象者にしめる受診者の割合の変化の推定値は 2.4%（95% 信頼区間：-1.1, 5.8）であった。

個人の平均受診回数に関する分析（分析⑥）では、個人の当該医療機関あたりの平均受診回数が 0.21（95%信頼区間：0.11, 0.31）回増加していた（図 9）。平均受診回数を第 1 子と第 1 子以外の世帯員で層別して解析したところ、第 1 子において当該医療機関あたりの平均受診回数は増加しておらず（0.03 回／レセプト，95%信頼区間：-0.17, 0.22）、第 1 子以外の世帯員の当該医療機関あたりの平均受診回数の増加（0.45 回／レセプト，95%信頼区間：0.30, 0.61）により説明された。

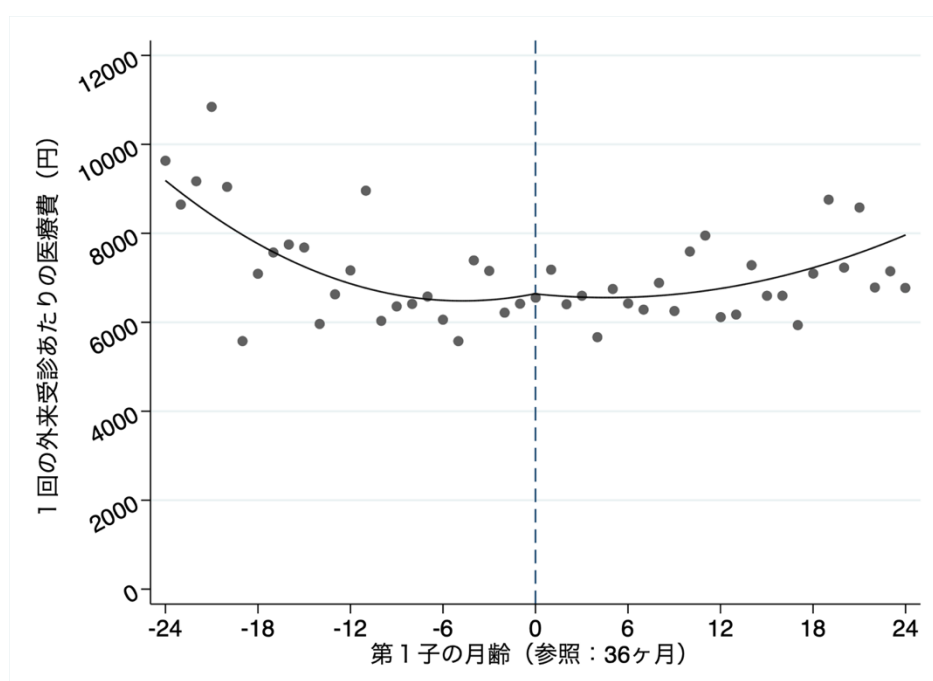
図 9．個人の当該医療機関あたりの月あたり外来受診回数を被説明変数にした不連続回帰分析の結果



第 1 子が 36 ヶ月になり給付額が減少すると、個人の当該医療機関あたりの月あたり平均受診回数が 0.21 回（95% 信頼区間：0.11, 0.31）上昇した。

供給者によって誘発された需要を示す、個人の受診1回あたりの医療支出に関する分析（分析⑦）では、受診あたりの医療費はほとんど変化がなかった（-6.3 円, 95%信頼区間：-1,385, 1,372）（図10）。これは第1子（420 円, 95%信頼区間：-620, 1,460）と第1子以外の世帯員（-2,090 円, 95%信頼区間：-7,560, 3,390）を層別しても同じ結果であった。

図10. 個人の1回外来受診あたりの医療費を被説明変数にした不連続回帰分析の結果



第1子が36ヶ月になり給付額が減少しても、個人の1回の外来受診あたりの医療費はほとんど変化がなかった（-6.3 円, 95%信頼区間：-1,385, 1,372）

また、各世帯類型に層別した分析（分析⑧）では、ひとり親世帯における閾値前後の月当たりの医療費の変化量は 19,755 円（95%信頼区間：-13,617, 53,127）であった。高齢者がいる世帯に限定すると、高齢者がいる世帯における閾値前後の月当たりの医療費の変化量は 81,612 円（95%信頼区間：3,527, 159,698）であった（表

