厚生労働行政推進調査事業費補助金

厚生労働科学特別研究事業

# 生活保護利用者における多剤処方の実態把握と効果的な対応策立案に向けた研究～被保護者健康管理支援事業の先進事例の効果評価～（２３ＣＡ２００１）

令和５年度　総括・分担研究報告書

研究代表者　西岡　大輔

令和６（２０２４）年　５月

別添２

令和５年度厚生労働行政推進調査事業費補助金（厚生労働科学特別研究事業）

目次

目次

**Ⅰ．総括研究報告**

生活保護利用者における多剤処方の実態把握と効果的な対応策立案に向けた研究～被保護者健康管理支援事業の先進事例の効果評価～ ---------- 1

西岡　大輔（大阪医科薬科大学）

**II．分担研究報告**

１．生活保護利用者の多剤処方に関する質的研究 ---------- 35

上野　恵子（京都大学）

近藤　尚己（京都大学）

２．被保護者における多剤処方と個人・地域要因に関する研究 ---------- 41

木野　志保（東京医科歯科大学）

近藤　尚己（京都大学）

別添３

令和５年度厚生労働行政推進調査事業費補助金（厚生労働科学特別研究事業）
総括研究報告書

# 生活保護利用者における多剤処方の実態把握と効果的な対応策立案に向けた研究～被保護者健康管理支援事業の先進事例の効果評価～

研究代表者　　西岡　大輔　（大阪医科薬科大学医学研究支援センター医療統計室）

研究要旨

本研究では、先進的に健康管理支援等に取り組んできた A 市のデータを活用し、多剤投薬等と関連する被保護者の属性情報や地域環境指標を明らかにし、ケース記録分析による質的な検討を重ねることで、被保護者への多剤投薬への支援策立案に資する基礎資料を得ることを目的とした。さらに、被保護者を対象に実施された先行研究のレビューおよび先進事例の効果評価を行うことで、被保護者への健康支援に資するエビデンスを形成することを目的とした。

A 市の生活保護の基本台帳および医療扶助レセプデータなどを用い、2021 年度に同効の内服薬を 90 日以上継続的に処方された 18 歳以上の成人 6,487 人を抽出した。そのうち約 7 割の定期受診者が多剤投薬（6 剤以上）に、約 3 割が過度の多剤投薬（10 剤以上）に該当していたこと、また 50-60 歳にそのピークが存在していることがわかった。さらに、不就労、障害ありといった要因が過度な多剤投薬と関連していること、受診医療機関数が増えるほど多剤投薬が発生しやすいこと、市民参加が豊かな地域に住んでいる被保護者では、過度な多剤投薬が少ないことが明らかになった。ケース記録分析からは、被保護者の多剤投薬には、①既往歴が多い、②精神疾患や整形外科疾患が多い、③独居者が多い、④複雑な生活背景をもつことが示唆され、被保護者への多剤投薬指導だけでなく、その背景要因へのアプローチが重要であると考えられた。

先行研究のレビューでは、被保護者では感染症、慢性疾患（糖尿病／糖尿病合併症／心臓病）の有病率が高く、手術等による健康上の有害転帰の発生率が高いことが報告されていた。また、喫煙、頻繁な受診、入院、ポリファーマシー、ワクチン接種の少なさ、必要な医療を求める行動を控えるなど、好ましくない健康行動も被保護者に多くみられた。被保護者の中には、独居や不就労といった要因が、被保護者の糖尿病罹患に関連している可能性が高く、頻回受診等の課題のある受診行動も多いなど、好ましくない健康状態や健康行動に関連する特徴があった。先進事例の評価では、被保護者の健診受診率向上を目的とした架電は十分な効果が得られにくかった。

これらの結果より、多剤投薬に関しては、被保護者個人に対する指導だけでなく、地区医師会や地区薬剤師会の協力や社会環境の整備が重要であると考えられた。また、被保護者の健康状態は一般集団と比較して好ましくない傾向があるが、健康管理支援事業によりその差が縮小するのかに関する将来的な評価が重要であることが示唆された。被保護者集団の中にも、健康に不利なリスクが不均一に存在していること、被保護者全体に健診受診勧奨等を実施する普遍的な取り組みでは効果が乏しいことから、リスクが集積しやすい被保護者への選択的な健康支援方策を立案するためのさらなる社会生活状況のデータ収集および研究が重要である。

研究分担者
近藤尚己　京都大学　教授
上野恵子　京都大学　特定助教
木野志保　東京医科歯科大学　講師

## Ａ．研究目的

近年、被保護者のうち高齢者が占める割合が増加している（被保護者調査，2022)。これに加え、高齢者は慢性疾患を併存しやすいことが影響し、医療扶助費における高齢者が占める割合が著明に増加し、医療扶助費全体の増加にもつながっている。他方、保護開始時の世帯主の年齢は 65 歳未満が 6 割を占め、医療扶助の適正化に向けては、若年層含め、高齢期前からの働きかけが必要である。多疾患併存状態は多剤投薬を引き起こし、薬物有害事象のリスクが増加しうるため、被保護者の医薬品の適正利用の推進は、医療扶助適正化と健康管理支援の両面から極めて重要である。

現在、被保護者の多剤投薬対策を実施する福祉事務所は約 10%と低調で、「生活困窮者自立支援制度及び生活保護制度の見直しに関するこれまでの議論の整理（中間まとめ)」（社会保障審議会，2022）や財政制度等審議会で、多剤投薬者に対する適正服薬を促す取組を推進する必要性が指摘されている。被保護者の多剤投薬の実態としては、医療費適正化計画の適正化対象の 65 歳以上で 15 剤以上投薬されている者の割合が約 10%と、被保険者の約 5%と比べて高頻度にみられている。さらに、多剤投薬（polypharmacy）の一般的な基準である 6 剤以上を当てはめた場合、被保護者の多くが該当する可能性があり、被保護者に対する効果的な支援策の立案が急務である。しかし、被保護者全体の多剤投薬の実態は不明であり、被保護者における多剤投薬の医学的妥当性等を踏まえた閾値と優先的な対象者の選定方法含め、データに基づく課題分析ができていない。また、新経済・財政再生計画「改革工程表 2022」では、健康管理支援の実施等による医療扶助の適正化を EBPM の観点を踏まえて実施することが求められている。これに適切に対応するためにも、被保護者の多剤投薬の実態把握に加え、健康管理支援や医療扶助適正化の取組を先進的に実施してきた福祉事務所における取組の効果検証や、対策立案のためのエビデンス形成が重要である。そこで本研究では、以下の３つを明らかにすることを目的とした。

**（研究１）** 福祉事務所が所有する公的データを活用し、多剤投薬等と関連する被保護者の属性および地域環境指標を明らかにする。また、健康管理支援の効果を量的に評価するだけでなく、ケース記録の分析を踏まえて質的な検討を重ねる。これらを踏まえ、多剤投薬への支援策立案及び医療扶助の効果的かつ公正な利用の推進に向けた施策立案に資する基礎資料を得ることを目的とした。

**（研究２）** 医療扶助の適正な利用および被保護者に対する健康管理支援の効果的な実施に向けては、被保護者の健康状態や健康行動の実態を明確化する必要がある。そこで、本研究では、被保護者を対象にした先行研究をレビューし、被保護者が現在抱えている健康課題を明らかにすることを目的とした。

**（研究３）** 被保護者健康管理支援事業が開始され 3 年が経過し、被保護者に対する健康支援対策を効果的に進めている福祉事務所の取り組みを評価し、全国の自治体が参照できるような事業に資するエビデンスを形成する必要がある。被保護者に対する健康支援を先進的に実施してきた自治体の取り組みから、エビデンスに基づいた事業の PDCA サイクルの循環と事業内容のアップデートに資する基礎資料を得ることを目的とした。

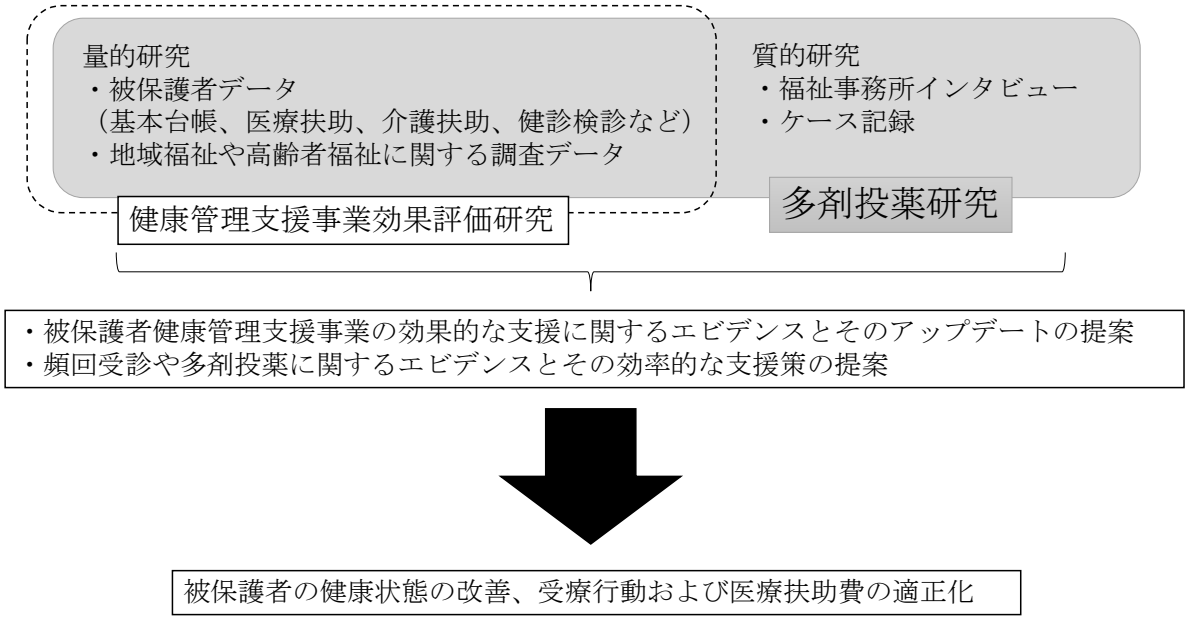



図 1.　本研究のアウトライン

## Ｂ．研究方法

### （研究１）

福祉事務所における住民台帳データおよび医療扶助レセプトデータ等を用いた量的研究と福祉事務所等におけるケース記録と医療扶助レセプト分析に基づく質的研究を行い、結果を統合した。

【量的研究】

研究デザイン

横断研究

対象者・データ

被保護者（個人および世帯）の住民基本データ（年齢、性別、世帯構成、就労状況等の台帳データ）と被保護者の医療扶助および介護扶助のレセプトデータを用いて、2021 年 4 月時点に A 市に在住する被保護者のうち、同効の内服薬を 90 日以上継続的に処方されている 18 歳以上の成人 6,487 人を抽出した。2019 年時に他部署（高齢者福祉の担当部署）が実施した日本老年学的評価研究機構（Japan Gerontological Evaluation Study: JAGES）による高齢者福祉に関する調査データを連結して、地域の社会環境指標を作成した。

変数

目的変数は 1–5 種類の内服薬を持つ者を参照とし、6–9 種類を多剤併用、10 種類以上を過度な多剤併用と定義した。説明変数は、2019 年度に同市が高齢者を対象に実施した調査データ（日本老年学的評価研究 : JAGES）から日常生活圏域ごとに算出した地域 SC（社会参加、社会的凝集性、互酬性）を用いた。対象者の年齢、性別、同居の有無、就労の有無、障害認定の有無、要介護認定の有無、健康診断の受診有無、受診した医療機関数と併存疾患指数、居住地域の医療機関数を調整変数とした。

統計解析

被保護者の多剤投薬の実態を記述し、被保護者の個人属性や地域のソーシャルキャピタル指標と被保護者の多剤併用、過度な多剤併用との関連をマルチレベル多項ロジスティック回帰分析で検証した。健康診断や介護保険等の健康資源の利用可能性から年齢階層別（18-39/40-64/≥65 歳）に追加分析した。

【質的研究】
研究デザイン
事例研究（ケーススタディ）分析
研究対象
A 市の 2023 年上半期の医療扶助レセプト点検で多剤投薬者（同一月内に 15 種類以上の医薬品の処方を受けている外来患者）と確認された 18 歳以上の被保護者。ただし、施設入所者、薬剤による訪問薬剤管理指導・居宅療養管理指導の利用者を除く。
調査期間
2023 年 12 月～2024 年 2 月
調査方法・内容
A 市の 2023 年上半期の医療扶助レセプト点検で確認された多剤投薬者（1 ヶ月に 15 種類以上の投薬のある該当者）の中から、性別、年代、投薬数を考慮し、分析対象者を選定した。分析対象者の医療扶助レセプトから多剤投薬に該当した月の薬剤名を抽出した。また、分析対象者のケース記録から、個人属性（性別、年齢）のほか、既往歴、保護開始時期、保護理由、他法他施策利用の有無、就労歴、学歴、婚姻歴、同居家族の有無、別居家族の情報、他者（家族を含む）との交流の有無として、情報を抽出した。
分析方法
Yin の事例研究（ケーススタディ）分析を用いて、「4. 調査方法・内容」に記載した内容を整理した。
（倫理面への配慮）
被保護者の健康状況に関する福祉事務所への質的研究の実施については、大阪医科薬科大学研究倫理委員会（審査番号 2022-089）および京都大学医学部医の倫理委員会（R3565-1）において承認を得ている。

**（研究２）**

研究デザイン
スコーピングレビュー。
適格基準
スコーピングレビューにおける Population, Concept, and Context のフレームワークを用いて包含基準を定義した。日本において生活保護の受給有無を曝露変数として用いた研究および被保護者集団を研究対象集団として用いた研究を対象とし、被保護者の健康や健康行動をアウトカム指標として記述した既存の文献をレビューした。検索対象は、英文で査読のある出版物に限定した。
検索方法
2023 年 11 月 7 日に PubMed で(("public assistance" [MESH]または "public assistance") AND (Japan))を用いて検索を行った。すべての文献および関連する総説の参考・引用文献リストを検索し、電子検索を補足した。
研究の選択
研究は 2 人の研究者で独自に選択した。2 人の研究者はそれぞれのリストを比較し、意見の相違は話し合いによって解決した。
データ抽出と分析戦略
データの抽出は、論文の PMID、タイトル、著者名、出版年など、標準的なデータ抽出フォームを用いて著者らが行った。生活保護の受給有無が曝露変数として用いられたか、被保護者が研究集団として用いられたかを分類した。生活保護の受給有無を曝露変数として用いた研究では、研究デザイン、セッティング、比較群の情報、研究参加者の属性、サンプルサイズ、研究結果を抽出した。被保護者を研究集団全体として利用した研究の場合は、研究デザイン、セッティング、サンプルサイズ、研究結果を抽出した。
（倫理面への配慮）
文献レビューのため人を対象とする医学研究

に該当しないため、審査等は不要である。

（研究３）

令和 3、4 年度 10 月時点で 40 歳以上 60 歳未満の被保護者（それぞれ 2,110 人、2,082 人）を対象とし、同年度に保護を開始し、受診勧奨済の人、職域での健診の対象となる社会保険加入者、長期入所・入院中の者、自立支援医療（精神通院医療）利用者および精神障害者保健福祉手帳所持者、抽出時点でがんの治療中や訪問診療を利用し在宅療養中の人、被保護者との支援関係の状況をふまえ、架電勧奨が関係性の悪化につながると担当ケースワーカーが判断した者を除外した。令和 3 年度にはすべての対象者に架電で直接受診勧奨を行った。令和 4 年度には生活保護世帯番号の偶奇で 2 群に被保護者を割り付け、架電時期をずらして勧奨した。対象者には福祉事務所の医療担当者が架電で受診勧奨した。令和 3 年度には架電勧奨ができた群（勧奨群）と、不在・不通等で勧奨できなかった群（非勧奨群）に分類し受診割合の違いを被保護者の属性ごとに検証した。令和 4 年度には奇数群、偶数群に分類し、架電による集団と時期に対する効果の程度を検証した。

（倫理面への配慮）
大阪医科薬科大学研究倫理委員会（審査番号 2022-089）の承認を得た。

## Ｃ．研究結果

（研究１）

【量的研究】

一般集団を対象とした多剤投薬の基準（６剤以上）を採用した場合に、被保護者では約 7 割の定期受診者が多剤投薬と判定されることがわかった（国内の一般高齢者集団は 3–4 割）。さらに、10 剤以上と定義される過度な多剤投薬は各年代で約 3 割に発生していることもわかった（表 1-3）。年代としては、一般高齢者集団では高齢者以降に多剤投薬が多いのに対して、被保護者では 50-60 歳にピークが存在していた（表 2）。過度な多剤投薬が観察される人では並列受診医療機関数が多いこともわかった。すべての年代の過度な多剤投薬において、併存疾患が多く、またポリファーマシーの原因として知られる潜在的な不適切処方（高齢者の薬物療法ガイドラインに準拠）が多く含まれていることもわかった。

