



選定療養費導入による後発医薬品使用への影響
医科入院を比較基準とする供給経路別分析¹²

The Effects of the Selected Medical Treatment Charge on Generic Drug Use
A Supply-Pathway Analysis Using Medical Inpatient Care as the Comparison Group

September 28, 2026

後藤 匠 (Takumi Gotoh)³

大阪大学大学院国際公共政策研究科 博士前期課程 2 年

Second-Year Master's Student

Osaka School of International Public Policy, The University of Osaka

【キーワード】 後発医薬品、選定療養費、患者負担、薬剤選択、供給経路

【JEL Classification】 I11, I18, D12, L65

【要約】

Price policies to promote generic drug use may have different effects across supply pathways. Previous studies show that patient and physician preferences, inertia in past choices, and pharmacy explanations about generic substitution affect switching, but little is known about how a common change in patient cost sharing affects outpatient medical care, dental care, and pharmacy dispensing differently. This study uses the selected medical treatment charge for long-listed originator drugs, introduced nationwide in Japan in October 2024, as a cost-sharing shock. Using monthly aggregate data from the Japan Health Insurance Association, disaggregated by prefecture, age group, therapeutic class, and other characteristics, I estimate difference-in-differences models of generic drug volume shares. Relative to medical inpatient care, which was not directly covered by the policy, generic shares rose by 2.3 percentage points in outpatient medical care, 2.5 points in dental care, and 1.9 points in pharmacy dispensing. The outpatient and dental estimates do not differ significantly, whereas the pharmacy estimate is significantly smaller. These findings suggest that cost-sharing incentives promote generic substitution, but their effectiveness depends on both the price gap and pathway-specific drug-selection processes.

¹ 本稿の執筆にあたり、親切かつ丁寧にご指導いただきました国際公共政策研究科の丸山士行教授に深く感謝申し上げます。

² 本論文は、指導教員である丸山士行教授に掲載の許可を得ている。

³ E-mail: takumi0527.research@gmail.com

選定療養費導入による後発医薬品使用への影響

医科入院を比較基準とする供給経路別分析

後藤 匠*

Abstract

後発医薬品の使用を促進する価格政策の効果は、薬剤が選択・供給される経路によって異なる。既存研究は、患者・医師の選好や過去の選択に由来する慣性、ならびに薬局における後発医薬品への代替に関する説明・提案が後発医薬品への切替を左右することを示してきた。しかし、共通の患者負担の変化に対する反応が、医科入院外、歯科および調剤といった供給経路間でどのように異なるかは明らかでない。本研究は、2024年10月に全国一律で導入された長期収載品の選定療養費を患者負担価格ショックとして利用し、協会けんぽが公表する都道府県、年齢階級および薬効分類等別の月次集計データを用いて、供給経路別の後発医薬品数量シェアの変化を差分の差分法により推定する。制度の直接的な対象外である医科入院を比較基準とした推定の結果、選定療養費導入後の後発医薬品数量シェアは、医科入院外で2.3パーセントポイント、歯科で2.5パーセントポイント、調剤で1.9パーセントポイント相対的に上昇した。医科入院外と歯科の推定値の差は統計的に明確ではない一方、調剤の推定値は両経路より有意に小さい。これらの結果は、患者負担を通じた価格インセンティブが後発医薬品への切替を促進する一方、その実効性は価格差そのものだけでなく、各供給経路における薬剤選択の仕組みにも依存することを示唆する。

JEL Classification: I11, I18, D12, L65

Keywords: 後発医薬品、選定療養費、患者負担、薬剤選択、供給経路

*大阪大学大学院国際公共政策研究科, 560-0043, 大阪府豊中市待兼山町 1-31, E-mail: takumi0527.research@gmail.com

1 イン트로ダクション

患者への価格インセンティブは、薬剤が選択・供給される経路により、異なる効果を持つのかという問いは、後発医薬品の使用を促す政策を考える上で重要である。後発医薬品は先発医薬品と治療上同等であり、一般に低い薬価で供給されるため(日本ジェネリック製薬協会, 2026)、患者が直面する先発医薬品との相対価格の変化は、後発医薬品への切替を促すと考えられる。しかし、こうした価格上の優位性にもかかわらず、後発医薬品への代替は完全には進んでいない。このことは、価格差が存在しても、それが実際の薬剤選択へ自動的に影響するわけではないことを示唆する。

既存研究では、患者の選択に関して、過去の選択による慣性や薬剤に関する情報の不足が、安価な後発医薬品への切替を妨げうることや(Ito et al., 2020; Coscelli, 2000; Feng, 2024; Hjalmarsson et al., 2026; Crawford and Shum, 2005; Skipper and Vejlín, 2015)、医師の嗜好や医療機関の在庫、薬剤師による説明などが、患者の薬剤選択に作用すること(Arrow, 1963; Hellerstein, 1998; Iizuka, 2012; Müller et al., 2023; Lundin, 2000)が示されている。さらに、薬局段階での後発医薬品への代替は、薬剤師のマークアップに加え、代替調剤に関する制度や規制にも左右される(Brekke et al., 2013; Song and Barthold, 2018)。したがって、同一の患者負担価格の変化であっても、薬剤の供給される経路に応じて効果が異なりうると考えられる。しかし、これらの研究は個別の供給経路や特定の制度の下での行動を分析しているため、経路間で観察される後発医薬品使用率の差が、インセンティブへの反応差によるものか、それとも経路固有のものかを切り分けることはできない。

本研究は、全国一律に導入された後発医薬品選択に関する価格インセンティブ政策への反応が、薬剤の供給経路によって異なるかを検証する。協会けんぽが提供する都道府県、年齢階級、薬効分類、診療種別およびDPC区分で定義される集計月次データを用い、2024年10月に全国一律で導入された長期収載品の選定療養費を共通の価格ショックとして利用する。制度の対象外である医科入院を比較基準とし、制度導入前後における後発医薬品数量シェアの変化を、医科入院外、歯科および調剤の各供給経路と比較する。この設計により、全国一律の制度変更が各供給経路において示した効果を、一つのモデルで推定できる。従来は経路別に分析されてきた制度変更の効果について、経路間の異質性を識別することが可能となる。

後発医薬品の使用促進は、患者負担および医療費の抑制を通じて、医療保険財政の持続可能性に関わる重要な政策課題である。全国健康保険協会宮城支部(2026, p. 15)では、同保険の加入者が後発医薬品を使用した場合、全員が先発医薬品を使用した場合と比べて、5,500億円の医療費を削減できると試算している。しかし、後発医薬品の数量シェアは89.3%にとどまっており(厚生労働省, 2026)、価格差が存在しても実際の薬剤選択に完全な代替を促すわけではないことを示唆す

る。したがって、供給経路別の反応を把握する本研究は、患者負担の設定だけでなく、経路別の後発医薬品を使用促進する政策を設計する上で重要な知見を提供する。

推定の結果、選定療養費導入後の後発医薬品数量シェアは、医科入院と比べて、医科入院外で 2.3 パーセントポイント、歯科で 2.5 パーセントポイント、調剤で 1.9 パーセントポイント上昇した。医科入院外と歯科の効果差は統計的に明確ではない一方、調剤における上昇幅は両経路より有意に小さい。この結果は、患者負担を通じた価格インセンティブが後発医薬品への切替を促進する一方、その効果が価格差そのものだけで決まるわけではないことを示す。すなわち、価格に関する制度変更が薬剤選択へ影響する程度は、医師・歯科医師による処方、医療機関および薬局における採用・在庫、薬剤師による代替提案、ならびに患者への説明が行われる供給過程に依存する。したがって、後発医薬品の使用促進策は、患者負担の引上げのみに委ねるのではなく、一般名処方、代替調剤の運用、医療機関・薬局における採用・在庫、および患者への情報提供を含む供給側の仕組みと組み合わせて設計する必要がある。

2 制度導入と導入前の状況

2.1 長期収載品の選定療養費

長期収載品の選定療養費は、後発医薬品の使用促進を目的として、2024 年 10 月 1 日に導入された制度である (厚生労働省, 2024a)。対象となる長期収載品は、同一の組成、剤形および規格をもつ後発医薬品が存在し、その薬価が後発医薬品の薬価を上回る先発医薬品である。原則として、最初の後発医薬品が薬価収載されてから 5 年を経過した品目、または後発品への置換率が 50%以上である品目が対象となる。ただし、一部品目は対象から除外される。