7)。自治体ごとに層別して分析（分析⑨）をすると、1自治体を除き、閾値時点での世帯あたりの月額医療費の変化量の点推定値は増加していた（表8）。

表7．世帯類型別に世帯あたりの月額医療費を被説明変数にした不連続回帰分析の結果

世帯類型	推定値	p 値	95%信頼区間	
ひとり親世帯	19,755	0.25	-13,617	53,127
障害者世帯	-25,423	0.83	-252,858	202,013
高齢者世帯	81,612	0.04	3,527	159,698
その他世帯	14,647	0.57	-35,528	64,821

高齢者世帯では主分析以上の統計的に有意な世帯あたりの月額医療費の増加が観察された。ひとり親世帯では世帯あたりの月額医療費の変化の点推定値は増加していた。

表8．自治体別に世帯あたりの月額医療費を被説明変数にした不連続回帰分析の結果

自治体	推定値	p 値	95%信頼区間	
A	48,039	0.34	-50,462	146,541
B	-2,847	0.88	-38,779	33,085
C	99,968	0.21	-55,754	255,690
D	19,141	0.15	-7,019	45,302
E	10,881	0.44	-16,746	38,508

自治体Bを除き、主分析と同様に世帯あたりの月額医療費の変化の点推定値は増加していた。

5. 考察

5.1 本研究の結果のまとめ

本研究は、福祉事務所が所有する生活保護受給者のデータを使用して、世帯への月あたりの給付額の減少が世帯の月額医療費に与える影響を準実験的に明らかにしたものである。世帯への月あたりの給付額の減少によって世帯あたりの月額医療費の増加が引き起こされた。この結果は生活扶助の給付だけでなく、医療扶助による医療費の給付に関しても同じく公的に支出している行政にとっては、逆説的に費用負担が増えている可能性を示す結果であった。医療費の増加の背景には入院医療費の増加と、児童養育加算の対象となっている生活保護受給世帯の第1子以外の平均受診回数の増加があることがわかった。各月の受診者の割合の変化、医科外来医療費、調剤医療費も点推定値では増加を示したが、統計的に有意な結果ではなかった。ひとり親世帯や高齢者世帯においても同様な傾向がみられ、医療費の増加は高齢者世帯で大きかった。自治体ごとに層別して分析した場合には、1自治体を除き主分析を支持する結果であった。自治体Bでは唯一閾値前後に医療費にほとんど変化が見られなかった。

5.2 結果の解釈

本研究で得られた結果のうち、世帯あたりの月額医療費の増加は、世帯への給付額の減少分を大きく上回っていた。特にその理由としては、今まで医療扶助を用いていなかった集団による医療扶助の利用開始と、受給者の健康状態の悪化が考えら

れる。まず、今までは医療扶助による給付を受けずに生活することが可能であった集団が、給付額減少をきっかけに医療扶助の利用を開始した可能性については、分析⑤で示されたように各月の観察対象者のうち、閾値時点で受診者の割合の変化量の点推定値が増加を示したことから推察する。これは、医療機関への受診に伴う差別やスティグマなどを理由に医療扶助を利用してこなかった受給者の潜在的な医療ニーズ[63, 64]が、給付額削減による物質的困窮や心理的ストレス、健康状態の悪化等を契機に顕在化した可能性があり、観察世帯あたりの外来医療費や調剤医療費が増加した理由のひとつとしても考えられる。しかし、これらは受診者の割合の変化の点推定値が上昇を示していること、医科外来医療費と調剤医療費の点推定値の増加に基づく推察であり、いずれも統計的には有意な結果を示していないため、追加的な検証が必要である。次に、受給者の健康状態が悪化した可能性は、図3や分析④'で医科外来医療費の点推定値での増加や入院医療費の有意な増加がみられたこと、分析⑥レセプト単位での個人の各月の受診回数が第1子以外の世帯員で増加したことや、分析⑧で医療費の増加が特に高齢者世帯で多かったことから推察できる。これは山田らが報告したように、生活保護を受給している高齢者において、生活扶助費が減少した場合に食事を制限すること[66]などに起因して、健康的な食生活を送ることができなかった可能性や、慢性疾患を多く抱えるとされる受給者[44, 45]は Ambulatory Care Sensitive Conditions[68]の状態にあり、給付額の減少というストレス因子を契機に慢性疾患の増悪による外来受診や入院等の転機に至った可能性がある。また、調剤医療費の変化量（4,978 円）は、給付額の減少額にほぼ等しい結

