



RIETI Discussion Paper Series 22-J-039

セルフメディケーション税制による薬剤費抑制効果の検証 (改訂版)

西川 浩平
関西大学

大橋 弘
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

セルフメディケーション税制による薬剤費抑制効果の検証 *

西川浩平（関西大学経済学部）

大橋弘（東京大学大学院経済学研究科／経済産業研究所）

要 旨

医師の処方に依らず、市販薬（OTC 医薬品）を活用して自身の健康を管理するセルフメディケーションへの世界的な関心は高まっている。日本も医療医薬品からの転用であるスイッチ OTC 医薬品の普及を目的とするセルフメディケーション税制を導入し、セルフメディケーションの促進、ひいては薬剤費抑制を目指している。他方で、この税制の財政的効果はこれまで検証されてこなかった。本稿では、セルフメディケーション税制が薬剤費に及ぼす影響を、レセプトデータを用いて定量的に明らかにする。アレルギー性鼻炎薬市場を対象に、患者の受診行動、医師の処方行動への影響を分析したところ、セルフメディケーション税制を通じて、患者の受診頻度は 2.6%減少、医師の処方量は 1.8%増加したことが示された。さらに、セルフメディケーション税制が導入されなかったとするシミュレーションを通じて、薬剤費への影響を詳細に検証したところ、医師の処方の変化により、薬剤費が 1.5%増大したことを示す結果が得られた。しかし、患者の受診頻度の減少による薬剤費の変化分を含む、全体としてのセルフメディケーション税制の薬剤費抑制効果を試算したところ、同税制を通じて-0.26%の抑制を実現したことが明らかとなった。

キーワード：セルフメディケーション税制、薬剤費抑制、アレルギー性鼻炎薬市場

JEL classification: C25、I18、L65

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

*本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「産業組織に関する基盤的政策研究」の成果の一部である。本稿の分析に当たっては、RIETI 提供によるレセプトデータを利用した。

1. はじめに

医師の処方によらず、市販薬（OTC 医薬品）を活用して自身の健康を管理するセルフメディケーションへの関心が世界的に高まっている¹。セルフメディケーションの普及は、軽度な身体の不調を自身で手当する患者の増大につながる。そのため、医療機関への受診頻度の低下、つまりは医療資源の適正使用が促され、最終的には薬剤費を含む医療費の削減に寄与することが期待される²。日本も今後の医療の鍵となるセルフメディケーションの普及を政策的に後押しするため、2014 年の「日本再興戦略（改訂版）」において、医療用医薬品（以下、保険適用薬）からスイッチ OTC 医薬品（以下、スイッチ OTC）への切り替え促進を明言した。

しかしながら、日本におけるスイッチ OTC の活用は依然として諸外国よりも低調にある³。その理由の一つとして、スイッチ OTC の患者負担が相対的に高いため、患者がスイッチ OTC を選択する金銭的なインセンティブがないことが指摘されている。政府はこのような状況の改善に向け、2017 年 1 月にスイッチ OTC 購入時の患者負担を軽減するセルフメディケーション税制を導入した。この税制は、スイッチ OTC の購入金額が 1.2 万円を超える世帯に対して所得控除することで、スイッチ OTC 購入の実質的な負担を軽くするものである。例えば、花粉症で医療機関を受診した場合、患者の自己負担が 3 割であれば支払い額は 1830～2142 円である。他方、薬局で同成分のスイッチ OTC を購入した際の患者の支出額は 2075 円だが、セルフメディケーション税制を利用することで負担は 1826 円に軽減され、医療機関受診時の金額を下回ることになる⁴。

セルフメディケーション税制は、導入時点で 5 年間の時限措置とされたが、2020 年の政府税制改正大綱において、2026 年 12 月までの延長が決定した。さらに同税制が適用される OTC 医薬品についても、費用対効果が高い薬効領域ではスイッチ OTC 以外の成分にも対象拡大の方針が示されるなど、医療資源の適正利用、薬剤費抑制へさらなる貢献が期待されている⁵。

ただし、セルフメディケーション税制の期間延長、範囲拡大については、セルフメディケーション税制推進に関する有識者検討会（以下、有識者検討会）における「税制による

¹ WHO（2000）より。

² 2022 年 8 月に OTC 化が認められた新型コロナウイルスの検査キットについても、インターネット等を通じた購入の簡便化により、ピーク時における医療機関への過度な負担の軽減が期待された。

³ 日本 OTC 医薬品協会が行った国際比較によると、日本の全医薬品に占める OTC の比率（金額ベース）は集計対象 32 カ国中 27 位で、G7 加盟国内でも最下位だった。

⁴ 医療機関受診時、スイッチ OTC 購入時の支出額は、第 133 回社会保障審議会医療保険部会の資料 2-3 に基づく。ただし、医療機関受診時の 1830 円は最安値のジェネリック医薬品が処方されたケース、2142 円はブランド医薬品が処方されたケース、スイッチ OTC 購入時の 2075 円はメーカー小売価格で購入したケースに該当する。セルフメディケーション税制利用時の減税額は、厚生労働省が示す、課税所得 400 万円の世帯が対象医薬品を 2 万円分購入し、2400 円の減税を受けたにケースに基づく。

⁵ セルフメディケーション推進に関する有識者検討会（2021）の第 3 回資料より。

医療費適正化効果の検証を行うための指標は、どのようなものが適切と考えるか」との指摘からも明らかのように、薬剤費抑制への効果が十分に検証された上での決定とは言い難い。また、セルフメディケーション税制の対象は所得税、住民税の課税世帯のため、全世帯の 7 割程度が制度利用の対象となるものの、上記の 1.2 万円以上の購入に加え、確定申告が必要であり、また医療費控除と併用ができないなど、同制度の利用が広がるかどうかに対して懸念する声もある⁶。セルフメディケーション税制の今後の方向性を検討するに当たり、同税制が政府の目的である薬剤費の抑制をどの程度実現できているのかを明らかにすることは、喫緊の実証的な課題である。

本稿は、セルフメディケーション税制の薬剤費への影響を、患者、医師双方の観点から定量的に明らかにすることを目的にする。具体的には、患者の受診行動及び医師の処方行動をモデル化し、健康保険組合のレセプトを用いて、セルフメディケーション税制の影響を捉えるパラメータを推定する。そして推定されたパラメータを用いて、セルフメディケーション税制が導入されないという仮想現実における各保険適用薬（処方なしを含む）のシェアをシミュレーションに依拠して計測する。さらに、シミュレーションより得たシェアに基づく薬剤費支出を試算することで、セルフメディケーション税制の財政効果を明らかにする。

本稿の分析対象はアレルギー性鼻炎薬市場とする。アレルギー性鼻炎薬は有識者検討会において、「スイッチ OTC への置き換えが実現した場合、相当の医療費適正化効果を見込める薬効領域」の 1 つに挙げられている⁷。実際、アレルギー性鼻炎薬の使用対象となる「鼻がつまる・鼻汁が出る」の有訴者数は、2016 年の国民生活基礎調査において、全 42 症状中 5 番目に多い。さらに、「鼻がつまる・鼻汁が出る」の有訴者の年齢構成については、75 歳以上の占める割合が 2.7%に止まる。本稿の分析では、加入者が 75 歳未満に限定される健康保険組合のレセプトを用いるため、有訴者において高齢者の占める割合が低いことが望ましい。多くの国民が使用する機会があり、高齢者の占める割合が低いアレルギー鼻炎薬市場は、本稿の分析に適した薬品領域の 1 つと考えられる⁸。

⁶ 2017 年の「国民生活基礎調査」（厚生労働省）によると、回答者 6541 世帯のうち住民税課税世帯が 5039 世帯、所得税課税世帯が 4787 世帯と、それぞれ 77.0%、73.2%を占めていた。他方、セルフメディケーション税制の利用状況については、五十嵐（2022）の調査によると、回答者 23721 名のうち同税制を利用したのは 547 名（2.3%）となっている。また、日本 OTC 医薬品協会の調査では、2019 年 3 月時点でセルフメディケーション税制の認知度は 71.3%に達していたものの、利用したいと回答したのは 11.0%だった。

⁷ 他に挙げられた症状に、「腰痛、関節痛、肩こり」、「風邪の諸症状（熱、頭痛、喉の痛みなど）」、「胃腸の諸症状（胸やけ、胃痛など）」がある。国民生活基礎調査によると、これら症状の有訴者数は「腰痛」が 1 位、「頭痛」が 8 位、「腹痛・胃痛」が 23 位だった。したがって、有訴者の多い「腰痛、関節痛、肩こり」を分析対象にすることも考えられるが、「腰痛」を訴えた回答者のうち 27.1%が 75 歳以上だった。

⁸ アレルギー性鼻炎薬の利用者の特徴（受診頻度や年齢など）と他の OTC 薬の利用者の特徴を比較し、アレルギー性鼻炎薬市場でのエビデンスが、他の治療剤にも当てはまるかを検討することは重要である。

スイッチ OTC を含むセルフメディケーションについては、国民の健康や医療費抑制などの重要な内容を含むにもかかわらず、経済学的な視点からの研究が十分に進んでおらず (Chang and Trivedi, 2003)、セルフメディケーション促進と医療費 (薬剤費を含む) の関係を学術的に検証した研究は、筆者が知る限り行われていない⁹。そのような中で、本稿の分析に比較的近い研究として、軽医療における医療機関への受診行動と自己負担率の關係に着目した井伊・大日 (1999)、梅原・山田 (2012)、医療機関受診からセルフメディケーションへの切り替えによる医療費抑制効果を試算した五十嵐 (2022) が挙げられる¹⁰。

井伊・大日 (1999)、梅原・山田 (2012) は、ともに独自のアンケート調査を用いて、自己負担と医療機関の受診は負の關係にあることを統計的に実証している。この結果に基づけば、患者の保険適用薬への負担を相対的に増大させるセルフメディケーション税制は、医療機関への受診抑制を促すため、受診頻度を減少させることになる。

他方、五十嵐 (2022) はスイッチ OTC に関連する 11 領域から医療機関への受診が不要な疾患を区別し、これら疾患で受診した患者に要した医療費 3210 億円を潜在的な置き換え可能医療費とした。この金額については、軽微な疾患での医療機関の受診を控えることで実現するため、スイッチ OTC を含むセルフメディケーション普及の観点からすると、患者、医師が最も理想的に行動した結果と考えられる。

ただし、セルフメディケーションの活用が低調な日本において、セルフメディケーション税制の導入により、完全に保険適用薬からスイッチ OTC へ切り替わる状況は現実的とはいえない。特に医師については、医療機関へ受診した患者に対して、自身の収入を減少させるスイッチ OTC を推奨するインセンティブは乏しい。むしろセルフメディケーション税制の導入により、一部の患者が自発的にスイッチ OTC へ切り替えたことで、医師は収入の減少を補うため処方量を増大させるといった、誘発需要が生じる可能性がある。実際、Liu et al. (2009) では、医師の処方における金銭的なインセンティブの影響を指摘している。加えて、誘発需要については、医療サービスの提供が自身の収入に直結しやすい医師ほど生じやすいことを検証した研究も多数ある¹¹。本稿ではこれらを踏まえ、セルフメディケーション税制の導入による医師の処方量への影響を分析する。さらに医療機関を

しかし、OTC 薬がカバーする症状の範囲は広く、かつその使用実態などを示すデータを有していないため、本稿では明らかにすることができなかった。この点については、今後の課題にしたい。

⁹ OTC を含むセルフメディケーションに着目した先行研究として、セルフメディケーション選択の決定要因を分析した Abosedo (1984)、Chang and Trivedi (2003)、宣伝広告と OTC 普及の關係を分析した Anderson et al. (2013, 2016)、医薬品と OTC 医薬品の代替關係を分析した Fillenbaum et al. (1993)、Leibowitz (1985, 1989) が挙げられる。

¹⁰ 井伊・大日 (1999) は風邪、梅原・山田 (2012) はアレルギー性鼻炎と、セルフメディケーションとの関連が強い軽医療を対象に分析を行っている。

¹¹ 例えば、Grytten and Sorensen (2001) は開業医と勤務医、Devlin and Sarma (2008)、Hennig-Schmidt et al. (2011) は出来高払い制と包括払い制に注目し、それぞれ医療サービスの提供が自身の収入に直結する勤務医、出来高払い制において、誘発需要が生じているかを検証している。

診療所、病院に区別し、サービス提供量が自身の収入に結び付きやすい開業医を多く含むとされる診療所において、同税制導入による誘発需要への影響を検証する¹²。

本稿では次の3点が明らかとなった。まずロジットモデルを用いて、セルフメディケーション税制による患者の受診行動の変化を検証したところ、2015～2019年のアレルギー性鼻炎のピーク時（2～5月）において、患者の受診頻度はセルフメディケーション税制前後で約0.14%ポイント減少したことを示す結果が得られた。この数値に基づき、花粉飛散量が多かった2018年度における政策の効果を試算すると、医療機関への受診者数を2.6%減少させたことになる。