患者が後発医薬品ではなく対象の長期収載品を希望する場合、通常の保険診療における一部負担金に加えて、特別の料金を負担する。この特別の料金は、長期収載品の薬価と、その後発医薬品のうち最も高い薬価との差額の 4 分の 1 に、消費税を加えた額である。したがって、本制度は先発医薬品の保険給付を一律に縮小するのではなく、患者が先発医薬品を選択する際の相対価格を変化させる政策である。

もっとも、医学的な必要性から長期収載品を用いる場合、または医療機関・薬局で後発医薬品を提供することが困難な場合には、特別の料金は徴収されず、従来どおり保険給付の対象となる。また、入院中の患者への投薬は制度の対象外であり、外来で医療機関が実施する注射も対象外とされる。

2.2 薬剤供給経路と薬剤選択の過程

医薬品の選択は、通常の消費財の購入とは異なる。患者が費用を負担する一方で、治療上必要な薬剤の選択には医師または歯科医師が関与し、実際の調剤・代替可否の判断には薬剤師も関与する。このような患者と医療提供者の間の情報の非対称性は、医療市場の基本的特徴である (Arrow, 1963)。したがって、患者負担の変化が後発医薬品の使用へ結びつくまでには、価格情報の伝達、処方内容、後発医薬品の供給可能性および調剤時の対応といった複数の段階が介在する。

医科外来における薬剤の選択過程は、院内処方と院外処方である。院内処方では、医師による処方と医療機関内での薬剤選択が、患者に交付される薬剤を主として規定する。一方、院外処方では、医師が処方箋を交付した後、患者が保険薬局を訪れ、薬剤師が調剤に関与する。一般名処方等により後発医薬品への変更が可能な場合には、薬剤師による説明・提案および患者の希望を通じて、実際に交付される薬剤が決定されうる。したがって、患者負担価格の変化は、院内処方では主として医師・医療機関の選択を通じて、院外処方では薬剤師による介入も介して、後発医薬品の使用に反映されと考えられる。

歯科においても、薬剤の処方・供給は歯科医師の診療上の判断および薬剤の使用場面に規定される。歯科で用いられる薬剤の薬効分類や投与形態は医科や薬局調剤と異なりうるため、後発医薬品への変更可能性、および患者負担の変化が薬剤選択に反映される程度も同一とは限らない。したがって、歯科は医科入院外や薬局調剤と対照される独自の供給経路として捉える必要がある。

以上のように、供給経路は単に薬剤が交付される場所を表す分類ではない。各経路は、薬剤選択に関与する主体、後発医薬品を提供するための条件、および患者が価格情報を受け取る時点を異にする。本研究では、選定療養費の導入を共通の価格インセンティブの変化と捉え、このインセンティブに対する後発医薬品使用の反応が、これらの異なる供給経路でどのように異なるかを検討する。

2.3 制度導入前の経路差

表 1 は、制度導入前の 2024 年 8 月時点における、供給経路別の後発医薬品使用状況を示したものである (厚生労働省, 2024b)。薬局調剤では、後発医薬品の薬剤点数シェアおよび薬剤種類数シェアが、それぞれ 19.2%、84.6%であり、三つの経路の中で最も高い。これに対し、院内処方では薬剤種類数シェアが 70.8%と最も低い。薬剤点数シェアについても、院内処方は 17.4%にとどまり、薬局調剤を下回る。こうした差は、供給経路ごとに後発医薬品の利用状況が異なることを示している。

ただし、これらの記述的な差のみから、供給経路そのものが後発医薬品使用を規定していると結論づけることはできない。供給経路間の差には、患者・医療提供者の選択環境の違いに加え、使

表 1: 供給経路別にみた後発医薬品の使用状況（2024 年 8 月）

	入院	院内処方	院外処方
薬剤点数に占める			
後発品の点数割合	14.6%	17.4%	19.2%
薬剤種類数に占める			
後発品の種類割合	77.2%	70.8%	84.6%

Note: 厚生労働省「令和 6 年社会医療診療行為別統計」より著者作成。薬剤点数とは、使用薬剤に係る診療報酬上の薬剤料の点数をいう。薬剤点数に占める後発医薬品の点数割合の分母は全使用薬剤の薬剤点数であるため、その補数は先発医薬品のみではなく、後発医薬品以外の薬剤を含む。薬剤種類数に占める後発医薬品の種類割合は、後発医薬品の種類数を、後発医薬品のある先発医薬品の種類数と後発医薬品の種類数の合計で割って算出した。

用される薬剤の薬効分類、投与形態および価格水準の相違が反映されうる。実際に、表 2 に示されるように、入院、院内処方および薬局調剤では、使用される薬効分類別の薬剤点数構成も大きく異なる。

表 2: 使用される薬効分類別の薬剤点数構成（2024 年 8 月）

入院	院内処方	院外処方
腫瘍用薬	腫瘍用薬	その他の代謝性医薬品
化学療法剤	その他の代謝性医薬品	循環器官用薬
生物学的製剤	ホルモン剤	中枢神経系用薬
中枢神経系用薬	生物学的製剤	腫瘍用薬
血液・体液用薬	循環器官用薬	血液・体液用薬

Note: 厚生労働省「令和 6 年社会医療診療行為別統計」より著者作成。各供給経路における薬効分類別の薬剤点数について、点数の大きい上位 5 分類を示した。

3 データと記述統計

3.1 主な分析に使用するデータ

本研究では、全国健康保険協会（協会けんぽ）が公表する「先発医薬品後発医薬品基本情報」を用いる（[全国健康保険協会, 2024](#)）。同データは、協会けんぽの被保険者および被扶養者に係る診療報酬明細書・調剤報酬明細書に基づき、先発医薬品および後発医薬品の使用状況を月次で集計したオープンデータである。本研究の分析期間は、制度改正月である 2024 年 10 月を含んだ、2024 年 4 月から 2025 年 3 月までとする。この期間は、2024 年 4 月に薬価改定が行われていることに関して、分析で使用する期間中に先発品と後発品の薬価差が変動しないようにするために指定した。

データには、診療年月、都道府県、診療種別、年齢階級、DPC 区分、先発品後発品区分および薬効分類番号別に、薬剤の総数量および総金額が収録されている。薬効分類番号は 3 桁分類を用

いる。本研究では、都道府県、年齢階級、薬効分類および診療種別を単位とする月次パネルデータを構築する。なお、総数量は患者数や処方箋枚数ではなく、レセプト上で請求された薬剤数量の合計である。

診療種別は、内科入院、内科入院外、歯科および調剤に分類される。本研究は、選定療養費の対象外である入院を主分析から統制群とし、内科入院外、歯科および調剤を比較対象とする。内科入院外には、医療機関における外来投薬に加え、内科において投与される注射の薬剤が含まれる。そこで主分析では、外来で医療機関が実施する注射に対応すると考えられる注射薬のみの薬効分類を、内科入院外に限って除外する。除外する薬効分類番号およびその定義は [Appendix A](#) に示す。

本研究の主要アウトカムは、後発品の数量シェアである。具体的には、先発品後発品区分のうち、後発医薬品が存在し、かつその先発医薬品を足し合わせた数量を分母とし、後発医薬品の数量を分子とする。都道府県 p 、年齢階級 a 、薬効分類 k 、診療種別 r 、DPC 区分 d 、月 t のセルにおける後発品数量シェアを、以下のように定義する。

$$s_{pakr dt} = \frac{Q_{pakr dt}^G}{Q_{pakr dt}^G + Q_{pakr dt}^B}.$$

ここで、 $Q_{pakr dt}^G$ は価格差のある後発医薬品の総数量 $Q_{pakr dt}^B$ は対応する先発医薬品の総数量を表す。この定義は、後発医薬品の存在しない先発医薬品を分母から除外するため、後発医薬品への代替が制度上・市場上可能な薬剤群における使用構成の変化を捉える。

本データは個別品目および個別患者の情報を含まないため、個々の薬剤が選定療養費の対象であったか、個々の患者に特別の料金が実際に課されたかを直接観察するものではない。一方で、制度導入の前後における後発医薬品使用の変化を、地域、年齢、薬効分類および供給経路ごとに一貫した定義で把握できる。

3.2 記述統計

表 3 は、分析に用いるデータの記述統計を、選定療養費導入前（2024 年 4 月から 9 月）および導入後（2024 年 10 月から 2025 年 3 月）に分けて示したものである。各セルは、都道府県、年齢階級、薬効分類、診療種別および DPC 区分の組合せから構成される。表中の総薬剤数は、後発医薬品と、それに対応する薬価差のある先発医薬品の数量の合計である。したがって、後発医薬品数量シェアは、後発医薬品への代替が可能な薬剤群における後発医薬品の使用構成を表す。