果であった。これは生活費から購入していた Over-the-counter (OTC)の医薬品を医療扶助による調剤に代替する行動変化であった可能性があるが、これはさらなる検証が必要である。

5.3 限界と強み

本研究には5つの限界がある。まずは、本研究で外生ショックとして用いた給付額の減少は予定されているもので、閾値時点で急に物質的な欠乏や心理的ストレスが生じるかに関しては検討が必要な点である。筆者は、福祉事務所のケースワーカーや保健師に対するヒアリングを実施し、生活保護受給者にとって児童養育加算の減少が物質的な欠乏や心理的ストレスに原因になるかどうかについての意見を収集した^{*2}。ケースワーカーからは、たとえば、児童養育加算の給付額減少は児の誕生月に依存しており、特定の時期に生じるわけではないため、福祉事務所から給付額が減少する点を事前に伝えられないケースがあることや、以前から給付額の減少が起こることを伝えていたとしても、受給者からの理解をうまく得られず、突然減額が生じたと相談されるケースもあることを聴取している。さらに、仮に減額されることがわかっていたとしても、減額分に見合った行動の変化をもたらすことが難しい集団であり、翌月の給付直前に生活費に困るケースも時に経験することがあることも聴取している。以上から、児童養育加算の給付額減少が、生活保護受給者にとっては外生ショックとなる可能性は十分にありえるため、閾値時点で物質的な欠

^{*2}文献 49 で調査した 3 自治体の福祉事務所でのパーソナルコミュニケーション

乏や心理的なストレスの影響が生じた結果としての受診行動の変化はメカニズムのひとつとして考えうる。

第二に、第1子の36ヶ月時点で関連する他の外生要因へ対処できていない可能性がある点である。その可能性として考えられるものとして、子どもの保育園や幼稚園への入園、3歳児健診、第2子の誕生などがある。しかし、保育園や幼稚園への入園時期は基本的に決まっており、子どもの月齢では36-47ヶ月の間で生じる。そのため、36ヶ月時点での外生要因とはなりにくい。さらに、3歳児健診は本研究の対象となった自治体では39-42ヶ月で実施されているため、こちらも外生要因としては不適切である。そもそも、子どもの受診頻度に変化はなかったため、子どもの健康や受診行動の変化は本研究には影響を及ぼしていないと考えられる。また、第2子の誕生などの世帯構成の変化等についても、世帯人数の連続性が continuity test より示されていることから閾値時点で起きているとは考えにくい。

第三に、世帯への給付額の減少に対する世帯あたりの月額医療費の有意な増加が確認されたが、必ずしも健康状態の悪化につながったことを示すことができていない点と、サンプル数が少ないことからそのメカニズムに関して統計的に有意な結果が得られなかった点が挙げられる。閾値時点での観察世帯数は106世帯と少なく、医科外来医療費や調剤医療費、受診者の割合の変化量は統計的に有意な差が検出できなかった。また、入院などの一部の医療費が増加するイベントが偶然起きた影響を受けている可能性もある。同様に、他の法律や制度で給付されていた医療費が偶然閾値時点で医療扶助によって賄われるようになった可能性もある。しかし、本研

究の層別分析の結果では閾値前後での医療費の変化量の点推定値は増加を示すものがほとんどであったことから、偶然による医療費の増加は考えにくかった。本研究で用いた医療扶助レセプトデータは、医療扶助費の支払いに必要な行政にとっての最低限度のデータしか含まれておらず、実際に提供された医療の内容や診断等が確認できなかった。給付額の減少が受給者の健康状態に与える影響を検討する場合には、より標準化された医療扶助レセプトデータのデータ基盤の構築と、サンプル数の確保が重要となる。

第四に、一般化可能性の課題である。本研究で用いたデータは都市近郊3自治体および地方2自治体の合計5自治体のデータであり、政令市や特別区、中核市は含まれていないため、本研究の結果の一般化には、日本を代表できる大規模なデータでの追加的検証が求められる。分析⑨では唯一自治体Bで給付額減少による世帯あたりの月額医療費の増加がみられなかったように、給付額の減少分は同程度であっても地域によっては5000円という価格の相対的な価値が異なっている可能性や、令和3年から開始される被保護者健康管理支援事業[45]の準備段階に自治体間の差があること[49]など、減額による影響を緩和できる程度に生活保護行政の実施体制や自治体の政策、地域の社会的サポートが異なっている可能性[80]があり、地域別にその効果を検証していくことも必要になるだろう。

