



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

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世界的な関心が高まっている。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 1.8%、医師の処方量も 6.0%減少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 4.9%抑制されたことを示す結果が得られた。最終的に、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 5.8%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も高まっている<sup>1</sup>。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て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進され、最終的には医療費・薬剤費の削減に寄与することが期待されている<sup>2</sup>。

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、医療用医薬品（以下、医薬品）からの転用であるスイッチ OTC 医薬品（以下、スイッチ OTC）の普及を促す、セルフメディケーション税制を 2017 年 1 月より導入している。セルフメディケーション税制とは、スイッチ OTC の購入金額に応じて、所得控除を受けられる制度であり、導入時点では 2021 年 12 月までの 5 年間の期限としていたが、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。さらに同制度が適用される 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を拡大する方針が示されるなど、さらなる医療資源の適正利用、薬剤費抑制への寄与が期待されている<sup>3</sup>。しかし、セルフメディケーション推進に関する有識者検討会（以下、有識者検討会）では「税制による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」との指摘もあり<sup>4</sup>、同税制の薬剤費抑制への効果は十分に検証されているといえず、実証的な課題として残されている。

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）の関係を検証した研究は、筆者が知る限り行われていない<sup>5</sup>。そのような中で、本稿の分析内容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关系到に着目した、井伊・大日（1999）、梅原・山田（2012）が挙げられる<sup>6</sup>。井伊・大日（1999）、梅

---

<sup>1</sup> WHO（2000）より。

<sup>2</sup> 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ている。

<sup>3</sup> 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。

<sup>4</sup> 同上。

<sup>5</sup> 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 普及の関係を分析した Anderson et al.（2013, 2016）、医薬品と OTC 医薬品の代替関係を分析した Fillenbaum et al.（1993）、Leibowitz（1989）が挙げられる。

<sup>6</sup> 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。ただし、それぞれの有効回答者数が 225 名、584 名と非常に少ない。本稿で用いるレセプトデータは毎月 400 万人前後の加入者を含むため、先行研究よりも高い代表性を有する分析といえる。

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関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、患者の医薬品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。

ただし、セルフメディケーション税制の薬剤費への影響を検証するに当たっては、患者の受診行動のみならず、医師の処方行動も射程に捉える必要がある。Gerdthán（1997）、Pohlmeier and Ulrich（1995）が指摘するように、患者が医療機関へ受診するかしないかを決定する段階では、患者の意思が大きく影響するが、その後に提供されるサービスの選択および量の選択では、医師の及ぼす影響が強く働くことになる。実際、政策を通じた医師の処方行動の変化を明らかにした研究では、医師は政策による価格変動に反応し、患者の自己負担の小さな医薬品に処方を切り替えることが確認されている<sup>7</sup>。日本においても、西川・大橋（2022）は市場拡大再算定<sup>8</sup>に着目することで、同制度の指定によって安価となった医薬品は、処方量を増大させたとの結果を得ている。これら先行研究を踏まえると、セルフメディケーション税制の導入により、スイッチ OTC の購入が相対的に安価になれば、医療機関で受診した患者に対して、同剤（処方なし）を選択する医師が増加することになる。

本稿の目的は、アレルギー性鼻炎薬市場におけるセルフメディケーション税制の薬剤費への影響を、患者、医師の双方の観点より定量的に明らかにすることにある。具体的には、患者の受診行動、医師の処方行動をモデル化し、レセプトデータを用いて、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医薬品（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したい。なお、本稿ではアレルギー性鼻炎薬市場を分析対象とする。同市場は規模が大きく、かつ多くの成分でスイッチ OTC が販売されており、セルフメディケーション税制の影響を分析するのにふさわしい医薬品領域の 1 つと考えられる。実際、有識者検討会においても、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 つとして、アレルギー性鼻炎薬が挙げられている。

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による患者の受診行動の変化を検証したところ、同税制の前後で受診頻度は約 0.1%ポイント低下しており、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。この推定値に基づき、セルフメディケーション税制による医療機関へ受診した患者の変化率を計算すると、2017～2019 年のアレルギー性鼻炎のピーク時（2～5 月）において、平均 1.8%減少したこ

---

<sup>7</sup> 例えば、Danzon and Chao（2000）、Aronsson et al.（2001）、Pavcnik,（2002）、Brekke et al.（2009）、Kaiser et al.,（2010）、Brekke et al.（2011）など。

<sup>8</sup> 市場拡大再算定は、予想を大幅に超える売上高を記録した医薬品について、その薬価を強制的に最大 25%まで引き下げる制度である。

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、医師の処方量を減少させる効果を有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、アレルギー性鼻炎薬の処方量は 6.0%減少し、代わりに処方しなかった患者の割合が 6.9%から 12.4%へと 1.8 倍に押し上げられた。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 4.9%減少した。さらに患者の受診行動の変化による薬剤費の抑制分を含めると、セルフメディケーション税制は全体として 5.8%の財政効果を有したことが示された。

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、さらに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 6 章はまとめである。

## 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、医療用医薬品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、同制度対象のスイッチ OTC を、自身と生計を一にする家族の分を合わせて年間 12,000 円以上購入する必要がある<sup>9</sup>、所得控除の上限として 88,000 円が設定されている<sup>9</sup>。

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 の承認を得ていた。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とするとした。

高い医療費抑制効果を期待できる薬効領域として、「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

---

<sup>9</sup> 厚生労働省のモデルケースによると、課税所得が 400 万円の世帯が対象医薬品を 20,000 円分購入した場合、12,000 円の差額である 8,000 円が控除対象となり、所得税で 1,600 円（＝控除額 8,000 円×所得税率 20%）、住民税で 800 円（＝控除額 8,000 円×住民税率 10%）が減税される。

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；25 成分、気管支喘息薬；5 成分）が上市されていることが分かる<sup>10</sup>。

#### <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 の承認を得ている<sup>11</sup>。最初の承認は 2005 年のケトチフェンフマル酸塩で、以降、アゼラスチン塩酸塩（2006 年）、エピナスチン塩酸塩（2010 年）の承認がなされた。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<sup>12</sup>。なお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が錠剤とカプセルが大半であるため、本稿では錠剤、カプセル剤のみを分析対象とした<sup>13</sup>。

最後に、アレルギー性鼻炎薬市場の特徴として、多くの成分で特許切れに伴う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<sup>14</sup>。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

---

<sup>10</sup> 本来、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、アレルギー性鼻炎の治療以外にも使用されることがある点に注意が必要である。

<sup>11</sup> ベポタスチンベシル酸塩も 2017 年にスイッチ OTC の承認を得たが、実際に製品が販売されたのは 2020 年のため、本稿では同成分のスイッチ OTC の有無を No とした。

<sup>12</sup> 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性が考えられる。つまり、これら医薬品を処方していた医師が、同成分のスイッチ OTC 化に伴い、スイッチ OTC 版への切り替えを推奨し、同成分の処方量が減少した可能性である。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%となっており、ロラタジンの方が小さい。したがって、本稿の分析による医師の処方の変化については、過剰に推定されている可能性がある。ただし、同期間のロラタジンのシェアは全体の 6.0%程度であるため、その影響は大きくないと推測される。