回帰分析の結果からは、不就労、障害ありといった要因が、過度な多剤投薬と関連していた。また、個人の社会人口学的要因および疾病の罹患状況を含む生物学的な要因を調整しても、受診医療機関が増えるほど多剤投薬が多く発生していた。社会参加が豊かな地域では、過度な多剤併用は少ないことが示唆された（調整済みオッズ比[aOR]：0.89、95%信頼区間[CI]：0.83-0.96）。これはすべての年齢階層においても同様の結果であった（表 4-5）。

【質的研究】

A 市の保護率は 23.74‰であった（2023 年末時点）。 A 市の 2023 年上半期の医療扶助レセプト点検で確認された多剤投薬者の中は 75 人だった。その中から、性別、年代、投薬数を考慮した 19 名を分析対象者として選定した。若年者として 20～30 歳代の 3 名が選定された。最も投薬数が多かった被保護者は、38 種類の投薬を受けていた。

被保護者の既往歴として、特に整形外科系疾患や精神科系疾患が多かった。既往歴が３つ以上ある者が大部分（17 名）を占めていた。また、 同一医療機関から同じ 8 種類の処方薬を含む処方箋が 2 枚発行されていたが、異なる調

剤薬局に行って処方薬を受け取ったと思われる者がいた。他法他施策を受けている者も多く、精神障害者保健福祉手帳、身体障害者手帳の取得者や自立支援医療の受給者、療育手帳取得者では、他施策の支援による処方内容は考慮できなかった。同居家族では、家族がおらず一人暮らしの者が多かった（12 名）。学歴では高校卒が一番多かった（10 名）。1 名を除いて全員過去に就労歴があったが、現在就労している者はいなかった。他者との交流に関しては、記載がなかったケースが多かったものの、別居家族と交流がある者、別居家族と疎遠の者、近所の知人から支援を受けている者とさまざまであった。

（研究２）

生活保護を曝露変数とした研究論文 [1-35]

生活保護を曝露変数として用いた研究は 34 件あった。そのうち 4 つの研究は、国または地方自治体で得られた公的データを用いていた。医療機関の登録データを用いた研究は 2 件であった。ほとんどの研究は、医療機関で収集された医療記録のデータを用いていた。感染症、慢性疾患（糖尿病／糖尿病合併症／心臓病）の有病率が高く、手術による健康上の有害転帰の発生率が高いことが観察された。また、喫煙、頻回受診行動、入院、ポリファーマシー、ワクチン接種割合の低さ、必要な受診行動を控えるといった、好ましくない多様な健康行動も被保護者に多くみられた（表 6）。

被保護者を集団全体として用いた研究 [36-48]

生活保護受給者を研究集団とした研究は 13 件であった。このうち、NDB データを用いた研究では、被保護者の精神科病院への入院期間の有病率とその予測因子に地域差があることが明らかにされた。自治体の福祉事務所の生活保護データベースを用いた研究は 8 件であった。被保護者の中には、好ましくない健康状態や健康行動に関連するいくつかの特徴があった。たとえば、一人暮らしや不就労の被保護者では、糖尿病に罹患する可能性が高く、頻回受診の割合も高かった。他の 4 つの研究は、自記式社会調査から得られたデータを用いていた。この調査から、一人暮らしの高齢受給者の健康行動尺度（HBS）が開発され、一人暮らしの高齢被保護者の健康診断などの健康行動を予測するのに有用であることが報告されていた。また、手段的日常生活動作（iADL）や個人のソーシャルキャピタルの豊かさが良いほど、生活保護を開始しやすいとともに、終了しやすいことが報告されていた（表 7）。

（研究３）

令和 3（2021）年度の結果

対象者 403 人のうち 32 人（7.9%）が健診を受診した。勧奨群には 255 人が該当し、うち 26 人（11.4%）、非勧奨群には 148 人が該当し、うち 6 人（3.8%）が健診を受診していた。受診勧奨できたかどうかに年齢、性別、就労状況、世帯構成などに有意な群間差はなかった。属性ごとに受診者の割合を比較したところ、50 歳代の被保護者（勧奨群 13.3% vs 非勧奨群 3.1%; p=0.006）、就労収入がない被保護者（勧奨群 13.9% vs 非勧奨群 3.6%; p=0.014）、過去の健診受診歴がない被保護者（勧奨群 9.1% vs 非勧奨群 1.5%; p=0.003）、定期的に受診している医療機関がない被保護者（勧奨群 8.3% vs 非勧奨群 0%; p=0.012）で、いずれも架電勧奨を受けた群で健診受診割合が有意に高い結果であった（表 8）。

令和４（2022）年度の結果

世帯番号奇数群には 247 人、世帯番号偶数群には 225 人が割り付けられた。架電勧奨ができたかどうか、2021 年度の架電対象かどうか、性別、過去の健診受診歴、定期的に受診する医療機関、世帯構成、就労・収入状況、居住地区に有意な群間差は見られなかった（表 9）。

各群の介入・非介入期間ごとの受診者数では、介入期間中に奇数群では 247 人中 4 人（1.6%）の受診が観察され、偶数群では 219 人中 10 人（4.6%）の受診が観察された。非介入期間の受診割合は奇数群では 5 人（2.1%）、偶数群では 6 人（2.7%）であった。年度末ほど健診受診割合が高くなっていた（図 2）。介入期間中の受診割合は両群あわせて 3.0%、非介入期間中の受診割合は両群あわせて 2.4%であった。ウォッシュアウト期間と定めた１月中の受診はなかった。健診受診を目的変数とし、一般化推定方程式によるロジスティック回帰分析では、架電介入による健診受診への条件付きオッズ比は 1.35（95%信頼区間 0.59-2.93, p=0.503）と推定され、架電勧奨による被保護者の健診受診割合の向上は、統計的に有意な結果ではなかった。2021 年度の実践と同様に、架電ができたかどうかによって健診受診割合を算出すると、架電勧奨群では 240 人中 17 人（7.08%）に健診受診が観察され、架電非勧奨群では 232 人中 8 人（3.45%）に健診受診が観察された（p=0.078）。

## Ｄ．考察

### （研究１）

量的研究の結果からはまず、被保護者集団では多剤投薬の状況にある者が一般集団をよりも極めて多く、集団の７割程度が該当していた。特に 10 剤以上で定義される過度な多剤投薬は各年代で約 3 割に発生していた。被保護者では社会的孤立および多疾患併存状態にある者が多く、多剤投薬のリスクが集積していたためと考えられた。実際に、地域の社会参加が豊かな場合に、多剤投薬が少ないことから、被保護者へのつながりの醸成が多剤投薬に対する支援として重要となる可能性があった。

また、過度な多剤投薬に関連する要因には、18-64 歳で独居、40 歳以上で不就労、全世代で障害の認定ありが挙げられたため、このような属性をもつ個人にターゲットを絞った支援が求められる。また、過度な多剤投薬が観察される人では並列受診医療機関数が多く（つまり１か所で多剤処方されるより、複数医療機関で処方される結果多剤が生じる）、５つ以上の並列受診医療機関がある場合に、過度な投薬と関連していた。すべての年代の過度な多剤投薬において、ポリファーマシーの原因として知られる潜在的な不適切処方（高齢者の薬物療法ガイドライン）が多く含まれていることもわかったため、このようなガイドラインに準拠した投薬内容の調整が求められる。

質的研究の結果は、被保護者における多剤投薬パターンが先行研究と一致していることを明らかにした[49–51]。多剤投薬は被保護者においても疾患数や疾患の種類と関連している。多剤投薬と関連する疾患として、心血管障害、内分泌障害、消化器障害、泌尿器障害、代謝疾患、頻尿、不眠症が挙げられているが、本研究でも、既往歴が３つ以上ある者が 17 名と大部分を占めていた。さらに、被保護者の既往歴には、整形外科系疾患や精神科系疾患が多かった結果も先行研究と一致する結果であった。

量的・質的な研究を統合して、先行研究の知

見をもとに、多剤投薬への対応を検討すると、被保護者への多剤投薬指導のみで多剤投薬の改善（deprescribing）を促すことは難しいと考えられる。多剤投薬の状態をもたらす直接の要因は「処方」である。そのため、処方側や調剤側の医療機関および薬局での関わりが重要である。さらに、地域福祉の取り組みによって市民参加が豊かな地域に住んでいる被保護者では、過度な多剤投薬が少なくなる方向に作用する可能性も示唆されたため、社会的孤立を防ぐような社会環境づくりの恩恵を被保護者も受けられるよう、はたらきかける必要がある。ターゲットをしぼった多剤投薬への介入、他部署と連携した包摂的な地域づくり、さらには、医療機関や調剤薬局、健診受診等、被保護者が医療を利用するプロセスを考慮した多面的な取り組みが全体として多剤投薬を制御できる可能性があった。

本研究では、自立支援医療等の他法他施策による補助を受けているレセプトは反映されていない限界があるため、多剤投薬を過小評価している可能性が高い。このような他法他施策による医療支援を考慮した、被保護者ひとりひとりの全体性を踏まえた支援をするために、福祉事務所による各種データへのアクセスを高める施策を進めることも必須である。

**（研究２）**

レビューからは生活保護受給者の健康状態に関する利用可能なエビデンスは、国や政府のデータ、社会調査、病院ベースの登録データなどの観察データに基づいていた。その結果、被保護者では一般人口に比べて健康状態が不利な傾向にあり、その健康状態には地域差があることがわかった。被保護者集団に焦点を当てると、世帯構成や就労状況などの個人特性による健康アウトカムの格差があった。

今回のレビューで得られた結果は、日本の被保護者の健康状態が、これまでの国際的なエビデンスと一致していた。Shahidi らは、公的/社会扶助制度の利用が貧困層の健康を十分に保護しない可能性を示唆している[52-54]。多次元的貧困 の観点から、日本においても被保護者の健康維持には、経済的支援以外の社会的支援も必要だと考えられた。しかし、被保護者で健康課題が生じる背景メカニズムを解明し、その支援策を立案するためには、被保護者の日常生活に関するより詳細な社会生活状況の情報の収集と、縦断的な観察が必要である。このような知見の蓄積ができれば、生活に困窮する人々に対する生活保護政策の健康への効果を明らかにし、エビデンスに基づいた社会保障政策の構築につながるだろう。

**（研究３）**

令和 3 年度および令和 4 年度に先進的に被保護者に対する健康支援を推進してきたA市で実践した、被保護者に対する架電による受診勧奨の取り組みについて集計した。架電がつながり、直接勧奨できた場合に被保護者の健診受診行動が促される傾向があった。「50 歳代」「就労収入なし」「過去の健診未受診」「定期受診先なし」などの属性を持つ被保護者にターゲットを絞り、確実に架電できる方法で、年度末など期限が近い時期に実施することが効果的な可能性があった。しかし、被保護者全体で見れば、集団への架電勧奨を行っても受診割合に有意な向上は得られなかった。被保護者のように生活に困窮している人々の行動変容は一般的に得られにくいため、架電という介入だけでは、被保護者の健診受診をはじめとした健康に関する行動変容を十分に促せない可能性があった。

本研究の知見から、被保護者健康管理支援

事業が被保護者の健康支援に寄与する事業に発展していくためには、健診受診に至っていない被保護者へのアウトリーチが必要となる。たとえば架電による健診受診勧奨に反応が乏しい集団や、架電による受診勧奨に至らなかった集団へのアウトリーチ活動が求められる。具体的には、個々の被保護者への保健師やケースワーカーによるアプローチに加え、被保護者が何らかの理由で医療機関を受診する機会や、就労支援機関等を利用する機会を活用し、健診受診等の健康増進の機会にもつなげられるような地区医師会をはじめとするさまざまな支援団体等との協働も考えられるだろう。今後は受診勧奨につながった被保護者の健康状態の記述や追跡を行うことと、架電による受診勧奨に反応が乏しいと考えられた集団および架電による受診勧奨に至らなかった集団への対応が求められる。

## Ｅ．結論

被保護者における多剤投薬は、一般集団と比較しても多く存在し、過度な多剤投薬も３割に認められた。多剤投薬に関しては、そのリスクが集積しやすい属性があるため、各属性をもつ被保護者個人に対する指導は重要である。しかし、多剤投薬は処方がなければ発生しないため、地区医師会や地区薬剤師会等の医療機関の協力が必須である。また、市民参加の豊かな社会環境が被保護者の多剤投薬の少なさとも関連していたため、他部署との連携を通じた被保護者にとっても有益な社会環境整備が重要であると考えられた。

被保護者の健康状態は一般集団と比較して好ましくない傾向があるが、健康管理支援事業によりその差が縮小するのかに関する将来的な評価が重要である。被保護者集団の中にも、健康に不利なリスクが不均一に存在していること、被保護者全体に健診受診勧奨等を実施する普遍的な取り組みでは効果が乏しいことから、リスクが集積しやすい被保護者への選択的な健康支援方策を立案できることが望ましい。そのためには、被保護者の置かれている状況の理解を深めるようなさらなる社会生活状況のデータ収集および研究が重要である。

【参考文献】

1. Cho T, Aoki S, Saigusa Y, et al. Risk Factors for Chlamydia trachomatis Infection and Preterm Birth in Pregnant Japanese Women: Does Chlamydial Infection Cause Preterm Birth? *Jpn J Infect Dis* 2020; **73**(3): 210-3.

2. Fujito H, Kitano D, Saito Y, et al. Association between the health insurance status and clinical outcomes among patients with acute heart failure in Japan. *Heart Vessels* 2022; **37**(1): 83-90.

3. Funakoshi M, Azami Y, Matsumoto H, et al. Socioeconomic status and type 2 diabetes complications among young adult patients in Japan. *PLoS One* 2017; **12**(4): e0176087.

4. IKEDA K, HARADA T, TARUMI Y, et al. Association between public assistance and frequent emergency department visits in urban areas of Japan: a case-control study. *The Showa University Journal of Medical Sciences* 2020; **32**(1): 73-80.

5. Izumi K, Murase Y, Uchimura K, et al. Transmission of tuberculosis and predictors of large clusters within three years in an urban setting in Tokyo, Japan: a population-based molecular epidemiological

study. *BMJ Open* 2019; **9**(5): e029295.

6. Kamimura A, Yoshihama M, Bybee D. Trajectory of intimate partner violence and healthcare seeking over the life course: study of Japanese women in the Tokyo metropolitan area, Japan. *Public Health* 2013; **127**(10): 902-7.

7. Kaneko M, Inoue M, Okubo M, Furgal AKC, Crabtree BF, Fetters MD. Differences between frequent emergency department users in a secondary rural hospital and a tertiary suburban hospital in central Japan: a prevalence study. *BMJ Open* 2020; **10**(9): e039030.

8. Kaneko M, Shinoda S, Shimizu S, et al. Fragmentation of ambulatory care among older adults: an exhaustive database study in an ageing city in Japan. *BMJ Open* 2022; **12**(8): e061921.

9. Kaneko M, Watanabe T, Fujinuma Y, Yokobayashi K, Matsushima M. Overall mortality in older people receiving physician-led home visits: a multicentre prospective study in Japan. *Fam Pract* 2021; **38**(4): 395-402.

10. Kawahara YY, Hashimoto S, Harada M, et al. Predictors of short-term repetition of self-harm among patients admitted to an emergency room following self-harm: A retrospective one-year cohort study. *Psychiatry Res* 2017; **258**: 421-6.

11. Kino S, Nishioka D, Ueno K, Haseda M, Kondo N. Public assistance program and depressive symptoms of the recipient: a cross-sectional Japan Gerontological Evaluation Study. *BMC Geriatr* 2022; **22**(1): 177.

12. Kino S, Stickley A, Nishioka D, et al. Suicidal ideation and suicide attempts among older recipients of public welfare assistance in Japan. *J Epidemiol Community Health* 2022; **76**(10): 873-9.

13. Kino S, Ueno K, Nishioka D, Kondo N, Aida J. Prevalence of dental visits in older Japanese adults receiving public assistance. *Community Dent Oral Epidemiol* 2024; **52**(1): 68-75.

14. Kobayashi O, Matsumoto T, Otsuki M, et al. Profiles associated with treatment retention in Japanese patients with methamphetamine use disorder: preliminary survey. *Psychiatry Clin Neurosci* 2008; **62**(5): 526-32.

15. Koyama Y, Fujiwara T, Isumi A, Doi S, Ochi M. The impact of public assistance on child mental health in Japan: results from A-CHILD study. *J Public Health Policy* 2021; **42**(1): 98-112.

16. Kushibuchi M, Okuse C, Ie K, et al. Limits of Subsidized Medical Care in Reducing the Effect of Socioeconomic Disparities: Liver Cirrhosis Mortality in Japan. *Journal of St Marianna University* 2023; **14**(1): 1-12.

17. Lu Y, Sato K, Nagai M, Miyatake H, Kondo K, Kondo N. Machine Learning-Based Prediction of Functional Disability: a Cohort Study of Japanese Older Adults in 2013-2019. *J Gen Intern Med* 2023; **38**(11): 2486-93.

18. Miyake H, Sada RM, Akebo H, Tsugihashi Y, Hatta K. Prevalence and factors associated with polypharmacy among patients with rheumatoid arthritis: a single-centre, cross-sectional study. *Clin Rheumatol*

2023; **42**(9): 2287-95.