最後に、不連続回帰デザインを用いて導かれた本研究結果は、第1子が36ヶ月となる閾値周辺での効果に限局的である[77]。第1子が36ヶ月を迎えた以降も公的な支出の増加につながるのかどうかには言及できない。

一方で、本研究には強みもある。まず、生活保護受給者のように通常の社会調査ではデータを収集しにくい集団についてのデータを自治体から入手し、分析した希少な研究だという点である。第二に、医療費の自己負担がない貧困集団における所得の変化が医療費に与える影響は大きく、給付額減少に対して医療費によるオフセットが生じることを初めて明らかにした研究である。最後に、本研究は子どもの月齢を説明変数に用いて、給付額の減少の効果を検証したことも重要な強みである。本研究でも、閾値時点での月に極端な偏りは確認できず、季節的影響や年度の変化、世帯構成の変化など、時間に関連するイベントの影響を小さくすることができた。たとえば、生活保護世帯の母子加算の給付終了時や冬季加算の給付終了時などには児童養育加算の減少額よりも大きな給付額の減少が生じうる[81]。しかし、これら加算の終了は子どもの自立や世帯構成の変化、季節の変化といった影響を同様に受けているため、給付額の減少のみを外生的な介入として抽出できない。その点を克服している点も本研究の強みである。

5.4 政策的含意

生活保護受給者の給付額の減少は、政策や制度の変更時、家族の成員の減少時、生活保護の利用終了のタイミングなど、複数の場面で生じうる。生活保護受給者に対する給付額が減少する際には、給付額の減少分以上の支出を潜在的にもたらしめている可能性があることから、その財政面への影響をモニタリングすべきである。同様に、給付額削減時の受給者の健康状態のモニタリングも重要である。各自治体に

おける財政影響の評価と受給者の健康状態の観察、それに応じた支援戦略の開発が必要である。既存の地域包括ケアシステムや地域共生社会といった枠組みのなかで、受給者に対して金銭面以外の物的および社会的サポートを強化することなどが求められよう。たとえば、物質的欠乏に対する援助としての子ども食堂やフードバンクを通じた伴走的な社会的サポート[80]や、被保護者健康管理支援事業の一環としての健康状態の変化に対するモニタリング[45, 49]など、生活保護受給者の背景を考慮した伴走的な支援を保健、医療、介護、他の福祉部門、地縁組織、ボランティア、NPO、自治会などといった福祉事務所以外の支援者が互いに連携し行うことが重要となるだろう。

将来にわたり追加的な研究を進めることも重要である。本研究で用いた児童養育加算は前述のように旧基準であり、2018年10月より段階的に給付額が引き下げられている。その結果、2020年10月以降は、児の出生時から36ヶ月までの期間の児童養育加算が一律10000円に変更され、給付額の減少が生じなくなった[81]。そこで、2020年10月以降のデータを蓄積し今回と同様の手法で分析することができれば、本研究のさらなる頑健性のチェックが可能となるだろう。

一方で、本研究の結果のほかの集団への一般化可能性の検証も重要である。生活保護受給者以外にも、医療費の窓口支払いが不要な低所得な集団は存在する。たとえば、重度心身障害者医療費助成制度[82]や自立支援医療制度[82]、指定難病医療費助成[83]、無料低額診療事業[84, 85]の利用者などを対象にした研究などが求められる。また、従来報告されてきた生活保護受給者の健康状態や健康行動の記述に関し

ても、一般集団（たとえば、国民健康保険の被保険者など）との比較を行い、生活保護受給者における特別な事象なのかどうかを検討することも重要である。

6. 結論

医療費の窓口支払いが不要な生活保護受給者における給付額の減少は、減少時点での世帯医療費の増加を引き起こす可能性を、5自治体の福祉事務所のデータを用いて明らかにした。生活保護世帯における給付額の変化が生じる際には、その財政への影響を評価するしくみが重要である。今後は本研究が示した結果について、そのメカニズムをさらに検証するような研究、受給者の健康状態に与える影響の検証、日本全体を代表するような受給者データを用いた検証とそれに基づいた政策立案が必要であると考えられる。