<sup>13</sup> スイッチ OTC の承認を得た 9 成分全てが内服薬での承認だった。なお後述する本稿の分析に用いるデータセットにおいて、処方された医薬品の 87.1%を錠剤・カプセル剤が占めていた。なお残りの 12.9%については、眼・耳鼻用剤が 70%近くを占めていた。

<sup>14</sup> 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-クロロ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 年時点ではゼロとなっていたので、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。

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。

### 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、2005 年 4 月～2019 年 9 月にかけてのレセプトデータを用いた。レセプトデータには患者、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。

株式会社 JMDC が収集しているレセプトデータを使用する際には、収集対象となる加入者が年々増大している点に注意が必要である。同社の 2009 年 1 月時点の収集対象は 49.1 万人だったが、2019 年 8 月では 472.8 万人と 9.6 倍まで増加している。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大幅に拡大した 2015 年 1 月から、最新の 2019 年 8 月までの期間を対象に、分析に用いるデータセットを作成した<sup>15</sup>。

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、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<sup>16</sup>。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。

結果として、分析対象となる加入者は 2015 年 1 月から 2019 年 8 月にかけて 35,348.0 万名 (延べ数) に上り、うち 1,241.1 万名 (延べ数) が医療機関へ受診し、さらに 729.1 万名 (延べ数) が医薬品の処方を受けた。

#### <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、

---

<sup>15</sup> 2014 年 1 月の対象となる加入者は 271.7 万人だったが、2015 年 1 月には 370.1 万人と収集対象者が 100 万人近く増大した。

<sup>16</sup> 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、アレルギー性鼻炎以外の症状でも使用されるため、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。

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<sup>17</sup>。

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/cm<sup>3</sup>、169.1個/cm<sup>3</sup>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方量（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ある2015年12月～2017年8月にかけて継続して健康保険組合に加入していた分析対象者を抽出し、抽出された分析対象者の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時系列順にまとめた。

さらにセルフメディケーション税制の導入前後で、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時点に着目した。この2時点については、①t年12月とt+1年1月、②t年3月とt+1年3月、③t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。

<表2挿入>

---

<sup>17</sup> 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、公表している。（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。

表 2 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」と行方向の「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。なお同表にあるカッコ内の数値は行方向における構成比を示す。

以上を踏まえ、①～③の転移行列にある上表と下表を比較し、セルフメディケーション税制の導入前後で、分析対象者の行動や医療機関での処方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表よりも、導入前後の下表において、「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の上下表にある、「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 51.77%に対し、下表は 51.02%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では上表が 46.56%に対し、下表が 48.07%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、53.15%から 52.06%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、医薬品の処方に変化が生じたかを確認する。表 2 にも処方の有無に関する集計結果 (2-1、2-2) をまとめているが、医療機関への受診率が各年で異なるため、構成比を用いても、セルフメディケーション税制における処方の変化を判断することが難しい。そこで同税制による受診行動の変化を示唆する結果が得られた表 2 の②を対象に、医療機関へ受診した分析対象者に限定し、表 3 に医療機関での処方の有無 (1、2)、処方された医薬品の種類 (2\_1～2\_4) をまとめた。

#### <表 3 挿入>

表 3 の列方向は、t 年に医療機関へ受診した分析対象者に対する、医薬品の処方の有無、処方があった場合は医薬品の種類を示す。行方向は t+1 年に医療機関へ受診した分析対象者の医薬品の処方の有無、処方された医薬品の種類を示す。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 年ともに医療機関へ受診したが、医薬品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の医師の処方行動への影響を検証するため、表 3 にある①全医療機関の「2.処方あり (t 年) →1.処方なし (t+1 年)」の構成比に注目すると、上表の 9.0%に対して、下表は 9.2%と、同制度の導入前後で医薬品を処方されなかった患者の割合が増加していることが分かる。さらに政策の影響を、医療機関別 (院内処方・院外処方) に

集計した結果を表3の②、③にまとめた<sup>18</sup>。院内処方を行っている医療機関を示す②の「2.処方あり(t年)→1.処方なし(t+1年)」の構成比は、上表の10.5%に対して下表は10.9%と、セルフメディケーション税制前後で4.5%増加していることが分かる。対して、院外処方の医療機関を示す③については、上表が8.3%、下表が8.4%と増加はしているものの、変化率は1.5%に止まる。これら結果は、セルフメディケーション税制は院内処方・院外処方を問わず、医療機関での処方を押し下げようとして作用したが、その影響は院内処方においてより強かったことを示唆する。

なお、院外処方の医療機関で政策効果が小さくなった理由として、処方料・処方箋料の金額差が影響した可能性が考えられる。医療機関が医薬品を提供すると、院内処方では処方料、院外処方では処方箋料を受けとることになる。これらに設定されている診療報酬は、前者が42点に対して、後者が68点と26点(=260円)の差があり、この高い処方箋料が医薬品の積極的な処方を促している可能性がある。②、③の「1.処方なし」において、院内処方の医療機関で大きな値になっている点も、同様の理由によるものと推察される<sup>19</sup>。

#### 4. 分析方法

本章では、記述統計から得た示唆の頑健性を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<sup>20</sup>。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。

---

<sup>18</sup> 医療機関の院内処方・院外処方の区別は次の基準に従った。アレルギー性鼻炎薬(錠剤・カプセルのみ)の処方において、①院内処方みの医療機関、②院内処方と院外処方が混在する医療機関、③院外処方の医療機関に分類した。そのうち院内処方を行っている①と②を院内処方の医療機関、③を院外処方の医療機関とした。なお①、②、③の構成比は、それぞれ16.1%、13.9%、70.0%だった。

<sup>19</sup> 院内処方の医療機関では従来から指摘されている薬価差益は得られるものの、第2章で述べた通り、アレルギー性鼻炎薬市場は上市してから時間を経過した医薬品が多く、先発医薬品でも薬価が十分に下がったことで、薬価差益も小さいと考えられる。例えば、2018年3月における院内処方を行っている医療機関をみると、先発医薬品の処方率は5割程度だった。同時期の先発医薬品の薬価差益は中央値で7.3円と、20日分を処方しても146円分の利益しか得られない(ジェネリック医薬品の薬価差益の中央値は5.2円だった)。このような状況では、処方を行っても得られる薬価差益が小さいため、医師が積極的な処方を選択しなかった可能性を指摘できる。

<sup>20</sup> 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)。なお、医師誘発需要仮説に関してはMcGuire(2000)が詳しい。

#### 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。

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

$Visit_{i,t}$ 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 $\alpha_1$ 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、バイアスがもたらされる。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月とするので、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月に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。なお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17で示した手順に基づくので、分析対象となる期間は花粉飛散量を観測できる各年2~5月に限定される(次節の医師の処方行動も同様。)

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点を踏まえ、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<sup>21</sup>。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ことが予想されるため、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。

$\mu_i$ は固定効果を示し、患者*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。 $\alpha$ は推定されるパラメータ、 $\varepsilon$ 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、ロジットモデルもしくはプロビットモデルでの推定が考えられる。ただし、これら推定方法を採用した際、本稿のような標本数が非

