



RIETI Discussion Paper Series 17-J-039

ジェネリック医薬品の普及とインセンティブ： 一般名処方加算の導入の影響

西川 浩平
摂南大学

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

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

ジェネリック医薬品の普及とインセンティブ：
一般名処方加算の導入の影響¹

西川浩平（摂南大学経済学部）

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】

本稿では、2012年に実施された一般名処方の推進を含む一連のインセンティブ政策が、ジェネリック医薬品の普及に及ぼした影響を評価する。分析を通じて、次の3点が明らかとなった。（1）当該政策を通じて、ジェネリック医薬品の販売量は7.7%程度押し上げられ、特に病院、診療所でのジェネリック医薬品の利用が拡大された。（2）都道府県別に分析したところ、ジェネリック医薬品の利用のみならず、政策の効果についても地域差が存在した。政策の効果と過去のジェネリック医薬品の利用状況は正の相関関係にあり、2012年以前からジェネリック医薬品を積極的に利用していた地域ほど、政策の効果が大きい傾向にあることが確認できた。（3）ブランド医薬品からジェネリック医薬品への切り替え時の作用機序の変更を考慮に入れて2012年に行われた政策の財政効果を試算したところ、降圧剤市場全体の1.2%にあたる、年間118.0億円程度の薬剤費を抑制したことが明らかとなった。この結果は、作用機序の変更を考慮しない場合と比較して、30.1%だけ抑制額が大きく推定されているため、作用機序の変更を考慮しない従来に基づく数値は過少に試算されている可能性がある。

キーワード：ジェネリック医薬品、インセンティブ政策、地域差

JEL classification：C23、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。

¹ 本稿は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「新しい産業政策に係わる基盤的研究」の成果の一部である。本稿の原案に対して、経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会の方々から多くの有益なコメントを頂戴した。

1. はじめに

日本の国民医療費は増大の一途を辿っている。なかでも薬剤費の伸びが顕著で、この10年間で5兆6,900円から8兆2,700億円へと45.3%の増加を記録している²。さらなる高齢化の進展が見込まれる現状を踏まえると、薬剤費の抑制は喫緊の政策課題と言える。

薬剤費抑制に向けた方策の一つにジェネリック医薬品³の普及があり、これを政策的に後押しするのは世界的なトレンドである。例えば、いち早くジェネリック医薬品の普及に取り組んだアメリカは、1984年にハッチマン・ワックス法を制定し、全処方（数量ベース）の9割程度をジェネリック医薬品が占めるに至った。

日本においても、2002年の診療報酬改定でジェネリック医薬品の使用に対するインセンティブを導入し、普及に向けた政策を本格化させた。以降、薬局を中心に継続的に政策が展開されてきたが、十分な普及を実現することができなかった⁴。薬局は医師が処方した医薬品を販売するため、薬局にインセンティブを設けてたとしても、最初に医薬品を選択する医師がジェネリック医薬品の処方を増大させるとは限らない。したがって、薬局へのインセンティブを中心とするジェネリック医薬品普及政策には限界があったと言える。

このような状況を踏まえ、政府は2012年の診療報酬改定において、薬局向けのインセンティブに加え、医師へのインセンティブである一般名処方加算を新設した。医師が作成する処方箋には、医薬品の販売名もしくは一般名が記載される。処方箋が販売名で作成された場合、薬局は指定された名称の医薬品を患者に提供する必要があるが、一般名の場合はブランド医薬品、ジェネリック医薬品のどちらを販売しても構わない。したがって、医薬品を処方する医師に対するインセンティブを導入した同年の政策は、これまでよりも踏み込んだ内容となっており、ジェネリック医薬品のシェアは2011年の39.9%から2013年には46.9%、2015年には56.1%にまで増大した。

本稿の目的は、2012年に行われた一般名処方加算を含む一連の政策がジェネリック医薬品の普及に及ぼした影響を定量的に評価し、その財政的な効果を試算することにある。ハッチマン・ワックス法の制定以降、ジェネリック医薬品に関する経済的分析は数多く行われてきた。なかでも、本稿と同様、ジェネリック医薬品の普及に着目した研究として、Hellerstein (1998)、Reiffen and Ward (2005)、Ching (2010a)、Iizuka (2012)、粕谷・西村 (2012)、玉岡 (2013) などがある⁵。これら先行研究では、ジェネリック医薬品の