文献

1. Marmot M, Friel S, Bell R, Houweling TAJ, Taylor S, Hlt CSD. Closing the gap in a generation: health equity through action on the social determinants of health. *Lancet*. 372(9650):1661-9, 2008.
2. Braveman P, Gottlieb L. The social determinants of health: it's time to consider the causes of the causes. *Public Health Rep*. 129 Suppl 2(1_suppl2):19-31, 2014.
3. World Health Organization. A conceptual framework for action on the social determinants of health. 2010.
https://www.who.int/sdhconference/resources/ConceptualframeworkforactiononSDH_eng.pdf (2020 年 10 月 16 日アクセス)
4. World Health Organization. Closing the gap in a generation: health equity through action on the social determinants of health. 2008.
<https://apps.who.int/iris/handle/10665/43943> (2020 年 10 月 16 日アクセス)
5. Ahnquist J, Wamala SP, Lindstrom M. Social determinants of health—a question of social or economic capital? Interaction effects of socioeconomic factors on health outcomes. *Soc sci med*. 74(6):930-9, 2012.
6. Blane D. Social determinants of health--socioeconomic status, social class, and ethnicity. *Am J Public Health*. 85(7):903-5, 1995.
7. Russell LT, Coleman M, Ganong L. Conceptualizing Family Structure in a Social Determinants of Health Framework. *J Fam Theory Rev*. 10(4):735-48, 2018.
8. Moon JR, Kondo N, Glymour MM, Subramanian SV. Widowhood and Mortality: A Meta-Analysis. *PLoS One*. 6(8):e23465, 2011.
9. Umberson D, Montez JK. Social relationships and health: a flashpoint for health policy. *J Health Soc Behav*. 51 Suppl(1_suppl):S54-66, 2010.

10. Condliffe S, Link CR. The Relationship between Economic Status and Child Health: Evidence from the United States. *Am Econ Rev.* 98(4):1605-18, 2008.
11. Currie J. Healthy, Wealthy, and Wise: Socioeconomic Status, Poor Health in Childhood, and Human Capital Development. *J Econ Lit.* 47(1):87-122, 2009.
12. Poonawalla IB, Kendzor DE, Owen MT, Caughey MO. Family income trajectory during childhood is associated with adolescent cigarette smoking and alcohol use. *Addict Behav.* 39(10):1383-8, 2014.
13. Denton M, Walters V. Gender differences in structural and behavioral determinants of health: an analysis of the social production of health. *Soc sci med.* 48(9):1221-35, 1999.
14. Bates LM, Hankivsky O, Springer KW. Gender and health inequities: a comment on the final report of the WHO commission on the social determinants of health. *Soc sci med.* 69(7):1002-4, 2009.
15. 川上憲人, 橋本英樹, 近藤尚己. 社会と健康 : 健康格差解消に向けた統合科学的アプローチ. 東京: 東京大学出版会; 2015.
16. Berkman LF, Kawachi I, Glymour MM. Social epidemiology: Oxford University Press; 2014.
17. Marmot M. Social determinants of health inequalities. *Lancet.* 365(9464):1099-104, 2005.
18. Spicker P. Definitions of poverty: twelve clusters of meaning. Poverty: An international glossary. 229-43, 2007.
19. ルース・リスター. 貧困とはなにか : 概念・言説・ポリティクス. 東京: 明石書店; 2011.
20. 阿部彩. 日本における社会的排除の実態とその要因. *季刊社会保障研究.* 43(1):27-40, 2007.