---

<sup>21</sup> 分析対象である2~5月におけるアレルギー性鼻炎の中心ともいえ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。

常に大きい分析では、計算に多大な時間を要する。この点を踏まえ、本稿では線形確率モデルで(1)式を推定した。

#### 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。

$$\begin{aligned} \ln(\text{Share}_{j,t,p,a}) - \ln(\text{Share}_{0,t,p,a}) = & \alpha + \beta_1 \text{Price}_{j,t,a} + \beta_2 \text{MarkUp}_{j,t,p} \\ & + \sigma_1 \ln(\text{Share}_{j,t,p,a/hg}) + \sigma_2 \ln(\text{Share}_{h/g}) \\ & + \gamma \text{Policy}_t + \theta_1 \text{TimeTrend}_t + \theta_2 (\text{TimeTrend}_t \times \text{Policy}_t) \\ & + x'_{j,t} \delta + \text{Kahun}_t + \text{Over70}_a + \text{Prescription}_p + \xi_{j,t,p,a} \quad (2) \end{aligned}$$

$\text{Share}_{j,t,p,a}$  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。 $p$  は院内処方/院外処方別に、グループ  $a$  は 70 歳未満/70 以上別に作成したグループである。 $\text{Share}_{0,r,p,t}$  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、医師が患者にスイッチ OTC の使用を促す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増大することになる。 $\text{Share}_{j,t,p,a}$ 、 $\text{Share}_{0,r,p,t}$  を計算する際の分母に用いる市場規模は、実際に患者へ処方した医薬品の量に、アウトサイドグッズに含まれる患者に対して、これら患者にも月に 14 日分の医薬品が提供されたと仮定して得た処方量を加えたものを用いた<sup>22</sup>。

$\text{Price}$  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<sup>23</sup>。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。 $\text{MarkUp}$  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<sup>24</sup>。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につい

<sup>22</sup> 医薬品の処方のあった患者への平均処方日数は 20 日程度だった。しかし、処方のなかった患者については、症状等が軽微であることが予想されるため、2 週間に該当する 14 日分が処方されたと仮定した。

<sup>23</sup> 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 歳未満の患者に対する錠剤・カプセルの処方は確認できなかった。

<sup>24</sup> アレルギー性鼻炎薬市場では、ジェネリック医薬品を中心に分析期間の途中で販売を中止したものが複数あった。これら医薬品については、 $t+1$  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、これら医薬品については、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

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正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、自社で販売していた医薬品の上市後の経過月数（当該降圧剤は除く）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、降圧剤 $j$ 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。

Policy、TimeTrend  $\times$  Policyはセルフメディケーション税制の効果を捉える変数である。Policyは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とするダミー変数である。TimeTrend  $\times$  Policyはタイムトレンドを示すTimeTrend（対数値）とPolicyの交差項である。さらにセルフメディケーション税制の処方への影響が院内処方・院外処方の医療機関で異なることを想定し、Policy  $\times$  Prescription、TimeTrend  $\times$  Policy  $\times$  Prescriptionを含むモデルも推定する。Prescriptionは院内処方を行っている医療機関は1、それ以外は0とするダミー変数であるため、Policy  $\times$  Prescription、TimeTrend  $\times$  Policy  $\times$  Prescriptionは、それぞれ院内処方の医療機関への追加的なセルフメディケーション税制の効果を捉える。

$Share_{n/g}$ 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降圧剤 $j$ 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）、気管支喘息薬を選択した医師については、同グループ内から1つの医薬品を選び、患者に処方する。他方、抗ヒスタミン薬（第2世代）を選択した医師については、さらにグループ内から既存医薬品・新規医薬品<sup>25</sup>（サブ・グループ）を選択し、その中から1つの医薬品を選び、患者に

---

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。

<sup>25</sup> 「治療薬ハンドブック」において、第2世代の抗ヒスタミン薬のうち、ジェネリック版が販売されてい

処方するとした。なお $Share_{n/g}$ 、 $Share_{j,t,p,a/hg}$ 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。

$x$ は各治療剤の属性を示し、上市後の経過月数、容量、成分×剤型別に作成したダミー変数、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を含む<sup>26</sup>。 $Kahun$ は毎月の花粉飛散量、 $Over70$ 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。 $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\sigma$ 、 $\gamma$ 、 $\theta$ 、 $\delta$ は推定されるパラメータ、 $\xi$ は誤差項である。これら薬価、製品属性に関する数値は、薬事日報データメンテナンス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は表4にまとめた。

<表4挿入>

## 5. 推定結果

本章では(1)、(2)式の推定結果を示す。さらに得られた推定結果に基づくシミュレーションを通じ、アレルギー性鼻炎薬市場におけるセルフメディケーション税制の財政効果を試算する。第1節で患者の受診行動に関する推定結果、第2節で医師の処方行動に関する推定結果、第3節でセルフメディケーション税制の財政効果を示す。

### 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5にまとめた。同表の(1)はプーリング最小二乗法による推定結果、(2)、(3)はパネルデータ分析での推定結果であり、(2)では固定効果モデル、(3)では変量効果モデルを用いた。(4)~(6)は頑健性の確認を目的としており、(4)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、(5)は分析期間をアレルギー性鼻炎のピークである各年3月に限定したケースに該当する。(6)は(4)、(5)を同時に満たすケースである。なお(4)~(6)の推定には、いずれも固定効果モデルを用いた。

<表5挿入>

---

ないピラスチン、ルパタジンフマル酸塩、デスロラタジンの3つの成分は他の抗ヒスタミン薬(第2代)と区別されており、これらを新規第二世代としている。

<sup>26</sup> 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、これらが処方及ぼす影響は成分×剤型ダミーでコントロールする。また先発品とジェネリック品の違いが及ぼす影響についても、日本では先発品を販売する企業とジェネリック版を販売する企業が切り分けられているので、販売企業ダミーでコントロールする。

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)～(6)の全てのモデルで負かつ統計的に有意な推定値が得られた。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)の推定値 $-0.0009965$ に基づくと、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)において、医療機関への受診者を平均的に1.8%押し下げたことになる。

その他の変数の推定結果については、(2)では一部の説明変数が削除されたため、(3)の結果を用いて確認していく。まず年齢の推定値については、1次項、2次項ともに正となっており、かつ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U字型の形状にあることが分かる。ただし、最小値をとる値を計算すると $-128.6$ と負であるため、本稿のデータセットにおいては、年齢が増すほどアレルギー性鼻炎での受診確率が高まることになる。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 $-39.3$ 個/cm<sup>3</sup>であるため、本稿のデータセット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正かつ統計的に有意な推定値が得られた。前述のアレルギー性鼻炎の有病率が増加傾向にあるため、今回の結果はこのような状況を反映したものと理解できる。

## 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6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。

最初に、1日当たりの自己負担額、薬価差益の推定値を見ていく。1日当たりの自己負担額については、操作変数を用いない(1)、(2)の推定値は正だが、操作変数を用いた(3)、(4)では負となっている。患者の自己負担額の計算に用いた薬価は、前述の通り、市場の実勢価格に基づき決定する。そのため、上記の結果は、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していれば、市場の実勢価格が低下することで薬価も低下するため、今後の市場予測と正の相関をもつ。今回の結果は、このような市場状況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、(3)、(4)と比較して、(1)、(2)の推定値が小さくなっている。これは薬価差益と誤差項との間に負の相関があったことを示唆しており、上記の製薬会社の行