次に、離散選択モデルに基づく需要関数を推定したところ、セルフメディケーション税制は、医師のアレルギー性鼻炎薬の処方量を増大させたことが明らかとなった。シミュレーションの結果に基づく、セルフメディケーション税制の導入により、アレルギー性鼻炎薬の処方量（2018年2～5月）は1.8%増大しており、誘発需要の存在が示唆される。さらに病院よりも診療所の方がアレルギー性鼻炎薬を積極的に処方している結果が得られた。セルフメディケーション税制の導入による処方量の変化については、診療所が1.8%の増加に対して病院は2.3%のため、病院への影響が大きい。ただし、診療所では既に9割を超える患者に抗アレルギー性鼻炎薬を処方していたため、追加的な医療サービス提供の余地が病院よりも小さかった点に留意する必要がある。

最後に、これら結果に基づきセルフメディケーション税制の財政効果を試算すると、医師の処方行動の変化を通じて薬剤費は1.5%増加した。しかし、同税制により医療機関への受診者数が2.6%減少したことで薬剤費は押し下げられ、全体としての薬剤費抑制効果は-0.26%だったことを示す結果が得られた¹³。

本稿の以降の構成は次の通りである。第2章でアレルギー性鼻炎市場について概観する。第3章は分析に用いるデータセットを紹介し、記述統計からセルフメディケーション税制導入前後における、患者の受診行動、医師の処方行動の変化を確認する。第4章では患者の受診行動、医師の処方行動に関する推定モデルを提示する。第5章はモデルの推定結果を示し、第6章ではシミュレーションを通じて、セルフメディケーション税制の財源対策としての効果を明らかにする。第7章はまとめである。

¹² 2016年の「医師・歯科医師・薬剤師調査」（厚生労働省）によると、診療所、病院に従事する医師数は、それぞれ10.2万人、20.2万人だった。そのうち開業医に該当する開設者または代表者は、診療所で70.2%、病院で2.5%と、診療所において開業医が多い状況にある。

¹³ セルフメディケーション税制については、認知度が7割程度であることに加え、利用に際しても所得税・住民税の課税世帯、医療控除との併用不可といった条件が課される。そのため、同税制の薬剤抑制効果を検証するに当たり、実際に利用できる世帯等を考慮することは重要である。しかし、本稿では保有しているデータセットの制約上、同様の分析ができなかった。この点については、今後の課題にしたい。

2. アレルギー性鼻炎市場

セルフメディケーション税制は、保険適用薬からの転用であるスイッチ OTC の購入費用への所得控除として、2017 年 1 月に導入された。セルフメディケーション税制による所得控除を受けるには、対象のスイッチ OTC を自身と生計を一にする家族の分を合わせて年間 1.2 万円以上購入する必要がある、所得控除の上限として 8.8 万円が設定されている。

セルフメディケーション税制が始まった 2017 年時点で、かぜ薬、胃腸薬、鼻炎用内服薬、水虫用薬、肩こり・腰痛・関節痛の貼付薬などに含まれる 80 を超える成分でスイッチ OTC の承認が得られていた。同時点では、一部例外はあるものの基本的に大半のスイッチ OTC が制度の対象となったが、政府税制改正大綱で 5 年間の延長が決定した際に、制度の対象とする医薬品についても見直す方針が示された。具体的には、医療費適正化の観点より、効果が低いと考えられる薬効領域に含まれるスイッチ OTC は除外し、代わりに効果が高いと考えられる領域については、スイッチ OTC 以外の OTC 医薬品もセルフメディケーション税制の対象にするとした。

高い医療費抑制効果を期待できる薬効領域については、「アレルギーの諸症状」、「胃腸の諸症状」、「風邪の諸症状」、「腰痛、関節痛、肩こり」の 4 つが挙げられており、本稿の分析対象であるアレルギー性鼻炎薬は「アレルギーの諸症状」の治療で使用される。表 1 にアレルギー性鼻炎への適応を有する医薬品を成分レベルでまとめた。同表よりアレルギー性鼻炎薬は、抗ヒスタミン薬と気管支喘息薬に大別でき、計 30 成分（抗ヒスタミン薬で 25 成分、気管支喘息薬で 5 成分）が上市されている¹⁴。

<表 1 挿入>

次に、表 1 にあるスイッチ OTC の承認の有無に注目すると、30 成分中 9 成分（抗ヒスタミン薬：8 成分、気管支喘息薬：1 成分）でスイッチ OTC の承認が得られている¹⁵。最初の承認は 2005 年のケトチフェンフマル酸塩で、その後はアゼラスチン塩酸塩（2006 年）、エピナスチン塩酸塩（2010 年）などの承認が続いた。セルフメディケーション税制の導入された 2017 年においても、ロラタジンが新たにスイッチ OTC の承認を得ている¹⁶。なお

¹⁴ 気管支喘息薬として 26 成分が上市されているが、アレルギー性鼻炎への適応を有するのは表 1 の 5 成分のみである。これら 5 成分については、アレルギー性鼻炎以外の気管支喘息の治療にも使用されることが考えられる。しかし、後述の通り、本稿ではアレルギー性鼻炎で医療機関を受診した被保険者のレセプトを用いて分析を進めるため、アレルギー性鼻炎以外の処方による影響は小さいはずである。なお気管支喘息薬に含まれる 5 成分について、抗ヒスタミン薬と同様、花粉症のピーク時に処方が増大するかを確認したところ、ピーク時である 3 月の処方量は閑散期である 8 月の 2.9 倍と、季節性を有する結果が得られた。

¹⁵ ベポタスチンベシル酸塩、トラニストについてもスイッチ OTC の承認が得られている。ただし、前者は 2017 年にスイッチ OTC の承認を得たものの、実際に製品が販売されたのは 2020 年のため、後者については承認が点眼薬と本稿の分析対象外のため、スイッチ OTC の有無を No とした。

¹⁶ ロラタジンについては、セルフメディケーション税制とは関係なく、医師の処方に影響を及ぼした可能

アレルギー性鼻炎薬市場では、錠剤、カプセル、液剤、貼付剤、眼・耳鼻用剤など多様な剤型が上市されている。ただし、スイッチ OTC として販売されている医薬品の大半が錠剤とカプセルであるため、本稿では錠剤、カプセル剤のみを分析対象とした¹⁷。

また、アレルギー性鼻炎薬市場の特徴として、多く成分でジェネリック版が上市されている点も指摘できる。表 1 に記載した通り、2018 年時点で 30 成分のうち 23 成分でジェネリック版が販売されていた¹⁸。通常、ジェネリック医薬品の上市は、さらなる価格競争を促すため (Wiggins and Maness, 2004)、これら成分を有する先発医薬品については、十分に薬価が下がっている状況にあるといえる。

最後に、スイッチ OTC が販売されている 9 成分について、スイッチ OTC、保険適用薬 (ジェネリック版) を 14 日間服用した際の自己負担額を試算し、表 2 にまとめた。同表にあるセルフメディケーション税制を利用した際の金額は、厚生労働省がモデルケースとして示している、課税所得が 400 万円の世帯がスイッチ OTC を 2 万円分購入し、2400 円の減税を受けた状況を想定した。表 2 より、セルフメディケーション税制を利用することでスイッチ OTC の購入金額は軽減され、フェキソフェナジン塩酸塩、ロラタジン、ペミロラストカリウムは医療機関受診時より負担は小さくなるが、残りの 6 成分については依然として、スイッチ OTC 購入時の支出額の方が大きい¹⁹。

例えば、エバスチンであれば、同成分のスイッチ OTC であるエバステル AL 錠を服用した場合の負担額は 2520.0 円だが、セルフメディケーション税制を利用することで 302.4 円安い 2217.6 円で購入できる。他方、医療機関を受診し、保険適用薬を処方された場合の自己負担額は 3 割負担であれば 1780.4 円と、セルフメディケーション税制を利用した時よりも 437.2 円低い。さらに 70～74 歳の 2 割負担であれば、自己負担額は 1187.0 円になるため、その差は 1030.6 円まで広がる。

性が考えられる。つまり、ロラタジンを処方していた医師が同成分のスイッチ OTC 化に伴い、同薬の処方を減少させる可能性である。実際にこのような状況にあったならば、ロラタジンのシェアは競合品と比較して、2017 年以降の処方量を大幅に減少させているはずである。この点を確認するため、本稿で用いたデータセットにおいて、ロラタジンと比較的近いシェアにあったエピナスチン塩酸塩 (スイッチ OTC あり) に着目し、処方量の変化率 (2016-2017 年) を比較した。変化率についてはロラタジンの 7.5% に対し、エピナスチン塩酸塩は 8.7% のため、ロラタジンの処方が著しく減少した状況は確認できなかった。

¹⁷ 後述する本稿の分析に用いるデータセットにおいて、処方された保険適用薬の 87.1% を錠剤、カプセル剤が占めていた。

¹⁸ 抗ヒスタミン薬の第 1 世代にあるジフェンヒドラミン、ホモクロルシクリジン塩酸塩、ベタメタゾン・d-クロルフェニラミンマレイン酸塩については、以前はジェネリック版が販売されていたが、2018 年時点での販売が確認できなかったため No とした。したがって、実際は 30 成分中 27 成分の先発品で特許切れの状況にある。

¹⁹ 表 2 のスイッチ OTC の金額はメーカー希望小売価格に基づくが、ドラッグストア等でスイッチ OTC を購入する場合、メーカー希望小売価格よりも低い価格で販売されることが大半である。そのため、実際のスイッチ OTC を使用した時の支出額は表 2 よりも小さい点に注意が必要である。

<表 2 挿入>

3. 記述統計からみたセルフメディケーション税制の効果

3.1 データセット

本稿の分析では、株式会社JMDCが健康保険組合加入者を対象に収集した、2015年1月～2019年9月にかけてのレセプトを用いた。レセプトには患者、医療機関に関する種々の情報が格納されているが、本分析に用いたのは加入者の属性を示すレコード、加入者の医療機関への受診状況を示すレコード、受診時の傷病情報を示すレコード、処方された医薬品の情報を示すレコードである²⁰。

まず、本稿の分析対象はアレルギー性鼻炎薬市場であるため、アレルギー性鼻炎で医療機関を受診した患者を特定する必要がある。そのため、最初に傷病レコードを用いて、医療機関が標榜する診療科目を問わず、アレルギー性鼻炎を示す基本分類コード（J30）が記載されたレコードを抽出した²¹。次に抽出したレコードに記載された加入者IDを用いて、加入者レコード、受診レコード、調剤レコードを紐づけた。加入者レコードとの接合を通じて、各加入者の月レベルでの受診の有無、年齢、性別に関する情報を得た。さらに受診レコード、調剤レコードとの接合より、患者が受診した医療機関、医薬品の処方の有無、処方された医薬品の種類・量などの情報を得た²²。

結果として、抽出されたデータは分析期間である2015年1月から2019年8月にかけて24130.2万人分（延べ数）に上り、うち921.9万人（延べ数）が医療機関を受診し、さらに537.9万人（延べ数）が医薬品の処方を受けていた。

<図 1 挿入>

図1は作成したデータセットに基づき、2015年1月から2019年8月の各月において、分析対象者のどの程度がアレルギー性鼻炎で医療機関へ受診し（以降、受診率）、アレルギー

²⁰ 株式会社JMDCが収集しているレセプトは2005年4月より使用可能だが、収集対象となる加入者が年々増大している。一般的に収集する人数が増すことで、データの代表性も高まることが期待できる。この点を踏まえ、本稿ではレセプト収集の対象者が271.7万人から370.1万人へと100万人近く増大した2015年に注目し、同年1月から最新の2019年8月までを分析期間とした。

²¹ 別の作成方法として、アレルギー性鼻炎での受診に限定せず、表1に示した成分を有する医薬品を処方したレコード全てを抽出する方法もある。しかし、第2章で述べた通り、気管支喘息薬に分類される5成分については、喘息等の症状でも使用されるため、この方法に基づくアレルギー性鼻炎における処方の実態を反映しないことになる。

²² 本稿では表1で述べた通り、抗ヒスタミン薬・抗アレルギー薬、気管支喘息薬に分類され、かつアレルギー性鼻炎を適応に含む全ての保険適用薬を分析対象とした。

ギー性鼻炎薬を処方されたのか（以降、処方率）を示したものである。同図にある実線、点線の折れ線グラフが、それぞれ受診率、処方率を示し、棒グラフは花粉飛散量を示す²³。

折れ線グラフに注目すると、アレルギー性鼻炎での受診、アレルギー性鼻炎薬の処方ともに季節性があり、スギ花粉が飛散し始める 2 月頃から増大し、3 月頃にピークを迎えることが分かる。ただし、同じピーク時であっても、2015～2017 年 3 月の受診率・処方率の平均値が 5.9%・4.1%に対して、2018～2019 年は 7.2%・5.0%と、それぞれ後者が 1%ポイントほど高い値を示している。