21. 齊藤雅茂, 近藤克則, 近藤尚己. 高齢者における相対的剥奪の割合と諸特性:
JAGES プロジェクト横断調査より. *季刊社会保障研究*. 50(3):309-23, 2014.
22. 山田篤裕, 布川日佐史, 『貧困研究』編集委員会 (編). 最低生活保障と社会扶助基準: 先進 8 ケ国における決定方式と参照目標. 2014.
23. 厚生労働省. 生活保護基準の新たな検証手法の開発等に関する検討会. 2019.
https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_03895.html (2020 年 10 月 16 日アクセス)
24. Phelan JC, Link BG, Tehranifar P. Social conditions as fundamental causes of health inequalities: theory, evidence, and policy implications. *J Health Soc Behav*. 51(1_suppl):S28-S40, 2010
25. Nelson K, Fritzell J. Welfare states and population health: the role of minimum income benefits for mortality. *Soc Sci Med*. 112:63-71, 2014.
26. Narain K, Bitler M, Ponce N, Kominski G, Ettner S. The impact of welfare reform on the health insurance coverage, utilization and health of low education single mothers. *Soc sci med*. 180:28-35, 2017.
27. Rodriguez E. Keeping the unemployed healthy: the effect of means-tested and entitlement benefits in Britain, Germany, and the United States. *Am J Public Health*. 91(9):1403-11, 2001.
28. Vozoris NT, Tarasuk VS. The health of Canadians on welfare. *Can J Public Health*. 95(2):115-20, 2004.
29. Vahid Shahidi F, Sod-Erdene O, Ramraj C, Hildebrand V, Siddiqi A. Government social assistance programmes are failing to protect the health of low-income populations: evidence from the USA and Canada (2003-2014). *J Epidemiol Community Health*. 73(3):198-205, 2019.

30. Baigi A, Lindgren E-C, Starrin B, Bergh H. In the shadow of the welfare society ill-health and symptoms, psychological exposure and lifestyle habits among social security recipients: a national survey study. *Biopsychosoc Med*. 2(1):15, 2008.
31. Butterworth P, Burgess PM, Whiteford H. Examining welfare receipt and mental disorders after a decade of reform and prosperity: analysis of the 2007 National Survey of Mental Health and Wellbeing. *Aust N Z J Psychiatry*. 45(1):54-62, 2011.
32. Dooley D, Prause J. Mental health and welfare transitions: Depression and alcohol abuse in AFDC women. *Am J Community Psychol*. 30(6):787-813, 2002.
33. Kiely KM, Butterworth P. Social disadvantage and individual vulnerability: A longitudinal investigation of welfare receipt and mental health in Australia. *Aust N Z J Psychiatry*. 47(7):654-66, 2013.
34. Muennig P, Rosen Z, Wilde ET. Welfare programs that target workforce participation may negatively affect mortality. *Health Aff (Millwood)*. 32(6):1072-7, 2013.
35. Wilde ET, Rosen Z, Couch K, Muennig PA. Impact of welfare reform on mortality: an evaluation of the Connecticut jobs first program, a randomized controlled trial. *Am J Public Health*. 104(3):534-8, 2014.
36. Basu S, Rehkopf DH, Siddiqi A, Glymour MM, Kawachi I. Health behaviors, mental health, and health care utilization among single mothers after welfare reforms in the 1990s. *Am J Epidemiol*. 183(6):531-8, 2016.
37. van Tiel S, Rood PP, Bertoli-Avella AM, Erasmus V, Haagsma J, van Beeck E, et al. Systematic review of frequent users of emergency departments in non-US hospitals: state of the art. *Eur J Emerg Med*. 22(5):306-15, 2015.
38. Sod-Erdene O, Vahid Shahidi F, Ramraj C, Hildebrand V, Siddiqi A. Is social assistance boosting the health of the poor? Results from Ontario and three countries. *Can J Public Health*. 110(4):386-94, 2019.

39. Shahidi FV, Ramraj C, Sod-Erdene O, Hildebrand V, Siddiqi A. The impact of social assistance programs on population health: a systematic review of research in high-income countries. *BMC Public Health*. 19(1):2, 2019.
40. 岩永理恵, 卯月由佳, 木下武徳. 生活保護と貧困対策：その可能性と未来を拓く. 東京: 有斐閣; 2018.
41. 厚生労働省. 被保護者調査（平成 28 年 4 月分概数）. 2016.
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/hihogosya/m2016/04.html>（2020 年 10 月 16 日アクセス）
42. 厚生労働省. 被保護者調査（令和 2 年 6 月分概数）. 2019.
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/hihogosya/m2020/06.html>（2020 年 10 月 16 日アクセス）
43. 齋藤順子, 近藤尚己, 高木大資. 生活保護受給者における健診受診関連要因 基本属性調査を対象として. *厚生指標* 65(5):15-20, 2018.
44. 近藤尚己（編著），西岡大輔（編著），上野恵子（編），他. 「付き添い」のちから 生活困窮者の医療サービス利用の実態及び受診同行支援の効果に関する調査研究（平成 30 年度厚生労働省社会福祉推進事業「社会的弱者への透き添い支援等社会的処方の効果の検証および生活困窮家庭の子どもへの支援に関する調査研究」報告書）. 2019. <https://www.jages.net/project/konkyu/>（2020 年 10 月 16 日アクセス）
45. 厚生労働省. データに基づいた生活保護受給者の健康管理支援について（議論のまとめ）. 2017. <https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12601000->