動と整合する<sup>27</sup>。ただし、(3)、(4)ともに正の推定値ではあるもの、統計的に有意ではない。表 1 でみた通り、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、先発医薬品でも薬価が十分に下がり、薬価差益も小さいはずである。したがって、アレルギー性鼻炎薬において、医師は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。

#### <表 6 挿入>

次に、本稿の最も関心のある変数である政策ダミー、タイムトレンド×政策ダミーの推定値に注目すると、政策ダミーは正かつ統計的に有意となっており、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。ただし、タイムトレンド×政策ダミーは負かつ統計的に有意である。タイムトレンドの推定値についても負かつ統計的に有意であるため、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における減少傾向を、さらに押し下げたことになる。これら結果より、セルフメディケーション税制が医師の処方行動に及ぼした影響を即座に判断することは難しいが、次節のシミュレーションの結果に基づくと、同制度を通じて、医師の処方量は減少したことになる。

さらに、この医師の処方量の減少に関して、院内処方を行っている医療機関の追加的な効果を確認する。(4)の政策ダミー×院内処方ダミー、タイムトレンド×政策ダミー×院内処方ダミーに注目すると、前者は負、後者は正となっており、(3)と同様、符号が正負入り混じる結果となった。そのため、セルフメディケーション税制が、院内処方、院外処方いずれの医療機関で大きな効果を有したかを現時点で判断することは難しい。この点については次節で示す。

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)。モデル(3)の推定値をみると、 $\sigma_1=0.736$ 、 $\sigma_2=0.645$ と理論と整合し、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 (抗ヒスタミン薬第 2 世代でジェネリック版あり) の薬価のみ増大した場合、同じ抗ヒスタミン薬の第 2 世代でジェネリック版が販売されているアレジオンやニボラジン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)に基づき確認する。院内処方ダミーについては負かつ統計的に有意であるため、表 3 の内容を支持する結果となった。薬価差益の推定値が統計的に有意ではなかったことを踏まえると、院内処方を行っている医療機関は、処方の有無については院外処方の医療機関よりも消極的で、かつ処方をする際は自身の利益ではなく、患

---

<sup>27</sup> 薬価差益は 1 期前の薬価と市場の実勢価格で決まるため、上記と同様、製薬会社が市場規模の縮小を予測し、実勢価格を下げると、薬価差益は大きくなる。

者の負担を考慮した選択を行う傾向にある。花粉飛散量の推定値については、飛散量の増大とともに医薬品の処方が増大する、上市後の経過月数については、上市後は販売量を増大させる傾向にある結果となった。

### 5-3 シミュレーションを通じた財政効果の測定

本節では、(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、同制度の財政効果を定量的に示す。具体的な試算方法は次の通りである。

- 手順 1 (2)式より得た推定値を用いて、 $Policy = 0$ 、 $Policy \times Prescription = 0$ 、 $Policy \times Prescription = 0$ 、 $TimeTrend \times Policy \times Prescription = 0$ 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医薬品のシェアを計算する。
- 手順 2 新たに得たシェアに薬価を乗じて、セルフメディケーション税制が導入されなかった仮想的な市場での薬剤費を計算する。
- 手順 3 (1)式より得たセルフメディケーションの導入の有無を示す  $Policy$  の推定値である  $-0.0009965$  を用いて、セルフメディケーション税制による医療機関への受診者数の減少分を計算する。
- 手順 4 政策により減少した患者分に対して、仮に受診していた場合の処方状況を得るため、手順 1 で得た各医薬品のシェア（アウトサイド・グッズを含む）に、手順 3 で得た減少分を割りつける。
- 手順 5 割りつけられた患者に対して、14 日分の医薬品が処方されたとし、患者の受診行動の変化による薬剤費の変化分を計算する。

最終的に、手順 2、手順 5 で得た薬剤費の合計と実際の薬剤費を比較し、セルフメディケーション税制がもたらした財政効果とした。なおシミュレーションの対象は、多量の花粉が飛散したことで、医療機関得への受診が増大した 2018 年 2～5 月とする。

#### <表 7 挿入>

上記の手順に従い、計測した医薬品のシェア・薬剤費を表 7 にまとめた。まず同表の上段にあるセルフメディケーション税制が医師の処方に及ぼした影響に注目すると、同制度を通じて、医師が処方なし（＝アウトサイドグッズ）を選択する確率が高まったことで、医薬品の処分量が減少したことが分かる。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市場での処方なし（＝アウトサイドグッズ）のシェアが 6.9% に対し、実際のシェアが 12.4% であるため、医療機関へ受診しても医薬品の処方がなかった患者が、政策を

通じて 1.8 倍に増加したことになる<sup>28</sup>。(2)式の結果からも明らかだが、医師は医薬品を選択する際、患者の自己負担を考慮し、他の条件が一定であれば、より安価なものを処方する傾向にあった。この結果についても、医師が患者の今後について、(薬剤費を含む)医療費の負担や医療機関受診で生じるアクセス面でのコストなどを考慮したものと理解できる。

このシェアの変化に基づき、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すると、医療機関へ受診したものの医薬品の処方がなかった患者が増大したことで、薬剤費は 4.9%抑制された結果が得られた。さらに表 3 の②、③で示唆された、セルフメディケーション税制の影響が院内処方・院外処方の医療機関で異なるかを検証するため、この 4.9%の抑制分を医療機関別(院内処方・院外処方)に分解した<sup>29</sup>。表 7 にある減少額の内訳をみると、院内処方の医療機関での抑制額が全体の 53.7% (= (-50.9/-94.8) × 100) を占めており、セルフメディケーション税制による薬剤費抑制の影響は、院内処方を行っている医療機関で若干大きかったことを示す。

次に表 7 の中段にある、患者の受診への影響に注目し、セルフメディケーション税制がもたらした薬剤費抑制効果を確認する。本章第 1 節と同様、表 5 にあるモデル(2)の政策ダミーの推定値 -0.009965 を用いて、2018 年 2~5 月かけてのセルフメディケーション税制による医療機関への受診者の減少分を計算すると、合計 16,401 人になる。この 16,401 人に対して、表 7 の上段にあるセルフメディケーション税制がなかった時の各医薬品のシェア(処方なしを含む)を割り付け、追加的に発生していた薬剤費を試算すると、これら患者に対して 17.9 百万円分の医薬品が処方されていたことになる。

以上より、セルフメディケーション税制の導入は、医師の処方行動の変化を通じて、4.9%の薬剤費抑制に寄与していた。さらに患者の受診行動の変化により抑制された薬剤費分を含めると、同税制は合計 -5.8%の財政効果を有していたことになる<sup>30</sup>。

## 6. おわりに

本稿は、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。セルフメディケーション税制は、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への効果が期待されている。その一方で、有識者検討会で