この受診率・処方率の違いについては、同図の棒グラフが示す花粉飛散量による影響と推測される。一般的に花粉飛散量が多いほど、花粉症等のアレルギー性鼻炎の症状が深刻になり、受診率、処方率ともに増加すると考えられる。同図の 3 月を対象に 2015～2017 年、2018～2019 年の花粉飛散量の平均値を計算すると、それぞれ 85.7 個/cm²、169.1 個/cm²と、後者が 2 倍程度大きな数値を記録しており、患者の受診、医師の処方において、花粉飛散量の重要性を示唆する結果となっている。

3.2 セルフメディケーション税制による受診・処方の変化

本節では、分析対象者の受診行動、受診時の医薬品の処分量（処方の有無を含む）を継続して追跡できる、レセプトデータの利点を活かした分析を進める。具体的には、セルフメディケーション税制の導入前後で、継続的に加入していた分析対象者の行動に変化が生じているかを検証するため、分析期間における 2 時点に注目した。この 2 時点については、(1)t 年 12 月と t+1 年 1 月、(2)t 年 3 月と t+1 年 3 月、(3)t 年 8 月と t+1 年 8 月の 3 つのパターンを採用した。(1)については、セルフメディケーション税制が 2017 年 1 月に導入されたこと、(2)、(3)については、図 1 で確認したアレルギー性鼻炎のピーク期が 3 月、閑散期が 8 月であったことを踏まえた選択である。(1)～(3)の各 2 時点に含まれる継続的に加入していた被保険者の数は、(1)で 336 万 7660 名、(2)で 238 万 4341 名、(3)で 315 万 8117 名となり、これらを対象に医療機関への受診の有無、受診した際の医薬品の処方の有無をまとめた²⁴。

²³ 花粉飛散量には環境省が公表している環境省花粉観測システムの数値を用いた。同システムは全国 120 の観測地（沖縄県を除く）を対象に、2 月 1 日～6 月 30 日にかけての花粉飛散量を 1 時間単位で測定している。（ただし、6 月の観測はほぼ北海道に限られる。）図 1 の数値は次の手順で計算した。(1)各都道府県の県庁所在地に位置する観測地点を対象に、都道府県別に各日の花粉飛散量の最大値を収集する。(2)収集した日レベルの最大値を対象に、都道府県別に月ごとの中央値を求める。(3)各都道府県の月別の中央値に対して、人口でウェイト付けした平均値を求める。なお県庁所在地での観測が行われていない千葉県、東京都、岐阜県、福岡県については、県庁所在地に最も近い観測地の値を用いた。

²⁴ (1)(3)と(2)で継続的に加入していた人数が大きく異なるのは、2015 年 4 月よりレセプト収集の対象者が大幅に増加したためである。なお、2015 年 1 月～2017 年 1 月にかけて継続的に加入していた 222 万 4513 名を対象に同様の分析を行ったところ、後述する医師の処方行動の変化も含め、同様の傾向が確認できた。これら分析結果の詳細は補論 1 に記した。

<表 3 挿入>

表 3 はセルフメディケーション税制の導入前後における受診行動の変化を転移行列で表したものである。同表の見方は次の通りである。列方向は t 年における分析対象者の行動を、行方向は $t+1$ 年の分析対象者の行動を示している。したがって、列方向の「1.受診なし」と列方向の「1.受診なし」に対応する数値は、 t 年、 $t+1$ 年ともに医療機関へ受診しなかった分析対象者の割合を示す。同表にあるカッコ内の数値は行方向における構成比である。なお、上段にある転移行列はセルフメディケーション税制導入前、下段は導入前後の受診行動の変化を示す。

以上を踏まえ、(1)～(3)の転移行列にある上段と下段を比較し、セルフメディケーション税制の導入により、分析対象者の行動に変化が生じたかを検証する。セルフメディケーション税制が効果を上げていれば、分析対象者がアレルギー性鼻炎の症状を感じた場合、医療機関への受診よりも、スイッチ OTC の購入を選択しているはずである。つまり、セルフメディケーション税制導入前を示す上段よりも、導入前後の下段において、「2.受診あり (t 年) → 1.受診なし ($t+1$ 年)」の構成比が大きくなると予想される。

(1)の上下段にある、「2.受診あり (t 年) → 1.受診なし ($t+1$ 年)」の構成比に注目すると、上表が 51.8%に対し、下表は 51.0%と減少しており、上記の予想とは異なる様相を呈している。同様に、(2)、(3)をみていくと、(2)では上段が 46.6%に対し、下段が 48.1%と、アレルギー性鼻炎のピーク時である 3 月において、セルフメディケーション税制は患者の受診行動を抑制させるよう作用したことを示唆する。他方、閑散期である 8 月を対象とした(3)では、(1)と同様、53.2%から 52.1%へと減少している。

次に、セルフメディケーション税制の導入前後で、医師の処方に変化が生じたかを確認する。医療機関への受診の減少を示唆する結果が得られた表 3 の(2)に注目し、「2.受診あり (t 年) → 2.受診あり ($t+1$ 年)」に含まれる上段 3.0% (7 万 1889 人)、下段 3.1% (7 万 3824 人)を対象に、医療機関での保険適用薬の処方の有無を表 4 にまとめた。

<表 4 挿入>

表 4 の列方向は、 t 年に医療機関を受診した分析対象者に対する、保険適用薬の処方の有無を示す。行方向は $t+1$ 年に医療機関へ受診した分析対象者の保険適用薬の処方の有無および処方された保険適用薬の種類を示す。したがって、同表にある列方向の「1.処方なし」と行方向の「1.処方なし」に対応する数値は、 t 年、 $t+1$ 年ともに医療機関を受診したが、保険適用薬の処方がなかった分析対象者の割合を示す。

セルフメディケーション税制による医師の処方行動の変化を検証するため、表 4 にある(1)全医療機関の「1.処方なし (t 年) → 2.処方あり ($t+1$ 年)」に注目すると、上段の 5.5%

に対して下段は6.1%と、同制度の導入前後で保険適用薬を処方された患者の割合が増加していることが分かる。構成比でみても 31.7%から 32.2%と増加しており、セルフメディケーション税制の導入は医師の誘発的な需要を促したことを示唆する²⁵。

次に医療機関を診療所、病院に分けた表4の(2)、(3)をみていく。(2)は診療所、(3)は病院の集計結果を示しており、アレルギー性鼻炎での受診先の大半が診療所であることが分かる。処方されたアレルギー性鼻炎薬については、診療所、病院ともに第2世代の抗ヒスタミン薬(2-2、2-3)が中心になっているものの、診療所において「2.処方あり(t年)→2.処方あり(t+1年)」の割合が大きい状況にある。セルフメディケーション税制の導入による影響については、診療所、病院ともに「1.処方なし(t年)→2.処方あり(t+1年)」は増大しており、診療所で0.6%ポイント、病院で0.7%ポイントとなっている。

4. 分析方法

本章では、記述統計から得た示唆をより精緻に検証することを目的に、医療経済学で採用される Two-part モデルに基づく推定モデルを提示する。Two-part モデルは、first part で患者自身が医療機関への受診の有無を決定し、second part で受診した際に提供される財・サービス量を医師が決定している状況を想定するものである²⁶。第1節で first part である医療機関への受診を決定するモデル、第2節で second part である医師の処方量を決定するモデルについて説明する。

4.1 患者の受診行動

患者の医療機関への受診行動における、セルフメディケーション税制の影響を明らかにするため、(1)式で示されるモデルを推定する。なお、分析には3.1節で示した患者レベルのデータセットを用いるため、継続的な加入の有無を問わず、分析期間中に加入を確認できた全被保険者を分析対象とする。

$$Visit_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Policy_t + \alpha_2 Age_{i,t} + \alpha_3 Sex_i + \alpha_4 Kahun_t + \alpha_5 TimeTrend_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

²⁵ 表4の(1)にある「2.処方あり(t年)→1.処方なし(t+1年)」をみると、こちらも上段の7.4%から下段の7.5%へと若干増大している。この結果はセルフメディケーション税制の導入により、処方なしに切り替えた患者数も増大した状況を示唆する。ただし、図1によると、2017年3月の花粉飛散量は2015年3月、2016年3月よりも低い水準にある。したがって、今回の結果は症状の軽減により、処方なしに切り替えられた患者が増大したことによる影響と考えられる。

²⁶ 医療サービスの代表的な需要モデルとして、Two-part モデル以外に消費者主権モデル、医師誘発需要仮説がある。前者は消費者が医療サービスの需要量を自身で決定するモデル(Grossman;1972, Muurien;1982)に対し、後者は医師が患者の需要量を決定するモデル(Evans, 1974)に該当する。したがって、Two-part モデルは消費者主権モデルと医師誘発需要仮説の中間に位置するモデルと言われている(井伊・別所, 2006)。

$Visit_{i,t}$ は患者*i*が*t*期にアレルギー性鼻炎で医療機関へ受診した場合は1、それ以外は0とする2値変数である。*Policy*はセルフメディケーション税制導入の有無を示し、2017年1月以降は1、それ以外は0とするダミー変数である。同変数の係数である α_1 については、患者がセルフメディケーション税制の導入を見越し、事前に受診行動を変化させた場合、バイアスが生じることになる。例えば、2016年12月にアレルギー性鼻炎の症状を自覚した患者が、翌月にセルフメディケーション税制が導入されるため、あえて同月の医療機関への受診を控えた場合などである。ただし、後述の理由により、本稿の分析対象は毎年2～5月とするため、即時の対応が重要となるアレルギー性鼻炎において、12月における患者の行動変化が、2月まで影響を及ぼしている可能性は非常に低いはずである。

*Age*は年齢を示す変数である。本稿で用いるデータセットは月レベルで作成しているため、年齢を月に換算した数値を用いた。*Sex*は分析対象者の性別を示すダミー変数で、男性であれば1、それ以外は0とした。*Kahun*、*TimeTrend*は、それぞれ花粉飛散量、タイムトレンドを示す変数である。図1より、医療機関への受診の有無において、花粉飛散量が大きな影響を及ぼすことを示す結果が得られた。本稿では*Kahun*を用いて、この影響をコントロールする。なお*Kahun*の数値は第2章の脚注23で示した手順に基づくので、分析対象となる期間は、次節の医師の処方行動も含め、花粉飛散量を観測できる各年2～5月に限定される。

タイムトレンドは、アレルギー性鼻炎の有病率が増加傾向にあることを踏まえ、モデルに含めた。アレルギー性鼻炎の有病率を定期的に調査している松原等（2020）によると、1998年時点の有病率が29.8%に対し、2008年は39.4%、2019年は49.2%と、毎回10%ポイント程度増加している²⁷。アレルギー性鼻炎の有病率の増加は、医療機関への受診頻度を高めると予想されるため、タイムトレンドを用いることで、この影響をコントロールする。

μ_i は固定効果を示し、被保険者*i*に固有の受診の有無に影響を及ぼすが、分期間を通じて変化しない要因をコントロールする。 α は推定されるパラメータ、 ε は誤差項である。なお(1)式の被説明変数である*Visit*は2値変数であるため、ロジットモデルを用いて推定値を得た。また、説明変数である*Age*、*Kahun*、*TimeTrend*については2次項をモデルに含め、*TimeTrend*は対数変換した値を用いた。

4.2 医師の処方行動

セルフメディケーション税制がアレルギー性鼻炎薬の処方量に及ぼす影響を明らかにするため、医薬品市場を対象とした近年の研究である、Björnerstedt and Verboven（2016）、Dubois and Lasio（2018）を参考に、(2)式で示される離散選択型の需要関数を推定する。

²⁷ 本稿の分析対象である2～5月のアレルギー性鼻炎の中心となるスギ花粉症についても、有病率は1998年の16.2%から2008年は26.5%、2019年は38.8%と10年間で10%ポイント程度増加している。

なお(2)式の推定では、前節の患者レベルの分析で用いたデータセットから医療機関を受診したデータを抽出し、医薬品レベルで集計し直したものをを用いる²⁸。

$$\begin{aligned} \ln(Share_{j,t,p,a}) - \ln(Share_{0,t,p,a}) = & \alpha + \beta_1 Price_{j,t,a} + \beta_2 MarkUp_{j,t,p} \\ & + \sigma_1 \ln(Share_{j,t,p,a/hg}) + \sigma_2 \ln(Share_{h/g}) + \gamma Policy_t \\ & + x'_{j,t} \delta + \theta_1 TimeTrend_t + \theta_2 Kahun_t + \theta_3 Clinic_p \\ & + \theta_4 Prescription_p + \theta_5 Over70_a + SalesFirm_j + \xi_{j,t,p,a} \quad (2) \end{aligned}$$