² 全国保険医団体連合会 (2015) より。

³ ジェネリック医薬品は特許の切れた医薬品について、その化学的同等性が認められた場合、大規模な治験等なしで上市でき、先発して上市されたブランド医薬品と比較して安価な製造コストを実現することができる。そのため、ジェネリック医薬品が薬価収載される際、基本的にブランド医薬品の5割程度の薬価が付けられる。

⁴ 政府は2012年度までにジェネリック医薬品のシェアを30%（旧指標）に拡大する数値目標を2007年に掲げたが、実現には至らなかった。

⁵ その他の視点からの分析として、ジェネリック医薬品市場への新規参入に着目した Caves et al. (1991)、Grabowski and Vernon (1992)、Regan (2008)、ジェネリック医薬品参入後の市場の価格変化

普及における当該治療剤の市場規模、医薬分業の有無、薬価差などの重要性が指摘されている。しかし、驚くことに、本稿のようなジェネリック医薬品の普及を目的とした政策を評価するという研究は、筆者が知る限り玉岡（2013）のみである。玉岡（2013）は、2004-2010年にかけて行われた診療報酬改定に着目し、2006年以降の診療報酬改定はジェネリック医薬品の普及に寄与したことを明らかにした。ジェネリック医薬品普及に向けた政策を評価するという点において、本稿は玉岡（2013）と同様の分析と言えるが、以下の2点において大きく異なる。

第1は、政策の効果を全国レベルのみならず、都道府県レベルでも評価した点にある。2015年の閣議決定において、「ジェネリック医薬品のシェアを2018年度には60%以上」とする従来の目標を前倒しし、「2017年度に70%以上、2018～2020年度の早い段階で80%以上」とする新たな目標が定められた⁶。その中で改めて関心を集めたのが、普及における地域差の問題である。80%以上という目標を実現するには、全国的なジェネリック医薬品の普及が求められる。その一方で、2015年時点でシェアが50%を下回る自治体が数多く存在しており、「経済・財政再生アクション・プログラム2016」においても、使用割合を向上させるための取組を加速させていくことが求められている。

しかし、ジェネリック医薬品普及における地域差についての要因に関する知見は今のところ十分に蓄積されていない。したがって、現在のインセンティブを通じた政策誘導が地域差の是正に寄与しているのかも明らかにされていない。本稿は2012年に実施されたジェネリック医薬品普及政策の効果を評価するなかで、同年の政策がジェネリック医薬品の地域差へもたらした影響も検証する。

第2は、ジェネリック医薬品普及に向けた政策の効果を医薬品の販売者別に評価する点にある。これまでの政策は、医薬品の販売主体である医療機関（病院、診療所）、薬局に対して、異なるインセンティブを付与してきた。したがって、医療機関と薬局で、政策の効果は異なると予想されるが、先行研究ではデータの制約もあり、この点を十分に考慮できていない。

本稿の分析を通じて、次の3点が明らかとなった。まず、2012年に行われた一連の政策により、ジェネリック医薬品の販売量は7.7%程度押し上げられた。この効果を医薬品の販売者別にみると、病院：15.8%、診療所：12.1%、薬局：1.6%となっており、当該政策によるジェネリック医薬品の利用拡大を牽引したのは、病院、診療所であることが明らかとなった。次に、2012年の政策の効果を都道府県別に分析したところ、普及のみならず、政策の効果についても地域差が存在することが明らかとなった。加えて、この政策の効果と過去のジェネリック医薬品の利用状況は正の相関関係にあり、2012年以前からジェネリック医薬品の普及度合いが高い地域ほど、政策の効果が大きい傾向にあった。この結果は、

に着目した Scott Morton（1999,2000）、Ching（2010b）などが挙げられる。

⁶ 厚生労働省 HP の「後発医薬品（ジェネリック医薬品）の使用促進について」より。

ジェネリック医薬品普及における地域差の問題に関して、同改定は是正に寄与したのではなく、むしろ拡大させた可能性があることを示唆している。最後に、ブランド医薬品からジェネリック医薬品への切り替え時の作用機序の変更を考慮して2012年に行われた政策の財政効果を試算したところ、降圧剤市場における薬剤費は年間118.0億円程度抑制されたことが明らかとなった。作用機序に変更はなかったと仮定する従来の方で計算した財政効果が90.7億円であるため、従来の方による試算と比較して、30.1%だけ抑制額が大きく推定されたことになる。

本稿の以降の構成は次の通りである。第2章で2012年度診療報酬改定におけるジェネリック医薬品普及政策の内容を概観する。第3章で本稿の分析に用いるデータ、第4章で推定モデルを説明する。第5章で推定結果の解釈を行い、第6章で患者レベルの情報を用いて政策の財政的効果を試算する。第6章はまとめとする。