---

<sup>28</sup> 医薬品の処方量については 6.0% (= (87.6-93.1)/93.1 × 100) 減少したことになる。

<sup>29</sup> 院内処方の医療機関による薬剤費抑制分は、 $Policy \times Prescription = 0$ 、 $TimeTrend \times Policy \times Prescription = 0$ として、院内処方の医療機関による薬剤費抑制分は、 $Policy = 0$ 、 $Policy \times Prescription = 0$ として計算して得た各医薬品のシェアに基づく。

<sup>30</sup> セルフメディケーション税制はスイッチ OTC の購入者に対する減税政策であるため、政策の効果を判断するには、今回の薬剤費の抑制額と減税額を比較する必要がある。この点については、補論 1 で追加的な分析を行った。

指摘されたように、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、実証的な課題として残されていた。

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が患者の受診行動に及ぼした影響を検証したところ、同制度の前後で受診確率が約 0.1%ポイント低下しており、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。この数値に基づくと、2017～2019 年のアレルギー性鼻炎のピーク時（2～5 月）において、医療機関への受診者は 1.8%押し下げられたことになる。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、医師の処方量は減少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、同制度の前後で、医療機関へ受診したものの医薬品を処方されなかった患者が 6.9%から 12.4%へと 1.8 倍に増大した。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財政効果を試算すると、医師の処方行動の変化を通じて 4.9%の薬剤費が抑制されたことを示す結果が得られた。さらに患者の受診行動の変化による薬剤費の抑制分を含めると、セルフメディケーション税制は-5.8%の財政効果を有したことになる。

本稿の分析結果より、スイッチ OTC の使用促進を目的としたセルフメディケーション税制は、医療資源の適正使用、薬剤費抑制に寄与したことが示された。セルフメディケーションについては、セルフメディケーション税制の期間延長、対象医薬品選定における費用対効果の重視といった方針からも明らかのように、医療費抑制に向けたさらなる普及が期待されている。その一方で、医薬品のスイッチ OTC 化に関して、諸外国でスイッチ OTC 化されている医薬品が日本では OTC として利用できない、スイッチラグの問題が指摘されている<sup>31</sup>。OTC 化における安全面への配慮は重要であるものの、限りある医療資源を適正に利用していくには、諸外国での使用実態などを踏まえ、迅速かつ適正な医薬品のスイッチ OTC 化を実現できるよう、スイッチラグの解消に向けて前向きに検討していくことが求められる。

---

<sup>31</sup> 日本 OTC 医薬品協会は、日本、カナダ、アメリカ、イギリス、ドイツ、フランス、スウェーデン、オーストラリア、ニュージーランド、韓国の 10 カ国を対象に、主要 OTC とされる 14 薬効群のスイッチ OTC 化の状況を比較している。同調査によると、日本でスイッチ OTC の承認を得ているのは 3 薬効群であるのに対し、日本を除く 9 カ国の平均は 9 薬効群だった。

#### 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.
- ・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.
- ・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（厚生労働省）」 <[https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage\\_18606.html](https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_18606.html) (2022 年 9 月 7 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.
- ・西川浩平・大橋弘 (2022) 「市場拡大再算定の経済分析：薬剤費抑制効果の検証」『日本経済研究』, 近刊.
- ・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> (2022 年 10 月 14 日アクセス) >
- ・日本 OTC 医薬品協会 「OTC 医薬品の領域・範囲に関する一般原則（提案）」 <<https://www.jfsmi.jp/webinar/item/2021/program-7.pdf> (2022 年 10 月 14 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—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.
- ・Abosedo, O. A. (1984), Self-Medication: An Important Aspect of Primary Health Care, *Social Science Medicine*, 19, pp. 699-703.
- ・Aronsson T., Bergman M. A., and Rudholm, N. (2001), The Impact of Generic Drug Competition on Brand Name Market Shares - Evidence from Micro Data, *Review of Industrial Organization*, 19, pp. 425-435.
- ・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.
- Brekke K. R., Grasdal A. L., and Holmas, T. H. (2009), Regulation and Pricing of Pharmaceuticals: Reference Pricing or Price Cap Regulation?, *European Economic Review*, 53, pp. 170-185.
- Brekke K. R., Holmas T. H., and Straume, O. R. (2011), Reference Pricing, Competition, and Pharmaceutical Expenditures: Theory and Evidence from a Natural Experiment, *Journal of Public Economics*, 95, pp. 624-638.
- Chang, F. R. and Trivedi, K. P. (2003), Economics of self-medication: theory and evidence, *Health Economics*, 12, pp. 721–739.
- Danzon P. M. and Chao, L. W. (2000), Does Regulation Drive our Competition in Pharmaceutical Markets?, *Journal of Law & Economics*, 43, pp. 311-357.
- 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.
- Gerdtham, U. G. (1997) “Equity in Health Care Utilization: Further Tests Based on Hurdle Models and Swedish Micro Data,” *Health Economics*, 6, pp. 303–319.
- Grossman, M (1972), On the concept of health capital and the demand for health, *Journal of Political Economy*, 80, pp. 223-255.
- Kaiser, U., Mendez, S. J., Ronde, T., and Ullrich, H. (2014), Regulation of Pharmaceutical Prices: Evidence from a Reference Price Reform in Denmark, *Journal of Health Economics*, 36, pp. 174-187.
- 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

- McGuire, T. G. (2000), Physician Agency, in A. J. Culyer and J. P. Newhouse, eds., *Handbook of Health Economics*, 1A, pp. 461-536.
- 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.
- Pavcnik, N. (2002), Do Pharmaceutical Prices Respond to Potential Patient Out-of-pocket Expenses?, *RAND Journal of Economics*, 33, pp. 469-487.
- Pohlmeier, W and V. Ulrich (1995) “An Econometrics Model of the Two–Part Decision–making Process in the Demand for Health Care,” *Journal of Human Resources*, 30, pp. 339–361.
- 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.

## 補論1 セルフメディケーション税制による減税額の試算

セルフメディケーション税制は、スイッチ OTC 購入者に対する減税政策であるため、その効果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。ただし、減税額を試算するに当たっては、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、これらの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難しいが、本補論ではいくつかの仮定を課し、非常に粗い形ではあるが税収の減少分を試算してみる。

まず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を通じて、医療機関への受診を止めた患者は 16,401 人、医師からの処方を受けなくなった患者は 14,174 人となる。本試算では、これら合計 30,575 人の患者がアレルギー性鼻炎薬を含むスイッチ OTC を購入し始めたと仮定する。

ただし、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、スイッチ OTC を 12,000 円以上の購入が求められる。そのため、上記の 30,575 人のうち何名が、この 12,000 円以上という基準を満たしたかを明らかにする必要がある。田口等 (2021) は、健康セミナー参加者を対象にセルフメディケーション税制に関する調査を行っており、そのなかでスイッチ OTC の購入金額に関する設問を用意している<sup>32</sup>。同調査によると、スイッチ OTC の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 12,000 円以上購入したと回答していた。本補論では、この 12.2% 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得ることとする。

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、この数値に従うと、1 人当たりの減税額は 3,333 円となる<sup>33</sup>。