$Share_{j,t,p,a}$ は t 期にグループ p に含まれる医療機関が、グループ a に含まれる年齢層の患者に処方した医薬品 j のシェア（処方量ベース）を示す。 p は診療所/病院×院内処方/院外処方別に作成した4つのグループ、 a は70歳未満/70歳以上別に作成した2つのグループで構成される。 $Share_{0,t,p,a}$ はアウトサイドグッズのシェアを示す。アウトサイドグッズは、医療機関へ受診したがアレルギー性鼻炎薬を処方されなかった患者である。セルフメディケーション税制の導入により、医師が処方量を増大させるよう行動していれば、政策を通じてアウトサイドグッズのシェアが減少することになる。 $Share_{j,t,p,a}$ 、 $Share_{0,t,p,a}$ を計算する際の分母に用いる市場規模には、患者に提供されたアレルギー性鼻炎薬の処方量に、アウトサイドグッズに含まれる患者への潜在的な処方量を加えた数値を用いた。潜在的な処方量については、分析期間を通じた患者への処方日数の中央値が14日だったことを踏まえ、処方のなかった患者にも14日分のアレルギー性鼻炎薬が処方されたと仮定した²⁹。

$Price$ は患者の1日当たりの自己負担額を示し、70歳以上は2割負担、70歳未満は3割負担とした³⁰。医師は他の条件が同じであれば、患者の負担がより小さい医薬品を処方することを想定する。 $MarkUp$ は薬価差益を示す。薬価差益を計算するには医薬品の実勢価格が必要となるが、このデータは公表されていない。そのため、本稿では薬価算定時に使用される $P_t^a = P_{t+1}^r - P_t^r \times R_{t+1}$ を用いて、医薬品の実勢価格を計算した。同式の P_t^a は t 期の医薬品の実勢価格、 P_{t+1}^r 、 P_t^r は、それぞれ $t+1$ 期、 t 期の薬価、 R_{t+1} は $t+1$ 期のR幅（＝0.02）を示す³¹。薬価差益は院内処方の医療機関でのみ生じるため、院外処方の医療機関

²⁸ 患者の受診行動に関する分析と同様、患者レベルの個票データを用いた多項ロジットモデルによる分析も考えられる。しかし、本稿の分析対象であるアレルギー性鼻炎薬市場では、医師の選択肢となる保険適用薬が数多く上市されており、かつ薬価を含む成分、容量といった製品属性を同じとするものが多数存在するため、医師が特定の保険適用薬を選択する要因を捉えることができず、収束に至らなかった。

²⁹ 本稿では潜在的な処方量として、データセットより得た処方日数の中央値を用いたが、中央値の代わりに平均値を用いることも考えられる。推定結果の頑健性を確認するため、潜在的な処方量として処方日数の平均値より得た18.6日を用いて需要関数を推定したが、結果に大きな違いはなかった。潜在的な処方量として平均値を用いたケースの推定結果は補論2に記した。

³⁰ 6歳未満の患者についても自己負担は2割だが、本稿のデータセットにおいて6歳未満の患者への処方確認できなかった。

³¹ アレルギー性鼻炎薬市場では、分析期間の途中で販売を中止したジェネリック医薬品が複数観察され

についてはゼロとした。

なお $Price$ 、 $MarkUp$ については、内生性の疑いがある。薬価は薬価収載時および薬価改定時に国が決定するが、その算定方法は基本的に市場の実勢価格を反映する。したがって、分析者は把握できないが、医師、製薬会社等が把握している要因が誤差項に含まれ、結果として薬価と誤差項が相関する可能性を否定できない。この点を考慮し、本稿では(2)式にある薬価に基づき計算した $Price$ 、 $MarkUp$ を内生変数とするモデルを推定する。

$Price$ 、 $MarkUp$ の操作変数については、Berry et al. (1995)、Björnerstedt and Verboven (2016)を参考に、競合他社によって販売されていた医薬品の上市後の経過月数の合計、自社で販売していた医薬品の上市後の経過月数の合計を用いる。医薬品 j が属する市場内での競合品の増大や陳腐化は、降圧剤 j の価格である $Price_j$ に影響を及ぼす。他方、アレルギー性鼻炎薬 j の競合品の上市後の経過月数については、一旦上市されると、 $Share_j$ 、 $Price_j$ 、 $MarkUp_j$ の変化に応じて調整することが困難であるため、外生的に与えられると考えるのが自然である。さらに製薬会社が降圧剤 j の価格を決定するに当たって、他社製品と自社製品に対して、異なる反応をすると想定されるため、操作変数を競合他社、自社に分けた。

$Share_{h/g}$ はグループ内でのサブグループのシェア、 $Share_{j,t,p,a/hg}$ はサブグループ内におけるアレルギー性鼻炎薬 j のシェアを示す。本稿では医師のアレルギー性鼻炎薬の選択に関して、次の構造を想定する。医師は数あるアレルギー性鼻炎薬の中から、最初に患者の病態などに応じて、抗ヒスタミン薬（第1世代）、抗ヒスタミン薬（第2世代）、気管支喘息薬、処方なしの4つのグループの中から1つを選択する。そして、抗ヒスタミン薬（第1世代）、抗ヒスタミン薬（第2世代）、気管支喘息薬を選択した医師については、さらにグループ内から成分（サブグループに該当）を選択し、その中から1つの保険適用薬を選び、患者に処方するとした。なお $Share_{h/g}$ 、 $Share_{j,t,a,p/hg}$ は、被説明変数であるシェアに基づき計算されるため、これら変数も内生変数とした。

$Policy$ はセルフメディケーション税制の効果を捉えるダミー変数であり、セルフメディケーション税制が導入された2017年1月以降は1、それ以外は0とする。さらにセルフメディケーション税制の導入による処方への影響が、病院と開業医を多く含む診療所で異なるかを検証するため、 $Policy \times Clinic$ を含むモデルも推定する。 $Clinic$ は診療所であれば1、それ以外は0とするダミー変数のため、 $Policy \times Clinic$ は診療所における追加的なセルフメディケーション税制の効果を捉える。

x は各治療剤の属性を示し、上市後の経過月数、単位当たりの容量、ブランド医薬品ダ

た。これらジェネリック医薬品については、 $t+1$ 期の薬価を観測できないため、薬価差益も計算できない。そのため、当該薬については、以前から同様の価格が算定されてきた同成分のジェネリック医薬品と同じ薬価が $t+1$ 期に算定されたと仮定し、薬価差益を計算した。また計算式の関係上、ジェネリック医薬品の一部で薬価差益が負となったが、本稿では負の値のまま推定した。ただし、これらジェネリック医薬品の薬価差益をゼロに置き換えた推定も行ったが、推定結果の符号、統計的有意水準に大きな変化は見受けられなかった。

ミー、カプセル剤ダミー、成分別に作成したダミー変数を含む³²。*Kahun*は毎月の花粉飛散量、*TimeTrend*はアレルギー性鼻炎薬の医師の処方におけるトレンドをコントロールするために用いた。*Prescription*は院内処方を採用する医療機関は1、それ以外は0とするダミー変数、*Over70*は70歳以上のグループは1、それ以外は0とするダミー変数である。*SalesFirm*は医薬品を販売している企業別に作成した販売会社ダミー変数である。

α 、 β 、 σ 、 γ 、 δ 、 θ は推定されるパラメータ、 ξ は誤差項である。これら薬価、製品属性に関する数値は、薬事日報が提供する薬価基準データベース、各医薬品のインタビューフォームより得た。最後に(1)、(2)式に用いる各変数の記述統計量を表5にまとめた。

<表5 挿入>

5. 推定結果

本章では(1)、(2)式の推定結果を示す。第1節は患者の受診行動に関する推定結果、第2節は医師の処方行動に関する推定結果である。

5-1 患者の受診行動の推定結果

セルフメディケーション税制による患者の受診行動の変化を検証する(1)式の推定結果を表6にまとめた。同表の(1)は固定効果である μ_i を含まないモデル、(2)～(4)は固定効果を含むモデルの推定結果である。また(3)、(4)は頑健性の確認を目的としており、(3)は分析対象者を2015年1月～2019年8月にかけて継続的に健康保険組合へ加入していた被保険者に限定したケース、(4)は分析期間をアレルギー性鼻炎のピークである各年3、4月に限定したケースに該当する。なお、推定結果の解釈を容易にするため、表6には推定値より得た限界効果を記載している³³。ただし、計算された限界効果、標準誤差の多くが非常に小さな値だったため、表6にある各説明変数の数値は全て 10^3 を乗じたものである。

<表6 挿入>

同表にある、セルフメディケーション税制の効果を捉える政策ダミーに注目すると、(1)～(4)の全てのモデルで負かつ統計的に有意な限界効果が得られた。したがって、セルフメディケーション税制の導入によって、医療機関への受診を控えた患者が増大したことになる。同表にあるモデル(2)に基づく、限界効果は -0.001428 ($=1.428 \times 10^{-3}$)なので、セルフメディケーション税制は2017～2019年のアレルギー性鼻炎のピーク時(2～5月)に

³² 禁忌、副作用、半減期、1日当たりの服用回数、1日当たりの使用量といった製品属性は成分レベルで決定しているので、これらが処方に及ぼす影響は成分ダミーでコントロールする。

³³ ロジットモデルによる推定結果は補論3に記した。

において、同症状での医療機関への受診者数を平均的に0.143%ポイント押し下げたことになる。

その他の変数の限界効果についても、固定効果を含む(2)の結果を用いて確認する。まず年齢の限界効果については、1次項は正、2次項は負となっており、統計的にも有意である。したがって、年齢と医療機関への受診は逆U字型の形状にあることが分かる。ピークとなる年齢を計算すると57.3歳となり、年齢が増すことでアレルギー性鼻炎での受診確率は高まるが、57.3歳以降は低下することになる。ロート製薬が実施した調査によると、花粉症の症状は40代をピークとし、以降は加齢とともに軽症化していく³⁴。本稿の年齢における推定結果についても、この傾向を反映したものと解釈できる。性別については負かつ統計的に有意な推定値が得られており、男性よりも女性の方がアレルギー性鼻炎で医療機関へ受診する傾向が確認できる。

花粉飛散量の推定値は1次項で負、2次項で正となっており、ともに統計的に有意である。この結果は、医療機関への受診と花粉飛散量はU字型の関係にあることを示す。ただし、最小値をとる値が2.5個/cm²であるため、本稿で用いたデータセットの範囲では花粉飛散量が増すほど、医療機関への受診も増大することになる。タイムトレンドについても1次項で負、2次項で正となっており、ともに統計的に有意である。この結果に基づき、医療機関の受診における最小値を求めると6.7となり、本稿で用いたデータセットでは2015年6～7月頃に該当する。前述の通り、本稿の分析対象は2015～2019年の2～5月であるため、受診確率が年々高まる傾向にある今回の結果は、アレルギー性鼻炎の有病率が増加している現状と整合的である。

5-2 医師の処方量の推定結果

(2)式で示した離散選択型の需要関数の推定結果を表7にまとめた。同表にある(1)はロジットモデル、(2)～(4)はネスト型ロジットモデルによる推定結果を示しており、(3)、(4)では操作変数を用いた。ロジットモデルによる(1)とネスト型ロジットモデルによる(2)の決定係数に注目すると、(2)において大幅に改善されたことが分かる。

<表7 挿入>

まず、1日当たりの自己負担額の推定値に注目すると、ロジットモデルで推定した(1)が負の値に対し、ネスト型ロジットモデルで推定した(2)は正となった。ただし、同じネスト型ロジットモデルで操作変数を用いた(3)、(4)では(1)と同様、負の推定値である。患者の自己負担額の計算に用いた薬価は、上述の通り、市場の実勢価格に基づき決定する。そのため、今回の結果は、市場の実勢価格と誤差項には正の相関があったことを示唆する。例

³⁴ 調査結果の詳細は2017年12月25日付のプレスリリースに記されている。

例えば、製薬会社が今後の市場規模の縮小（人口減少、スイッチ OTC の普及など）を予想し、現在のシェアを維持するため、実勢価格を下げるよう行動すれば、市場の実勢価格の低下は薬価の下落を促すため、今後の市場予測と正の相関をもつ。今回の結果については、このような市場予測を反映したものと理解できるため、(3)、(4)の結果が妥当と考えられる。

薬価差益については、(1)で正、(2)～(4)で負の推定値となった。薬価差益の推定値が負ということは、医師は他の条件が同じであれば、自身の利益の少ないアレルギー性鼻炎薬を処方する状況を示すため、直感とは異なる結果といえる。ただし、(2)～(4)の推定値は統計的に有意ではないため、医師の処方において薬価差益が影響を及ぼしているとはいえない。表 1 で見た通り、アレルギー性鼻炎薬は大半の成分でジェネリック版が上市されているため、ブランド医薬品でも薬価が十分に下がり、薬価差益も小さい状況にある。したがって、アレルギー性鼻炎薬においては、医師が薬価差益を意識した処方を行っていない可能性は十分に考えられる。