2. 2012年度診療報酬改定の概要

2012年度に実施された診療報酬改定では、ジェネリック医薬品の使用拡大を目的に、医師・医療機関、薬局に対して新たな政策の導入および見直しが実施された。具体的には、医師・医療機関向けの「一般名処方箋の推進」、「後発医薬品を積極的に使用する体制評価の見直し」、「処方せん様式の変更」、薬局向けの「後発医薬品調剤体制加算等の見直し」、「後発医薬品に係る情報提供の評価」である⁷。

医師・医療機関向けの政策

まず、医師に対して新たに設けられたインセンティブである「一般名処方箋の推進」から確認していく。一般名処方箋とは、医師が処方箋を医薬品の一般名で作成することを指す。同年の改定では、ジェネリック医薬品が存在する医薬品について、一般名で処方箋を作成した場合、処方箋当たり2点⁸が加算されることとなった。

医師が患者に医薬品を処方する際、処方箋には医薬品の販売名もしくは一般名が記載される。処方箋が販売名で作成された場合、薬局は指定された名称の医薬品を患者に提供する必要があった。そのため、薬局が販売名で作成された処方箋を受け取った場合、当該医薬品のジェネリック医薬品が販売されていたとしても、ジェネリック医薬品を提供することができない。他方、処方箋が一般名で作成された場合、薬局はブランド医薬品、ジェネリック医薬品のどちらを販売しても構わないため、自身で販売する医薬品を判断できることになる。

⁷ 本章の以降の内容は、厚生労働省が診療報酬改定時に発表する「診療報酬改定における主要改定項目について」に基づく。

⁸ 診療報酬では1点=10円で計算されるので、医師・医療機関は処方箋当たり20円の収入を得ることになる。

「後発医薬品を積極的に使用する体制評価の見直し」では、2010年の診療報酬改定時に新設された後発医薬品使用体制加算の点数の一部引き上げが行われた。後発医薬品使用体制加算は、入院患者への使用を決定した医薬品のうち、ジェネリック医薬品の品目数が一定割合以上であれば、診療報酬点数を加算できる制度である。新設された2010年当時は、2割以上であれば入院初日に30点だった加算が、この割合を分割し、2割以上で28点、3割以上で35点の加算となった。

「処方せん様式の変更」は、医師が処方箋を作成する際にジェネリック医薬品を処方しやすいよう、その様式を変更することを指し、インセンティブを通じた政策誘導とは異なる。ただし、処方箋様式の変更は2006年の診療報酬改定より頻繁に行われているため、これまでの変更内容を簡単に確認しておく⁹。

2006年の改定では、処方箋の備考欄に「後発医薬品への変更可」をチェックする欄が新たに設けられ、チェックが付されている場合は、販売名で作成された処方箋であってもジェネリック医薬品への変更が可能となった。2008年の改定では、この様式がジェネリック医薬品への変更には差支えがある場合、所定のチェック欄に署名もしくは押印するよう変更された。ただし、この時は、医師が署名または押印した場合、処方箋に記載された全ての医薬品についてジェネリック医薬品への変更が不可とされた。この点を改善するため、2012年の改定では医薬品別に変更の可否を選択できるよう様式の変更がなされた。

薬局向けの政策

「後発医薬品調剤体制加算等の見直し」では、2008年に新設された後発医薬品調剤体制加算の加算条件・点数について、これまで以上にメリハリを付けた内容に変更された。後発医薬品調剤体制加算とは、後発医薬品の使用割合が一定水準以上であれば、処方箋の受付1回につき所定の点数を加算できる制度である。2012年度以前は20%以上：6点、25%以上：13点、30%以上：17点だった加算条件・点数が、改定後は22%以上：5点、30%以上：15点、35%以上：19点と、35%に満たない薬局については、加算点数の引き下げもしくは加算なしのマイナス改定となった。

「後発医薬品に係る情報提供の評価」では薬剤服用歴管理指導料が新たに設けられた。これは、患者ごとに作成された薬剤服用歴に基づき、薬剤の服用に関する基本的な説明を文書等の提供を通じて行った場合に算定できる加算である。以前は、医師が処方した医薬品の用量、効果、副作用などの情報を患者に文書で知らせ、服薬の指導をすれば30点を加算できたが、改定後は加算点数が30点から41点へ引き上げられた¹⁰。その一方で、算定