以上を踏まえ、本稿のデータセットにおける所得控除を受けた人数を試算すると、3,730 名 (=30,575 名×12.2%) となる。さらに 1 人当たり 3,333 円の減税を受けたとすると、減税額は総額 12.4 百万円となる。本稿の分析より明らかとなった薬剤費抑制効果は 94.8 百万円であるため、費用に該当する減税額 12.4 百万円差し引いた実質的な薬剤費抑制額は 82.4 百万円となり、-4.3% の財政効果を有していたことになる。

---

<sup>32</sup> 健康セミナー参加者を対象とした調査であるため、もともとスイッチ OTC、セルフメディケーション税制への関心が高かった可能性がある。その場合、減税額は過剰に試算されることになる。

<sup>33</sup> 同資料の数値は 2020 年のものである。

図1 受診率・処方率の推移

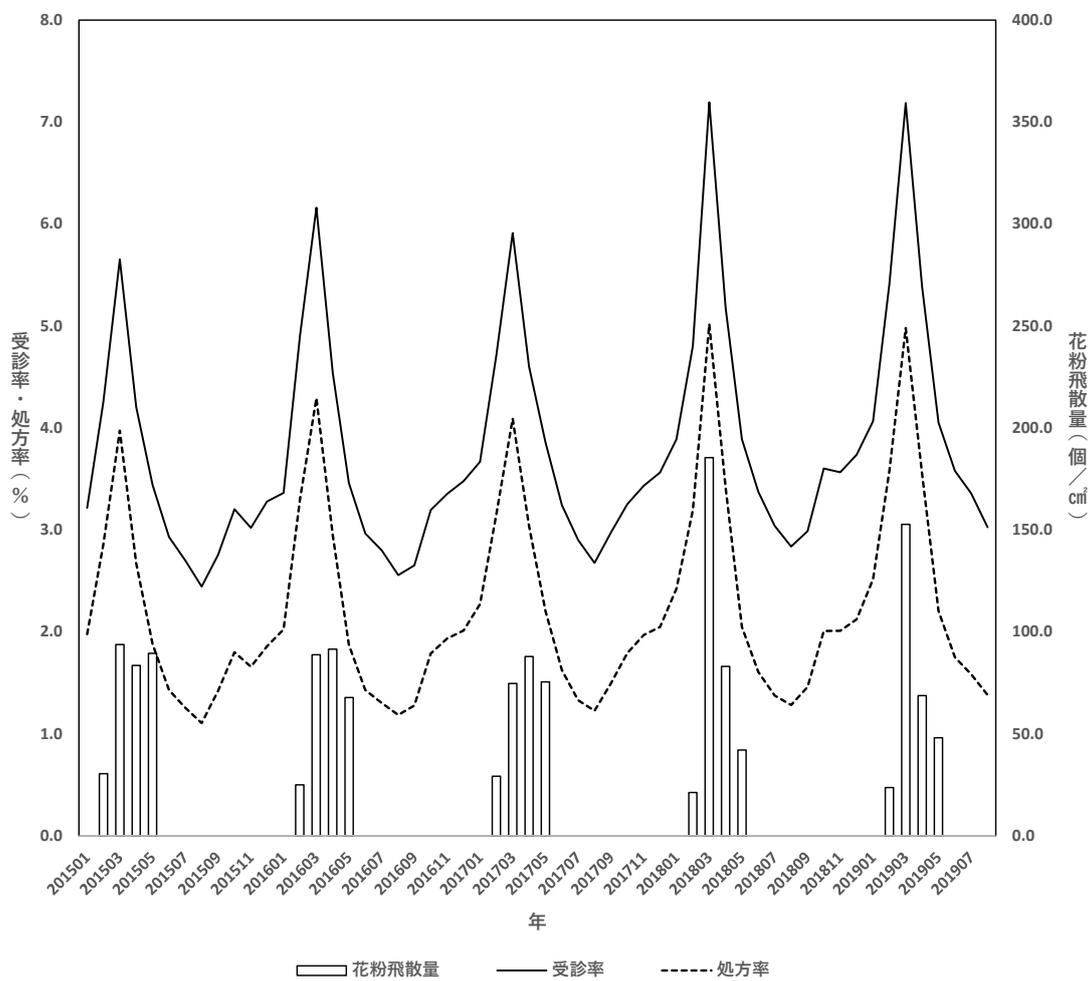


表1 アレルギー性鼻炎薬一覧

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
<b>抗ヒスタミン薬</b>				
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
シプロヘプ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
ベポ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・塩酸プ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
ルパタジンフマル酸塩	ルパフィン	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
トロボキサソA2受容体拮抗剤				
ラマトロバン	バイナス	2000年5月	No	Yes
<b>気管支喘息治療薬</b>				
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
ベミロラストカリウム	アレギサール	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
ブランドカスト水和物	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。ベポタスチンベシル酸塩も2017年にスイッチOTC化の承認を得ていたが、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、OTCの有無をNoとした。後発品の有無は、2018年時点で製品が販売されていれば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、この世代によつての違いは主に副作用、持続性に違いがあり、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 セルフメディケーション前後における受診行動の変化

①政策導入前後

時点		2016年1月時点 (t+1年)			
		1	2	2-1	2-2
2015年 12月 (t年)	1 受診なし	94.98 (98.17)	1.77 (1.83)	1.38 (1.42)	0.39 (0.41)
	2 受診あり	1.68 (51.77)	1.57 (48.23)	0.79 (24.21)	0.78 (24.01)
	2-1 処方あり	1.14 (58.86)	0.80 (41.14)	0.64 (33.23)	0.15 (7.90)
	2-2 処方なし	0.54 (41.26)	0.77 (58.74)	0.14 (10.85)	0.63 (47.88)

②アレルギー性鼻炎のピーク時 (3月)

時点		2016年3月時点 (t+1年)			
		1	2	2-1	2-2
2015年 3月 (t年)	1 受診なし	91.41 (96.88)	2.95 (3.12)	2.43 (2.58)	0.51 (0.55)
	2 受診あり	2.63 (46.56)	3.02 (53.44)	2.43 (43.12)	0.58 (10.32)
	2-1 処方あり	2.18 (46.69)	2.49 (53.31)	2.27 (48.52)	0.22 (4.78)
	2-2 処方なし	0.45 (45.92)	0.53 (54.08)	0.17 (17.13)	0.36 (36.95)

時点		2017年1月時点 (t+1年)			
		1	2	2-1	2-2
2016年 12月 (t年)	1 受診なし	94.47 (97.91)	2.01 (2.09)	1.58 (1.64)	0.43 (0.45)
	2 受診あり	1.79 (51.02)	1.72 (48.98)	0.87 (24.67)	0.86 (24.31)
	2-1 処方あり	1.22 (57.99)	0.88 (42.01)	0.71 (33.83)	0.17 (8.18)
	2-2 処方なし	0.58 (40.75)	0.84 (59.25)	0.16 (11.17)	0.68 (48.09)

時点		2017年3月時点 (t+1年)			
		1	2	2-1	2-2
2016年 3月 (t年)	1 受診なし	91.23 (97.02)	2.80 (2.98)	2.30 (2.45)	0.50 (0.54)
	2 受診あり	2.87 (48.07)	3.10 (51.93)	2.47 (41.42)	0.63 (10.51)
	2-1 処方あり	2.35 (48.36)	2.51 (51.64)	2.28 (46.89)	0.23 (4.75)
	2-2 処方なし	0.51 (46.76)	0.58 (53.24)	0.19 (17.16)	0.40 (36.07)