また、表 3 には、比較基準として用いる内科入院を含め、内科入院外、歯科および調剤の 4 経路を示す。各経路で観察されるセル数および薬効分類数は導入前後で大きく変化しておらず、分析期間を通じておおむね共通した集計単位および薬剤分類に基づく比較が可能である。

表 3: 分析サンプルの記述統計：選定療養費導入前後の比較

	セル数	薬効分類数	総薬剤数量	後発品シェア
制度導入前				
医科入院	581,264	105	137,590,929	86.6%
医科入院外	306,446	104	1,350,965,939	71.6%
歯科	71,581	87	27,132,158	60.0%
調剤	303,858	93	7,600,366,744	87.1%
制度導入後				
医科入院	586,732	106	143,068,165	88.0%
医科入院外	305,081	104	1,418,707,579	76.3%
歯科	73,517	87	26,585,048	63.3%
調剤	303,660	93	8,486,149,643	91.2%

Note: 導入前は 2024 年 4 月から 9 月、導入後は 2024 年 10 月から 2025 年 3 月である。
後発医薬品数量シェアは、価格差のある後発医薬品の総数量を、当該後発医薬品と対応する先発医薬品の総数量の合計で除して算出した。

表 3 から、薬剤数量の規模は供給経路間で大きく異なることが分かる。特に調剤の総薬剤数量は他の経路を大きく上回っており、医科入院外がこれに次ぐ。後発医薬品数量シェアの水準をみると、制度導入前には調剤が 87.1%と最も高く、医科入院が 86.6%でこれに続く。これに対し、医科入院外は 71.6%、歯科は 60.0%であり、後発医薬品の使用水準には制度導入前から明確な経路差が存在する。ただし、これらは薬効分類別の薬剤構成、地域・年齢構成および共通の時系列変化を調整していない記述的な差である。そのため、供給経路ごとの制度導入への反応差については、以下の実証分析において検討する。

3.3 実証分析のモチベーション

図 1 は、分析サンプルにおける後発医薬品数量シェアの月次推移を診療種別ごとに示したものである。各月の値は、都道府県、年齢階級、薬効分類および DPC 区分から構成されるセルについて、薬剤総数量を重みとして集計した平均値である。横軸は 2024 年 10 月の選定療養費導入月からの月数を表し、破線は制度導入時点を示す。表 2 において、薬剤が処方される経路により主要な薬効分類が異なることがわかるため、入院により処方・投薬される医薬品を対象群として使用できるかを、制度変更前のトレンドから確認することを目的とする。

制度導入前から、後発医薬品数量シェアの水準には診療種別間で大きな差がみられる。調剤および医科入院では後発医薬品数量シェアが高い一方、医科入院外および歯科では相対的に低い。また、制度導入前の 6 か月間にも、診療種別ごとに同様の緩やかな上昇トレンドが観察される。

一方、選定療養費が導入された 2024 年 10 月以降には、制度の対象ではない医科入院以外のすべての診療種別で後発医薬品数量シェアの上昇が観察される。特に調剤では導入月に明確な上昇がみられ、医科入院外および歯科でも導入後に上昇が続く。こうしたパターンは、共通の制度変更

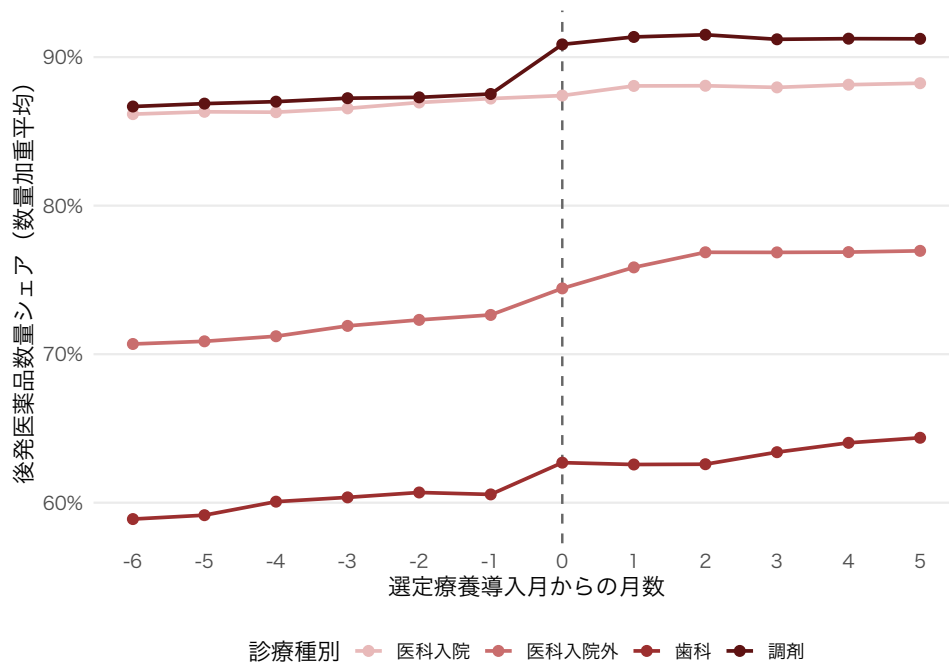


図 1: 診療種別にみた後発医薬品数量シェアの月次推移

Note: 各月の値は、都道府県、年齢階級、薬効分類および DPC 区分から構成されるセル別の後発医薬品数量シェアを、総薬剤数量で加重平均した値である。破線は、長期収載品の選定療養費の導入月（2024 年 10 月）を示す。

に対する後発医薬品使用の反応が、供給経路によって異なる可能性を示唆する。ただし、図 1 の変化には、薬効分類別の薬剤構成、地域・年齢構成、後発医薬品の供給状況および一般的な後発医薬品使用の上昇トレンドが同時に反映されている。

4 識別戦略

4.1 Difference in Differences

本研究では、2024 年 10 月の長期収載品の選定療養費導入後に、後発医薬品数量シェアが平均的にどの程度変化したかを、Difference-in-Differences (DiD) 分析により推定する。選定療養費は全国で同時に導入されたため、導入前後の単純比較には、薬価改定、後発医薬品の供給状況、および後発医薬品使用の一般的な時系列変化が含まれうる。そこで、制度の対象外である内科入院を比較基準とし、内科入院外、歯科および調剤をまとめた入院外 3 経路における導入後の平均的な相対変化を、主分析として推定する。

都道府県 (p)、年齢階級 (a)、薬効分類 (k)、診療種別 (r)、DPC 区分 (d) および月 (t) から構成されるセルについて、

$$y_{pakrdt} = \alpha_{pakrd} + \lambda_{kt} + \mu_{pat} + \beta \text{Treat}_r \times \text{Post}_t + \varepsilon_{pakrdt} \quad (1)$$

を推定する。ここで、 y_{pakrdt} は後発医薬品数量シェア、 $Treat_r$ は内科入院外、歯科または調剤である場合に 1 をとる指標、 $Post_t$ は 2024 年 10 月以降に 1 をとる指標である。係数 β は、選定療養費導入後の入院以外の 3 経路における後発医薬品数量シェアの変化が、内科入院における同期間の変化と比べて平均的にどの程度異なるかを表す。推定には総薬剤数量を重みとして用いるため、この係数は薬剤数量で加重された平均的な相対変化として解釈される。なお、表 4 の第 1 列はセル固定効果と月固定効果のみを含む。式 (1) は、第 2 列および第 3 列で追加する交差固定効果を含む主仕様を表す。

α_{pakrd} はセル固定効果であり、地域、年齢階級、薬効分類、診療種別および DPC 区分の組合せに固有で、分析期間中に変化しない要因を吸収する。さらに、 λ_{kt} として薬効分類 $\times$ 月固定効果、 μ_{pat} として都道府県 $\times$ 年齢階級 $\times$ 月固定効果を含める。これにより、供給制約など薬効分類ごとに異なる月次変動と、地域・年齢集団ごとの月次変化を考慮する。標準誤差は都道府県単位でクラスタリングする。頑健性確認として、診療種別ごとに異なる既存の線形トレンドを許容する仕様も推定する。具体的には、

$$y_{pakrdt} = \alpha_{pakrd} + \lambda_{kt} + \mu_{pat} + \beta Treat_r \times Post_t + \sum_{r \in 2,3,4} \theta_r 1\{\text{診療種別} = r\} \times event_time_t + \varepsilon_{pakrdt} \quad (2)$$