次に、本稿の最も関心のある変数である政策ダミーの推定値をみると、政策ダミーは正かつ統計的に有意と、セルフメディケーション税制はアレルギー性鼻炎薬の処方を押し上げたことを示す結果が得られた。さらに、この医師の処方量の増大における診療所の追加的な効果を確認するため、モデル(4)の政策ダミー×診療所ダミーに注目すると、こちらも正かつ統計的に有意な推定値が得られた。

グループ内シェア、サブグループ内シェアの推定値については、理論的に $0 < \sigma_2 < \sigma_1 < 1$ を満たす必要がある (Verboven, 1996)。操作変数を用いないモデル(2)では上記の不等式を満たしていないものの、内生性を考慮した(3)、(4)の推定値はいずれも理論と整合し、統計的にも有意である。同変数は 1 に近いほど（サブ）グループ間よりも（サブ）グループ内での代替が強い状況を示す。例えば、アレルギー性鼻炎薬市場において、何らかの政策でエバステル（第 2 世代の抗ヒスタミン薬で成分はエバスチン）の薬価のみ増大した場合、同じ抗ヒスタミン薬の第 2 世代で、かつ同じエバスチンを成分とする治療剤（例えば、エバステルのジェネリック版）への切り替えが起きやすいことを示す。

最後に、他の変数の推定結果を(3)に基づき確認していく。花粉飛散量の推定値は正かつ統計的に有意であり、飛散量の増大とともに医薬品の処方が増大することが分かる。タイムトレンドについては負かつ統計的に有意であるため、アレルギー性鼻炎で受診した患者への保険適用薬の処方量は減少傾向にあることを示す。製品属性に目を向けると、上市後の経過月数、ブランド医薬品ダミーで統計的に有意な結果が得られており、新しい治療剤、先発して販売された医薬品への医師の評価が高いことを示唆する。

診療所ダミーについては正かつ統計的に有意な推定値が得られた。この結果については、医療サービスの提供が自身の収入につながりやすい診療所において、病院よりもアレルギー性鼻炎薬を処方する傾向を示すため、診療所における誘発需要の存在を示唆するといえる。70 歳以上グループダミーの推定値は負かつ統計的に有意なため、70 歳未満のグループ

において処方量が多い状況を示す。この結果についても、70 歳以上の患者は他の年代の患者と比較して症状が軽いことが影響したと解釈できる。

6. シミュレーション

本章では、(1)、(2)式の推定結果を用いたシミュレーションに依拠することで、「セルフメディケーション税制が導入されなかった」とする仮想現実での薬剤費を試算し、アレルギー性鼻炎薬市場における 2018 年 2～5 月かけての同制度の財政効果を示す。第 1 節で医療機関への受診者数および医師の処方量の変化を試算し、薬剤費への影響を明らかにする。第 2 節では政府の税収入を加味したセルフメディケーション税制の費用対効果を検証する。

6-1 医療機関への受診者、医師の処方量の変化による薬剤費への影響

(1)、(2)式の推定結果より、セルフメディケーション税制を通じて、医療機関への受診者は減少し、医師の処方量は増大したことが示された。本節では、まずこれら推定結果に基づき、セルフメディケーション税制の導入による、医療機関受診からスイッチ OTC 購入に切り替えた人数、医療機関における受診者への処方量の変化を試算する。

医療機関への受診からスイッチ OTC へ切り替えた人数を得るに当たり、表 6 のモデル(2)にある政策ダミーの限界効果として得られた-0.001428 を用いる。本稿の分析で用いたデータセット(2018 年 2～5 月)における被保険者数、医療機関への受診者数は、それぞれ 1913.0 万人(延べ数)、100.8 万人(延べ数)である。限界効果に基づく、セルフメディケーション税制は医療機関への受診者数を 0.143%ポイント押し下げたので、同税制によって受診者数は 103.5 万人から 100.8 万人へと 2 万 7310 人(2.6%)減少していたことになる。本稿では、この 2 万 7310 人をセルフメディケーション税制により医療機関の受診からスイッチ OTC へ切り替えた人数とする。

次に、セルフメディケーション税制による医師の処方量の変化を明らかにするため、表 6 のモデル(4)の推定値を用いたシミュレーションを行う。具体的には、 $Policy = 0$ 、 $Policy \times Clinic = 0$ とすることで、セルフメディケーション税制の効果を捉える変数の影響がなかったときの各保険適用薬(処方なしを含む)のシェアを計算する。

<表 8 挿入>

各保険適用薬のシェアの変化を表 8 の上段にまとめた。なお同表にある仮想値は、2017 年以降もセルフメディケーション税制が導入されなかったとする仮想的な状況でのシェア・薬剤費、観測値は同年よりセルフメディケーション税制が導入された実際のシェア・薬剤費を示す。まず表 8 にある全医療機関に注目すると、セルフメディケーション税制が導入されたことで、医師が“処方なし”を選択する確率は低下しており、抗アレルギー性鼻

炎薬の処方量が増大したことが分かる。具体的には、セルフメディケーション税制が導入されなかったとする仮想値での“抗ヒスタミン薬：第1世代”から“気管支喘息薬”までのシェアの合計が89.6%に対して観測値は91.3%であるため、政策を通じて、医療機関を受診した患者への処方量が1.8%増加したことになる。

表8にはセルフメディケーション税制の影響を診療所、病院に分けて集計した結果も記している。仮想値と観測値の差に注目すると、診療所では処方量が1.6%ポイント（＝92.0%－90.4%）増大しているのに対し、病院は1.9%ポイント（＝85.8%－83.9%）の増大と、病院への影響が大きかったことを示す。ただし、診療所については誘発的な需要の存在を示唆する結果が得られており、セルフメディケーション税制が導入されなかった仮想値においても、既に処方ありの患者が9割を超えている。したがって、今回の結果は、追加的な医療サービス提供の余地が、病院よりも診療所で小さかったことが影響したと解釈できる。

次に、セルフメディケーション税制による薬剤費への影響を試算した。結果は表8の下段に記しているが、セルフメディケーション税制の導入により、医療機関におけるアレルギー性鼻炎薬の処方量が1.8%増加したことで、薬剤費は仮想値の18億320.0万円から観測値の18億2998.3万円へと1.5%（2678.3万円）増大した結果が得られた。なお診療所、病院別の医療費への影響については、アレルギー性鼻炎を有する患者の大半が診療所を受診していることもあり、増大した2678.3万円の薬剤費の85.0%を診療所が占める結果となった。

なお、本節の冒頭で試算した通り、セルフメディケーション税制を通じて、2万7310人の被保険者が医療機関への受診からスイッチOTCの購入に切り替えていた。これら被保険者については、医療機関への受診を控えたことで薬剤費の抑制に寄与したことになる。本稿では、この医療機関受診からスイッチOTC購入へ切り替えが進んだことによる薬剤費への影響を定量化する。具体的には、政策により受診を控えた2万7310人について、仮に受診していた場合、表8の全医療機関にある仮想値の各保険適用薬（処方なしを含む）のシェアに基づく処方（14日分）がなされたと仮定する。この仮定に従うと、今回の分析対象であるアレルギー性鼻炎薬市場においては、患者の受診行動の変化を通じて、3159.6万円の薬剤費が抑制されたことになる。

以上より、本稿で用いたアレルギー性鼻炎薬市場を対象としたデータセットにおいて、セルフメディケーション税制の導入は、患者の受診行動の変化を通じて-3159.6万円の薬剤費の抑制に寄与した。しかしながら、医師の処方量増大により薬剤費が2678.3万円押し上げられたことで、全体としての財政効果は-481.3万円（-0.26%）に止まる結果となった。

6-2 税収入を加味した費用対効果

セルフメディケーション税制は、スイッチOTC購入者への減税政策であるため、その影響をより正確に評価するには、効果である薬剤費抑制額と費用である減税額を比較する

必要がある。減税額の試算に当たっては、個人のスイッチ OTC の購入額、所得に応じた減税額といった数値が必要となるが、これら情報は公表されていない。そのため、減税額を精緻に試算することは困難だが、いくつかの仮定を課し、本節では非常に粗い形ではあるが税収の減少分を試算し、セルフメディケーション税制の費用対効果を検証する。

本稿の分析結果に基づくと、セルフメディケーション税制の導入により、アレルギー性鼻炎で医療機関を受診した被保険者数は 2018 年 2～5 月にかけて 2 万 7310 人減少し、医療機関で“処方なし”から“処方あり”に切り替えられた患者は 1 万 6488 名増大したことになる³⁵。本節の試算では、前者の 2 万 7310 人については全員がアレルギー性鼻炎薬のスイッチ OTC を購入し始め、後者についても 1 万 6488 名全員が医療機関で処方される前はアレルギー性鼻炎薬のスイッチ OTC を購入していたと仮定する。

ただし、上記の 2 万 7310 人、1 万 6488 名は延べ人数であるため、セルフメディケーション税制の利用実態を把握するには、それぞれの実人数を明らかにする必要がある。この実人数については、前節の推定結果からの推測が困難なため、分析に用いたデータセットに基づき試算した。具体的には、医療機関への受診者、医療機関で処方のあった患者について、それぞれの延べ人数と実人数の比率（＝実人数/延べ人数）を計算し³⁶、上記の延べ人数に乗じた。結果として、医療機関への受診を控えた実人数 14896 人、医療機関で処方のあった患者の実人数 10878 人を得た。

次に、セルフメディケーション税制による所得控除を受けた人数について検討する。セルフメディケーション税制による所得控除を受けるには 1.2 万円以上のスイッチ OTC の購入が求められる。五十嵐（2022）が行った調査によると、2020 年の数値ではあるが、セルフメディケーション税制の対象となる OTC を購入していた回答者は 8041 名で、その 5.6% に該当する 447 名が 1.2 万円以上を購入していた。本節ではこの 5.6% という数値を用いて、セルフメディケーション税制による所得控除を受けた人数を試算する³⁷。

さらに、セルフメディケーション税制による減税額を試算するには、申請者がどの程度の減税を受けたかを把握する必要がある。この点については、日本 OTC 医薬品協会が国税庁の公表内容に基づき試算した 2020 年の数値を用いる。同協会は、セルフメディケーション税制を通じて所得控除を受けたのは 3 万人、減税規模は 1 億円と試算しており、この

³⁵ セルフメディケーション税制が導入された実際の医療機関受診者数は 100.8 万人だった。この 100.8 万人に対して、表 8 にある仮想値、観測値の“処方あり”のシェアである 89.6%、91.3% をそれぞれ乗じ、差をとることで“処方なし”から“処方あり”に切り替えられた患者数 1 万 6488 名を得た。

³⁶ 2018 年 2～5 月にかけての医療機関への受診者の延べ人数 100.8 万人、実人数 55.0 万人より、延べ人数と実人数の比率である 0.545 を得た。医療機関で処方のあった患者についても同様の方法で、比率である 0.660 を得た。

³⁷ 田口等（2021）も同様の調査を行っており、同調査ではスイッチ OTC を購入し、かつ購入金額を把握していた 237 名のうち、12.2% に該当する 29 名が 1.2 万円以上を購入していた。ただし、当該調査の対象がスイッチ OTC やセルフメディケーション税制への関心が高いと考えられる健康セミナー参加者であったため、本稿では五十嵐（2022）の数値を用いた。

数値に従うと、1人当たりの減税額は3333円になる。

以上より、本稿のアレルギー性鼻炎市場を対象としたデータセットにおいては、セルフメディケーション税制が導入されたことで、同税制の新たな利用者は834名（＝14896名×5.6%）、同税制を利用しなくなったのは609名（＝10878名×5.6%）と、利用者が225名増加したことになる。さらに、この225名が1人当たり3333円の減税を受けたとすると、政府の税収は75.0万円の減少になる。本稿の分析より明らかとなった薬剤費抑制効果が481.3万円であるため、費用である減税額75.0万円を加味すると、セルフメディケーション税制による実質的な財政効果は-0.22%（-406.3万円）に止まる結果となった。

最後に本節の仮定に従うと、セルフメディケーション税制はアレルギー性鼻炎薬市場におけるスイッチOTC利用者を10822人（＝27310人-16488人）増大させたことになる。これら10822人が表2に記したスイッチOTC（9成分）の平均価格である2589.5円分のスイッチOTCを購入したとすると、アレルギー性鼻炎におけるスイッチOTC市場の規模は2802.4万円拡大する。セルフメディケーション税制がなかったとする仮想現実での保険適用薬市場の市場規模は18億320.0万円、対して実際に観測された市場規模が18億2998.3万円だった。したがって、本稿で用いたアレルギー性鼻炎を対象としたデータセットの範囲において、セルフメディケーション税制は、保険適用薬とスイッチOTCの総計としての医薬品消費額を5480.7万円拡大させたことになる。