19. Miyake H, Sada RM, Akebo H, Tsugihashi Y, Hatta K. Polypharmacy prevalence and associated factors in patients with systemic lupus erythematosus: A single-centre, cross-sectional study. *Mod Rheumatol* 2023; **34**(1): 106-12.

20. Miyake H, Sada RM, Tsugihashi Y, Hatta K. Single-centre, cross-sectional study on the factors and reasons for non-vaccination among patients with rheumatoid arthritis. *Mod Rheumatol* 2023; **34**(1): 79-86.

21. Nakamura Y, Sakurai K, Ishikawa S, Horinouchi T, Hashimoto N, Kusumi I. Outpatient visit behavior in patients with epilepsy: Generalized Epilepsy is more frequently non-attendance than Focal Epilepsy. *Epilepsy Behav* 2023; **145**: 109345.

22. Nakanishi M, Endo K, Ando S. The Basic Act for Suicide Prevention: Effects on Longitudinal Trend in Deliberate Self-Harm with Reference to National Suicide Data for 1996-2014. *Int J Environ Res Public Health* 2017; **14**(1).

23. Nakayama T, Nishioka K, Uchiyama K, et al. Late Dialysis Modality Education Could Negatively Predict Peritoneal Dialysis Selection. *J Clin Med* 2022; **11**(14).

24. Nishimoto Y, Kato T, Morimoto T, et al. Public assistance in patients with acute heart failure: a report from the KCHF registry. *ESC Heart Fail* 2022; **9**(3): 1920-30.

25. Noda T, Imamichi H, Kawata A, et al. Long-term outcome in 306 males with alcoholism. *Psychiatry Clin Neurosci* 2001; **55**(6): 579-86.

26. Osawa I, Sato T, Goto T, Sonoo T, Iwai S, Nakajima S. Characteristics and subgroups of frequent emergency department users in an academic hospital in Japan. *Acute Med Surg* 2020; **7**(1): e535.

27. Sengoku T, Ishizaki T, Goto Y, et al. Prevalence of type 2 diabetes by age, sex and geographical area among two million public assistance recipients in Japan: a cross-sectional study using a nationally representative claims database. *J Epidemiol Community Health* 2022; **76**(4): 391-7.

28. Takenaka Y, Yasui T, Enomoto K, et al. Health insurance status and survival among patients with head and neck cancer in Japan. *Int J Clin Oncol* 2016; **21**(3): 517-22.

29. Uchimura K, Ngamvithayapong-Yanai J, Kawatsu L, et al. Permanent employment or public assistance may increase tuberculosis survival among working-age patients in Japan. *Int J Tuberc Lung Dis* 2015; **19**(3): 312-8.

30. Wada T, Moriya T, Iba K, et al. Functional outcomes after arthroscopic treatment of lateral epicondylitis. *J Orthop Sci* 2009; **14**(2): 167-74.

31. Wakata S, Nishioka D, Takaki Y. Changes in health-related quality of life scores among low-income patients on social welfare programs in Japan during the COVID-19 pandemic: a single-center repeated cross-sectional study. *BMC Public Health* 2022; **22**(1): 2147.

32. Watanabe S, Usui M. Clinical features of ST-segment elevation myocardial infarction in patients receiving welfare public assistance in urban area of Japan. *J*

*Cardiol* 2021; **77**(4): 404-7.

33. Yoshikawa R, Kawatsu L, Uchimura K, Ohkado A. Delay in health-care-seeking treatment among tuberculosis patients in Japan: what are the implications for control in the era of universal health coverage? *Western Pac Surveill Response J* 2020; **11**(2): 37-47.

34. Yuda M. The medical assistance system and inpatient health care provision: Empirical evidence from short-term hospitalizations in Japan. *PLoS One* 2018; **13**(10): e0204798.

35. Yuda M. Healthcare Utilization Under a Comprehensive Public Welfare Program: Evidence From Japan. *Front Public Health* 2022; **10**: 895679.

36. Imamatsu Y, Tadaka E. Factors associated with health behaviors in preventing non-communicable diseases among older adults living alone in poverty in Japan. *Front Public Health* 2023; **11**: 1207334.

37. Isozaki A, Tadaka E. Development of a health behavior scale for older adults living alone receiving public assistance. *BMC Public Health* 2021; **21**(1): 1428.

38. Kino S, Nishioka D, Ueno K, Kondo N. Role of psychosocial factors in starting and leaving public assistance programs by older Japanese population: Longitudinal Japan Gerontological Evaluation Study. *Arch Gerontol Geriatr* 2022; **99**: 104615.

39. Kino S, Nishioka D, Ueno K, Saito M, Kondo N. Changes in social relationships by the initiation and termination of public assistance in the older Japanese population: A JAGES panel study. *Soc Sci Med* 2022; **293**: 114661.

40. Nishioka D, Kino S, Ueno K, Kondo N. Risk profiles of frequent outpatients among public assistance recipients in Japan: a retrospective cohort study using a classification and regression trees algorithm. *BMJ Open* 2022; **12**(5): e054035.

41. 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* 2020; **10**(10): e038663.

42. Nishioka D, Saito J, Ueno K, Kondo N. Single-parenthood and health conditions among children receiving public assistance in Japan: a cohort study. *BMC Pediatr* 2021; **21**(1): 214.

43. 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* 2021; **12**(6): 1104-11.

44. Nishioka D, Saito J, Ueno K, Kondo N. Sociodemographic inequities in unscheduled asthma care visits among public assistance recipients in Japan: additional risk by household composition among workers. *BMC Health Serv Res* 2023; **23**(1): 1084.

45. Nishioka D, Takaku R, Kondo N. Medical expenditure after marginal cut of cash benefit among public assistance recipients in Japan: natural experimental evidence. *J Epidemiol Community Health* 2021; **76**(5): 505-11.

46. Nishioka D, Ueno K, Kino S, Aida J, Kondo N. Sociodemographic inequities in dental care utilisation among governmental welfare recipients in Japan: a retrospective cohort study. *International journal for equity in health* 2021; **20**(1): 141.

47. Okumura Y, Sakata N, Tachimori H, Takeshima T. Geographical Variation in Psychiatric Admissions Among Recipients of Public Assistance. *J Epidemiol* 2019; **29**(7): 264-71.

48. Ueno K, Nishioka D, Saito J, Kino S, Kondo N. Identifying meaningful subpopulation segments among older public assistance recipients: a mixed methods study to develop tailor-made health and welfare interventions. *International journal for equity in health* 2023; **22**(1): 146.

49. Suzuki T, Iwagami M, Hamada S, Matsuda T, Tamiya N. Number of consulting medical institutions and risk of polypharmacy in community-dwelling older people under a healthcare system with free access: a cross-sectional study in Japan. *BMC Health Serv Res* 2020; **20**(1): 359.

50. Komiya H, Umegaki H, Asai A, et al. Factors associated with polypharmacy in elderly home-care patients. *Geriatr Gerontol Int* 2018; **18**(1): 33-41.

51. Kojima T, Shimada K, Terada A, et al. Association between polypharmacy and multiple uses of medical facilities in nursing home residents. *Geriatrics & Gerontology International* 2016; **16**(6).

52. 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* 2019; **19**(1): 2.

53. Shahidi FV, 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* 2019; **73**(3): 198-205.

54. 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. *Canadian Journal of Public Health* 2019; **110**: 386-94.

## Ｆ．健康危険情報

なし

## Ｇ．研究発表

### １．論文発表

1. Kawachi H, Nishioka D. Health statuses among people in poverty receiving public assistance in Japan: A Scoping review. JMA Journal. 2024; (In press)

### ２．学会発表

1. 武本翔子，他．生活保護受給者への健診受診勧奨：豊中市の「健診受診勧奨強化月間」の取り組みから．第 82 回日本公衆衛生学会総会．
2. 小久保小百合，他．被保護者に対する電話での健診受診勧奨が受診率に与える効果：豊中市の令和４年度の取り組みより．第 82 回日本公衆衛生学会総会．

## Ｈ．知的財産権の出願・登録状況

**1．特許取得**

なし

**2．実用新案登録**

なし

**3．その他**

なし

表 1. 18–39 歳の成人における多剤投薬の分布の状況（N＝264 人）

| | 合計<br>N=264 | 1-5 種類<br>N=150(%) | 6-9 種類<br>N=86(%) | 10≦ 種類<br>N=28(%) |
|---|---|---|---|---|
| 年齢 | | | | |
| 18-29 | 102 | 82(80.4) | 16(15.7) | 4(3.9) |
| 30-39 | 162 | 68(42.0) | 70(43.2) | 24(14.8) |
| 性別 | | | | |
| 女性 | 157 | 85(54.1) | 55(35.0) | 17(10.8) |
| 男性 | 107 | 65(60.7) | 31(29.0) | 11(10.3) |
| 世帯人数 | | | | |
| 2 人以上 | 159 | 94(59.1) | 51(32.1) | 14(8.8) |
| 独居 | 105 | 56(53.3) | 35(33.3) | 14(13.3) |
| 就労（１年間） | | | | |
| なし | 230 | 130(56.5) | 76(33.0) | 24(10.4) |
| あり | 34 | 20(58.8) | 10(29.4) | 4(11.8) |
| 障害の認定 | | | | |
| なし | 183 | 111(60.7) | 58(31.7) | 14(7.7) |
| あり | 81 | 39(48.1) | 28(34.6) | 14(17.3) |
| CCI<br>(median, IQR) | | 0.0 (0.0-1.0) | 1.0 (0.0-2.0) | 1.5 (1.0-2.0) |
| 受診医療機関数<br>(median, IQR) | | 4.0 (3.0-6.0) | 5.0 (3.0-8.0) | 7.0 (5.0-10.0) |
| PIMs | | | | |
| なし | 79 | 72(91.1) | 6(7.6) | 1(1.3) |
| あり | 185 | 78(42.2) | 80(43.2) | 27(14.6) |

CCI: チャールソン併存疾患指数

Median: 中央値、IQR：四分位範囲

PIMS：潜在的な不適切処方

表 2. 40–64 歳の成人における多剤投薬の分布の状況（N＝1677 人）

| | 合計<br>N=1677 | 1-5 種類<br>N=517(%) | 6-9 種類<br>N=590(%) | 10≦ 種類<br>N=570(%) |
|---|---|---|---|---|
| 年齢 | | | | |
| 40-49 | 343 | 122(35.6) | 117(34.1) | 104(30.3) |
| 50-59 | 870 | 277(31.8) | 305(35.1) | 288(33.1) |
| 60-64 | 464 | 118(25.4) | 168(36.2) | 178(38.4) |
| 性別 | | | | |
| 女性 | 923 | 274(29.7) | 317(34.3) | 332(36.0) |
| 男性 | 754 | 243(32.2) | 273(36.2) | 238(31.6) |
| 世帯人数 | | | | |
| 2 人以上 | 547 | 192(35.1) | 175(32.0) | 180(32.9) |
| 独居 | 1130 | 325(28.8) | 415(36.7) | 390(34.5) |
| 就労（１年間） | | | | |
| なし | 1397 | 392(28.0) | 497(35.6) | 508(36.4) |
| あり | 280 | 125(44.6) | 93(33.2) | 62(22.1) |
| 障害の認定 | | | | |
| なし | 1066 | 366(34.3) | 391(36.7) | 309(29.0) |
| あり | 611 | 151(24.7) | 199(32.6) | 261(42.7) |
| 要介護認定 | | | | |
| なし | 1580 | 499(31.6) | 551(34.9) | 530(33.5) |
| 要支援～要介護 1 | 30 | 4(13.3) | 12(40.0) | 14(46.7) |
| 要介護 2～ | 67 | 14(20.9) | 27(40.3) | 26(38.8) |
| CCI<br>(median, IQR) | | 1.0 (0.0-2.0) | 1.0 (0.0-2.0) | 2.0 (1.0-3.0) |
| 受診医療機関数<br>(median, IQR) | | 4.0 (3.0-6.0) | 4.0 (3.0-6.0) | 6.0 (4.0-9.0) |
| PIMs | | | | |
| なし | 266 | 205(77.1) | 45(16.9) | 16(6.0) |
| あり | 1411 | 312(22.1) | 545(38.6) | 554(39.3) |

CCI: チャールソン併存疾患指数

Median: 中央値、IQR：四分位範囲

PIMS：潜在的な不適切処方

表 3. 65 歳以上の成人における多剤投薬の分布の状況（N＝4546 人）

| | Total N=4546 | 1-5 種類 N=1320(%) | 6-9 種類 N=1905(%) | 10≦ 種類 N=1321(%) |
|---|---|---|---|---|
| 年齢 | | | | |
| 65-74 | 1155 | 352(30.5) | 488(42.2) | 315(27.3) |
| 75-84 | 2114 | 642(30.4) | 868(41.0) | 604(28.6) |
| 85≦ | 1277 | 326(25.5) | 549(43.0) | 402(31.5) |
| 性別 | | | | |
| 女性 | 2527 | 723(28.6) | 1057(41.8) | 747(29.6) |
| 男性 | 2019 | 597(29.6) | 848(42.0) | 574(28.4) |
| 世帯人数 | | | | |
| 2 人以上 | 907 | 271(29.9) | 365(40.2) | 271(29.9) |
| 独居 | 3639 | 1049(28.8) | 1540(42.3) | 1050(28.9) |
| 就労（１年間） | | | | |
| なし | 4390 | 1244(28.3) | 1844(42.0) | 1302(29.7) |
| あり | 156 | 76(48.7) | 61(39.1) | 19(12.2) |
| 障害の認定 | | | | |
| なし | 3618 | 1145(31.7) | 1506(41.6) | 967(26.7) |
| あり | 928 | 175(18.9) | 399(43.0) | 354(38.1) |
| 要介護認定 | | | | |
| なし | 2179 | 774(35.5) | 907(41.6) | 498(22.9) |
| 要支援~要介護 1 | 935 | 225(24.1) | 391(41.8) | 319(34.1) |
| 要介護 2 | 1432 | 321(22.4) | 607(42.4) | 504(35.2) |
| CCI (median, IQR) | | 1.0 (1.0-3.0) | 2.0 (1.0-3.0) | 3.0 (2.0-4.0) |
| 受診医療機関数 (median, IQR) | | 4(2-6) | 4(2-6) | 6(4-9) |
| PIMs | | | | |
| なし | 826 | 560(67.8) | 212(25.7) | 54(6.5) |
| あり | 3720 | 760(20.4) | 1693(45.5) | 1267(34.1) |

CCI: チャールソン併存疾患指数

Median: 中央値、IQR：四分位範囲

PIMS：潜在的な不適切処方

表４. 40-64 歳の多剤投薬に関連する要因：マルチレベル多項ロジスティック回帰分析

| | Model1 N=1626 | | Model2 N=1555 | |
|---|---|---|---|---|
| | 6-9 種類 | 10≦ 種類 | 6-9 種類 | 10≦ 種類 |
| | B (95% CI) | | | |
| 年齢 (参照. 40-49) | | | | |
| 50-59 | 0.06(-0.25, 0.38) | 0.24(-0.10, 0.59) | 0.11(-0.21, 0.44) | 0.25(-0.10, 0.61) |
| 60-64 | 0.31(-0.05, 0.68) | **0.58**(0.19, 0.98) | 0.37(-0.01, 0.74) | **0.60**(0.20, 1.01) |
| 性別 (参照.女性) | | | | |
| 男性 | -0.15(-0.41, 0.11) | -0.14(-0.42, 0.14) | -0.21(-0.48, 0.06) | -0.19(-0.48, 0.09) |
| 世帯人数 (参照. 2 人以上) | | | | |
| 独居 | **0.34**(0.06, 0.61) | 0.17(-0.12, 0.46) | **0.33**(0.05, 0.61) | 0.18(-0.12, 0.47) |
| 就労状況 (参照. なし) | | | | |
| あり | **-0.46**(-0.77, -0.15) | **-1.00**(-1.37, -0.64) | **-0.57**(-0.89, -0.25) | **-1.15**(-1.52, -0.77) |
| 障害の認定 (参照. なし) | | | | |
| あり | 0.24(-0.03, 0.51) | **0.77**(0.50, 1.05) | 0.25(-0.03, 0.53) | **0.77**(0.48, 1.05) |
| 要介護認定 (参照. なし) | | | | |
| 要支援～要介護 1 | 0.82(-0.33, 1.98) | 0.88(-0.28, 2.05) | 0.70(-0.47, 1.87) | 0.76(-0.42, 1.94) |
| 要介護 2～ | 0.35(-0.33, 1.04) | 0.11(-0.60, 0.82) | 0.28(-0.42, 0.98) | -0.09(-0.83, 0.64) |
| CCI | **0.09**(0.00, 0.18) | **0.26**(0.17, 0.35) | 0.08(-0.01, 0.17) | **0.25**(0.16, 0.35) |
| 健診受診 (参照. なし) | | | | |
| あり | **-0.69**(-1.19, -0.20) | **-0.82**(-1.33, -0.30) | **-0.70**(-1.19, -0.20) | **-0.80**(-1.32, -0.28) |
| 受診医療機関数 | 0.04(-0.01, 0.08) | **0.18**(0.14, 0.22) | **0.05**(0.00, 0.09) | **0.18**(0.14, 0.23) |
| 地域ソーシャルキャピタル指標 | | | | |
| 市民参加 | | | -0.05(-0.18, 0.08) | **-0.21**(-0.35, -0.07) |
| 社会的凝集性 | | | -0.01(-0.08, 0.07) | 0.08(0.00, 0.15) |
| 互酬性 | | | 0.03(-0.14, 0.2) | 0.04(-0.14, 0.22) |
| 受診医療機関数 | | | 0.01(-0.01, 0.02) | 0(-0.01, 0.01) |