を推定する。ここで、 θ_r は内科入院と比べた診療種別 r の線形トレンドの差を表す。この仕様における β は、診療種別固有の緩やかな上昇・下降傾向を考慮したうえでの、制度導入後の平均的な相対変化として解釈される。ただし、制度効果が導入後に徐々に拡大する場合、線形トレンドがその変化の一部を吸収する可能性がある。このため、線形トレンドを含む仕様は主分析ではなく、補足的な頑健性確認として扱う。

また、平均的な相対変化が供給経路によって異なるかを検討するため、診療種別ごとに導入後指標との交差項を設定したモデルを推定する。具体的には、

$$y_{pakrdt} = \alpha_{pakrd} + \lambda_{kt} + \mu_{pat} + \sum_{r \in 2,3,4} \beta_r 1\{\text{診療種別} = r\} \times Post_t + \varepsilon_{pakrdt} \quad (3)$$

を推定する。ここで、 β_2 、 β_3 および β_4 は、それぞれ内科入院外、歯科および調剤における導入後の相対的な変化を表す。

基本仕様は、固定効果を条件として、制度導入がなかった場合に入院以外の 3 経路と内科入院の後発医薬品数量シェアが同様に推移したという平行トレンド仮定に依拠する。この仮定の視覚的な妥当性は図 1 で確認し、次節の Event Study DiD では導入前の月別係数を推定することにより、より直接的に検討する。

4.2 Event Study DiD

前節の DiD 分析では、選定療養費導入後 6 か月間における平均的な相対変化を推定した。本節では、制度導入前後の後発医薬品数量シェアの変化を月別に推定し、導入前の推移および制度効果の動学を検討する。具体的には、2024 年 9 月を制度導入直前の基準月とし、同月からの相対月を *event_time* と定義する。2024 年 4 月から 8 月を導入前期間、2024 年 10 月から 2025 年 3 月を導入後期間とする。

まず、医科入院外、歯科および調剤をまとめた入院以外の 3 経路における月別の平均的な相対変化を、

$$y_{pakrdt} = \alpha_{pakrd} + \lambda_{kt} + \mu_{pat} + \sum_{\tau \neq -1} \beta_{\tau} Treat_r \times 1\{event_time_t = \tau\} + \varepsilon_{pakrdt} \quad (4)$$

により推定する。ここで、 $Treat_r$ は医科入院外、歯科または調剤である場合に 1 をとる指標であり、医科入院は 0 である。係数 β_{τ} は、月 τ における入院外 3 経路の後発医薬品数量シェアの変化が、基準月である 2024 年 9 月の変化および同月の医科入院における変化と比べてどの程度異なるかを表す。

次に、制度導入への反応が供給経路によって異なるかを検討するため、診療種別ごとに月別係数を推定する。具体的には、

$$y_{pakrdt} = \alpha_{pakrd} + \lambda_{kt} + \mu_{pat} + \sum_{\tau \neq -1} \sum_{r \in \{2,3,4\}} \beta_{r\tau} 1\{event_time_t = \tau\} \times 1\{診療種別 = r\} + \varepsilon_{pakrdt} \quad (5)$$

を推定する。係数 $\beta_{2\tau}$ 、 $\beta_{3\tau}$ および $\beta_{4\tau}$ は、それぞれ医科入院外、歯科および調剤について、月 τ における医科入院に対する相対的な変化を表す。

セル固定効果、薬効分類×月固定効果および都道府県×年齢階級×月固定効果は、前節の DiD 分析と同様に含める。推定には総薬剤数量を重みとして用い、標準誤差は都道府県単位でクラスタリングする。したがって、Event Study DiD と平均的な DiD 推定値は、比較基準、固定効果および加重方法を共通にした分析である。

5 結果

5.1 入院を対象群とした平均政策効果の推定

表 4 は、医科入院を比較基準として、選定療養費導入後における入院以外の 3 経路全体の後発医薬品数量シェアの相対的な変化を Difference in Differences 分析により推定した結果を示す。処置

群は医科入院外、歯科および調剤とし、制度導入後を 2024 年 10 月以降と定義する。表中の「処置群×導入後」の係数は、選定療養費導入後の入院以外の 3 経路における後発医薬品数量シェアの変化が、同期間の医科入院における変化と比べてどの程度異なるかを表す。

表 4: 入院を比較基準とした選定療養費導入後の平均政策効果

	(1) 基本仕様	(2) 地域・年齢変動	(3) 薬効分類変動	(4) 線形トレンド
対象経路×制度導入後	0.026*** (0.001)	0.025*** (0.001)	0.020*** (0.001)	0.022*** (0.001)
観測数	2,509,079	2,509,079	2,509,077	2,509,077
決定係数	0.950	0.952	0.963	0.964
調整済み決定係数	0.945	0.946	0.959	0.959
セル固定効果	✓	✓	✓	✓
月固定効果	✓			
都道府県×年齢階級×月固定効果		✓	✓	✓
薬効分類×月固定効果			✓	✓
診療種別別の線形トレンド				✓

Note: 被説明変数は後発医薬品数量シェアである。括弧内は都道府県単位でクラスター化した標準誤差を示す。***、**、* は、それぞれ 1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。セル固定効果は、薬効分類番号、年齢階級、都道府県コード、診療種別および DPC 区分の交差固定効果である。(1) はセル固定効果と月固定効果を統制する。(2) は都道府県×年齢階級×月固定効果、(3) は薬効分類×月固定効果を追加する。(4) は診療種別ごとの線形時間トレンドを追加する。

すべての仕様において、「処置群×導入後」の係数は正であり、1%水準で統計的に有意である。基本仕様における推定値は 0.026 であり、選定療養費導入後、入院外 3 経路全体の後発医薬品数量シェアは、医科入院と比べて 2.6 %ポイント相対的に上昇したことを示す。地域・年齢階級別の月次変動を考慮した第 2 列でも推定値は 2.5 %ポイントであり、基本仕様とほぼ同程度である。

薬効分類×月固定効果を加えた第 3 列では推定値は 2.0%ポイントとなり、薬効分類ごとの月次変化を考慮すると推定値はやや縮小する。しかし、診療種別別の線形トレンドを追加した第 4 列でも推定値は 2.2 %ポイントであり、統計的有意性は維持される。以上より、選定療養費導入後には、薬効分類、地域および年齢構成の月次変化を考慮した後も、入院以外の 3 経路全体で後発医薬品数量シェアが医科入院より相対的に上昇したことが示される。

5.2 供給経路別の異質性

表 5 は、医科入院を比較基準として、選定療養費導入後の後発医薬品数量シェアの変化を診療種別ごとに推定した結果を示す。

推定結果によれば、医科入院と比べた導入後の後発医薬品数量シェアの相対的な上昇幅は、医科入院外で 2.3 %ポイント、歯科で 2.5 %ポイント、調剤で 1.9 %ポイントであり、いずれも統計的に有意である。すなわち、制度の直接的な適用対象ではない入院と比較すると、選定療養費の対象となる外来の各供給経路では、導入後に後発医薬品への移行が相対的に進んだことが示される。

ただし、その大きさは供給経路間で一様ではない。歯科で最も大きく、次いで医科入院外、調

表 5: 供給経路別の選定療養費導入効果

	推定値
医科入院外 × 制度導入後	0.023*** (0.001)
歯科 × 制度導入後	0.025*** (0.001)
調剤 × 制度導入後	0.019*** (0.001)
観測数	2,509,077
決定係数	0.963
調整済み決定係数	0.959
セル固定効果	✓
薬効分類 × 月固定効果	✓
都道府県 × 年齢階級 × 月固定効果	✓

Note: 被説明変数は後発医薬品数量シェアであり、比較基準は医科入院である。括弧内は都道府県単位でクラスター化した標準誤差を示す。***、**、*は、それぞれ 1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。薬効分類、年齢階級、都道府県、診療種別および DPC 区分の固定効果に加え、薬効分類別・時点別、および都道府県・年齢階級別・時点別の固定効果を統制している。

剤で最も小さい。供給経路間の係数差に関するワルド検定では、医科入院外と歯科の差は統計的に有意ではない一方、調剤の効果は医科入院外および歯科より有意に小さい。この結果は、同じ患者負担の変化であっても、薬剤選択が行われる供給経路によって制度への反応が異なることを示唆する。なお、ワルド検定の詳細は Appendix B を参照されたい。