16 日アクセス)

46. 原政代, 黒田研二. 生活保護受給者の健康支援: ニーズに関するレビューと支援体制の検討. *人間健康学研究*. 12:15-28, 2019.
47. 齊藤雅茂, 藤田欽也, 平野隆之, 奥田佑子. 保険料段階による在宅介護サービス費用の経時変化. *季刊社会保障研究*. 47:293-303, 2011.
48. Nishioka D, Saito J, Ueno K, Kondo N. Frequent outpatient attendance among people on the governmental welfare programme in Japan: assessing both patient and supplier characteristics. *BMJ Open*. 10(10): e038663, 2020.
49. 近藤尚己 (編著), 西岡大輔 (編著), 上野恵子 (編著). 生活保護受給者への健康支援実態調査. 医療扶助レセプトデータ分析と健康支援事例調査: 令和元年度厚生労働省社会福祉推進事業「生活保護受給者の受診行動に関連する要因への効果的な支援に関する調査研究事業」. 2020. https://www.jages.net/about_jages/report/ (2020 年 10 月 16 日アクセス)
50. Nishioka D, Saito J, Ueno K, Kondo N. Non-financial social determinants of diabetes among public assistance recipients in Japan: a cohort study. *J Diabetes Investig*. 2020. In press.
51. Marmot MG, Bell R. How will the financial crisis affect health? *BMJ*. 338:b1314, 2009.
52. Mellis AM, Athamneh LN, Stein JS, Sze YY, Epstein LH, Bickel WK. Less is more: Negative income shock increases immediate preference in cross commodity discounting and food demand. *Appetite*. 129:155-61, 2018.

53. McKee SA, Maciejewski PK, Falba T, Mazure CM. Sex differences in the effects of stressful life events on changes in smoking status. *Addiction*. 98(6):847-55, 2003
54. Mellis AM, Snider SE, Bickel WK. Narrative theory: II. Self-generated and experimenter-provided negative income shock narratives increase delay discounting. *Exp Clin Psychopharmacol*. 26(2):113-8, 2018.
55. Barbaglia MG, ten Have M, Dorsselaer S, Alonso J, de Graaf R. Negative socioeconomic changes and mental disorders: a longitudinal study. *J Epidemiol Community Health*. 69(1):55-62, 2015.
56. Runciman WG, Runciman B. Relative deprivation and social justice: A study of attitudes to social inequality in twentieth-century England: University of California Press Berkeley; 1966.
57. Bickel WK, Wilson AG, Chen C, Koffarnus MN, Franck CT. Stuck in Time: Negative Income Shock Constricts the Temporal Window of Valuation Spanning the Future and the Past. *PLoS One*. 11(9):e0163051, 2016.
58. Carr K, Oluyomi Daniel T, Lin H, Epstein L. Reinforcement pathology and obesity. *Curr Drug Abuse Rev*. 4(3):190-6, 2011.
59. Kondo N, Saito M, Hikichi H, Aida J, Ojima T, Kondo K, et al. Relative deprivation in income and mortality by leading causes among older Japanese men and women: AGES cohort study. *J Epidemiol Community Health*. 69(7):680-5, 2015.
60. Getzen TE. Health care is an individual necessity and a national luxury: applying multilevel decision models to the analysis of health care expenditures. *J Health Econ*. 19(2):259-70, 2000.
61. Phelps CE. Health economics. 5th ed. Boston: Pearson; 82-111, 2013.
62. Evans RG. Supplier-induced demand: some empirical evidence and implications. The economics of health and medical care: Springer; 162-73, 1974.