7. おわりに

本稿では、日本のアレルギー性鼻炎薬市場を取り上げて、セルフメディケーション税制の導入がもたらした、薬剤費抑制への影響を明らかにした。同税制は、医療用医薬品の転用であるスイッチOTC購入へのインセンティブを高めることで、医療資源の適正使用、さらには薬剤費抑制につながることが期待されている。その一方で、同税制の薬剤費抑制の効果は十分に検証されているといえず、実証的な課題が残されていた。

本稿の分析を通じて、次の3点が明らかとなった。まずセルフメディケーション税制の導入前後で、アレルギー性鼻炎での受診者数は2.6%低下しており、同税制は医療資源の適正利用に寄与したことを示す結果が得られた。次に、離散選択モデルに基づく需要関数を推定した結果、セルフメディケーション税制を通じて、医師の処方量が増加したことが明らかとなった。シミュレーションの結果に基づくと、同制度の導入により、医療機関での処方量は1.8%増大した。最後に、これら結果に基づきセルフメディケーション税制の薬剤費への影響を試算すると、本稿で用いたアレルギー性鼻炎薬市場を対象とした範囲において、医師の処方行動の変化を通じて薬剤費は1.5%増加したものの、患者の受診者数が2.6%減少したことで薬剤費が押し下げられ、セルフメディケーション税制の全体としての薬剤費抑制効果は-0.26%だったことが示された。

患者が要する費用を的確に認識して合理的に行動するならば、自身の負担がより小さい

治療法を選択する。そのため、スイッチ OTC の患者負担が相対的に高い日本において、スイッチ OTC を購入した際の金銭的な負担を軽減し、医療機関受診時の自己負担額を相対的に高める税制は重要である。ただし、患者の医療機関への受診抑制が-2.6%に止まった本稿の分析結果を踏まえると、今回の政策における減税の程度や利用条件は、患者の意思決定を大きく変えるまでのインパクトを有していなかったといえる。また医師についても、自身の収入を確保するよう合理的に行動したことで、患者への処方量を増大させる結果となった。

したがって、政府の目標であるセルフメディケーションの普及を加速させるには、患者がスイッチ OTC を選択するインセンティブを高める、例えば、スイッチ OTC 化された保険適用薬の自己負担割合の見直しといった、思い切った政策の検討が重要であろう。加えて、医師に対しても、患者にスイッチ OTC を推奨するよう、処方行動の変化を促す政策的な誘導（ナッジ）も求められるだろう。

参考文献

- ・井伊雅子・別所俊一郎（2006）「医療の基礎的実証分析と政策：サーベイ」『フィナンシャルレビュー』,80, 117-156 頁.
- ・井伊雅子・大日康史（1999）「風邪における医療サービスと大衆医薬の代替性に関する研究：独自アンケートに基づく分析」『医療と社会』, 9, 69-82 頁.
- ・五十嵐中（2022）「セルフメディケーション税制による医療費適正化効果の評価基盤の作成についての研究」 <<https://mhlw-grants.niph.go.jp/project/161638>（2023 年 11 月 10 日アクセス） >
- ・梅原昌宏・山田康夫（2012）「患者自己負担率の引き上げによるセルフメディケーション推進に関する研究」『医療と社会』, 22, 139-155 頁.
- ・厚生労働省（2016）『平成 28 年医師・歯科医師・薬剤師調査の概況』 <<https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/33-20c.html>（2023 年 11 月 10 日アクセス） >
- ・厚生労働省（2017）『平成 29 年国民生活基礎調査』 <<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00450061>（2022 年 9 月 7 日アクセス） >
- ・社会保障審議会（2020）「資料 2-3：薬剤自己負担の見直しについて」 <https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_14772.html（2023 年 11 月 10 日アクセス） >
- ・セルフメディケーション推進に関する有識者検討会（2021）「資料 1：セルフメディケーション税制の見直しについて」 <https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_18606.html（2023 年 11 月 10 日アクセス） >
- ・高久史麿監修（2021）『治療薬ハンドブック 2019』じほう.
- ・田口和明・榎木裕紀・有賀聡美・榊原幹夫・堀里子・山浦克典・松元一明（2021）「健康セミナー参加者におけるセルフメディケーション税制に関する実態調査と税制改訂に向けた課題の抽出」『医療薬学』, 47, 256-263 頁.
- ・日本 OTC 医薬品協会「セルフメディケーション税制 16 万人調査の結果」 <<https://www.mhlw.go.jp/content/10807000/000732462.pdf>（2023 年 11 月 10 日アクセス） >
- ・日本 OTC 医薬品協会（2023）「日本 OTC 医薬品協会 要望事項」 <https://www.jsmi.jp/news/release/2023/0414_2.pdf（2023 年 11 月 10 日アクセス） >
- ・松原篤・坂下雅文・後藤穰・川島佳代子・松岡伴和・近藤悟・山田武千代・竹野幸夫・竹内万彦・浦島充佳・藤枝重治・大久保公裕（2020）「鼻アレルギーの全国疫学調査 2019（1998 年, 2008 年との比較）：速報一耳鼻咽喉科医およびその家族を対象として」『日本耳鼻咽喉科学会会報』, 123, pp. 485-490.
- ・ロート製薬（2017）「いまや“国民病”!? 花粉症の症状に悩む、“20～79 歳までの男女”“0～16 歳までの子どもの母親”に聞いたアンケート結果発表」 <https://www.rohto.co.jp/~media/cojp/files/pdf/news/kafun_1712.pdf（2023 年 10 月 19 日アクセス） >

- Abosede, O. A. (1984), Self-Medication: An Important Aspect of Primary Health Care, *Social Science Medicine*, 19, pp. 699–703.
- Anderson, S. P., Ciliberto, F and Liaukonyte, J (2013), Information content of advertising: Empirical evidence from the OTC analgesic industry, *International Journal of Industrial Organization*, 31, pp. 355-367.
- Anderson, S. P., Ciliberto, F and Liaukonyte, J (2016), Push-me pull-you: comparative advertising in the OTC analgesics industry, *The RAND Journal of Economics*, 47, pp. 1029-1056.
- Berry, S., Levinsohn, J., and Pakes, A. (1995), Automobile prices in market equilibrium, *Econometrica*, 63, pp. 841–890.
- Björnerstedt, J. and Verboven, F. (2016), Does Merger Simulation Work? Evidence from the Swedish Analgesics Market, *American Economic Journal: Applied Economics*, 8, pp. 125–64.
- Chang, F. R. and Trivedi, K. P. (2003), Economics of self-medication: theory and evidence, *Health Economics*, 12, pp. 721–739.
- Devlin, A. R. and Sarma, S. (2008), Do Physician Remuneration Schemes Matter? The Case of Canadian Family Physicians, *Journal of Health Economics*, 27, pp. 1168-1181.
- Dubois, P. and Lasio, L. (2018), Identifying Industry Margins with Price Constraints: Structural Estimation on Pharmaceuticals, *American Economic Review*, 108, pp. 3685-3724.
- Evans, R. G. (1974), Supplier – induced demand: some empirical evidence and implications, *The Economics of Health and Medical Care: Edited by M. Perham (Macmillan London)*, pp. 162-173.
- Fillenbaum, G. G., J. T. Hanlon, E. H. Corder, T. Ziqubu-Page, W. E. Wall Jr., and D. Brock (1993), Prescription and Nonprescription Drug Use among Black and White Community Residing Elderly, *American Journal of Public Health*, 83, pp. 1577-1582.
- Grytten, J. and Sørensen. (2001), Type of Contract and Supplier-induced Demand for Primary Physicians in Norway, *Journal of Health Economics*, 20, pp.379-393.
- Grossman, M (1972), On the concept of health capital and the demand for health, *Journal of Political Economy*, 80, pp. 223-255.
- Hennig-Schmidt, H., Selten, R., and Wiesen, D. (2011), How Payment Systems Affect Physicians' Provision Behaviour: An Experimental Investigation, *Journal of Health Economics*, 30, pp.637-646.
- Leibowitz, A., W. Manning, and J. Newhouse (1985), The Demand for Prescription Drugs as a Function of Cost-Sharing, *Social Sciences and Medicine*, 21, pp. 1063-1069.
- Leibowitz, A (1989), Substitution between Prescribed and Over-the-Counter Medication,

Medical Care, 27, pp. 85-94.

- Liu, Y.M., Yang, Y.H., Hsieh, C.R.(2009), Financial incentives and physicians' prescription decisions on the choice between brand-name and generic drugs: Evidence from Taiwan, Journal of Health Economics, 28, pp.341-349.
- Muurien, J. M. (1982), Demand for Health, a generalized grossman model, Journal of Health Economics, 1, pp. 5-28.
- WHO(2000) , *Guidelines for the Regulatory Assessment of Medical Products for use in Self-Medication*, World Health Organization.
- Verboven, F. (1996), International Price Discrimination in the European Car Market, RAND Journal of Economics, 27, pp. 240-268.
- Wiggins, N. S. and Maness, R. (2004), Price Competition in Pharmaceuticals: The Case of Anti-Infectives, Economic Inquiry, 42, pp. 247-263.