5.3 選定療養費導入効果の時間的推移

図 2 は、入院以外の 3 経路全体について、医科入院を比較基準として推定した選定療養費導入効果のイベントスタディ結果を示す。係数は、制度導入直前の 2024 年 9 月を基準とした推定値であり、95 %信頼区間を併せて示している。

制度導入前の各月における係数は、全体としてゼロ近傍で推移しており、導入直前に入院と各外来供給経路との間で後発医薬品数量シェアの差が系統的に拡大していたことを示す明確な証拠はみられない。この点は、入院を比較基準とする DiD 推定に必要となる平行トレンド仮定と整合的である。

これに対し、表 3、4、5 に示すように、制度導入月以降には、医科入院外、歯科および調剤のいずれにおいても、医科入院に対する後発医薬品数量シェアの相対的な上昇が確認される。効果は導入直後から現れ、その後もおおむね正の水準で推移している。したがって、5.1 節で示した平均的な政策効果は、一時的な変動ではなく、制度導入後に生じた供給経路間の相対的な変化を反映していると考えられる。

また、経路別にみると、歯科および医科入院外では導入後の上昇が比較的大きい一方、調剤で

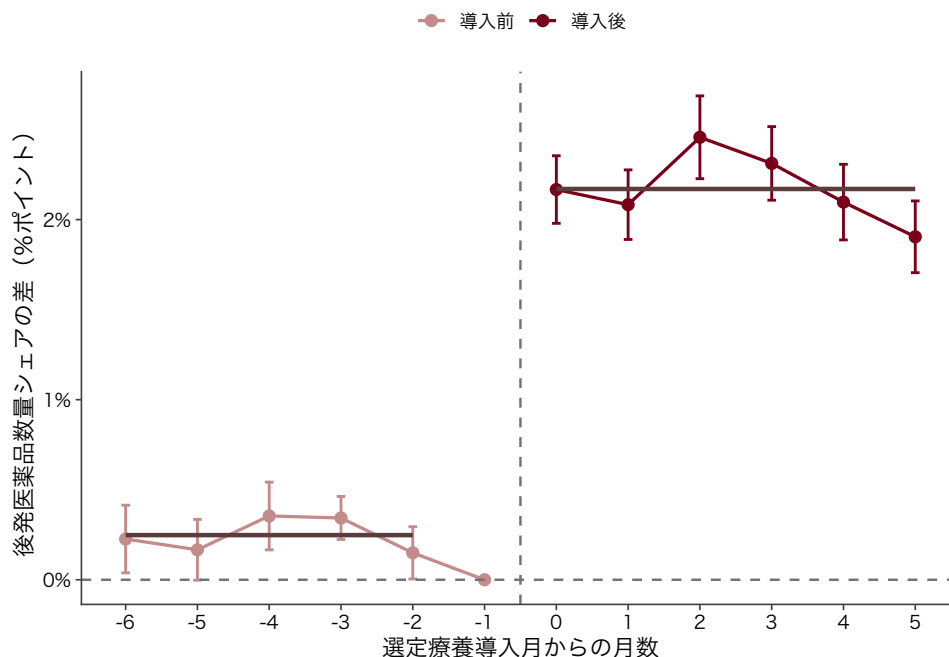


図 2: 入院を比較基準とした選定療養費導入効果のイベントスタディ推定値

Note: 点は推定係数、エラーバーは都道府県単位でクラスター化した標準誤差に基づく 95%信頼区間を示す。導入前 1 か月を基準時点とし、縦の破線は選定療養費導入時点、横の破線は推定値ゼロを示す。推定は本文のイベントスタディ DiD 仕様に基づく。

は正の変化がみられるものの、その幅は相対的に小さい。この時間的推移は、前節の平均効果の推定結果、すなわち調剤の推定効果が内科入院外および歯科より小さいという結果と整合的である。以上より、選定療養費は外来における後発医薬品への移行を促した一方、その反応の大きさと推移は薬剤の供給経路によって異なることが示唆される。

5.4 頑健性分析

導入前の後発医薬品数量シェアが 100 %であった薬効分類を除外しても、内科入院外、歯科および調剤における DiD 推定値はそれぞれ 2.6、2.9 および 2.1 パーセントポイントであり、主分析と同程度であった。また、制度開始月である 2024 年 10 月を除外しても、対応する推定値は 2.5、2.5 および 1.9 パーセントポイントとなり、結果はほぼ不変であった。したがって、主結果は薬効分類レベルの天井効果や制度開始月の一時的な調整に依存しないことが示唆される。

2023 年 10 月を偽の制度導入時点とするプラセボ分析では、内科入院外の係数はゼロに近かった。一方、歯科および調剤では小さいが統計的に有意な係数が得られたため、供給経路固有の季節性を完全には否定できない。ただし、これらの推定値は実際の制度導入後の変化を大きく下回り、歯科では符号も逆であった。なお、頑健性分析の詳細については、Appendix C を参照されたい。

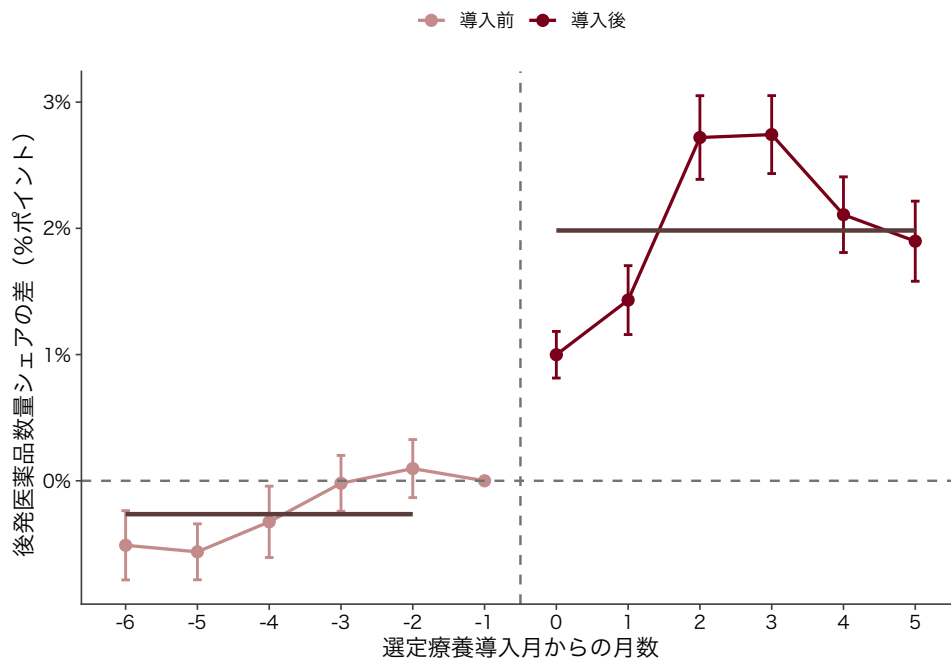


図3: 入院を比較基準とした選定療養費導入効果のイベントスタディ推定値（医科入院外）

Note: 点は推定係数、エラーバーは都道府県単位でクラスター化した標準誤差に基づく 95%信頼区間を示す。導入前 1 か月を基準時点とし、縦の破線は選定療養費導入時点、横の破線は推定値ゼロを示す。推定は本文のイベントスタディ DiD 仕様に基づく。