③アレルギー性鼻炎のオフ・ピーク時 (8月)

時点		2016年8月時点 (t+1年)			
		1	2	2-1	2-2
2015年 8月 (t年)	1 受診なし	96.05 (98.46)	1.51 (1.54)	0.83 (0.85)	0.68 (0.70)
	2 受診あり	1.30 (53.15)	1.15 (46.85)	0.46 (18.86)	0.68 (27.99)
	2-1 処方あり	0.71 (60.58)	0.46 (39.42)	0.37 (31.48)	0.09 (7.94)
	2-2 処方なし	0.59 (46.25)	0.68 (53.75)	0.09 (7.11)	0.59 (46.64)

時点		2017年8月時点 (t+1年)			
		1	2	2-1	2-2
2016年 8月 (t年)	1 受診なし	95.77 (98.38)	1.57 (1.62)	0.83 (0.86)	0.74 (0.76)
	2 受診あり	1.38 (52.06)	1.27 (47.94)	0.51 (19.29)	0.76 (28.65)
	2-1 処方あり	0.77 (59.95)	0.52 (40.05)	0.41 (32.09)	0.10 (7.97)
	2-2 処方なし	0.61 (44.60)	0.76 (55.40)	0.10 (7.19)	0.66 (48.21)

表3 セルフメディケーション前後における処方行動の変化

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	11.9 (68.3)	5.5 (31.7)	0.2 (1.4)	4.7 (27.2)	-	0.5 (3.1)
	2 処方あり	7.4 (9.0)	75.2 (91.0)	2.8 (3.4)	70.8 (85.8)	-	7.0 (8.5)
	2_1 第1世代	0.3 (11.4)	2.6 (88.6)	1.4 (48.2)	1.1 (36.1)	-	0.1 (4.3)
	2_2 第2世代 (既存)	6.4 (8.8)	66.2 (91.2)	1.0 (1.4)	62.9 (86.7)	-	2.3 (3.1)
	2_3 第2世代 (新規)	-	-	-	-	-	-
	2_4 気管支喘息	0.7 (9.9)	6.3 (90.1)	0.1 (1.9)	2.1 (30.1)	-	4.1 (58.0)

		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	12.8 (67.8)	6.1 (32.2)	0.3 (1.4)	5.0 (26.4)	0.2 (1.3)	0.6 (3.2)
	2 処方あり	7.5 (9.2)	73.7 (90.8)	2.5 (3.1)	68.3 (84.2)	1.8 (2.2)	7.2 (8.9)
	2_1 第1世代	0.3 (11.1)	2.5 (88.9)	1.3 (45.0)	1.0 (37.2)	0.1 (1.8)	0.1 (4.9)
	2_2 第2世代 (既存)	6.5 (9.1)	64.8 (90.9)	0.8 (1.2)	60.3 (84.6)	1.4 (1.9)	2.3 (3.3)
	2_3 第2世代 (新規)	-	-	-	-	-	-
	2_4 気管支喘息	0.7 (9.5)	6.4 (90.5)	0.1 (1.5)	2.1 (29.2)	0.1 (1.6)	4.1 (58.1)

②院内処方の医療機関

		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	17.6 (69.8)	7.6 (30.2)	0.5 (2.2)	6.2 (24.7)	-	0.8 (3.3)
	2 処方あり	7.8 (10.5)	67.0 (89.5)	7.9 (10.6)	58.7 (78.5)	-	7.9 (10.6)
	2_1 第1世代	0.6 (7.1)	7.6 (92.9)	4.9 (59.2)	2.4 (28.8)	-	0.4 (4.9)
	2_2 第2世代 (既存)	6.4 (10.9)	52.9 (89.1)	2.2 (3.7)	48.0 (80.9)	-	2.7 (4.5)
	2_3 第2世代 (新規)	-	-	-	-	-	-
	2_4 気管支喘息	0.8 (11.0)	6.5 (89.0)	0.3 (4.4)	2.2 (29.7)	-	4.0 (54.9)

		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	17.9 (69.4)	7.9 (30.6)	0.6 (2.1)	6.1 (23.6)	0.3 (1.1)	1.0 (3.8)
	2 処方あり	8.1 (10.9)	66.1 (89.1)	7.2 (9.7)	57.0 (76.8)	1.4 (1.9)	8.4 (11.3)
	2_1 第1世代	0.5 (7.2)	7.0 (92.8)	4.3 (57.1)	2.1 (28.2)	0.1 (1.0)	0.5 (6.5)
	2_2 第2世代 (既存)	6.9 (11.5)	52.6 (88.5)	2.0 (3.4)	46.8 (78.7)	0.9 (1.5)	2.9 (4.9)
	2_3 第2世代 (新規)	-	-	-	-	-	-
	2_4 気管支喘息	0.7 (9.9)	6.5 (90.1)	0.3 (4.2)	2.0 (28.2)	0.1 (2.0)	4.0 (55.7)

③院内処方の医療機関

		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	8.7 (66.8)	4.3 (33.2)	0.3 (2.6)	3.4 (26.0)	-	0.6 (4.7)
	2 処方あり	7.2 (8.3)	79.7 (91.7)	8.7 (10.0)	63.4 (72.9)	-	12.0 (13.8)
	2_1 第1世代	0.6 (6.4)	8.8 (93.6)	4.9 (52.3)	3.2 (34.2)	-	0.7 (7.2)
	2_2 第2世代 (既存)	5.7 (8.7)	59.7 (91.3)	2.8 (4.3)	53.1 (81.2)	-	3.8 (5.8)
	2_3 第2世代 (新規)	-	-	-	-	-	-
	2_4 気管支喘息	0.9 (7.4)	11.2 (92.6)	0.6 (5.3)	3.7 (30.3)	-	6.9 (57.0)

		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	10.1 (66.3)	5.1 (33.7)	0.4 (2.5)	3.9 (25.7)	0.2 (1.4)	0.6 (4.1)
	2 処方あり	7.1 (8.4)	77.7 (91.6)	8.1 (9.5)	60.9 (71.8)	1.8 (2.1)	12.1 (14.2)
	2_1 第1世代	0.5 (6.2)	8.2 (93.8)	4.6 (52.4)	2.8 (32.3)	0.1 (1.6)	0.7 (7.6)
	2_2 第2世代 (既存)	5.6 (8.8)	58.2 (91.2)	2.5 (3.9)	50.6 (79.3)	1.2 (1.9)	3.8 (6.0)
	2_3 第2世代 (新規)	-	-	-	-	-	-
	2_4 気管支喘息	1.0 (7.8)	11.3 (92.2)	0.6 (4.9)	3.5 (28.8)	0.2 (1.7)	6.9 (56.8)

※第1世代は抗ヒスタミン薬の第1世代、第2世代は抗ヒスタミン薬の第2世代、気管支喘息は気管支喘息薬を示す。なお第2世代の既存・新規は、治療薬ハンドブックによる分類で、2016年以降に上市された3成分が新規、残りの18成分が既存に含まれる。