CCI: チャールソン併存疾患指数　太字 $p<0.05$

表 5. 65 歳以上の多剤投薬に関連する要因：マルチレベル多項ロジスティック回帰分析の結果

| | Model1 N=4466 | | Model2 N=4379 | |
|---|---|---|---|---|
| | 6-9 種類 | 10≦ 種類 | 6-9 種類 | 10≦ 種類 |
| | B (95% CI) | | | |
| 年齢 (参照. 65-74) | | | | |
| 75-84 | -0.07(-0.26, 0.11) | -0.10(-0.31, 0.11) | -0.05(-0.23, 0.14) | -0.08(-0.30, 0.13) |
| 85≦ | 0.04(-0.19, 0.26) | -0.02(-0.28, 0.23) | 0.06(-0.17, 0.28) | -0.02(-0.28, 0.24) |
| 性別 (参照.女性) | | | | |
| 男性 | -0.05(-0.20, 0.11) | -0.10(-0.28, 0.07) | -0.06(-0.21, 0.09) | -0.12(-0.30, 0.05) |
| 世帯人数 (参照. 2 人以上) | | | | |
| 独居 | 0.01(-0.17, 0.20) | -0.10(-0.31, 0.11) | 0.00(-0.18, 0.19) | -0.10(-0.31, 0.11) |
| 就労状況 (参照. なし) | | | | |
| あり | **-0.45**(-0.82, -0.09) | **-1.13**(-1.67, -0.58) | **-0.45**(-0.82, -0.08) | **-1.21**(-1.78, -0.64) |
| 障害の認定 (参照. なし) | | | | |
| あり | **0.48**(0.28, 0.68) | **0.70**(0.48, 0.92) | **0.45**(0.25, 0.66) | **0.67**(0.45, 0.89) |
| 要介護認定 (参照. なし) | | | | |
| 要支援～要介護 1 | 0.20(0.00, 0.41) | **0.46**(0.23, 0.69) | 0.19(-0.01, 0.4) | **0.45**(0.22, 0.69) |
| 要介護 2～ | **0.28**(0.09, 0.47) | **0.66**(0.45, 0.87) | **0.28**(0.08, 0.47) | **0.66**(0.44, 0.88) |
| CCI | **0.18**(0.13, 0.23) | **0.29**(0.24, 0.34) | **0.18**(0.14, 0.23) | **0.29**(0.24, 0.34) |
| 健診受診 (参照. なし) | | | | |
| あり | **-0.47**(-0.82, -0.13) | -0.11(-0.48, 0.25) | **-0.48**(-0.82, -0.14) | -0.14(-0.50, 0.23) |
| 受診医療機関数 | **0.12**(0.08, 0.15) | **0.28**(0.25, 0.32) | **0.12**(0.09, 0.16) | **0.29**(0.25, 0.33) |
| 地域ソーシャルキャピタル指標 | | | | |
| 市民参加 | | | -0.06(-0.13, 0.02) | **-0.09**(-0.17, 0) |
| 社会的凝集性 | | | 0.02(-0.02, 0.07) | 0.05(0, 0.1) |
| 互酬性 | | | -0.05(-0.15, 0.06) | -0.03(-0.15, 0.08) |
| 受診医療機関数 | | | 0.00(-0.01, 0.00) | 0(-0.01, 0) |

CCI: チャールソン併存疾患指数　太字 $p<0.05$

表 6. 生活保護を曝露変数として用いた先行研究のまとめ

| 著者 | 年 | 研究デザイン | セッティング／参加者 | データ | 比較対象 | N (生活保護/非生活保護) | 成果 | 調査結果 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Noda T, et al.[25] | 2001 | 前向きコホート研究 | 禁酒自助グループに参加しているアルコール依存症患者 | 医療記録と各患者またはその家族へのフォローアップインタビュー | 非利用者 | 306（83/214）<br>9 人は生活保護情報が欠損 | 安定した禁酒と死亡率 | 非生活保護利用者は生活保護利用者よりも安定した禁酒（オッズ比：7.2、95%信頼区間：1.8-28.4）および死亡率の低下（ハザード比：0.5、95%信頼区間：0.4-0.8）が望ましい。 |
| Kobayashi O, et al.[14] | 2008 | 症例対照研究 | 単一施設／覚醒剤使用障害と診断された患者（19～60 歳） | 医療記録 | 非利用者 | 101 (26/75) | 3 ヵ月間の治療継続率 | 治療継続群では、生活保護を受けている患者の割合が有意に多かった（38％対 17％）。生活保護を受けている患者は、受けていない患者より治療継続率が 2 倍高かったが、統計的には境界的であった（補正後オッズ比：2.38、95%信頼区間：0.92-6.16、p＝0.074）。 |
| Wada T, et al.[30] | 2009 | 回顧的コホート研究 | 関節鏡視下手術を受けた外側上顆炎患者（42～71 歳） | 医療記録および自記式質問紙調査 | 非利用者 | 18 (4/14) | 腕、肩、手の障害スコア | 生活保護は、外側上顆炎に対する関節鏡視下手術後の予後不良の潜在的予測因子であることが判明した（スコア中央値：36.5 vs. 2.2、p = 0.03）。 |
| Kamimura A, et al. [6] | 2013 | 回顧的コホート研究 | 生涯において何らかの親密なパートナーからの暴力（IPV）を経験したことのある女性（24～80 歳）を対象に、半構造化面接によりデータを | インタビュー調査 | 非利用者 | 回答者 101 人の 3,403 人年（うち、利用者 154 人年） | 親密なパートナーからの暴力に特異的な医療受診行動 | 生活保護の受診は、IPV に特異的な医療機関受診行動と負の関連があった（係数：1.08、SE：0.48）。 |

収集した。

| | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Uchimura K, et al. [29] | 2015 | 回顧的コホート研究 | 日本における 15～59 歳の新規結核登録患者 | 全国を代表する登録データ | その他の保険 | 9,097 人（711 人／無保険：321 人、保険：8,065 人） | 結核による死亡 | 生活保護と結核による死亡との関連は多変量モデルでは消失した。しかし、保険未加入者では関連が残っていた（調整済みハザード比［95%信頼区間］：1.08［0.78-1.51］および 1.48［1.02-2.15］、それぞれ生活保護および無保険の場合）。生活保護は、特に非正規労働者や失業者に限れば、生存率の改善に寄与する可能性がある（Kaplan-Meier 曲線の結果より）。 |
| Takenaka Y, et al. [28] | 2016 | 回顧的コホート研究 | 単一施設／新規に診断され組織学的に確定された頭頸部扁平上皮がん（HNSCC）患者、年齢中央値 76 歳（範囲 28～92 歳）。 | 医療記録 | その他の保険 | 407 (72/335) | 死亡率 | 臨床病期分布は、生活保護群と他の保険群との間に有意差はなかった（オッズ比：1.36、95%信頼区間：0.78-2.39、III 期および IV 期）。 5 年全生存率、HNSCC 死亡の累積発生率、その他の死亡の累積発生率は、生活保護群とその他の保険群でそれぞれ<br>63.3%と 59.1%、27.0%と 31.8%、10.3%と 9.7%であった。生活保護と HNSCC 死亡の関連に関する調整済み部分分布ハザード比は 0.73（95%信頼区間：0.44-1.21）であった。 |
| Funakoshi M, et al. [3] | 2017 | 横断研究 | 多施設/若年成人 2 型糖尿病（T2DM）患者（20～40 歳） | 医療記録および自記式質問紙調査 | その他の保険 | 672 (64/608) | 糖尿病合併症 | 生活保護を受けた患者は、一般的な危険因子を調整した後の糖尿病合併症のオッズ比が高い（網膜症のオッズ比は 2.19（1.20-3.95）、腎症のオッズ比は 2.60（1.16-5.50））。 |

| | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Kawahara Y.Y, et al. [10] | 2017 | 回顧的コホート研究 | 単一施設／救急外来に入院し、その後自傷行為のエピソードがあった患者 | 医療記録 | 非利用者 | 405 (54/351) | 短期の自傷行為の繰り返し（1 ヵ月未満と 6 ヵ月未満） | 生活保護での生活は 6 ヵ月以内の自傷行為の反復と関連していた（調整済ハザード比：3.13［95% 信頼区間 1.70-5.75］）。 |
| Nakanishi M, et al. [22] | 2017 | パネルデータ | 全国患者調査 | 全国を代表する調査データ | 非利用者 | 13,014 (1,112/11,902) | 故意の自傷行為 | 生活保護を受けている患者の割合は、意図的な自傷行為を行った患者（8.5%）で一般集団よりも高かった。 |
| Yuda M. [34] | 2018 | 横断研究 | 医療扶助に関する実態調査（医療保険実態調査）。公的医療保険における医療活動実態調査（医療介護新領域別調査） | 全国を代表する個人レベルの請求データ | その他の保険 | 299,520 (18,693/280,827) | 入院医療の弾力性 | 医療扶助患者の医療費は、他の医療保険患者の医療費よりも著しく高く、弾力性は約 0.20 である。 |
| Izumi K, et al. [5] | 2019 | パネルデータ | 1 自治体／結核菌の遺伝子型データが通知された培養陽性結核患者 | 登録データ | 非利用者 | 1,025 人（304/720）1 人は生活保護情報が欠損 | クラスター症例 | 結核診断時に生活保護を受けていたこと（調整済みオッズ比：1.81、95%信頼区間：1.15-2.84）は、遺伝子型のクラスタリングと関連していた。 |
| Cho T, et al. [1] | 2020 | 回顧的コホート研究 | 妊娠中にクラミジアトラコマティス検査を受け、妊娠 22 週目以降に出産した単施設／女性（対照群：陰性と判定された患者の中から無作為に抽出した者） | 医療記録 | 非利用者 | 2,233 (74/2,159) | 早産 | クラミジア陽性群は対照群より生活保護適用率が高かった（12.4%対 2.1%）。 |
| Ikeda K, et al. | 2020 | 症例対照 | 単一施設／救急部 | 医療記録 | その | 340 (27/313) | 頻繁な救急 | 性、年齢、潜在的交絡因子を調整した後で |

| | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| [4] | | 研究 | （救急外来）を受診した20歳以上の患者 | | 他の保険 | | 外来の利用 | も、生活保護の受診は頻回受診のオッズ比を有意に増加させた（オッズ比：3.89、95%信頼区間：1.62-9.35）。 |
| Kaneko M, et al. [7] | 2020 | 横断研究 | 多施設/救急外来を受診した患者 | 医療記録 | 非利用者 | 20,388人（110人/20,257人）、21人は生活保護情報が欠損 | 頻繁な救急外来の利用 | 生活保護を受けること（調整後オッズ比：7.19、95%信頼区間：2.87-18.07）は、頻繁な救急外来受診と関連していた。 |
| Osawa I, et al. [26] | 2020 | 横断研究 | 単一施設/救急外来患者（18歳以上） | 医療記録 | 非利用者 | 556 (37/519) | 入院率 | 頻繁に救急外来を受診する患者は、そうでない患者よりも生活保護を受ける傾向があった（8.9% vs 4.7%）。<br>入院リスクは頻繁な救急外来利用とは関連していなかった（調整後オッズ比：1.21、95%信頼区間、0.74-1.96）。 |
| Yoshikawa R, et al. [33] | 2020 | パネルデータ | 日本の結核サーベイランスデータ | 登録データ | その他の保険 | 88,351 (7,148/81,203) | 患者の遅れ（症状発生から初診までの期間）：短い、中程度、長い遅れ | 生活保護を受けることは、特に中等度と長時間の遅れの危険因子であった（調整後オッズ比［95%信頼区間］）：調整後オッズ比［95%信頼区間］：1.19［1.09-1.31］および1.36［1.16-1.60］（それぞれ中等度および長時間の遅れに対して |
| Kaneko M, et al. [9] | 2021 | 前向きコホート研究 | 多施設／在宅または介護施設で医師主導の定期的医療を受け始めた患者、65歳以上 | 医師による調査データ | 非利用者 | 825 (115/710) | 全死因死亡率 | 多変量Cox比例ハザードモデルでは、生活保護の非受領が死亡率と関連していることが示され、生活保護を受けた患者は死亡する可能性が低いことが示された（マルチプルインピュテーションによる調整後ハザード比：0.61（0.41-0.90）（完全症例解析、n＝663：0.65［0.42-1.01） |
| Koyama Y, et al. [15] | 2021 | 横断研究 | 公立小学校に通う6〜7歳児全員の養育者を対象に、1自治体／1件の調査 | 社会調査データ（自記式アンケー | 生活保護を利用し | 6,920（生活保護(+)/LI(+)：191、生活保護(-)/LI(+)：452、生活保護 | 強さと困難に関する質問票（SDQ） | SDQスコアとCRCSスコアは、生活保護の利用者と非利用者の間に有意差はなかった。しかし、精神的な健康状態については、特に情緒的症状や向社会的行動など、 |

| | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | を実施 | | ト） | ていない低所得世帯（LI）世帯 | (-)/LI(+)：6,277) | 子どものレジリエントコーピングスケール（CRCS） | すべてのスコアで生活保護利用者の方が悪かった。生活保護利用世帯の子どもは、非利用世帯の子どもよりも登校拒否のリスクが高かった。生活保護利用世帯の子どもは、生活保護非利用世帯の子どもよりも登校拒否の可能性が4倍高かった（オッズ比：4.00、95%信頼区間：0.85-18.84、p＝0.080）。 |
| Watanabe S, et al. (32) | 2021 | 回顧的コホート研究 | 単一施設／ST 上昇型心筋梗塞患者 | 医療記録 | 非利用者 | 525 (67/458) | | 臨床的特徴 | 喫煙率は生活保護群で非生活保護群より高かった（91.0 vs. 81.1%, p＝0.02）。高比重リポ蛋白コレステロール値は生活保護群で非生活保護群より低かった（43.2±9.9mg/dL vs. 47.1±12.8mg/dL, p = 0.005）。入院時の心室性不整脈は生活保護群で非生活保護群より有意に多かった（11.9 vs. 4.8%, p = 0.02）。左室駆出率は生活保護群で非生活保護群より低かった（急性期 46.6％±10.7 vs. 53.3±8.6, p = 0.001; 慢性期 48.7％±10.1 vs. 55.3±9.4, p＝0.008）。 |
| Fujito H, et al. (2) | 2022 | 回顧的コホート研究 | 単一施設／急性心不全（HF）で入院し、退院または転院した患者を 1 年間追跡した。 | 医療記録 | その他の保険 | 771 (87/684) | | 退院後の心臓イベント（心血管疾患（CVD）による死亡または再入院 | 生活保護群は非生活保護群に比べて有意に若く、糖尿病、喫煙、虚血性心疾患、高血圧性心疾患の罹患率が有意に高く、推定糸球体濾過量が有意に低かった。　生活保護を利用する急性心不全患者は、非利用者と同様に、侵襲的治療を含む質の高い医療を受けた。共変量を補正した結果、生活保護の利用は 1 年心イベント発生率と独立して関連していた（ハザード比：2.15、95%信頼区間：1.42-3.26）。 |

| | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Kaneko M, et al. [8] | 2022 | 横断研究 | ある自治体／75 歳以上の高齢者で、年に 4 回以上医療機関を受診した人 | クレームデータ | 非利用者 | 413,600 (14,243/399,357) | ケアの断片化（ケアの断片化指数（FCI） | 多変量解析の結果、生活保護を受けている患者は受けていない患者より FCI が低く、係数は 0.137 であった（これは、生活保護を受けている人は、受診したい医療機関名を自治体に報告する必要があることから説明できる）。 |
| Kino S, et al. [11] | 2022 | 横断研究 | 39 の自治体／高齢の地域居住利用者 | 社会調査データ（自記式アンケート） | 非利用者 | 93,280 (1,093/9,2187) | 抑うつ症状（老年期抑うつ尺度 GDS） | 高齢の生活保護利用者は非利用者よりも抑うつ症状の有病率が高い（有病率比：1.57 [95%信頼区間: 1.47-1.67]）。 |
| Kino S, et al. [12] | 2022 | 横断研究 | 39 の自治体／高齢の地域居住利用者 | 社会調査データ（自記式アンケート） | 非利用者 | 16,135 (202/15,933) | 自殺念慮と自殺企図 | 生活保護利用者は非利用者に比べ、生涯自殺念慮有病率が高く（有病率比：1.47、95%信頼区間：1.02-2.13）、自殺未遂有病率も高かった（有病率比：1.91、95%信頼区間：1.20-3.04）。 |
| Nakayama T, et al. [23] | 2022 | 症例対照研究 | 単一施設／維持透析を開始した患者（年齢中央値（IQR）：70（59-79）歳） | 医療記録 | 非利用者 | 355 (13/342) | 腹膜透析（PD）の選択 | 多変量解析の結果、生活保護（オッズ比：0.70、95%信頼区間：0.08-6.09、p＝0.74）は PD 選択と有意な関連を示さなかった。 |
| Nishimoto Y, et al. [24] | 2022 | 回顧的コホート研究 | 多施設／急性心不全（AHF）患者および AHF のため初めて入院した患者 | 登録データ | 非利用者 | 3,728 (218/3,510) | 退院後の全死因、HF、入院の 1 年間の累積発生率 | 180 日を超える HF 入院の調整後リスクは、生活保護を有する群で有意であった（ハザード比：1.56、95%信頼区間：1.07-2.29、p＝0.02）。 |
| Sengoku T, et al. [27] | 2022 | 横断研究 | 2015 年から 2017 年にかけて日本に滞在した人々 | NDB と医療扶助レセプトデータ | 非利用者 | 日本における 2015 年、2016 年、2017 年の総利用者数は、それぞれ | 2 型糖尿病有病率 | 47 都道府県における糖尿病（入院患者および外来患者）の平均粗有病率および年齢標準化有病率は、利用者で 7.8%、公的医療保険加入者で 3.9%であった。都市レ |

| | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | | 2,161,442 人、2,148,282 人、2,130,482 人であった。 | | ベルの分析では、地域別の T2D 有病率のオッズ比は 0.31～1.51 であった。 |
| Wakata S, et al. (31) | 2022 | 繰り返し横断研究 | 単一施設診療所の患者 | 診療記録 | 非利用者 | 374 (68/306) | SF-12 による健康関連 QOL 値<br>身体的スコア（PCS）、精神的スコア(MCS)<br>社会的スコア(RCS) | 生活保護利用者は、生活保護を利用していない者に比べ、PCS と RCS が低かった（PCS：-8.24、95%信頼区間：-10.43～-6.05、RCS：-7.87、95%信頼区間：11.88～-3.85）。MCS スコアは、COVID-19 流行前後で、生活保護利用者では非利用者よりも有意に低下した（-4.27、95%信頼区間：-6.67～-1.82）。 |
| Yuda M. (35) | 2022 | 横断研究 | 生活保護患者を対象とした医療扶助に関する実態調査<br><br>国民皆保険患者を対象とした公的医療保険における医療活動に関する調査 | 全国を代表する個人レベルの請求データ | その他の保険 | 1,698,857 (261,546/1,437,311) | 外来医療利用率 | 生活保護の割り当てにより、月間医療費は約 20%増加し、月間受診回数は約 25%増加した。生活保護受益者に自己負担を課すと、月間医療費は約 25.0%、月間受診回数は約 30%と大幅に減少する。<br>これらの結果から推定される価格弾力性は約-0.02 と極めて小さく、自己負担率の水準が外来医療利用の集中的マージンに与える影響はごくわずかであることを示している。 |
| Lu Y, et al. (17) | 2023 | 前向きコホート研究 | 19 市町村／要介護認定を受けていない 65 歳以上の高齢者 | 社会調査データ（自記式アンケート） | 非利用者 | 73,262（利用データ詳細なし） | 5 年間の機能障害 | リッジ回帰モデルでは、生活保護を受けている世帯の特徴が機能障害の重要な予測因子であった。 |
| Miyake H, et al. (18) | 2023 | 横断研究 | 単一施設／関節リウマチ患者 | 医療提供者が患者またはそ | 非利用者 | 991 (17/974) | ポリファーマシーと過剰なポリフ | 過剰なポリファーマシー（定期的に 10 種類以上の経口投与薬を服用していることと定義）は、生活保護の有無と関連してい |

| | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | の代理人に実施した調査データ | | | ァーマシー | た（オッズ比：3.80、95%信頼区間：1.23-11.72）。 |
| Miyake H, et al. (19) | 2023 | 横断研究 | 単一施設／全身性エリテマトーデス（SLE）患者 | 医療提供者が患者またはその代理人に実施した調査データ | 非利用者 | 261 (8/253) | ポリファーマシーと過剰なポリファーマシー | 過剰なポリファーマシーは生活保護の有無と関連していた（多変量オッズ比:18.9、95%信頼区間：3.30-102.65）。 |
| Miyake H, et al. (20) | 2023 | 横断研究 | 単一施設／関節リウマチ患者 | 医療提供者が患者またはその代理人に実施した調査データ | 非利用者 | 991 (17/974) | ワクチン接種 | インフルエンザワクチン：生活保護は非接種と有意に関連 |
| Nakamura Y, et al. (21) | 2023 | 症例対照研究 | 単一施設／精神神経科を受診した者 | 医療記録 | 生活保護を受けたことがない | 536 (87/449) | 服薬アドヒアランスの代理としての受診行動 | 生活保護の受診歴は不参加率の高さと関連していた（オッズ比：2.04、95%信頼区間：1.22-3.43、p＝0.007）。 |
| Kino S, et al. (13) | 2024 | 横断研究 | 60 の自治体／高齢の地域居住利用者 | 社会調査データ（自記式アンケート） | 非利用者 | 16,366 (229/16,137) | 歯科訪問 | 完全調整モデルでは、生活保護受療者は、何らかの理由で歯科を受診する可能性が24%低く（有病比［95%信頼区間］、0.76［0.64-0.90］）、治療では 23%低く（0.77［0.65-0.92］）、予防では 21%低かった（0.79［0.65-0.95］）。 |

| | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Kushibuchi M, et al.[16] | 2024 | 回顧的コホート研究 | 単一施設／アルコール性肝硬変と診断された患者 | 医療記録 | 非利用者 | 244 (62/182) | 全死因死亡率 | 全死亡率は、生活保護群と非生活保護群でそれぞれ 48.4%と 31.9%であった（p＝0.002）。多変量 Cox 回帰モデルでは、生活保護利用のハザード比は 1.75（95%信頼区間：1.03-2.98、p＝0.039）であった。 |

表 7.　被保護者を研究集団全体として用いた先行研究のまとめ

| 著者紹介 | 年 | デザイン | 設定／参加者 | データ | N | 成果 | 調査結果 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Okumura Y, et al.[47] | 2019 | 横断研究 | 精神科病院に入院中の生活保護利用者全員 | 全国データベース | 46,559 | 精神科入院の年齢性別標準化請求率 | 利用者の精神科入院数と総医療費には地理的（都道府県）なばらつきがある。<br>利用者の精神科入院、人口 10 万人当たりの都道府県の精神科病床数、生活保護を受ける人口の都道府県の割合には正の相関がある。 |
| Nishioka D, et al.[41] | 2020 | 回顧的コホート研究 | 日本の2つの市町村の成人受診者（20歳以上） | 自治体データベース | 6,016 | 頻繁な外来通院 | 一人暮らしの利用者は、一人暮らしでない利用者と比較して 1.58（95%信頼区間：1.05-2.39）であった。民間医療機関を受診した利用者は、医療機関を受診した利用者と比較して 1.74%（95%信頼区間：1.20-2.52）であった。 |
| Isozaki A, et al. [37] | 2021 | 横断研究 | 無作為抽出された日本の高齢利用者 | 社会調査データ（自記式アンケート） | 1,280 | 健康診断の行動 | 健康行動尺度は、受診者の健康診断行動と相関する 2 つの構成要素（自己の力に関する自己認識と日常的な健康のための実践的スキル）を含んで開発された。 |
| Nishioka D, et al.[42] | 2021 | 回顧的コホート研究 | 日本の2つの自治体で生活保護を受けている世帯の子ども（15 歳未満） | 自治体データベース | 573 | 子どもの急性および慢性疾患 | 生活保護利用者のうち、ひとり親世帯で暮らす人は以下の有病率が高い：喘息（IR：1.62、95%信頼区間：1.16-2.26）、アレルギー性鼻炎（IR：1.41、95%信頼区間：1.07-1.86）、皮膚炎および湿疹（IR：1.81、95%信頼区間：1.21-2.7）、歯科疾患（IR：1.79、95%信頼区間：1.33-2.42）<br>ひとり親世帯であることと子どもの急性健康状態との間には、有意な関連は認められなかった。 |
| Nishioka D, et al.[43] | 2021 | 回顧的コホート研究 | 日本の2つの市町村の成人受診者（20歳以上） | 自治体データベース | 若年成人（20～64歳）2,698人、高齢成人（65歳以上）3,019 人 | 糖尿病診断の 1 年累積罹患率 | 若年（20～64 歳）男性では、糖尿病と診断された人の発症率が高かった：<br>無職（IR：1.28、95%信頼区間：0.85-1.91）<br>一人暮らし（IR：1.48、95%信頼区間：0.96-2.29）。<br>しかし、若い女性と高齢の受診者では有意な関連は認められなかった |

| | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Nishioka D, et al. (45) | 2021 | 回顧的コホート研究 | 5 市町村の子育て支援生活保護利用世帯 | 自治体データベース | 4,893 世帯 | 家計の医療費 | 所得減少による政府の貯蓄は、貧困状態にある子育て世代における医療費の増加によって相殺された（すなわち、現金給付が 50 米ドル減少すると、1 世帯当たりの医療費は 248.6 米ドル増加する可能性がある［95%信頼区間 : 25.4-471.7］）。 |
| Nishioka D, et al. (46) | 2021 | 回顧的コホート研究 | 日本の2つの市町村の成人受診者（20 歳以上） | 自治体データベース | 4,497 | 歯科治療へのアクセス | 若年（IR : 0.87［10 歳まで］、95%信頼区間 : 0.84-0.91）、女性（IR : 1.22、95%信頼区間 : 1.08-1.38）、移民（IR : 1.53、95%信頼区間 : 1.16-2.01）、および障害の認定（IR : 1.30、95%信頼区間 : 1.08-1.56） の属性をもつ生活保護利用者では歯科医療を受けやすい。<br>統計的に有意ではないが、一人暮らしと雇用は、歯科治療へのアクセスの潜在的な予測因子である。 |
| Kino, et al. (38) | 2022 | 回顧的コホート研究 | 地域居住の高齢利用者 | 社会調査データ（自記式アンケート） | 347 | 生活保護プログラムの開始または終了 | 地域社会との相互扶助の認識が高い人は、そうでない人に比べて 3 年後に生活保護を開始する可能性が 1.21 倍（95%信頼区間 : 1.02-1.46）高かった。居住コミュニティに愛着を感じている生活保護利用者は、そうでない人に比べて 3 年後に生活保護をあきらめる可能性が 1.16 倍高かった（95%信頼区間 : 1.06-1.28）。同様に、社会的役割をもっていた人は、そうでない人に比べて 3 年後に生活保護をあきらめる可能性が 1.15 倍高かった（95%信頼区間 : 1.01-1.30）。 |
| Kino, et al. (39) | 2022 | 回顧的コホート研究 | 地域居住の高齢利用者 | 社会調査データ（自記式アンケート） | 335 | 社会的関係の変化 | 生活保護を受けなくなった利用者は、友人の数、友人と会う頻度、スポーツや趣味のサークルへの参加が増加した。逆に、2013 年の非利用者が 2016 年に生活保護を受け始めても、社会的関係は有意に変化しなかった。 |
| Nishioka D, et al. (40) | 2022 | 回顧的コホート研究 | 日本6自治体の利用者 | 自治体データベース | 15,739 | 頻回受診：月15回以上の受診行動 | 決定木分析を用いると、障害の認定を持ち、就労しているサブグループが頻回受診の最も高いリスクを示した（発生率 : 16.7%）。<br>従来の回帰分析では、無職であることは頻回の外来通院と有意に関連していた（IR : 1.71、95%信頼区間 : 1.13-2.59）。一人暮らしも回帰分析では予測因子であったが、CART 分析では予測因子ではなかった。 |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Imamatsu Y, et al. (36) | 2023 | 横断研究 | 無作為抽出された日本の高齢利用者 | 社会調査データ（自記式アンケート） | 1,608 | 一人暮らしで生活保護を受けている高齢者のための健康行動尺度（HBSO） | Lubben の社会的ネットワーク尺度の得点が高い受益者は、HBSO の得点がより好ましい。健康診断の受診も HBSO 上昇の予測因子であった。 |
| Nishioka D, et al. (44) | 2023 | 回顧的コホート研究 | 日本の2つの市町村の成人受診者（20歳以上） | 自治体データベース | 2,386 | 予定外の喘息受診 | 就労している利用者のうち、予定外の受診の IR は、以下の利用者で高かった。<br>成人と同居している利用者（IR：1.90、95%信頼区間：1.00-3.59）と<br>子どもと同居している利用者（IR：2.35、95%信頼区間：1.11-4.95）は、一人暮らしの利用者よりも多かった。<br>就労していない利用者では、予定外の訪問の IR は利用者の方が低かった。<br>家族と同居（IR：0.74、95%信頼区間：0.41-1.35）<br>および子どもと同居している利用者（IR：0.50、95%信頼区間：0.20-1.23）は、一人暮らしの利用者よりも高かった。 |
| Ueno K, et al. (48) | 2023 | 横断研究 | 日本の2つの自治体の高齢利用者（65歳以上） | 自治体データベース | 3,165 | ソフトクラスタリング法による高齢利用者のクラスタリング | ソフトクラスタリングの手法を用いることで、高齢利用者の中から意味のあるセグメントを特定することができ、利用者への支援策を検討する際に役立つ。 |

表 8. 令和 3（2021）年度の架電による健診受診勧奨が実施できた群とそうでない群の比較

| | | 勧奨群 | | | 非勧奨群 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 変数名 | カテゴリー | 勧奨者数 N=225 | 受診者数 n=26 | 各カテゴリーの受診割合 | 非勧奨者数 N=148 | 受診者数 n=6 | 各カテゴリーの受診割合 | p 値 |
| 年齢 | 40-49 歳 | 89 | 4 | 4.5% | 50 | 3 | 6.0% | 0.69 |
| | 50-59 歳 | 166 | 22 | 13.3% | 98 | 3 | 3.1% | 0.006 |
| 性別 | 女性 | 145 | 12 | 8.3% | 81 | 3 | 3.7% | 0.18 |
| | 男性 | 110 | 14 | 12.7% | 67 | 3 | 4.5% | 0.07 |
| 就労収入 | あり | 133 | 9 | 6.8% | 65 | 3 | 4.6% | 0.55 |
| | なし | 122 | 17 | 13.9% | 83 | 3 | 3.6% | 0.014 |
| 過去の健診受診歴 | あり | 23 | 5 | 21.7% | 12 | 4 | 33.3% | 0.45 |
| | なし | 232 | 21 | 9.1% | 136 | 2 | 1.5% | 0.003 |
| 世帯構成 | 独居 | 122 | 11 | 9.0% | 78 | 3 | 3.8% | 0.16 |
| | 二人以上 | 133 | 15 | 11.3% | 70 | 3 | 4.3% | 0.09 |
| 定期的に受診する医療機関 | あり | 146 | 17 | 11.6% | 77 | 6 | 7.8% | 0.36 |
| | なし | 109 | 9 | 8.3% | 71 | 0 | 0.0% | 0.012 |

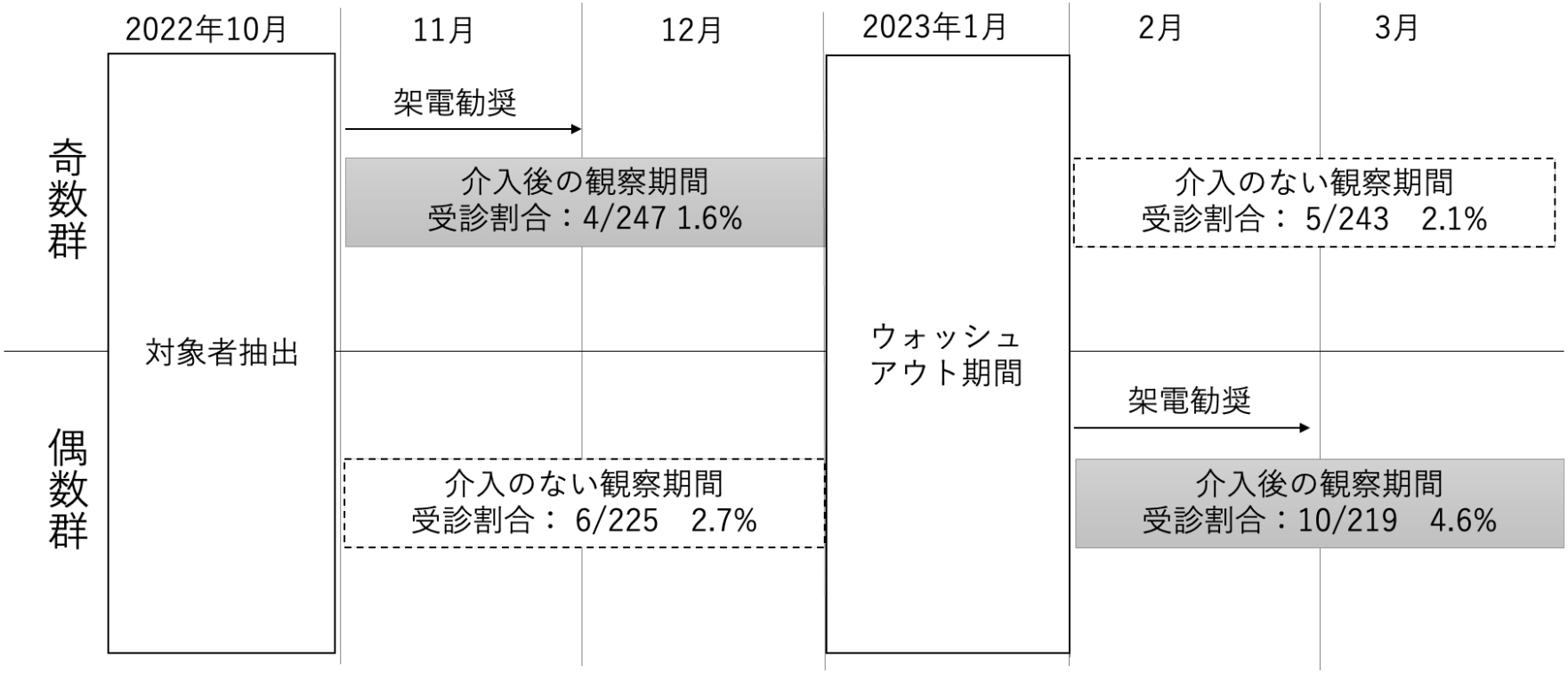
p 値は各カテゴリーごとの勧奨群および非勧奨群における受診率のカイ二乗検定の結果