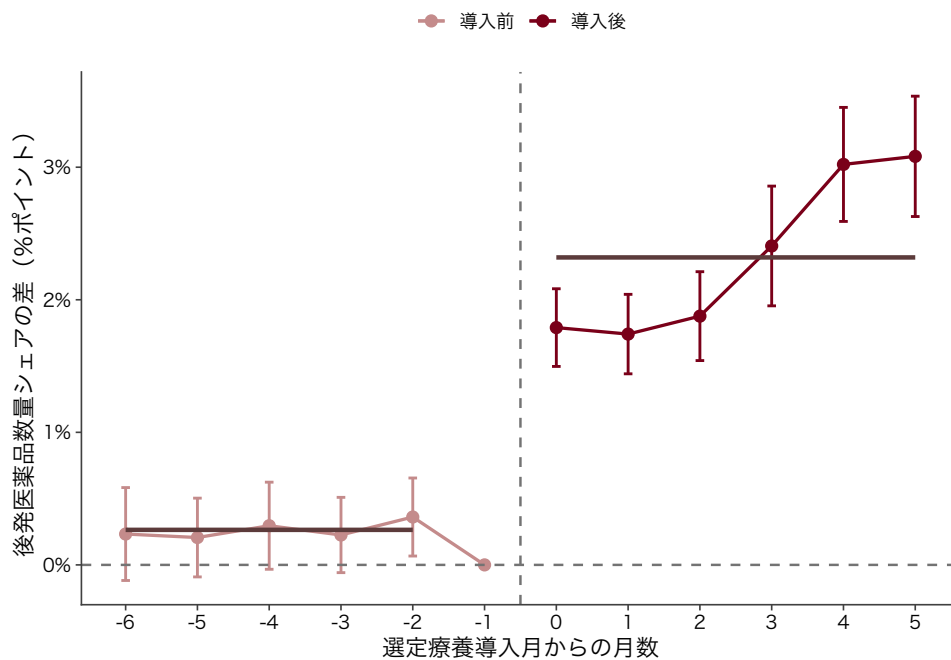


図4: 入院を比較基準とした選定療養費導入効果のイベントスタディ推定値（歯科）

Note: 点は推定係数、エラーバーは都道府県単位でクラスター化した標準誤差に基づく 95%信頼区間を示す。導入前 1 か月を基準時点とし、縦の破線は選定療養費導入時点、横の破線は推定値ゼロを示す。推定は本文のイベントスタディ DiD 仕様に基づく。

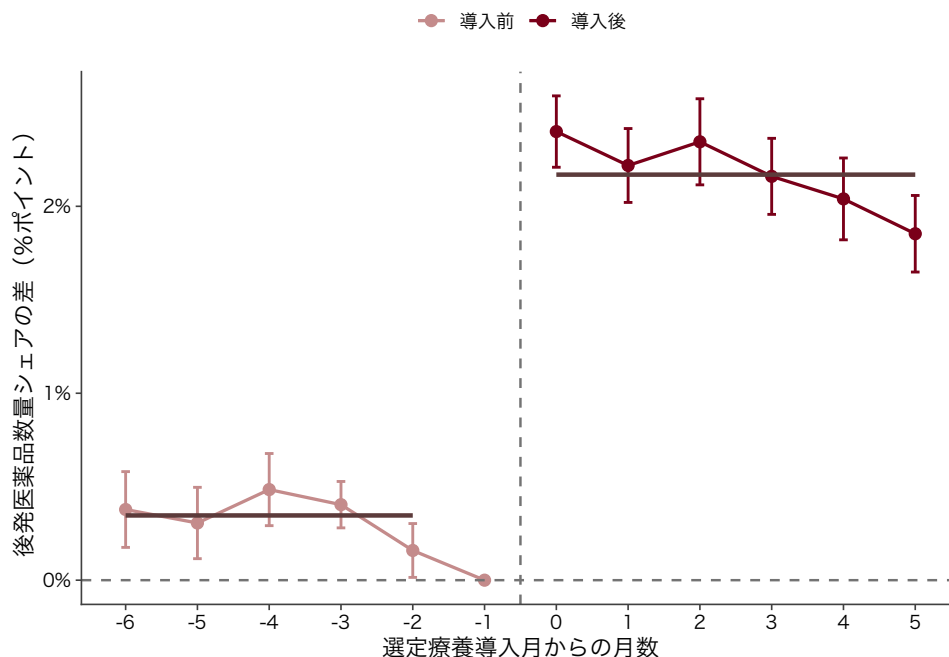


図 5: 入院を比較基準とした選定療養費導入効果のイベントスタディ推定値（調剤）

Note: 点は推定係数、エラーバーは都道府県単位でクラスター化した標準誤差に基づく 95%信頼区間を示す。導入前 1 か月を基準時点とし、縦の破線は選定療養費導入時点、横の破線は推定値ゼロを示す。推定は本文のイベントスタディ DiD 仕様に基づく。

6 ディスカッション

6.1 調剤における天井効果の検討

前節までの分析では、調剤においても選定療養費導入後に後発医薬品数量シェアの上昇が確認された一方、その相対的な上昇幅は医科入院外および歯科より小さかった。この結果の一つの解釈として、調剤では制度導入前から後発医薬品の使用が進んでおり、後発医薬品への切替余地が小さいという天井効果が考えられる。本節では、この可能性を薬効分類レベルの記述統計により検討する。

表 6 は、制度導入前後のいずれにおいても後発医薬品数量シェアが 100 %であった薬効分類の割合を示す。調剤では 93 分類中 23 分類、すなわち 24.7 %が該当した。この割合は、医科入院外の 25.0 %、歯科の 24.4 %とほぼ同水準である。したがって、調剤においてのみ、既に後発品シェアが 100 %に達した薬効分類が特に多いという傾向は確認されない。

さらに表 7 は、制度導入前の後発医薬品数量シェアが 0.95 以上であった薬効分類に属する薬剤数量が、各経路の総薬剤数量に占める比率を示す。調剤ではこの比率は 0.171 であり、歯科の 0.169 とほぼ等しい。また、医科入院外の 0.136 を上回るものの、医科入院の 0.190 を下回る。すなわち、制度導入前から後発品シェアが極めて高い薬効分類が占める数量上の比重についても、調剤だけが突出して高いとはいえない。

表 6: 導入前後で後発医薬品数量シェアが 100%であった薬効分類の割合

診療種別	薬効分類数	導入前後とも 100%の分類数	割合
医科入院	104	26	25.0%
医科入院外	104	26	25.0%
歯科	86	21	24.4%
調剤	93	23	24.7%

Note: 薬効分類ごとに、導入前および導入後の後発医薬品数量シェアを総薬剤数量で加重して算出した。導入前後のいずれにおいても後発医薬品数量シェアが 100%であった薬効分類を集計している。導入前は 2024 年 4 月から 9 月、導入後は 2024 年 10 月から 2025 年 3 月である。

表 7: 導入前の高後発品シェア薬効分類が総薬剤数量に占める比率

診療種別	全薬剤数量	導入前シェア 0.95 以上の薬剤数量	数量比
医科入院	137,590,927	26,107,458	0.190
医科入院外	1,350,965,939	183,735,828	0.136
歯科	27,132,150	4,589,450	0.169
調剤	7,600,366,744	1,300,231,204	0.171

Note: 導入前は 2024 年 4 月から 9 月である。薬効分類ごとに総薬剤数量で加重した後発医薬品数量シェアを算出し、導入前シェアが 0.95 以上の薬効分類に属する薬剤数量を集計した。数量比は、当該薬剤数量を各診療種別の全薬剤数量で割って算出した。

以上の結果から、調剤における相対的に小さな推定効果を、薬効分類レベルで観察される単純な天井効果のみで説明することは難しい。

6.2 院内・院外処方における潜在的制度曝露の差

供給経路間で制度導入後の反応が異なった背景として、選定療養費の対象となりうる長期収載品への曝露自体が、院内処方と院外処方で異なっていた可能性がある。そこで、第 11 回 NDB オープンデータの内服薬に関する薬剤別データと、厚生労働省が公表した選定療養費の対象品目リストを薬価基準収載医薬品コードで結合し、制度導入前の 2024 年 4 月から 9 月における薬剤構成を比較した(厚生労働省, 2025, 2024a)。

表 8 によれば、選定療養費の対象長期収載品が全薬剤の薬価換算額に占める比率は、院内処方で 11.7 %、院外処方で 7.0 %であった。したがって、院内処方では、制度導入前から対象の長期収載品が薬剤構成に占める比重が院外処方より 4.7 %ポイント高かった。一方、対象の長期収載品の薬価換算額に対する潜在的追加負担額の比率は、院内処方で 11.1 %、院外処方で 11.3 %であり、両経路でほぼ等しかった。

この結果は、院内・院外間の違いが、対象品目における価格差の大きさではなく、選定療養費の対象となりうる先発品が各経路の薬剤構成にどの程度含まれるかにあることを示唆する。すなわち、院内処方では対象の長期収載品の比重が高いため、同程度の価格インセンティブであっても、制度変更の影響を受けうる処方の範囲が相対的に広がった可能性がある。この点は、主分析

表 8: 院内・院外処方における選定療養費への潜在的曝露（2024 年 4 月から 9 月）

供給経路	全薬剤の 薬価換算額	対象長期収載品の 薬価換算額	構成比	潜在的 追加負担額	対象品目薬価に対する 追加負担率
院内処方	415,728	48,479	11.7%	5,368	11.1%
院外処方	2,228,826	155,801	7.0%	17,627	11.3%