63. 鈴木大介. 最貧困シングルマザー. 東京：朝日新聞出版社. 2015.
64. 赤石千衣子. ひとり親家庭. 東京：岩波書店. 2014.
65. Leung A., McGregor M., Chesney J. Income And Substitution Effects: Graphical Analysis For Intermediate Microeconomics. *J Econ Educ.* 14(1), 97-107, 2014.
66. 山田篤裕, 四方理人. 高齢者の貧困の構造変化と老齢加算廃止による消費への影響. *季刊社会保障研究*, 1(2):399-417, 2016
67. Brantley PJ, Jones GN. Daily Stress and Stress-Related Disorders. *Ann Behav Med.* 1993;15(1):17-25.
68. Longman JM, Passey ME, Ewald DP, Rix E, Morgan GG. Admissions for chronic ambulatory care sensitive conditions - a useful measure of potentially preventable admission? *BMC Health Serv Res.* 15:472, 2015.
68. 厚生労働省. 有子世帯の扶助・加算について. 2014.
https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12601000-Seisakutoukatsukan-Sanjikanshitsu_Shakaihoshoutantou/26102104_6.pdf (2020 年 10 月 16 日アクセス)
69. Moscoe E, Bor J, Barnighausen T. Regression discontinuity designs are underutilized in medicine, epidemiology, and public health: a review of current and best practice. *J Clin Epidemiol.* 68(2):122-33, 2015.
70. Venkataramani AS, Bor J, Jena AB. Regression discontinuity designs in healthcare research. *BMJ.* 352:i1216, 2016
71. Chen S., Sudharsanan N., Huang F., Liu Y., Geldsetzer P., Bärnighausen T. Impact of community based screening for hypertension on blood pressure after two years: regression discontinuity analysis in a national cohort of older adults in China. *BMJ.* 366:l4064, 2019

72. Law MR., Cheng L., Worthington H., Majumdar SR., McGrail KM., Chan F., Mamdani M. Impact of a household-level deductible on prescription drug use among lower-income adults: a quasi-experimental study. *CMAJ open*. 7(1), E167, 2019
73. Zeng Q., Yu X. Overweight and obesity standards and subjective well-being: Evidence from China. *Econ & Hum Biol*. 33, 144-148, 2019
74. Gelman A, Imbens G. Why high-order polynomials should not be used in regression discontinuity designs. *J Bus Econ Stat*. 37(3):447-56, 2019.
75. Imbens G, Kalyanaraman K. Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator. *Rev Econ Stud*. 79(3):933-59, 2012.
76. McCrary J. Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. *J Econom*. 142(2):698-714, 2008.
77. Cattaneo MD, Idrobo N, Titiunik R. A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Foundations. Cambridge: Cambridge University Press; 2020.
78. Escarce JJ. Explaining the association between surgeon supply and utilization. *Inquiry*. 1992:403-15.
79. 角谷快彦, 小寺俊樹. 市場競争と供給者誘発需要 —医療費支出のマイクロデータ分析. *医療経済研究*. 2014;25(2):114-25.
80. 上野恵子（編著）, 近藤尚己（編）, 西岡大輔（編）, 他. 生活困窮世帯の子どもに対する支援ってどんな方法があるの？国内外の取り組みとその効果に関するレビューおよび調査. （平成30年度厚生労働省社会福祉推進事業「社会的弱者への透き添い支援等社会的処方の効果の検証および生活困窮家庭の子どもへの支援に関する調査研究」報告書）. 2019. <https://www.jages.net/project/konkyu/>（2020年10月16日アクセス）

81. 厚生労働省. 生活保護制度の概要等について. 2019.

<https://www.mhlw.go.jp/content/12002000/000488808.pdf> (2020 年 10 月 16 日アクセス)

82. 厚生労働省. 医療費を助成する制度. n.d.

https://www.mhlw.go.jp/kokoro/support/3_05_01aid.html (2020 年 10 月 16 日アクセス)

83. 厚生労働省. 難病対策. 2019.

https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/kenkou_iryoku/kenkou/nanbyou/index.html
(2020 年 10 月 16 日アクセス)

84. 西岡大輔, 玉木千里, 古板規子, 他. 無料低額診療事業の利用者の特性に関する研究 無料低額診療の実態と効果に関するコホート研究より. *厚生指標* 67(2):1-7, 2020.

85. 厚生労働省. 無料低額診療事業等について. 2008.

<https://www.mhlw.go.jp/shingi/2008/01/dl/s0121-7d.pdf> (2020 年 10 月 16 日アクセス)