表 4 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				
医療機関への受診	0.050	0.217	0.000	1.000
政策ダミー	0.661	0.473	0.000	1.000
年齢	410.543	221.737	1.000	900.000
性別	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	29.718	16.450	2.000	53.000
医師の処方行動				
医薬品のシェア	0.003	0.007	3.42E-07	0.108
アウトサイドグッズのシェア	0.158	0.079	0.051	0.394
1日当たりの自己負担額	42.486	32.947	1.838	255.040
薬価差益	3.266	5.851	-5.712	56.070
サブ・グループ内シェア	0.017	0.048	3.42E-07	1.000
グループ内シェア	0.652	0.233	0.009	1.000
政策ダミー	0.645	0.478	0.000	1.000
タイムトレンド	29.122	16.882	2.000	53.000
タイムトレンド×政策ダミー	25.721	20.633	0.000	53.000
院内処方ダミー	0.477	0.499	0.000	1.000
70歳以上グループダミー	0.289	0.453	0.000	1.000
上市後の経過月数	133.818	129.504	1.000	785.000
容量	23.060	36.851	0.500	225.000
花粉飛散量	74.460	42.783	21.213	185.474

表5 患者の受診行動の推定結果

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差								
政策ダミー	-0.001 ***	8.46E-05	-0.001 ***	8.33E-05	-0.001 ***	8.24E-05	-0.001 ***	1.22E-04	-0.003 ***	2.85E-04	-0.003	3.68E-04
年齢	1.64E-04 ***	9.32E-07	-1.28E-04 ***	2.99E-06	1.09E-04 ***	8.03E-07	-1.39E-04 ***	4.19E-06	-1.54E-04 ***	9.95E-06	-1.36E-04	1.21E-05
年齢の2乗	7.46E-09 ***	1.35E-09	4.98E-07 ***	3.89E-09	6.20E-08 ***	1.17E-09	4.73E-07 ***	5.10E-09	5.85E-07 ***	6.26E-09	5.84E-07	7.70E-09
性別	-0.004 ***	1.24E-04	(omitted)		-0.003 ***	1.10E-04	(omitted)		(omitted)		(omitted)	
花粉飛散量	-1.14E-04 ***	1.69E-06	-1.08E-04 ***	1.69E-06	-1.11E-04 ***	1.68E-06	-7.16E-05 ***	2.53E-06	2.32E-04 ***	1.89E-05	2.33E-04	2.44E-05
花粉飛散量の2乗	1.39E-06 ***	8.72E-09	1.37E-06 ***	8.71E-09	1.38E-06 ***	8.68E-09	1.26E-06 ***	1.32E-08	-5.25E-07 ***	6.97E-08	-5.44E-07	9.11E-08
タイムトレンド	1.31E-04 ***	2.73E-06	(omitted)		1.24E-04 ***	2.64E-06	(omitted)		(omitted)		(omitted)	
定数項	-0.022 ***	1.47E-04	-0.007 ***	0.001	-0.015 ***	1.24E-04	0.005 ***	0.001	-0.017 ***	0.003	-0.019	0.004
固定効果	No		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes	
推定法	最小二乗法		固定効果モデル		変量効果モデル		固定効果モデル		固定効果モデル		固定効果モデル	
分析期間	各年2～5月		各年2～5月		各年2～5月		各年2～5月		各年3月のみ		各年3月のみ	
分析対象	全員		全員		全員		継続加入者のみ		全員		継続加入者のみ	
自由度修正済み決定係数	0.031		0.052		0.061		0.062		0.047		0.054	
標本数	84966565		84966565		84966565		39658340		20406451		9914585	

注) 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 6 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	0.003 ***	0.001	0.003 ***	2.85E-04	-0.067 ***	0.013	-0.067 ***	0.013
薬価差益	0.014 ***	0.002	-0.004 ***	0.001	0.215 **	0.147	0.213 **	0.145
サブ・グループ内シェア			0.976 ***	0.003	0.736 ***	0.096	0.738 ***	0.095
グループ内シェア			0.861 ***	0.040	0.645 ***	0.168	0.642 ***	0.166
政策ダミー	1.115 ***	0.139	-0.161 ***	0.054	1.732 ***	0.416	3.033 ***	0.625
政策ダミー×院内処方ダミー							-2.737 *	1.565
タイムトレンド	-0.205 ***	0.015	-0.146 ***	0.005	-0.349 ***	0.045	-0.347 ***	0.044
タイムトレンド×政策ダミー	-0.297 ***	0.041	0.120 ***	0.016	-0.518 ***	0.128	-0.877 ***	0.183
タイムトレンド×政策ダミー×院内処方ダミー							0.754 *	0.421
院内処方ダミー	-0.203 ***	0.020	-0.274 ***	0.007	-1.728 *	1.010	-1.729 *	0.980
70歳以上グループダミー	-0.022	0.018	-0.866 ***	0.007	-0.257 **	0.101	-0.260 ***	0.100
上市後の経過年数	-0.118	0.075	-0.014	0.022	-0.414 **	0.195	-0.400 **	0.192
上市後の経過年数の二乗	0.095 ***	0.011	0.003	0.003	0.135 ***	0.036	0.133 ***	0.035
容量	0.003 ***	0.001	0.005 ***	3.38E-04	0.060 ***	0.007	0.060 ***	0.007
花粉飛散量	0.142 ***	0.012	0.183 ***	0.004	0.166 ***	0.015	0.166 ***	0.015
定数項	-10.633 ***	0.227	-1.451 ***	0.079	-3.366	2.818	-3.473	2.775
成分×剤型ダミー		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	0.685		0.952		-		-	
J値	-		-		7.30E-13		3.70E-12	
標本数	23579		23579		23579		23579	

※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。全てのモデルは各年の2～5月を対象とする。タイムトレンド、上市後の経過月数、花粉飛散量には対数変換した数値を用いた。

表7 シミュレーションの結果

		シェア(%)		薬剤費(百万円)				
		セルフメディケーション税制		セルフメディケーション税制				
		なし	あり	なし	あり	減少額の内訳		
						全体	院内処方	院外処方
医師の処方への影響	抗ヒスタミン薬：第1世代	4.6	4.3	13.9	13.1	-0.8	-0.4	-0.4
	抗ヒスタミン薬：第2世代	70.2	66.1	1452.0	1381.0	-71.0	-38.0	-33.0
	気管支喘息薬	18.2	17.1	458.8	435.8	-23.0	-12.5	-10.5
	処方なし	6.9	12.4	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	合計 (①)	100.0	100.0	1924.8	1830.0	-94.8	-50.9	-43.9

		受診者の変化(人)		薬剤費の変化(百万円)	
		なし	あり	なし	あり
患者の受診への影響	抗ヒスタミン薬：第1世代	763	0	0.1	0
	抗ヒスタミン薬：第2世代	11519	0	13.3	0
	気管支喘息薬	2988	0	4.5	0
	処方なし	1131	0	0.0	0
	合計 (②)	16401	0	17.9	0

市場全体への影響	薬剤費の変化 (①+②)	1942.6	1830.0
	薬剤費抑制効果		-5.8%