供給経路	薬剤コード総数	対象薬剤コード数
院内処方	6,441	756
院外処方	6,919	771

Note: 第 11 回 NDB オープンデータの内服薬に関する薬剤別データと、厚生労働省公表の選定療養費対象品目リストを、薬価基準収載医薬品コードで結合して作成した。薬価換算額および潜在的追加負担額の単位は百万円である。薬価換算額は処方数量に薬価を乗じて算出した。潜在的追加負担額は、対象長期収載品の処方数量に価格差の 4 分の 1 を乗じて算出した税抜きの参考値であり、実際に請求された患者負担額ではない。医学的必要性、後発医薬品の供給困難等による例外、および患者ごとの負担割合は反映していない。追加負担率は、潜在的追加負担額を対象長期収載品の薬価換算額で割って算出した。

において医科入院外の後発医薬品数量シェアの上昇が調剤より大きかった結果と整合的である。

6.3 薬効分類別に見た反応の異質性

表 9 は、医科入院外、歯科および調剤について、制度導入前後の後発医薬品数量シェアの上昇幅が大きかった薬効分類を示す。供給経路別の平均効果は、全ての薬効分類で一様に生じた変化ではなく、薬剤群ごとの導入前シェア、処方数量、および後発品への切替余地の違いを反映している可能性がある。

表 9: 入院以外の供給経路で後発医薬品数量シェアの上昇が大きかった薬効分類

薬効分類名 (番号)	導入前シェア	導入後シェア	変化 (%ポイント)	導入前 総薬剤数量	導入後 総薬剤数量
医科入院外					
アレルギー用薬 (441)	51.7%	63.5%	+11.8	4,074,281	5,251,350
鎮量剤 (133)	40.4%	51.9%	+11.4	9,418,230	9,050,415
主として真菌に作用するもの (617)	32.4%	43.4%	+11.0	87,738	75,924
自律神経剤 (123)	37.5%	47.3%	+9.8	1,026,052	981,659
化膿性疾患用剤 (263)	33.2%	43.0%	+9.8	3,842,199	3,538,044
歯科					
その他の呼吸器官用薬 (229)	0.0%	88.2%	+88.2	22	34
抗パーキンソン剤 (116)	2.2%	84.0%	+81.8	136	25
他に分類されない代謝性医薬品 (399)	8.4%	75.6%	+67.2	4,204	839
その他の化学療法剤 (629)	16.7%	64.4%	+47.7	732	264
血管収縮剤 (216)	0.0%	44.0%	+44.0	45	25
調剤					
機能検査用試薬 (722)	31.0%	100.0%	+69.0	29	9
サルファ剤 (621)	53.3%	69.8%	+16.5	14,918,558	12,447,592
歯科用抗生物質製剤 (276)	76.7%	92.9%	+16.2	30	14
化膿性疾患用剤 (263)	53.3%	64.8%	+11.5	20,865,448	20,403,325
気管支拡張剤 (225)	63.9%	74.9%	+11.1	59,338,785	69,362,878

Note: 医科入院外、歯科および調剤の各経路について、導入前後の後発医薬品数量シェアの単純差が大きい順に 5 つの薬効分類を示した。各時期のシェアは、薬効分類内のセル別後発医薬品数量シェアを総薬剤数量で加重平均して算出した。総薬剤数量は各期間の合計である。したがって、本表の変化は記述的な集計値であり、選定療養費導入の因果効果を示すものではない。

医科入院外では、アレルギー用薬 (441)、鎮量剤 (133)、化膿性疾患用剤 (263) において、後発医薬品数量シェアが約 10 %ポイント上昇した。これらの分類は、導入前の後発医薬品シェアが 3~5 割程度にとどまり、後発品への切替余地が残されていた点で共通する。また、鎮量剤およびアレルギー用薬は処方数量も大きく、観察された変化は少数の処方に由来するものではない。このことは、医科入院外における平均的な上昇が、一定の数量規模を持つ薬剤群での後発品への移行によって形成されていた可能性を示している。

調剤では、気管支拡張剤 (225)、化膿性疾患用剤 (263)、サルファ剤 (621) で比較的大きな上昇がみられた。特に気管支拡張剤は、導入前後ともに処方数量が大きく、導入前の後発医薬品シェアも約 64 %であった。したがって、調剤経路では平均的な効果が相対的に小さかった一方で、導入前に切替余地が残る一部の頻用薬効分類では、後発品への移行が明確に生じていたことがわかる。調剤の小さな平均効果を、全ての薬剤群における反応の欠如として解釈すべきではない。

一方、歯科で上昇幅が大きい分類として抽出された薬効分類には、導入前後の総薬剤数量が小さいものが多い。例えば、後発医薬品シェアが大きく上昇した分類であっても、数量が数十から数千程度にとどまる場合がある。このため、歯科における薬効分類別の大きな変化は、少数の薬

剤または少数の集計セルの構成変化に左右されている可能性があり、歯科経路全体の平均的な制度反応を説明する中心的な根拠として扱うことは難しい。

以上から、価格インセンティブに対する反応が比較的大きい薬剤群には、導入前の後発医薬品シェアが極端に高くなく、後発品への切替余地が残っていること、ならびに一定の処方数量を有することという特徴がみられる。

7 結論

本研究は、2024 年 10 月に導入された長期収載品の選定療養費が、後発医薬品の使用に与えた影響を、薬剤の供給経路に着目して検討した。協会けんぽの月次集計データを用い、制度の直接的な対象ではない医科入院を比較基準として、医科入院外、歯科および調剤における後発医薬品数量シェアの相対的な変化を Difference in Differences 分析およびイベントスタディにより推定した。

分析の結果、選定療養費導入後、入院以外の 3 経路全体では、医科入院と比較して後発医薬品数量シェアが有意に上昇した。薬効分類別・月別、および都道府県・年齢階級別・月別の変動を統制した主仕様における推定値は 2.0 %ポイントであり、診療種別ごとの線形トレンドを許容しても 2.2 %ポイントの上昇が確認された。イベントスタディにおいても、導入前の係数はおおむねゼロ近傍で推移し、導入後に正の相対的な変化が継続した。個票上の実際の負担額ではなく、医科入院との差分としての経路間の反応を捉えた推定であるものの、これらの結果は、選定療養費の導入後に、外来で後発医薬品への移行が相対的に進んだことを示唆する。

ただし、その反応は供給経路間で一様ではなかった。医科入院外、歯科および調剤における推定値はそれぞれ 2.3 %ポイント、2.5 %ポイントおよび 1.9 %ポイントであり、調剤の上昇幅は医科入院外および歯科より有意に小さかった。他方、医科入院外と歯科の差は統計的に有意ではなかった。したがって、同一の患者負担の変化であっても、薬剤が選択・供給される経路によって後発医薬品への移行の程度は異なる。

この結果は、医薬品選択における価格インセンティブを、患者のみが反応する通常の需要ショックとして捉えることの限界を示している。選定療養費は患者が直面する先発医薬品と後発医薬品の相対価格を変化させる政策である。しかし、患者が実際に選択できる薬剤は、医師・歯科医師による処方、医療機関または薬局の採用・在庫、薬剤師による説明および代替可能性といった供給側の条件によって規定される。すなわち、患者負担の変化が後発医薬品の使用へ影響する程度、言い換えれば価格インセンティブの実効性は、薬剤供給の制度的な組織形態に依存する。

補足的な分析もこの解釈と整合的である。調剤における相対的に小さな推定効果は、薬効分類レベルで観察される単純な天井効果だけでは説明しにくい。また、NDB オープンデータを用いた集計では、対象長期収載品が薬価換算額に占める比率は院内処方では 11.7 %、院外処方では 7.0 %で

あった一方、対象品目に対する潜在的追加負担率は両経路でほぼ等しかった。このことは、経路間の反応差が対象品目における価格差の大きさそのものよりも、制度の影響を受けうる薬剤が各経路の薬剤構成にどの程度含まれるか、またその選択がどのような供給過程を経るかに関係する可能性を示す。さらに、薬効分類別の記述統計からは、導入前の後発医薬品シェアが極端に高くなく、かつ一定の処方数量を有する分類で、後発医薬品シェアの上昇がみられる傾向が確認された。