表 9. 令和 4（2022）年度の架電による健診受診勧奨の群分け：世帯番号の奇数群と偶数群の比較

| 変数 | カテゴリー | 奇数群 N=247 | % | 偶数群 N=225 | % | p |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 架電勧奨 | 可 | 126 | 51.0% | 114 | 50.7% | 1.00 |
| | 不通 | 121 | 49.0% | 111 | 49.3% | |
| 2021 年度の架電勧奨の有無 | あり | 150 | 60.7% | 145 | 64.4% | 0.40 |
| | なし | 97 | 39.3% | 80 | 35.6% | |
| 年齢 | 40-49 歳 | 93 | 37.7% | 73 | 32.4% | 0.23 |
| | 50-59 歳 | 154 | 62.3% | 152 | 67.6% | |
| 性別 | 女性 | 135 | 54.7% | 111 | 49.3% | 0.25 |
| | 男性 | 112 | 45.3% | 114 | 50.7% | |
| 就労収入 | あり | 103 | 41.7% | 103 | 45.8% | 0.37 |
| | なし | 144 | 58.3% | 122 | 54.2% | |
| 過去の健診受診歴 | あり | 34 | 13.8% | 28 | 12.4% | 0.67 |
| | なし | 213 | 86.2% | 197 | 87.6% | |
| 世帯構成 | 独居 | 131 | 53.0% | 132 | 58.7% | 0.22 |
| | 二人以上 | 116 | 47.0% | 93 | 41.3% | |
| 定期的に受診する医療機関 | あり | 141 | 57.1% | 128 | 56.9% | 0.97 |
| | なし | 106 | 42.9% | 97 | 43.1% | |
| 居住地区 | 北部 | 64 | 25.9% | 44 | 19.6% | 0.09 |
| | 中部 | 121 | 49.0% | 109 | 48.4% | |
| | 南部 | 62 | 25.1% | 72 | 32.0% | |

p 値は各変数カテゴリーの奇数群および偶数群における分布のカイ二乗検定の結果

図 2. 令和 4（2022）年度の架電勧奨のプロトコール：奇数群・偶数群の架電勧奨と観察期間およびその結果




脚注：期間全体での介入群の受診割合（14/466=3.0%)、対照群の受診割合（11/468=2.4%）、一般化推定方程式による条件付きオッズ比 1.35（95%信頼区間 0.59-2.93, p=0.503） であった。

令和５年度厚生労働行政推進調査事業費補助金（厚生労働科学特別研究事業）
分担研究報告書

# 生活保護利用者の多剤処方に関する質的研究

研究分担者　　上野　恵子　（京都大学）
研究分担者　　近藤　尚己　（京都大学）
研究協力者　　西岡　大輔　（大阪医科薬科大学）
研究協力者　　木野　志保　（東京医科歯科大学）

**研究要旨**

近年、生活保護制度において多剤投薬及び重複投薬に特化したレセプト点検や、薬局と連携した薬学的管理・指導の強化の取り組みが実施されている。しかし、多剤投薬、重複投薬を受けている被保護者の個人要因や投薬内容など詳細な内容について検討している研究は知る限り報告されていない。本研究は、関西地方の中核市 A 市の医療扶助レセプトデータならびにケース記録を活用し、被保護者の多剤投薬、重複投薬の実態を明らかにすることを目的とした。A 市の 2023 年上半期の医療扶助レセプト点検で確認された多剤投薬者の中は 75 人のうち、性別、年代、投薬数を考慮した 19 名を分析対象者とした。その結果、最も投薬数が多かった被保護者は 38 種類の投薬を受けており、被保護者の既往歴では整形外科系疾患や精神科系疾患が多かった。既往歴が 3 つ以上ある者が大部分を占め、既往歴が一番多い者では 23 の診断名がついていた。重複投薬を受けている者は 5 名だった本研究でも、一般患者集団と同様に、被保護者の多剤投薬に疾患数が関係しており、既往歴として整形外科系疾患や精神科系疾患が多い状況が見出された。

## A．研究目的

近年、生活保護制度において多剤投薬及び重複投薬に特化したレセプト点検や、薬局と連携した薬学的管理・指導の強化の取り組みが実施されている。平成29年より被保護者が処方箋を持参する薬局をできる限り一カ所にし、薬局で薬学的管理・指導を実施するとともに、薬剤師が重複処方等について医師に情報提供を行う予算事業が開始されている。令和元年度からは、被保護者が医療機関の受診及び調剤薬局の利用の際に、お薬手帳を持参することで、併用禁忌薬の処方防止や重複処方の確認を行うモデル事業（「お薬手帳を活用した重複処方の適正化」）が複数の自治体で実施されている[1]。

ただし、現時点では、被保護者の多剤投薬や重複投薬に関しては、その実態は明らかになっていない。多剤投薬、重複投薬は薬物有害事象のリスクがあり、被保護者の健康を維持していく上で大きな問題となりうる[2-3]。一般的に多剤投薬（polypharmacy）は5～6剤以上の処方薬の併用と定義されている[4]。薬剤を投与されている65歳以上の被保護者のうち、同一月内に15種類以上を処方されている患者は約10%であることが報告されている[5]。また、重複投薬（同一月内に同一成分の薬剤を複数医療機関から処方）を受けている被保護者は、全国で薬剤を処方されている患

者の2.7%だったことが分かっている[5]。しかし、公的扶助（生活保護を含む）受給者において多剤投薬、重複投薬を受けている者の個人要因や投薬内容など詳細な内容について検討している研究は知る限り報告されていない。

以上より、福祉事務所は、被保護者の多剤投薬、重複投薬の実態を把握して、医薬品の適正利用を推進するとともに、被保護者の生活の質の維持・向上を図ることが求められている。

そこで本研究では、先進的に被保護者健康管理支援事業に取り組んできた自治体の医療扶助レセプトデータならびにケース記録を活用し、被保護者の多剤投薬、重複投薬の実態を明らかにすることを目的とした。

## Ｂ．研究方法

1. 研究デザイン

事例研究（ケーススタディ）分析による質的研究

2. 研究対象

関西地方の中核市であるA市の2023年上半期の医療扶助レセプト点検で多剤投薬者（同一月内に15種類以上の医薬品の処方を受けている外来患者）[5]と確認された18歳以上の被保護者。ただし、施設入所者、薬剤による訪問薬剤管理指導・居宅療養管理指導の利用者を除く。

3. 調査期間

2023年12月～2024年2月

4. 調査方法・内容

A市の2023年上半期の医療扶助レセプト点検で確認された多剤投薬者の中から、性別、年代、投薬数を考慮し、分析対象者を選定した。分析対象者の選定は、A市福祉事務所で健康管理支援事業を担当する保健師に協力を得て行った。分析対象者の医療扶助レセプトから多剤投薬に該当した月の薬剤名を抽出した。また、分析対象者のケース記録から、個人属性（性別、年齢）のほか、既往歴、保護開始時期、保護理由、他法他施策利用の有無、就労歴、学歴、婚姻歴、同居家族の有無、別居家族の情報、他者（家族を含む）との交流の有無として、情報を抽出した。また、分析の参考となる情報を「その他」として記載した。

5. 分析方法

Yin[6]の事例研究（ケーススタディ）分析を用いて、「4. 調査方法・内容」に記載した内容を整理した。また、医療扶助レセプトの薬剤名から重複投薬（同一月内に同一成分の薬剤を複数医療機関から処方）[5]についても確認した。

（倫理面への配慮）

被保護者の健康状況に関する福祉事務所への質的研究の実施については、大阪医科薬科大学研究倫理委員会（審査番号 2022-089）および京都大学医学部医の倫理委員会（R3565-1）において承認を得ている。

## Ｃ．研究結果

1. 研究対象者の概要

A 市の保護率は 23.74‰であった（2023 年末時点）。 A 市の 2023 年上半期の医療扶助レセプト点検で確認された多剤投薬者の中

は 75 人だった。その中から、性別、年代、投薬数を考慮した 19 名を分析対象者として選定した（表 1）。若年者として 20～30 歳代の 3 名が選定された。最も投薬数が多かった被保護者は、38 種類の投薬を受けていた（ID2）。

詳細な分析結果は表 2（添付資料 1）に記載した。被保護者の既往歴として、特に整形外科系疾患や精神科系疾患が多かった。既往歴が３つ以上ある者が大部分（17 名）を占めていた。既往歴が一番多く記載されている者では、23 の診断名がついていた（ID 14）。重複投薬を受けている者は 5 名（ID 1～3、5～6）だった。重複投薬の薬効分類は、解熱鎮痛消炎剤、鎮痛・鎮痒・収斂・消炎剤、抗ヒスタミン剤、消化性潰瘍用剤、下剤・浣腸剤、血液凝固阻止剤（ヘパリン類似物質油性クリーム、ヒルドイドソフト軟膏）であった。また、 同一医療機関から同じ 8 種類の処方薬を含む処方箋が 2 枚発行されていたが、異なる調剤薬局に行って処方薬を受け取ったと思われる者がいた（ID 12）。

他法他施策を受けている者も多く、精神障害者保健福祉手帳、身体障害者手帳の取得者や自立支援医療の受給者が多かった。療育手帳取得者もいた。同居家族では、家族がおらず一人暮らしの者が多かった（12 名）。学歴では高校卒が一番多かった（10 名）。1 名を除いて全員過去に就労歴があったが、現在就労している者はいなかった。他社との交流に関しては、記載がなかったケースが多かったものの、別居家族と交流がある者、別居家族と疎遠の者、近所の知人から支援を受けている者とさまざまであった。

表 1　分析対象者

| ID | 年齢 | 性別 | 投薬数 | 選定理由 |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 56 | 女性 | 27 | 多剤投薬 |
| 2 | 62 | 女性 | 38 | 多剤投薬 |
| 3 | 72 | 女性 | 24 | 多剤投薬 |
| 4 | 69 | 男性 | 25 | 多剤投薬 |
| 5 | 65 | 男性 | 28 | 25 種類以上投薬 |
| 6 | 59 | 女性 | 28 | 25 種類以上投薬 |
| 7 | 46 | 女性 | 25 | 25 種類以上投薬 |
| 8 | 76 | 女性 | 30 | 25 種類以上投薬 |
| 9 | 53 | 女性 | 31 | 25 種類以上投薬 |
| 10 | 62 | 女性 | 29 | 25 種類以上投薬 |
| 11 | 72 | 男性 | 32 | 25 種類以上投薬 |
| 12 | 45 | 男性 | 28 | 25 種類以上投薬 |
| 13 | 69 | 男性 | 27 | 25 種類以上投薬 |
| 14 | 59 | 女性 | 33 | 25 種類以上投薬 |
| 15 | 53 | 女性 | 30 | 25 種類以上投薬 |
| 16 | 50 | 男性 | 29 | 25 種類以上投薬 |
| 17 | 27 | 男性 | 15 | 若年 |
| 18 | 34 | 女性 | 21 | 若年 |
| 19 | 33 | 女性 | 21 | 若年 |

## D．考察

本研究では、関西地方の中核市の医療扶助レセプトデータならびにケース記録から、被保護者の多剤投薬、重複投薬についての詳細な実態を把握することができた。

多剤投薬は疾患数と種類と関連しており、高齢者では疾患数が多いほど、多剤投薬を受ける可能性が高くなることは知られている[7-9]。多剤投薬の発生率は、疾患の種類と組み合わせによって異なることも明らかとなっている[7-9]。また先行研究では、多剤投薬と関連する疾患として、心血管障害、内分泌障害、消化器障害、泌尿器障害、代謝疾患、頻尿、不眠症が挙げられている[8]。本研究でも、既往歴が３つ以上ある者が 17 名と大部分を占めていたことから、多剤投薬には疾患数が関係しているという先行研究の知見と一致した。そして、本研究の被保護者の既

往歴としては、整形外科系疾患や精神科系疾患が多かった結果も他の先行研究の結果と一致していた[10-11]。

多剤投薬と社会経済的地位との関係性は、2000年代以降の海外の先行研究を集めた系統的レビューとメタ分析で検証されている[12-13]。その結果、多剤投薬は低い社会経済的地位と関連していることが明らかとなっている。特に、教育水準が低い人たちは、高い教育水準の人たちと比較して、多剤投薬を受ける可能性が21%高かった[13]。資産や社会階級も多剤投薬と有意な関連性を認めたが、収入、職業、雇用と多剤投薬との関連性については、統計学的に有意な結果ではなかった（ただし、この系統的レビューに含まれる大部分の研究が教育を社会経済地位の指標として使用しており、他の指標を用いている研究は少なかったことに留意）。本研究の被保護者の学歴は高校卒が一番多かった（10名）が、必ずしも教育水準が低いとは言えず、海外の知見とは一致していなかった。日本においても社会経済的地位と多剤投薬の関係性の検証が望まれる。

多様な疾患を抱える患者の多剤投薬の経験について13の質的研究を統合した研究では、次のことが明らかになっている[14]：①多剤投薬を受けている患者は、薬剤情報を必要して評価する点において他とは異なった集団である、②患者は薬剤遵守の重要性を認識しているが、それを実現するのは難しい、③薬剤に関する意思決定は複雑である、④患者―医師間のコミュニケーションには複数の関係要因が影響しており、これらの要因は患者が重要な情報を伝えるのを妨げる可能性がある、⑤多剤投薬は患者の生活と自己認識に影響を与え、多剤投薬に関する課題は薬剤服用だけの問題に限定されない。以上のことからも、被保護者への多剤投薬指導のみで多剤投薬の改善（deprescribing）を促すことは難しいと考えられる。

被保護者の多剤投薬、重複投薬を改善していくためには、「A.研究目的」で述べた現行の事業とともに、被保護者健康管理支援事業の一環として新たに提起された取り組みを福祉事務所が推進していくことが必要であろう。この新たな取り組みである令和5年度「医療扶助適正化等事業」では、福祉事務所がレセプト点検により多剤投薬が疑われる者を抽出し、該当の被保護者について薬剤師と協議を行い、受診や薬局の利用方法などに関する訪問指導を行うとともに、医療機関等への受診に同行し、主治医との投薬方針を検討するという支援である[1]。薬剤師も被保護者健康管理支援事業に参画することは、被保護者の多剤投薬、重複投薬への対応に大きく貢献することが期待される。

本研究の限界として、関西地方の中核市である1都市の被保護者のデータを用い、かつ医療扶助レセプト点検で確認された多剤投薬者の中から分析対象者を選定したため、転用可能性（特定の状況や調査協力者を対象として得られた結果が、異なる状況や調査対象者に対しても適用できる程度）が低い可能性が挙げられる。また、分析対象者のケース記録から調査項目を抽出したが、保護歴が長期にわたる分析対象者の場合は膨大なケース記録の一部を閲覧したため、分析結果に多少偏りがあるかもしれない。特に「他者との交流」については、2023年度のケース記録からの情報を抽出したため、他者との交流の変遷を描写することができ

なかった。

## Ｅ．結論

本研究は、関西地方の中核市の医療扶助レセプトデータならびにケース記録を用いて被保護者の多剤投薬、重複投薬について詳細な実態を明らかとした。本研究でも、一般患者集団と同様に、被保護者の多剤投薬に疾患数が関係しており、既往歴として整形外科系疾患や精神科系疾患が多い状況が見出された。

【参考文献】

1. 厚生労働省．社会・援護局関係主管課長会議資料　令和 5 年 3 月．2023. https://www.mhlw.go.jp/content/12201000/001225210.pdf

2. World Health Organization. Medication safety in polypharmacy: technical report. 2019. https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/325454/WHO-UHC-SDS-2019.11-eng.pdf.