図1 受診率・処方率の推移

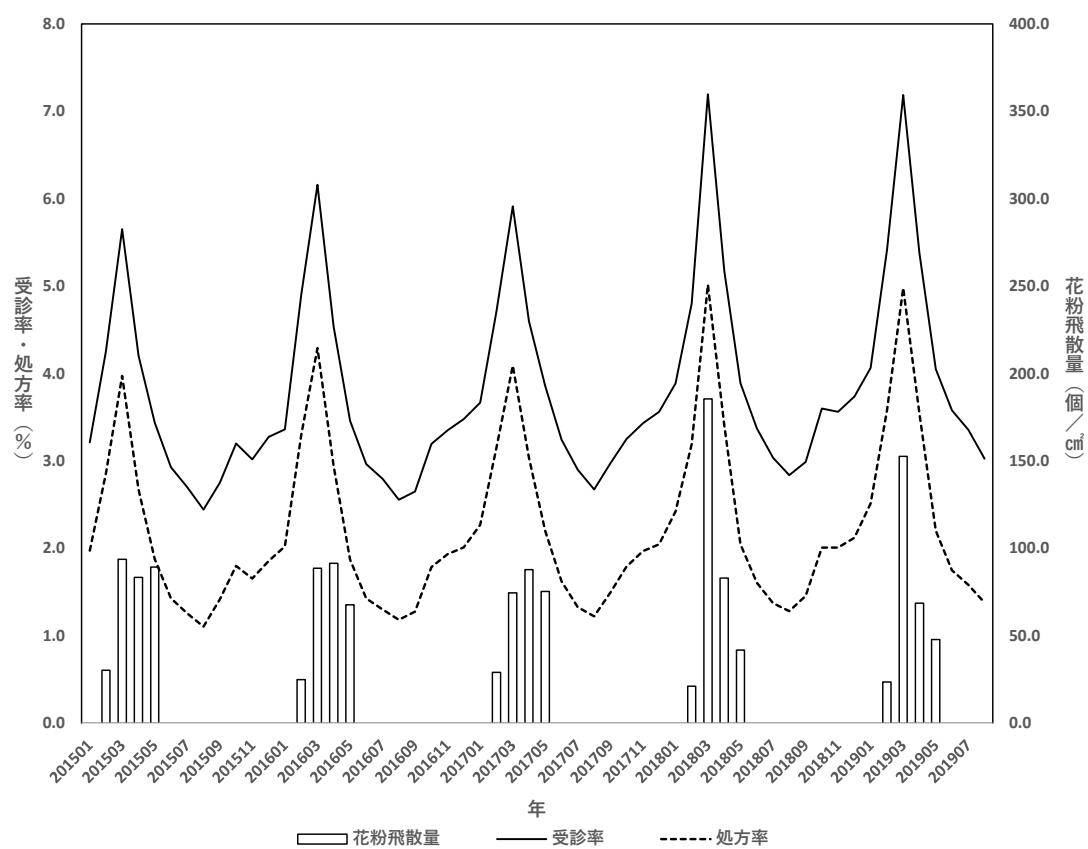


表1 アレルギー性鼻炎薬一覧

成分名（一般名）	先発品名	先発品の 上市年	OTCの 有無	後発品の 有無
抗ヒスタミン薬				
第1世代				
クレマスチンフマル酸塩	タベジール	1970年5月	No	Yes
クロルフェニラミンマレイン酸塩	ポララミン	1959年10月	No	Yes
ジフェンヒドラミン	レスタミン	1987年10月	No	No
シプロヘブタジン塩酸塩水和物	ペリアクチン	2008年4月	No	Yes
プロメタジン塩酸塩	ヒベルナ	1956年10月	No	No
ホモクロルシクリジン塩酸塩	ホモクロルシクリジン塩酸塩	1965年9月	No	No
ベタメタゾン・d-クロルフェニラミンマレイン酸塩(※)	セレスタミン	1965年3月	No	No
第2世代				
アゼラスチン塩酸塩	アゼプチン	1986年6月	Yes	Yes
エメダスチンフマル酸塩	レミカット	1993年8月	No	Yes
オキサトミド	オキサトミド	1987年6月	No	Yes
ケトチフェンフマル酸塩	ザジテン	1983年2月	Yes	Yes
エバスチン	エバステル	1996年6月	Yes	Yes
エピナスチン塩酸塩	アレジオン	1994年6月	Yes	Yes
オロパタジン塩酸塩	アレロック	2001年3月	No	Yes
セチリジン塩酸塩	ジルテック	1998年9月	Yes	Yes
レボセチリジン塩酸塩	ザイザル	2010年12月	No	Yes
フェキソフェナジン塩酸塩	アレグラ	2000年11月	Yes	Yes
ベボタスチンベシル酸塩	タリオン	2000年10月	No	Yes
メキタジン	ニボラジン	2009年10月	Yes	Yes
ロラタジン	クラリチン	2002年9月	Yes	Yes
フェキソフェナジン塩酸塩・塩酸ブソイドエフェドリン(※)	ディレグラ	2013年2月	No	Yes
ピラスチン	ピラノア	2016年11月	No	No
ルバタジンフマル酸塩	ルバフィン	2017年11月	No	No
デスロラタジン	デザレックス	2016年11月	No	No
トロバキサンA2受容体拮抗剤				
ラマトロバン	バイナス	2000年5月	No	Yes
気管支喘息治療薬				
メディエーター遊離抑制薬				
トラニラスト	リザベン	1982年8月	No	Yes
ペミロラストカリウム	アレギサル	1991年3月	Yes	Yes
ロイコトリエン受容体拮抗薬				
モンテルカストナトリウム	キプレス	1997年7月	No	Yes
ブランルカスト水和物	オノン	1995年6月	No	Yes
Th2サイトカイン阻害薬				
スプラタストシル酸塩	アイピーディ	1995年4月	No	Yes

注) 成分名の後ろに※があるものは配合剤を示す。ベボタスチンベシル酸塩、トラニラストも2017年にスイッチOTC化の承認を得ていた。しかし、前者はスイッチOTCの販売開始が本稿の分析対象外の2020年だったため、後者は承認が点眼薬と本稿の分析対象外のためOTCの有無をNoとした。後発品の有無は、2018年時点で製品の販売が確認できたものをYesとした。なお抗ヒスタミン薬は、体内で合成されるヒスタミンの神経への作用を抑制することで、アレルギー症状を改善させる医薬品である。さらに抗ヒスタミン薬は第1世代と第2世代に分類され、この世代による違いは主に副作用、持続性にあり、双方ともに第2世代が優れている。気管支喘息薬は、メディエーター遊離抑制、T2サイトカイン阻害などを通じ、アレルギー反応による諸症状を抑制することで治療を促す医薬品である。

表2 スイッチ OTC 購入時と医療機関受診時の自己負担額（14 日分）

成分名	スイッチOTC購入時		医療機関受診時
	セルフメディケー ション税制なし	セルフメディケー ション税制あり	ジェネリック医薬品+その 他の医療費(自己負担3割)
1. アゼラスチン塩酸塩	3080.0	2710.4	1795.5
2. エバスタチン	2520.0	2217.6	1780.4
3. エピナスチン塩酸塩	2297.2	2021.5	1822.4
4. ケトチフェンフマル酸塩	2718.8	2392.5	1736.9
5. セチリジン塩酸塩	2321.7	2043.1	1813.8
6. フェキソフェナジン塩酸塩	1925.0	1694.0	1789.4
7. メキタジン	4573.8	4024.9	1766.9
8. ロラタジン	1969.0	1732.7	1797.6
9. ペミロラストカリウム	1900.3	1672.2	1798.1

※1～9の各成分にあるスイッチOTCの自己負担額（14日分）は、順にアレジンAZ錠、エバステルAL、アレジオン20、コンタック600ファースト、ストナリニZジェル、アレグラFX、アルガード鼻炎内服薬ゴールドZ、クラリチンEX、アレギサール鼻炎のメーカー希望小売価格（税込み）に基づき計算した。なお、複数のパッケージが販売されているスイッチOTCの金額には1日当たりの支出額が最も低いものを用いた。ジェネリック医薬品の金額は該当する成分を有する全治療剤の平均値（2018年4月時の薬価）を用いた。その他の医療費については、第133回社会保障審議会医療保険部会の資料2-3と同様、初診料、処方箋料など5670円の医療費が発生し、患者はその3割に該当する1701円を負担した状況を想定した。

表3 セルフメディケーション税制導入前後における受診行動の変化

(1)政策導入前後 (n=3367660)					(2)アレルギー性鼻炎のピーク時（3月） (n= 2384341)					(3)アレルギー性鼻炎の閑散時（8月） (n=3158117)						
			2016年1月時点 (t+1年)						2016年3月時点 (t+1年)						2016年8月時点 (t+1年)	
			1	2					1	2					1	2
2015年 12月 (t年)	1 受診なし	95.0 (98.2)	1.8 (1.8)		2015年 3月 (t年)		91.4 (96.9)	2.9 (3.1)		2015年 8月 (t年)		96.0 (98.5)	1.5 (1.5)			
	2 受診あり	1.7 (51.8)	1.6 (48.2)				2.6 (46.6)	3.0 (53.4)				1.3 (53.2)	1.1 (46.8)			
			2017年1月時点 (t+1年)						2017年3月時点 (t+1年)						2017年8月時点 (t+1年)	
			1	2					1	2					1	2
2016年 12月 (t年)	1 受診なし	94.5 (97.9)	2.0 (2.1)		2016年 3月 (t年)		91.2 (97.0)	2.8 (3.0)		2016年 8月 (t年)		95.8 (98.4)	1.6 (1.6)			
	2 受診あり	1.8 (51.0)	1.7 (49.0)				2.9 (48.1)	3.1 (51.9)				1.4 (52.1)	1.3 (47.9)			

表4 セルフメディケーション税制導入前後における医師の処方の変化

(1)全医療機関

n=71889		2016年3月 (t+1年)					
		1	2				
				2_1	2_2	2_3	2_4
2015年 3月 (t年)	1 処方なし	11.9 (68.3)	5.5 (31.7)	0.4 (2.4)	4.4 (25.3)	-	0.7 (4.0)
	2 処方あり	7.4 (9.0)	75.2 (91.0)	8.0 (9.7)	57.3 (69.4)	-	9.8 (11.9)

n=73824		2017年3月 (t+1年)					
		1	2				
				2_1	2_2	2_3	2_4
2016年 3月 (t年)	1 処方なし	12.8 (67.8)	6.1 (32.2)	0.4 (2.3)	4.7 (24.7)	0.2 (1.3)	0.8 (4.0)
	2 処方あり	7.5 (9.2)	73.7 (90.8)	7.3 (9.0)	54.9 (67.6)	1.4 (1.8)	10.1 (12.4)

(2)診療所

n=65144		2016年3月 (t+1年)					
		1	2				
				2_1	2_2	2_3	2_4
2015年 3月 (t年)	1 処方なし	10.6 (69.8)	5.0 (30.2)	0.4 (2.5)	4.0 (25.5)	-	0.6 (4.1)
	2 処方あり	6.9 (10.5)	77.5 (89.5)	8.5 (10.1)	58.8 (69.7)	-	10.2 (12.0)

(3)病院

n=6745		2016年3月 (t+1年)					
		1	2				
				2_1	2_2	2_3	2_4
2015年 3月 (t年)	1 処方なし	24.2 (66.8)	10.4 (33.2)	0.7 (2.0)	8.6 (24.7)	-	1.2 (3.4)
	2 処方あり	12.3 (8.3)	53.0 (91.7)	3.1 (4.7)	43.1 (66.0)	-	6.8 (10.4)

n=66800		2017年3月 (t+1年)					
		1	2				
				2_1	2_2	2_3	2_4
2016年 3月 (t年)	1 処方なし	11.5 (69.4)	5.6 (30.6)	0.4 (2.3)	4.2 (24.9)	0.2 (1.3)	0.7 (4.0)
	2 処方あり	6.9 (10.9)	76.1 (89.1)	7.8 (9.4)	56.4 (67.9)	1.5 (1.8)	10.4 (12.5)

n=7024		2017年3月 (t+1年)					
		1	2				
				2_1	2_2	2_3	2_4
2016年 3月 (t年)	1 処方なし	25.2 (66.3)	11.1 (33.7)	0.8 (2.2)	8.6 (23.6)	0.3 (0.9)	1.4 (3.8)
	2 処方あり	12.7 (8.4)	51.8 (91.6)	2.6 (4.0)	41.4 (64.3)	0.7 (1.1)	7.1 (11.0)

※表内にある2-1～2-4は抗アレルギー性鼻炎薬のタイプを示す。2-1は抗ヒスタミン薬の第1世代、2-2、2-3は抗ヒスタミン薬の第2世代を示す。治療薬ハンドブックによると、2016年以降に上市された3成分は新規アレルギー性鼻炎薬として、残りの18成分と区別されている。この点を踏まえ、2-2は既存の抗ヒスタミン薬（第2世代）、2-3は新規の抗ヒスタミン薬（第2世代）とする。2-4は気管支喘息薬である。

表 5 記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
患者の受診行動 (n=84966565)				
医療機関への受診 (1: 受診あり 0: 受診なし)	0.050	0.217	0.000	1.000
政策ダミー (1: セルフメディケーション税制導入後 0: 同税制導入前)	0.661	0.473	0.000	1.000
年齢	33.671	18.482	0.000	74.000
男性ダミー (1: 男性 0: 女性)	0.556	0.497	0.000	1.000
花粉飛散量	73.944	42.184	21.213	185.474
タイムトレンド (2015年1月を1とする)	29.718	16.450	2.000	53.000
医師の処方行動 (n=36262)				
医薬品のシェア	0.004	0.009	2.97E-07	0.159
アウトサイドグッズ (処方なし患者) のシェア	0.115	0.060	0.034	0.336
1日当たりの自己負担額	37.201	30.315	0.490	255.040
薬価差益	3.441	5.999	-5.712	56.070
サブ・グループ内シェア	0.108	0.206	5.21E-06	1.000
グループ内シェア	0.162	0.177	0.000	1.000
政策ダミー (1: セルフメディケーション税制導入後 0: 同税制導入前)	0.647	0.478	0.000	1.000
花粉飛散量	74.582	42.864	21.213	185.474
タイムトレンド (2015年1月を1とする)	29.179	16.836	2.000	53.000
上市後の経過年数	11.359	11.093	0.000	65.333
単位当たりの容量	23.979	37.258	0.500	225.000
ブランド医薬品ダミー (1: ブランド医薬品 0: ジェネリック医薬品)	0.177	0.381	0.000	1.000
カプセル剤ダミー (1: カプセル剤 0: 錠剤)	0.077	0.267	0.000	1.000
診療所ダミー (1: 診療所 0: 病院)	0.633	0.482	0.000	1.000
院内処方ダミー (1: 院内処方の医療機関 0: 院外処方の医療機関)	0.491	0.500	0.000	1.000
70歳以上グループダミー (1: 70歳以上への処方 0: 69歳以下への処方)	0.234	0.424	0.000	1.000

※患者の受診行動の分析では、分析期間中にレセプトを収集できた全被保険者の個票データを用いた。対して、医師の処方行動の分析では、患者の受診行動で用いたデータセットから医療機関へ受診したデータを抽出し、さらに医薬品レベルで集計し直したものをデータセットとして用いた。そのため、患者の受診行動と医師の処方行動で標本数が大きく異なる。

表 6 患者の受診行動の推定結果

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
政策ダミー	-1.530 ***	0.106	-1.428 ***	0.093	-1.866 ***	0.138	-2.988 ***	0.132
年齢	0.844 ***	0.001	0.751 ***	0.002	0.824 ***	0.004	0.886 ***	0.002
年齢の2乗	-0.001 ***	8.2E-07	-0.001 ***	1.9E-06	-0.001 ***	3.6E-06	-0.001 ***	2.2E-06
性別	-3.735 ***	0.047	-2.217 ***	0.112	-7.491 ***	0.199	-3.134 ***	0.130
花粉飛散量	-0.066 ***	0.002	-0.058 ***	0.002	-0.004	0.003	0.131 ***	0.007
花粉飛散量の2乗	0.001 ***	1.0E-05	0.001 ***	8.1E-06	0.001 ***	1.3E-05	1.1E-04 ***	2.7E-05
タイムトレンド	-6.753 ***	0.164	-7.582 ***	0.154	-10.075 ***	0.210	-8.850 ***	0.239
タイムトレンドの2乗	1.814 ***	0.035	1.989 ***	0.034	2.395 ***	0.048	2.451 ***	0.050
固定効果	No		Yes		Yes		Yes	
分析期間	各年2～5月		各年2～5月		各年2～5月		各年3・4月	
分析対象	全員		全員		継続加入者のみ		全員	
標本数	84966565		84966565		39658340		42616157	