本研究のより広い経済学的含意は、医療における価格政策の効果を評価する際、名目上の患者負担の変化だけでなく、その価格シグナルが誰に、どの段階で、どのように伝達されるかを考慮する必要があるという点にある。患者が費用を負担しつつ、医療提供者が処方・調剤上の選択に関与する市場では、価格インセンティブの帰着と行動変化は、供給経路や組織上の摩擦によって異なりうる。したがって、後発医薬品の使用促進策は、患者負担の設定だけではなく、一般名処方、代替調剤の運用、医療機関・薬局における在庫・採用、および患者への情報提供といった供給側の仕組みと組み合わせて設計される必要がある。

References

- Arrow, K. J. (1963). Uncertainty and the welfare economics of medical care. *American Economic Review*, 53(5):941–973.
- Brekke, K. R., Holmås, T. H., and Straume, O. R. (2013). Margins and market shares: Pharmacy incentives for generic substitution. *European Economic Review*, 61:116–131.
- Coscelli, A. (2000). The importance of doctors’ and patients’ preferences in the prescription decision. *Journal of Industrial Economics*, 48(3):349–369.
- Crawford, G. S. and Shum, M. (2005). Uncertainty and learning in pharmaceutical demand. *Econometrica*, 73(4):1137–1173.
- Feng, J. (2024). History dependence in drug demand: Identification and implications for entry incentives. *Review of Economics and Statistics*, 106(2):455–469.
- Hellerstein, J. K. (1998). The importance of the physician in the generic versus trade-name prescription decision. *RAND Journal of Economics*, 29(1):108–136.
- Hjalmarsson, L., Schmid, C. P. R., and Schreiner, N. (2026). A prescription for knowledge: Patient information and generic substitution. *Journal of Public Economics*, 257:105626.
- Iizuka, T. (2012). Physician agency and adoption of generic pharmaceuticals. *American Economic Review*, 102(6):2826–2858.

- Ito, Y., Hara, K., and Kobayashi, Y. (2020). The effect of inertia on brand-name versus generic drug choices. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 172:364–379.
- Lundin, D. (2000). Moral hazard in physician prescription behavior. *Journal of Health Economics*, 19(5):639–662.
- Müller, T., Schmid, C., and Gerfin, M. (2023). Rents for pills: Financial incentives and physician behavior. *Journal of Health Economics*, 87:102711.
- Skipper, N. and Vejlin, R. (2015). Determinants of generic vs. brand drug choice: Evidence from population-wide danish data. *Social Science & Medicine*, 130:204–215.
- Song, Y. and Barthold, D. (2018). The effects of state-level pharmacist regulations on generic substitution of prescription drugs. *Health Economics*, 27(11):1717–1737.
- 厚生労働省 (2024a). 後発医薬品のある先発医薬品（長期収載品）の選定療養について. 厚生労働省. 2026 年 9 月 17 日閲覧.
- 厚生労働省 (2024b). 令和 6 年社会医療診療行為別統計. 厚生労働省. 2026 年 9 月 17 日閲覧.
- 厚生労働省 (2025). 第 11 回 ndb オープンデータ. 厚生労働省. 2026 年 9 月 17 日閲覧.
- 厚生労働省 (2026). 保険者別の後発医薬品の使用割合（令和 8 年 3 月診療分）. 医療費に関するデータの見える化について. 2026 年 9 月 17 日閲覧.
- 全国健康保険協会 (2024). 令和 6 年度 先発医薬品・後発医薬品に関する基本情報. 全国健康保険協会. 2026 年 9 月 17 日閲覧.
- 全国健康保険協会宮城支部 (2026). 健康保険の最新トピックについて. 令和 7 年度健康保険委員研修会資料. p. 15.
- 日本ジェネリック製薬協会 (2026). ジェネリック医薬品とは. 2026 年 9 月 17 日閲覧.

Appendix

A 医科入院外のサンプルから除外した薬効分類

表 A.1: 医科入院外のサンプルから除外した薬効分類

薬効分類番号	薬効分類名
190	その他の神経系及び感覚器官用医薬品
326	臓器製剤
331	血液代用剤
341	人工腎臓透析用剤
490	その他の組織細胞機能用医薬品
631	ワクチン類
632	毒素及びトキシソイド類
633	抗毒素類及び抗レプトスピラ血清類

Note: 薬効分類名は厚生労働省の薬効分類表に基づく。

B 供給経路別推定値のワルド検定の詳細

表 B.1: 供給経路間の DiD 効果の差に関するワルド検定

比較	カイ二乗統計量	自由度	p 値
医科入院外 – 歯科	1.90	1	0.169
医科入院外 – 調剤	10.18	1	0.001
歯科 – 調剤	24.81	1	< 0.001

Note: 表 5 の供給経路別 DiD 推定値を用い、各経路間の制度導入後効果が等しいという帰無仮説を検定した。カイ二乗統計量は、都道府県単位でクラスター化した分散共分散行列に基づく。医科入院外と歯科の効果差は統計的に有意ではない一方、調剤の効果は医科入院外および歯科の効果と統計的に異なる。

C 頑健性分析

C.1 導入前の後発医薬品シェアが 100%であった薬効分類を除外した推定

表 C.1: 導入前の後発医薬品シェアが 100%であった薬効分類を除外した推定

	主分析	導入前シェア 100%を除外
医科入院外 × 制度導入後	0.023*** (0.001)	0.026*** (0.001)
歯科 × 制度導入後	0.025*** (0.001)	0.029*** (0.001)
調剤 × 制度導入後	0.019*** (0.0009)	0.021*** (0.001)
セル固定効果	✓	✓
薬効分類 × 月固定効果	✓	✓
都道府県 × 年齢階級 × 月固定効果	✓	✓
観測数	2,509,077	2,085,445
決定係数	0.963	0.958
Within R^2	0.00280	0.00325

Note: 被説明変数は後発医薬品数量シェアである。入院を比較基準とし、括弧内には都道府県単位でクラスター化した標準誤差を示す。第 2 列では、導入前（2024 年 4 月から 9 月）の後発医薬品数量シェアが 100%であった薬効分類を除外して推定した。セル固定効果は、薬効分類番号、年齢階級、都道府県コード、診療種別および DPC 区分の交差固定効果である。***、**、* は、それぞれ 1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

C.2 制度導入月を除外した推定

表 C.2: 制度導入月を除外した推定

	主分析	2024 年 10 月を除外
医科入院外 × 制度導入後	0.023*** (0.001)	0.025*** (0.001)
歯科 × 制度導入後	0.025*** (0.001)	0.025*** (0.001)
調剤 × 制度導入後	0.019*** (0.0009)	0.019*** (0.0009)
セル固定効果	✓	✓
薬効分類 × 月固定効果	✓	✓
都道府県 × 年齢階級 × 月固定効果	✓	✓
観測数	2,509,077	2,296,156
決定係数	0.963	0.964
Within R^2	0.00280	0.00389

Note: 被説明変数は後発医薬品数量シェアである。入院を比較基準とし、括弧内には都道府県単位でクラスター化した標準誤差を示す。第 2 列では、制度導入月である 2024 年 10 月の観測値を除外して推定した。セル固定効果は、薬効分類番号、年齢階級、都道府県コード、診療種別および DPC 区分の交差固定効果である。***、**、*は、それぞれ 1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

C.3 プラセボ時点をを用いた推定

表 C.3: プラセボ時点をを用いた推定

	実際の制度導入 (2024 年 10 月)	プラセボ導入 (2023 年 10 月)
医科入院外 × 導入後	0.023*** (0.001)	0.0002 (0.0005)
歯科 × 導入後	0.025*** (0.001)	-0.005*** (0.0010)
調剤 × 導入後	0.019*** (0.0009)	-0.001* (0.0005)
セル固定効果	✓	✓
薬効分類 × 月固定効果	✓	✓
都道府県 × 年齢階級 × 月固定効果	✓	✓
観測数	2,509,077	2,688,664
決定係数	0.963	0.969
Within R^2	0.00280	0.000088

Note: 被説明変数は後発医薬品数量シェアである。入院を比較基準とし、括弧内には都道府県単位でクラスター化した標準誤差を示す。第 2 列は 2023 年 10 月を制度導入時点と仮定し、2023 年 4 月から 2024 年 3 月のデータを用いて推定したプラセボ分析である。セル固定効果は、薬効分類番号、年齢階級、都道府県コード、診療種別および DPC 区分の交差固定効果である。***、**、*は、それぞれ 1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。