3. 厚生労働省．高齢者の医薬品適正使用の指針総論編.2018. https://www.mhlw.go.jp/content/11121000/kourei-tekisei_web.pdf.

4. 日本老年医学会．高齢者の安全な薬物療法ガイドライン 2015．2015. https://www.jpn-geriat-soc.or.jp/publications/other/pdf/20170808_01.pdf

5. 厚生労働省．第 7 回 医療扶助に関する検討会 資料 1．2022. https://www.mhlw.go.jp/content/12002000/000967018.pdf

6. Yin RK. Qualitative research from start to finish. Second edition. New York: The Guilford Press; 2016.

7. Kojima T, Shimada K, Terada A, et al. Association between polypharmacy and multiple uses of medical facilities in nursing home residents. Geriatr Gerontol Int. 2016;16(6):770–1.

8. Komiya H, Umegaki H, Asai A, et al. Factors associated with polypharmacy in elderly home-care patients. Geriatr Gerontol Int. 2018;18(1):33–41.

9. Feng X, Tan X, Riley B, Zheng T, Bias T, Sambamoorthi U. Polypharmacy and multimorbidity among Medicaid enrollees: a multistate analysis. Popul Health Manag. 2018;21(2):123–9.

10. Suzuki T, Iwagami M, Hamada S, et al. Number of consulting medical institutions and risk of polypharmacy in community dwelling
older people under a healthcare system with free access: a cross-sectional study in Japan. BMC Health Serv Res. 2020;20:359.

11. Kukreja S, Kalra G, Shah N, Shrivastava A. Polypharmacy in psychiatry: a review. Mens Sana Monogr. 2013;11:82-99.

12. Pathirana TI, Jackson CA. Socioeconomic status and multimorbidity: a systematic review and meta-analysis. Aust N Z J Public Health. 2018;42:186-94.

13. Iqbal A, Richardson C, Iqbal Z, et al. Are there socioeconomic inequalities in polypharmacy among older people? A systematic review and meta-analysis. BMC Geriatr. 2023;23:149.

14. Eriksen CU, Kyriakidis S, Christensen LD,

et al. Medication-related experiences of patients with polypharmacy: a systematic review of qualitative studies. BMJ Open. 2020;10(9):e036158. https://bmjopen.bmj.com/content/bmjopen/10/9/e036158.full.pdf
15. 厚生労働省関東信越厚生局.向精神薬多剤投与に関する届出及び状況報告について. https://kouseikyoku.mhlw.go.jp/kantoshinetsu/iryo_shido/syohouryounikakarukjouseisinyakyutazaitouyonojyoukyounituite.html#tazai_hokoku

## Ｆ．健康危険情報

なし

## Ｇ．研究発表

### 1．論文発表

なし

### 2．学会発表

なし

## Ｈ．知的財産権の出願・登録状況

（予定を含む）

### 1．特許取得

該当なし

### 2．実用新案登録

該当なし

### 3．その他

該当なし

別添４－２
令和５年度厚生労働行政推進調査事業費補助金（厚生労働科学特別研究事業）
分担研究報告書

# 被保護者における多剤処方と個人・地域要因に関する研究

研究分担者　木野　志保　（東京医科歯科大学）
研究分担者　近藤　尚己　（京都大学）
研究協力者　笠原　正幸　（国際医療福祉大学薬学研究科　大学院生）
研究協力者　川内はるな　（大阪大学大学院医学系研究科　大学院生）
研究協力者　上野　恵子　（京都大学）
研究協力者　西岡　大輔　（大阪医科薬科大学）

**研究要旨**

生活保護利用者（以下、被保護者）には、非受給者と比較して、慢性疾患の割合が多いことが知られている。また多剤併用は、医療機関への頻回な受診行動と関連することが報告されている。そのため、多剤併用は被保護者健康管理支援事業の課題の 1 つであるとされている。そこで、本研究は被保護者の多剤投薬の実態とその関連要因を明らかにすることを目的とした。

生活保護の基本台帳および医療扶助レセプトや介護扶助レセプトなどのデータを用い、2021 年 4 月から 2022 年 3 月までの 1 年間に、同効の内服薬を 90 日以上継続的に処方された 18 歳以上の成人 6,487 人を分析対象者とした。分析の結果、被保護者において、約 7 割の定期受診者が多剤投薬（6 剤以上）に、約 3 割が過度の多剤投薬（10 剤以上）に該当していたこと、また 50-60 歳にそのピークが存在していることがわかった。さらに、不就労、障害ありといった要因が、過度な多剤投薬が増える傾向と関連していること、市民参加が豊かな地域に住んでいる被保護者では、過度な多剤投薬が少なくなる傾向と関連していることが明らかになった。したがって、成人の被保護者において、社会とのつながりやサポートが、多剤併用を減らす効果がある可能性が示唆された。

## A．研究目的

多剤併用は薬物有害事象の発生が多く、健康状態に長期的な悪影響を及ぼす[1, 2]。生活保護利用者（以下、被保護者）には、非受給者と比較して、様々な慢性疾患の割合が多いことが報告されており、多剤併用は医療機関への頻回な受診行動と関連があることから[3]、被保護者の多剤併用は健康管理支援事業の課題の 1 つである[4]。そこで、被保護者の多剤併用の要因を明らかにすることで、課題解決の糸口になると考えた。

本研究は、被保護者健康管理支援事業や医療扶助適正化の取組を先進的に実践している中核市 A の生活保護の基本台帳および医療扶助レセプトや介護扶助レセプトなどのデータを活用して、被保護者の多剤投薬の実態とその関連要因を明らかにすることを目的とした。

## B．研究方法

### 2.1　デザイン

本研究は横断研究である。

2.2　対象者

2021 年 4 月から 2022 年 3 月までの 1 年間に、同効の内服薬を 90 日以上継続的に処方された 18 歳以上の成人 6,487 人を分析対象者とした。対象者の選定は、ポリファーマシー（＝多くの薬を服用することにより副作用などの有害事象起こすこと）研究で用いられる対象者の定義 （＝定期的な服用をしている薬がある慢性疾患を有する患者）(Bjerrum L, 1997）を採用した。

2.3　データ

１）被保護者結合データ（6,487 名）

A 市の福祉事務所より、被保護者基本台帳データ（年齢、性別、世帯構成、就労状況、居住地域など被保護者の社会人口学的・経済的状況に関する基本データ)、医療扶助レセプトデータ（傷病名、投薬内容、処方医療機関、調剤機関など)、介護扶助レセプトデータ（要介護認定の状況など)、健診・検診などの受診歴データを個人単位で連結したデータ（過去 3 年分）を使用した。また、6 剤以上を多剤投薬、10 剤以上を過度な多剤投薬と定義した。

２）地域環境データ（7 圏域、41 小学校区）

A 市長寿政策課、地域福祉課が実施した高齢者福祉計画や地域福祉計画の立案のために実施した地域環境に関するデータを利用した。これらのデータの中には、A 市が日本老年学的評価機構（JAGES）と実施した調査のデータが含まれ、A 市の各圏域および小学校区単位での地域ソーシャルキャピタル指標を算出し、分析に使用した。

2.4　統計解析手法

本研究では、以下の２つの分析を行なった。

１）まず、被保護者の多剤投薬等の受療行動に関する記述疫学分析を行なった。具体的には、被保護者あたりの投薬数の分布を確認し、投薬数と年齢、性別、世帯構成、居住地域のソーシャルキャピタル指標、処方医療機関、調剤医療機関、傷病名などとの関連を記述した。

２）次に、マルチレベル多項ロジスティック回帰分析を用いて、多剤投薬に関連する要因を検証した。

**（倫理面への配慮）**

本研究の実施は、大阪医科薬科大学の倫理審査において承認されている。またデータ連結にあたって、データ提供先が上記のデータに共通する独自のキーID を設定し、各ファイルを接合できるように加工しており、個人が特定できないような配慮として、研究機関へは個人情報を削除し、匿名化したデータが提供されている。

## Ｃ．研究結果

対象者 6,487 人の服薬数の分布を図１に示す。服薬数が 1－5 種類の者が 46.6%、6 種類以上の多剤投薬の者が 37.8%、またその内 10 剤以上の過度な多剤投薬の者が 29.1%であった。

18−39 歳、40－64 歳、65 歳以上の成人における多剤投薬の分布の記述統計の結果をそれぞれ表１、表２、表３に示す。分析の結果、多剤投薬（６剤以上）には約 7 割の定期受診者が該当していることがわかった。また、10 剤以上の過度な多剤投薬は各年代で約 3 割に発生していた。

年代としては、一般高齢者集団では高齢者以降に多剤投薬が多いのに対して、被保護者

では 50-60 歳にピークが存在していることがわかった。特に過度な多剤投薬（10 剤以上）に関連する要因には、18-64 歳で独居、40 歳以上で不就労、全世代で障害の認定ありが挙げられた。過度な多剤投薬が観察される人では並列受診医療機関数が多いこともわかった（つまり１か所で多剤処方されるより、複数医療機関で多剤処方された)。すべての年代の過度な多剤投薬において、併存疾患が多く、またポリファーマシーの原因として知られる潜在的な不適切処方（高齢者の薬物療法ガイドラインに準拠）が多く含まれていることもわかった。

次に、多剤投薬に関連する要因について、マルチレベル多項ロジスティック回帰分析を用いて解析した結果を表４（40－64 歳）および表５（65 歳以上）に示す。分析結果から、不就労、障害ありといった要因が、過度な多剤投薬が増える傾向と関連していることが明らかになった。また、市民参加が豊かな地域に住んでいる被保護者では、過度な多剤投薬が少なくなる傾向と関連することも明らかになった。

## Ｄ．考察

本研究から、被保護者において、約 7 割の定期受診者が多剤投薬に該当していたことがわかった。一般般高齢者集団における多剤投薬の割合は 3–4 割であるため、一般集団と比較しても非常に高いことが明らかになった。

また、どの年代においても被保護者の約 3 割が過度の多剤投薬に該当していたことがわかった。一般高齢者集団では高齢者以降に多剤投薬が多くみられることが報告されているが、本研究の結果から、被保護者では 50-60 歳にピークが存在していることがわかった。従って、被保護者においては、一般集団と比較して、多剤投薬の割合が多いだけでなく、ピークを迎えるのが早いという課題も明らかになった。

また、記述統計の結果から、過度の多剤投薬は、独居、不就労、障害認定あり、並列受診医療機関数の多さが関連していること、回帰分析の結果からも、不就労、障害ありといった要因が、過度な多剤投薬が増える方向に作用していること、市民参加が豊かな地域に住んでいる被保護者では、過度な多剤投薬が少なくなる方向に作用する可能性も示唆された。従って、社会とのつながりや社会的サポートがあることによって、多剤併用を減らす効果があることが示唆された。

被保護者は、一般集団と比較して、慢性疾患、障がい、機能障害などの身体状態が多く、また医療扶助により無料で医療機関に受診できる。そのため、異なる医療機関を複数受診することも多く、処方薬が積み重なり多剤併用になりやすいと考えられる。また、多剤併用となると服薬管理が困難になり、服薬支援が少ない状況においては服薬アドヒアランスが悪くなり、さらに治療改善を確認できずに処方薬が増える可能性も考えられる。そのため、ソーシャルキャピタルをはじめとした、社会的な周囲のサポートが投薬管理に重要であることが示唆された。

現在我が国では、地域医療を促進するために地域ソーシャルキャピタル醸成を推進しており[5]、実際に地域介入プログラムとして社会参加の場を展開して、低所得の参加群は非参加群に比べて要支援・要介護認定発生率を半分にしたという実績もある[6]。このように社会参加は地域とのつながりを作ることで健康にポジティブな影響を与えることから、先行研究の結果を応用し、本研究結果を踏まえて、被保護者においても、社会参加の場を提

供する仕組みを組み入れることで、地域の助け合いをうみ、多剤併用発生を改善する枠組みとなるのではないかと考える。また、多職種で連携し情報を共有することで、並列受診・並列薬局を未然に防いだり、また並列受診・並列薬局が発生してしまっても多剤併用を防ぐ仕組み[2]を、普及させていく必要があることが示唆された。

## Ｅ．結論

被保護者において、一般集団と比較して、多剤投薬および過度の多剤投薬が多いこと、またそのピークが早い年代で発生していることが本研究結果から明らかになった。さらに、不就労、障害ありといった要因が、過度な多剤投薬が増える方向に作用していること、市民参加が豊かな地域に住んでいる被保護者では、過度な多剤投薬が少なくなる方向に作用する傾向にあった。従って、社会とのつながりやサポートがあることによって、多剤併用を減らす効果がある可能性が示唆された。

## 【参考文献】

1. World Health Organization. Medication safety in polypharmacy: technical report. 2019. https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/325454/WHO-UHC-SDS-2019.11-eng.pdf. Accessed 14 Dec 2022.

2. 厚生労働省. 高齢者の医薬品適正使用の指針 2018年5月 厚生労働省 総論編.pdf. 2018. https://www.mhlw.go.jp/content/11121000/kourei-tekisei_web.pdf. Accessed 14 Dec 2022.

3. Vedsted P, Sørensen HT, Mortensen JT. Drug prescription for adult frequent attenders in Danish general practice: a population-based study. Pharmacoepidemiol Drug Saf. 2004;13:717–24.

4. Sakamoto H, Rahman M, Nomura S, Okamoto E, Koike S, Yasunaga H, et al. Japan health system review. In: Health Systems in Transition. World Health Organization. Regional Office for South-East Asia; 2018.

5. 厚生労働省. ソーシャルキャピタル関連資料 . 2015. https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000092042.html. Accessed 17 Oct 2023.

6. Hikichi H, Kondo N, Kondo K, Aida J, Takeda T, Kawachi I. Effect of a community intervention programme promoting social interactions on functional disability prevention for older adults: propensity score matching and instrumental variable analyses, JAGES Taketoyo study. J Epidemiol Community Health. 2015;69:905–10.

## Ｆ．健康危険情報

なし

## Ｇ．研究発表

1. 論文発表
   なし
2. 学会発表
   なし

## Ｈ．知的財産権の出願・登録状況

なし

1. 特許取得
   なし
2. 実用新案登録

なし

3．その他

なし

表１．18−39 歳の成人における多剤投薬の分布の状況（N＝264 人）

| | | Number of oral medicines | | |
|---|---|---|---|---|
| | Total N=264 | 1-5 drugs N=150(%) | 6-9 drugs N=86(%) | 10≦ drugs N=28(%) |
| 年齢 | | | | |
| 18-29 | 102 | 82(80.4) | 16(15.7) | 4(3.9) |
| 30-39 | 162 | 68(42.0) | 70(43.2) | 24(14.8) |
| 性別 | | | | |
| 女性 | 157 | 85(54.1) | 55(35.0) | 17(10.8) |
| 男性 | 107 | 65(60.7) | 31(29.0) | 11(10.3) |
| 世帯人数 | | | | |
| 2 人以上 | 159 | 94(59.1) | 51(32.1) | 14(8.8) |
| 独居 | 105 | 56(53.3) | 35(33.3) | 14(13.3) |
| 就労（１年間） | | | | |
| なし | 230 | 130(56.5) | 76(33.0) | 24(10.4) |
| あり | 34 | 20(58.8) | 10(29.4) | 4(11.8) |
| 障害の認定 | | | | |
| なし | 183 | 111(60.7) | 58(31.7) | 14(7.7) |
| あり | 81 | 39(48.1) | 28(34.6) | 14(17.3) |
| CCI (median, IQR) | | 0.0 (0.0-1.0) | 1.0 (0.0-2.0) | 1.5 (1.0-2.0) |
| 受診医療機関数 (median, IQR) | | 4.0 (3.0-6.0) | 5.0 (3.0-8.0) | 7.0 (5.0-10.0) |
| PIMs | | | | |
| なし | 79 | 72(91.1) | 6(7.6) | 1(1.3) |
| あり | 185 | 78(42.2) | 80(43.2) | 27(14.6) |