※限界効果、標準誤差については、全て1e+3を乗じた数値で示している。タイムトレンドおよびその2次項には対数変換した値を用いた。継続加入者とは2015年1月から2018年8月の全期間に加入していた被保険者を指す。全てのモデルで頑健な標準誤差を用いた。***、**、*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。

表 7 医師の処方行動の推定結果

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
1日当たりの自己負担額	-0.045 ***	0.001	0.002 ***	2.35E-04	-0.056 ***	0.020	-0.056 ***	0.020
薬価差益	0.034 ***	0.002	-0.003 ***	4.65E-04	-0.092	0.067	-0.091	0.067
サブ・グループ内シェア			0.998 ***	0.002	0.884 ***	0.130	0.881 ***	0.130
グループ内シェア			1.021 ***	0.006	0.505 **	0.198	0.508 **	0.198
政策ダミー	0.101 ***	0.030	0.143 ***	0.009	0.187 ***	0.035	0.156 ***	0.041
政策ダミー×診療所ダミー							0.048 *	0.028
タイムトレンド	-0.023 ***	0.001	-0.004 ***	2.80E-04	-0.022 ***	0.004	-0.022 ***	0.004
花粉飛散量	0.003 ***	1.80E-04	0.004 ***	4.46E-05	0.004 ***	1.94E-04	0.004 ***	1.94E-04
上市後の経過月数	0.004 ***	2.61E-04	3.34E-05	8.10E-05	-0.002 ***	0.001	-0.002 ***	0.001
単位当たりの容量	0.004 ***	0.001	4.81E-04 ***	1.68E-04	-0.005	0.006	-0.005	0.006
カプセル剤ダミー	0.323 ***	0.101	0.053 **	0.023	-0.037	0.221	-0.037	0.221
ブランド医薬品ダミー	0.975 ***	0.092	-0.041	0.030	1.093 ***	0.369	1.099 ***	0.370
診療所ダミー	-0.013	0.016	0.493 ***	0.005	0.519 ***	0.104	0.485 ***	0.096
院内処方ダミー	-0.392 ***	0.020	-0.200 ***	0.006	0.414	0.467	0.409	0.468
70歳以上グループダミー	0.935 ***	0.018	-0.849 ***	0.006	-0.428 **	0.213	-0.423 **	0.212
定数項	-9.211 ***	0.175	-1.022 ***	0.066	-10.508 ***	1.505	-10.511 ***	1.507
成分ダミー	Yes		Yes		Yes		Yes	
販売会社ダミー	Yes		Yes		Yes		Yes	
操作変数	No		No		Yes		Yes	
決定係数	0.446		0.951		-		-	
J値(2)	-		-		0.595		0.596	
標本数	36262		36262		36262		36262	

※全てのモデルで頑健な標準誤差を用いた。***、**、*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。全てのモデルにおいて、分析対象とする期間は2015～2019年の2～5月である。

表 8 セルフメディケーション税制の医師の処方量・薬剤費への影響

	全医療機関		診療所		病院	
	仮想値	観測値	仮想値	観測値	仮想値	観測値
保険適用薬のシェア (%)						
抗ヒスタミン薬：第1世代	4.4	4.5	4.7	4.8	2.6	2.7
抗ヒスタミン薬：第2世代	67.6	68.8	68.0	69.2	64.3	65.7
気管支喘息薬	17.6	17.9	17.6	18.0	16.9	17.4
処方なし	10.4	8.7	9.6	8.0	16.1	14.2
合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
薬剤費 (万円)						
抗ヒスタミン薬：第1世代	1294.1	1313.5	1214.1	1231.9	80.0	81.7
抗ヒスタミン薬：第2世代	136113.1	138101.2	121974.1	123672.5	14139.0	14428.7
気管支喘息薬	42912.8	43583.6	37960.7	38521.9	4952.0	5061.6
合計	180320.0	182998.3	161149.0	163426.3	19171.0	19572.0

※仮想値はセルフメディケーション税制が導入されなかったとする仮想的な状況でのシェア、薬剤費、観測値はセルフメディケーション税制が導入された実際のシェア、薬剤費を示す。

補論 1

表 3、4 の集計対象を、2015 年 1 月～2017 年 1 月にかけて継続的に加入していた 222 万 4513 名に限定し、患者の受診行動の変化を表 9、医師の処方行動の変化を表 10 にまとめた。

表 9 継続加入者の受診行動の変化

(1)政策導入前後				(2)アレルギー性鼻炎のピーク時 (3月)				(3)アレルギー性鼻炎の閑散期 (8月)			
		2016年1月時点 (t+1年)				2016年3月時点 (t+1年)				2016年8月時点 (t+1年)	
		1	2			1	2			1	2
2015年 12月 (t年)	1 受診なし	95.5 (98.4)	1.6 (1.6)	3月 (t年)	1 受診なし	91.9 (97.1)	2.8 (2.9)	8月 (t年)	1 受診なし	96.5 (98.7)	1.3 (1.3)
	2 受診あり	1.5 (52.1)	1.4 (47.9)		2 受診あり	2.5 (46.9)	2.8 (53.1)		2 受診あり	1.1 (52.9)	1.0 (47.1)
		2017年1月時点 (t+1年)				2017年3月時点 (t+1年)				2017年8月時点 (t+1年)	
		1	2			1	2			1	2
2016年 12月 (t年)	1 受診なし	95.0 (98.1)	1.8 (1.9)	3月 (t年)	1 受診なし	91.8 (97.2)	2.7 (2.8)	8月 (t年)	1 受診なし	96.3 (98.6)	1.4 (1.4)
	2 受診あり	1.7 (51.8)	1.5 (48.2)		2 受診あり	2.7 (48.5)	2.9 (51.5)		2 受診あり	1.2 (51.9)	1.1 (48.1)

表 10 継続加入者における医師の処方行動の変化

(1)全医療機関							
		2016年3月 (t+1年)					
		1	2	2_1	2_2	2_3	2_4
2015年 3月 (t年)	1 処方なし	10.6 (68.0)	5.0 (32.0)	0.4 (2.5)	4.0 (25.5)	-	0.6 (4.1)
	2 処方あり	6.9 (8.2)	77.5 (91.8)	8.5 (10.1)	58.8 (69.7)	-	10.2 (12.0)
		2017年3月 (t+1年)					
		1	2	2_1	2_2	2_3	2_4
2016年 3月 (t年)	1 処方なし	11.5 (67.4)	5.6 (32.6)	0.4 (2.3)	4.2 (24.9)	0.2 (1.3)	0.7 (4.0)
	2 処方あり	6.9 (8.3)	76.1 (91.7)	7.8 (9.4)	56.4 (67.9)	1.5 (1.8)	10.4 (12.5)
(2)診療所							
		2016年3月 (t+1年)					
		1	2	2_1	2_2	2_3	2_4
2015年 3月 (t年)	1 処方なし	10.6 (68.2)	4.9 (31.8)	0.4 (2.5)	3.9 (25.4)	-	0.6 (4.0)
	2 処方あり	6.8 (8.0)	77.7 (92.0)	8.6 (10.2)	58.8 (69.6)	-	10.3 (12.2)
		2017年3月 (t+1年)					
		1	2	2_1	2_2	2_3	2_4
2016年 3月 (t年)	1 処方なし	11.5 (68.1)	5.4 (31.9)	0.4 (2.4)	4.1 (24.4)	0.2 (1.2)	0.7 (3.9)
	2 処方あり	6.7 (8.1)	76.4 (91.9)	7.9 (9.6)	56.4 (67.9)	1.5 (1.8)	10.6 (12.7)
(3)病院							
		2016年3月 (t+1年)					
		1	2	2_1	2_2	2_3	2_4
2015年 3月 (t年)	1 処方なし	24.5 (70.6)	10.2 (29.4)	0.7 (2.0)	8.3 (23.9)	-	1.2 (3.4)
	2 処方あり	12.2 (18.6)	53.1 (81.4)	3.0 (4.6)	43.0 (65.9)	-	7.0 (10.8)
		2017年3月 (t+1年)					
		1	2	2_1	2_2	2_3	2_4
2016年 3月 (t年)	1 処方なし	25.4 (69.9)	10.9 (30.1)	0.8 (2.3)	8.4 (23.2)	0.4 (1.0)	1.3 (3.6)
	2 処方あり	12.6 (19.6)	51.7 (80.4)	2.6 (4.0)	41.4 (64.4)	0.6 (1.0)	7.1 (11.0)

※表内にある2_1～2_4は抗アレルギー性鼻炎薬のタイプを示す。2_1は抗ヒスタミン薬の第1世代、2_2、2_3は抗ヒスタミン薬の第2世代を示す。治療薬ハンドブックによると、2016年以降に上市された3成分は新規アレルギー性鼻炎薬として、残りの18成分と区別されている。この点を踏まえ、2_2は既存の抗ヒスタミン薬（第2世代）、2_3は新規の抗ヒスタミン薬（第2世代）とする。2_4は気管支喘息薬である。

補論 2

4.2 節で提示した(2)式について、潜在的な処方量を中央値である 14 日分から平均値である 18.6 日分に置き換え推定した結果を表 11 にまとめた。中央値を用いたケースと比較し、定数項を除いて同様の結果が得られた。なお、この推定結果に基づくセルフメディケーション税制による薬剤費への影響（医師の処方量の変化分）は 1.9%と、潜在的な処方量として中央値を用いたケースの 1.5%と大きく異ならなかった。

表 11 推定結果

	推定値	標準誤差
1日当たりの自己負担額	-0.056 ***	0.020
薬価差益	-0.091	0.067
サブ・グループ内シェア	0.881 ***	0.130
グループ内シェア	0.508 ***	0.198
政策ダミー	0.156 ***	0.041
政策ダミー×診療所ダミー	0.048 *	0.028
タイムトレンド	-0.022 ***	0.004
花粉飛散量	0.004 ***	1.94E-04
上市後の経過月数	-0.002 **	0.001
単位当たりの容量	-0.005	0.006
カプセル剤ダミー	-0.037	0.221
ブランド医薬品ダミー	1.099 ***	0.370
診療所ダミー	0.485 ***	0.096
院内処方ダミー	0.409	0.468
70歳以上グループダミー	-0.423 **	0.212
定数項	-10.798 ***	1.507
成分ダミー	Yes	
販売会社ダミー	Yes	
操作変数	Yes	
J値(2)	0.596	
標本数	36262	

※全てのモデルで頑健な標準誤差を用いた。***、**、*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。全てのモデルにおいて、分析対象とする期間は2015～2019年の2～5月である。

補論 3

患者の受診行動を示す(1)式の推定結果を表 12 にまとめた。

表 12 ロジットモデルの推定結果

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
政策ダミー	-0.034 ***	0.002	-0.033 ***	0.002	-0.039 ***	0.003	-0.061 ***	0.003
年齢	0.019 ***	1.78E-05	0.017 ***	4.34E-05	0.017 ***	7.05E-05	0.018 ***	4.41E-05
年齢の2乗	-1.37E-05 ***	1.69E-08	-1.27E-05 ***	4.23E-08	-1.23E-05 ***	7.09E-08	-1.34E-05 ***	4.28E-08
性別	-0.082 ***	0.001	-0.051 ***	0.003	-0.156 ***	0.004	-0.064 ***	0.003
花粉飛散量	-0.001 ***	4.54E-05	-0.001 ***	3.95E-05	-7.44E-05	5.42E-05	0.003 ***	1.40E-04
花粉飛散量の2乗	2.27E-05 ***	2.19E-07	2.26E-05 ***	1.88E-07	1.63E-05 ***	2.59E-07	2.28E-06 ***	5.50E-07
タイムトレンド	-0.148 ***	0.004	-0.176 ***	0.004	-0.210 ***	0.004	-0.181 ***	0.005
タイムトレンドの2乗	0.040 ***	0.001	0.046 ***	0.001	0.050 ***	0.001	0.050 ***	0.001
定数項	-8.406 ***	0.006	-8.177 ***	0.012	-7.959 ***	0.018	-8.387 ***	0.015
固定効果	No		Yes		Yes		Yes	
分析期間	各年2～5月		各年2～5月		各年2～5月		各年3・4月	
分析対象	全員		全員		継続加入者のみ		全員	
対数尤度	-14984137.0		-		-		-	
Wald chi2(7)	-		629869.44***		271336.65***		481622.31***	
標本数	84966565		84966565		39658340		42616157	

※タイムトレンドおよびその2次項には対数変換した値を用いた。継続加入者とは2015年1月から2018年8月の全期間に加入していた被保険者を指す。全てのモデルで頑健な標準誤差を用いた。***、**、*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。