CCI: チャールソン併存疾患指数

Median: 中央値、IQR：四分位範囲

PIMS：潜在的な不適切処方

表２．40−64 歳の成人における多剤投薬の分布の状況（N＝1677 人）

| | Total N=1677 | 1-5 drugs N=517(%) | 6-9 drugs N=590(%) | 10≦ drugs N=570(%) |
|---|---|---|---|---|
| 年齢 | | | | |
| 40-49 | 343 | 122(35.6) | 117(34.1) | 104(30.3) |
| 50-59 | 870 | 277(31.8) | 305(35.1) | 288(33.1) |
| 60-64 | 464 | 118(25.4) | 168(36.2) | 178(38.4) |
| 性別 | | | | |
| 女性 | 923 | 274(29.7) | 317(34.3) | 332(36.0) |
| 男性 | 754 | 243(32.2) | 273(36.2) | 238(31.6) |
| 世帯人数 | | | | |
| 2 人以上 | 547 | 192(35.1) | 175(32.0) | 180(32.9) |
| 独居 | 1130 | 325(28.8) | 415(36.7) | 390(34.5) |
| 就労（１年間） | | | | |
| なし | 1397 | 392(28.0) | 497(35.6) | 508(36.4) |
| あり | 280 | 125(44.6) | 93(33.2) | 62(22.1) |
| 障害の認定 | | | | |
| なし | 1066 | 366(34.3) | 391(36.7) | 309(29.0) |
| あり | 611 | 151(24.7) | 199(32.6) | 261(42.7) |
| 要介護認定 | | | | |
| なし | 1580 | 499(31.6) | 551(34.9) | 530(33.5) |
| 要支援-要介護１ | 30 | 4(13.3) | 12(40.0) | 14(46.7) |
| 要介護２- | 67 | 14(20.9) | 27(40.3) | 26(38.8) |
| CCI(median, IQR) | | 1.0 (0.0-2.0) | 1.0 (0.0-2.0) | 2.0 (1.0-3.0) |
| 受診医療機関数 (median, IQR) | | 4.0 (3.0-6.0) | 4.0 (3.0-6.0) | 6.0 (4.0-9.0) |
| PIMs | | | | |
| なし | 266 | 205(77.1) | 45(16.9) | 16(6.0) |
| あり | 1411 | 312(22.1) | 545(38.6) | 554(39.3) |

CCI: チャールソン併存疾患指数

Median: 中央値、IQR：四分位範囲

PIMS：潜在的な不適切処方

表３．65 歳以上の成人における多剤投薬の分布の状況（N＝4546 人）

| | | Number of oral medicines | | |
|---|---|---|---|---|
| | Total N=4546 | 1-5 drugs N=1320(%) | 6-9 drugs N=1905(%) | 10≦ drugs N=1321(%) |
| 年齢 | | | | |
| 65-74 | 1155 | 352(30.5) | 488(42.2) | 315(27.3) |
| 75-84 | 2114 | 642(30.4) | 868(41.0) | 604(28.6) |
| 85≦ | 1277 | 326(25.5) | 549(43.0) | 402(31.5) |
| 性別 | | | | |
| 女性 | 2527 | 723(28.6) | 1057(41.8) | 747(29.6) |
| 男性 | 2019 | 597(29.6) | 848(42.0) | 574(28.4) |
| 世帯人数 | | | | |
| 2 人以上 | 907 | 271(29.9) | 365(40.2) | 271(29.9) |
| 独居 | 3639 | 1049(28.8) | 1540(42.3) | 1050(28.9) |
| 就労（１年間） | | | | |
| なし | 4390 | 1244(28.3) | 1844(42.0) | 1302(29.7) |
| あり | 156 | 76(48.7) | 61(39.1) | 19(12.2) |
| 障害の認定 | | | | |
| なし | 3618 | 1145(31.7) | 1506(41.6) | 967(26.7) |
| あり | 928 | 175(18.9) | 399(43.0) | 354(38.1) |
| 要介護認定 | | | | |
| なし | 2179 | 774(35.5) | 907(41.6) | 498(22.9) |
| 要支援-要介護１ | 935 | 225(24.1) | 391(41.8) | 319(34.1) |
| 要介護２- | 1432 | 321(22.4) | 607(42.4) | 504(35.2) |
| CCI(median, IQR) | | 1.0 (1.0-3.0) | 2.0 (1.0-3.0) | 3.0 (2.0-4.0) |
| 受診医療機関数 (median, IQR) | | 4(2-6) | 4(2-6) | 6(4-9) |
| PIMs | | | | |
| なし | 826 | 560(67.8) | 212(25.7) | 54(6.5) |
| あり | 3720 | 760(20.4) | 1693(45.5) | 1267(34.1) |

CCI: チャールソン併存疾患指数

Median: 中央値、IQR：四分位範囲

PIMS：潜在的な不適切処方

**表４．40-64 歳の多剤投薬に関連する要因：マルチレベル多項ロジスティック回帰分析**

| | Model1 N=1626 | | Model2 N=1555 | |
|---|---|---|---|---|
| | polypharmacy | excessive polypharmacy | polypharmacy | excessive polypharmacy |
| | B (95% CI) | | | |
| Age (Ref. 40-49) | | | | |
| 50-59 | 0.06(-0.25, 0.38) | 0.24(-0.10, 0.59) | 0.11(-0.21, 0.44) | 0.25(-0.10, 0.61) |
| 60-64 | 0.31(-0.05, 0.68) | **0.58**(0.19, 0.98) | 0.37(-0.01, 0.74) | **0.60**(0.20, 1.01) |
| Sex (Ref. Female) | | | | |
| Male | -0.15(-0.41, 0.11) | -0.14(-0.42, 0.14) | -0.21(-0.48, 0.06) | -0.19(-0.48, 0.09) |
| Household composition (Ref. Living together) | | | | |
| Living alone | **0.34**(0.06, 0.61) | 0.17(-0.12, 0.46) | **0.33**(0.05, 0.61) | 0.18(-0.12, 0.47) |
| Employment status (Ref. Yes) | | | | |
| Yes | **-0.46**(-0.77, -0.15) | **-1.00**(-1.37, -0.64) | **-0.57**(-0.89, -0.25) | **-1.15**(-1.52, -0.77) |
| Disabled (Ref. No) | | | | |
| Yes | 0.24(-0.03, 0.51) | **0.77**(0.50, 1.05) | 0.25(-0.03, 0.53) | **0.77**(0.48, 1.05) |
| Functional disability (Ref. No) | | | | |
| Support needs | 0.82(-0.33, 1.98) | 0.88(-0.28, 2.05) | 0.70(-0.47, 1.87) | 0.76(-0.42, 1.94) |
| Long-term care needs | 0.35(-0.33, 1.04) | 0.11(-0.60, 0.82) | 0.28(-0.42, 0.98) | -0.09(-0.83, 0.64) |
| CCI | **0.09**(0.00, 0.18) | **0.26**(0.17, 0.35) | 0.08(-0.01, 0.17) | **0.25**(0.16, 0.35) |
| Health check (Ref. No) | | | | |
| Yes | **-0.69**(-1.19, -0.20) | **-0.82**(-1.33, -0.30) | **-0.70**(-1.19, -0.20) | **-0.80**(-1.32, -0.28) |
| Number of medical institutions/yr | 0.04(-0.01, 0.08) | **0.18**(0.14, 0.22) | **0.05**(0.00, 0.09) | **0.18**(0.14, 0.23) |
| Community-level social capital variables (Daily living areas) | | | | |
| Civic participation | | | -0.05(-0.18, 0.08) | **-0.21**(-0.35, -0.07) |
| Social cohesion | | | -0.01(-0.08, 0.07) | 0.08(0.00, 0.15) |
| Reciprocity | | | 0.03(-0.14, 0.2) | 0.04(-0.14, 0.22) |
| Number of medical institutions | | | 0.01(-0.01, 0.02) | 0(-0.01, 0.01) |

**表５．65 歳以上の多剤投薬に関連する要因：マルチレベル多項ロジスティック回帰分析の結果**

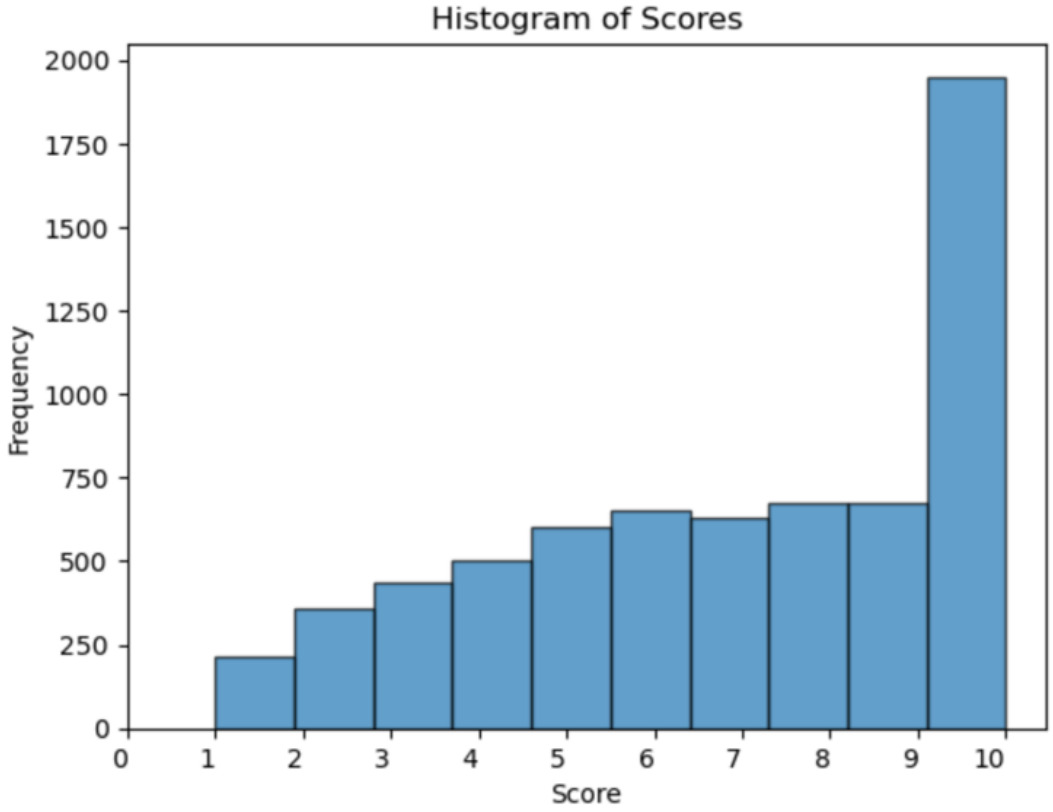
| | Model1 N=4466 | | Model2 N=4379 | |
|---|---|---|---|---|
| | polypharmacy | excessive polypharmacy | polypharmacy | excessive polypharmacy |
| | B (95% CI) | | | |
| Age (Ref. 65-74) | | | | |
| 75-84 | -0.07(-0.26, 0.11) | -0.10(-0.31, 0.11) | -0.05(-0.23, 0.14) | -0.08(-0.30, 0.13) |
| 85≦ | 0.04(-0.19, 0.26) | -0.02(-0.28, 0.23) | 0.06(-0.17, 0.28) | -0.02(-0.28, 0.24) |
| Sex (Ref. Female) | | | | |
| Male | -0.05(-0.20, 0.11) | -0.10(-0.28, 0.07) | -0.06(-0.21, 0.09) | -0.12(-0.30, 0.05) |
| Household composition (Ref. Living together) | | | | |
| Living alone | 0.01(-0.17, 0.20) | -0.10(-0.31, 0.11) | 0.00(-0.18, 0.19) | -0.10(-0.31, 0.11) |
| Employment status (Ref. Yes) | | | | |
| Yes | **-0.45**(-0.82, -0.09) | **-1.13**(-1.67, -0.58) | **-0.45**(-0.82, -0.08) | **-1.21**(-1.78, -0.64) |
| Disabled (Ref. No) | | | | |
| Yes | **0.48**(0.28, 0.68) | **0.70**(0.48, 0.92) | **0.45**(0.25, 0.66) | **0.67**(0.45, 0.89) |
| Functional disability (Ref. No) | | | | |
| Support needs | 0.20(0.00, 0.41) | **0.46**(0.23, 0.69) | 0.19(-0.01, 0.4) | **0.45**(0.22, 0.69) |
| Long-term care needs | **0.28**(0.09, 0.47) | **0.66**(0.45, 0.87) | **0.28**(0.08, 0.47) | **0.66**(0.44, 0.88) |
| CCI | **0.18**(0.13, 0.23) | **0.29**(0.24, 0.34) | **0.18**(0.14, 0.23) | **0.29**(0.24, 0.34) |
| Health check (Ref. No) | | | | |
| Yes | **-0.47**(-0.82, -0.13) | -0.11(-0.48, 0.25) | **-0.48**(-0.82, -0.14) | -0.14(-0.50, 0.23) |
| Number of medical institutions/yr | **0.12**(0.08, 0.15) | **0.28**(0.25, 0.32) | **0.12**(0.09, 0.16) | **0.29**(0.25, 0.33) |
| Community-level social capital variables (Daily living areas) | | | | |
| Civic participation | | | -0.06(-0.13, 0.02) | **-0.09**(-0.17, 0) |
| Social cohesion | | | 0.02(-0.02, 0.07) | 0.05(0, 0.1) |
| Reciprocity | | | -0.05(-0.15, 0.06) | -0.03(-0.15, 0.08) |
| Number of medical institutions | | | 0.00(-0.01, 0.00) | 0(-0.01, 0) |

Note: Results in bold front are statistically significant; Ref., Reference; CI, confidence interval; yr, year; CCI, Charlson Comorbidity Index.

図１．分析対象者における服薬数の分布

| | Frequency | Percentage |
|---|---|---|
| 1 | 215 | 3.2 |
| 2 | 359 | 5.4 |
| 3 | 435 | 6.5 |
| 4 | 502 | 7.5 |
| 5 | 601 | 9.0 |
| 6 | 653 | 9.8 |
| 7 | 628 | 9.4 |
| 8 | 677 | 10.1 |
| 9 | 675 | 10.1 |
| 10 | 1950 | 29.1 |

「1-5種類:46.6%」「6種類以上:37.8」※6-9種類:15.7%



別添５

令和５年度厚生労働行政推進調査事業費補助金（厚生労働科学特別研究事業）
研究成果の刊行に関する一覧表

研究成果の刊行に関する一覧表

書籍：なし

| 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 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | | | |
| | | | | | | | |
| | | | | | | | |

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 |
|---|---|---|---|---|---|
| Kawachi H, Nishioka D. | Health statuses among people in poverty receiving public assistance in Japan: A Scoping review. | JMA Journal | In press | - | 2024 |
| | | | | | |
| | | | | | |

令和６年５月２４日

厚生労働大臣 殿

機関名　大阪医科薬科大学

所属研究機関長　職　名　学長

氏　名　佐野　浩一

次の職員の（令和）５年度厚生労働科学研究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　厚生労働科学特別研究事業

２．研究課題名　生活保護利用者における多剤処方の実態把握と効果的な対応策立案に向けた研究～被保護者健康管理支援事業の先進事例の効果評価～

３．研究者名　（所属部署・職名）　医学研究支援センター医療統計室・講師

（氏名・フリガナ）　西岡　大輔・ニシオカ　ダイスケ

４．倫理審査の状況

| | 該当性の有無 | 左記で該当がある場合のみ記入（※1） | | |
|---|---|---|---|---|
| | 有　無 | 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） | ■　□ | ■ | 大阪医科薬科大学 | □ |
| 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。

２０２４年　５月　２４日

厚生労働大臣
~~（国立医薬品食品衛生研究所長）~~ 殿
~~（国立保健医療科学院長）~~

機関名　京都大学

所属研究機関長　職　名　医学研究科長

氏　名　伊佐　正

次の職員の（令和）５年度厚生労働科学研究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　厚生労働科学特別研究事業

２.研究課題名　生活保護利用者における多剤処方の実態把握と効果的な対応策立案に向けた研究～被保護者健康管理支援事業の先進事例の効果評価～

３．研究者名　（所属部署・職名）大学院医学研究科　教授

（氏名・フリガナ）近藤　尚己・コンドウ　ナオキ

４．倫理審査の状況

| | 該当性の有無 | | 左記で該当がある場合のみ記入（※1） | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | 有 | 無 | 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） | ☑ | □ | ☑ | 大阪医科薬科大学 | □ |
| 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。

2024年　3月 18 日

厚生労働大臣
~~（国立医薬品食品衛生研究所長）~~ 殿
~~（国立保健医療科学院長）~~

機関名　京都大学

所属研究機関長　職　名　医学研究科長

氏　名　伊佐　正

次の職員の令和５年度厚生労働科学研究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　厚生労働科学特別研究事業

２．研究課題名　生活保護利用者における多剤処方の実態把握と効果的な対応策立案に向けた研究～被保護者健康管理支援事業の先進事例の効果評価～

３．研究者名　（所属部署・職名）大学院医学研究科　特定助教

（氏名・フリガナ）上野　恵子・ウエノ　ケイコ

４．倫理審査の状況

| | 該当性の有無 | | 左記で該当がある場合のみ記入（※1） | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | 有 | 無 | 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） | ☑ | □ | ☑ | 大阪医科薬科大学 | □ |
| 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。

令和６年４月２２日

厚生労働大臣　殿

機関名　国立大学法人東京医科歯科大学

所属研究機関長　職　名　学長

氏　名　田 中　雄 二 郎

次の職員の令和５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　厚生労働科学特別研究事業

２．研究課題名　生活保護利用者における多剤処方の実態把握と効果的な対応策立案に向けた研究～被保護者健康管理支援事業の先進事例の効果評価～

３．研究者名　（所属部署・職名）　大学院医歯学総合研究科　・　講師（キャリアアップ）

（氏名・フリガナ）　木野　志保　・　キノ　シホ

４．倫理審査の状況

| | 該当性の有無 | 左記で該当がある場合のみ記入（※1） | | |
|---|---|---|---|---|
| | 有　無 | 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） | ■　□ | ■ | 大阪医科薬科大学 | □ |
| 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。