⁹ 各年の処方箋の様式は参考資料Iに記載した。

¹⁰ 2012年度診療報酬改定では、これまで処方箋受付1回につき15点を請求できた薬剤情報提供料が薬剤服用歴管理指導料にまとめられた。したがって、実質的には薬剤服用歴管理指導料の引き下げとなる内容だった可能性がある。

要件が厳格化され、上記の内容に加え、当該医薬品のジェネリック医薬品の有無、それぞれの価格・在庫に関する情報を付加的に提供し、かつおくすり手帳への医薬品情報の記入、患者の飲み残し状況の確認が義務付けられた。

以上、2012年の診療報酬改定では医師・医療機関、薬局それぞれに対して、様々な政策が展開され、そこには処方箋の変更といったインセンティブに基づかない政策も含まれた。本来であれば、個々の政策に着目し、それぞれの効果を検証することが望ましい。しかし、データの制約により、個別の政策を評価することができないため、本稿では2012年に実施された一連の政策によって、病院、診療所、薬局のジェネリック医薬品の利用がどの程度拡大したかを検証する。

3. データ

本稿では降圧剤市場を対象に、2012年に行われたジェネリック医薬品普及政策の効果を検証する。降圧剤市場を対象とした理由は次の通りである。降圧剤市場の市場規模は国内でトップクラスを誇り、2009年時点で患者数は2,400万人、売上高が8,977億円に達しており、2018年には1兆円を超すとされている¹¹。加えて、同市場には1,000を超える医薬品が上市されており、作用機序レベルでみた場合、全ての作用機序でブランド医薬品に対するジェネリック医薬品が存在し、それぞれが競争状態にある¹²。また、前章で確認したように、2012年の改定にあった後発医薬品使用体制加算は入院患者を対象とするので、病院と診療所で同加算の効果が異なることが予想される。この状況を分析に反映するには、病院のみならず診療所での処方も一定数確保できる疾病が好ましい。高血圧症は生活習慣病であるため、病院だけではなく診療所を通じて医薬品を購入する患者も多く、この条件を満たす疾病と言える。

本稿の分析に用いる医薬品レベルのデータセットは、2010年4月から2014年3月にかけてのレセプト・データに基づき作成した。レセプト・データは、主に患者情報を示すレセプト（性別、生年月日、診療年月など）と販売された医薬品の情報を示すレセプト（薬剤名、1回当たりの数量、処方日数など）より構成されており、双方に記されたレセプトIDを用いて名寄せが可能である。なお、今回の分析に用いるレセプト・データは健康保険組合の被保険者のものであるため、分析対象となる被保険者は75歳未満の男女となる。

本稿の分析対象は降圧剤市場であるため、まずは患者情報を示すレセプト・データ（以降、患者レセプト）を用いて、高血圧症患者を特定する必要がある。本稿では本態性高血圧(症)、高血圧性心疾患、高血圧性腎疾患、高血圧性心腎疾患、二次性高血圧(症)で医療

¹¹ 富士経済株式会社「2010年医療用医薬品市場調査」より

¹² 医薬品が生体に効果を及ぼす仕組みを作用機序と呼び、降圧剤では主に利尿剤、 β 遮断薬（ α 遮断薬含む）、Ca拮抗剤、ACE、ARBの5つがある。

機関に受診したことのある被保険者を高血圧症患者とした。ただし、患者レセプトに記載される疾病コードは 1 つのみであるため、他の慢性的な疾患（高脂血症、糖尿病など）を患っている被保険者については、高血圧症であるにも関わらず、他の慢性疾患の疾病コードが記載されている可能性がある。この点を考慮し、降圧剤の主要な作用機序である利尿剤、 β 遮断薬（ α 遮断薬含む）、Ca拮抗剤、ACE、ARB に含まれる医薬品（注射液・アンブルは除く）を利用したことのある被保険者も高血圧症患者とし、分析対象に含めた。結果、本稿において高血圧症と特定された被保険者は 90,236 人となった。

次に、これら高血圧症と特定された被保険者に対して、処方された医薬品のレセプト・データ（以下、調剤レセプト）を抽出した。抽出された調剤レセプトは 2,442,544 枚に上り、これら調剤レセプトに記載されている降圧剤（薬価収載レベル）の販売日数を月別に集計し、月レベルでの降圧剤の販売量を得た¹³。

ただし、前述の通り、本稿の目的は 2012 年に実施されたジェネリック普及政策の効果を市場全体のみならず、都道府県別、医薬品の販売者別に評価することにある。そのため、上で得た月・降圧剤別の販売量を、さらに 47 都道府県×医薬品の販売者（診療所・病院・薬局）に分解した。最終的に、降圧剤×月×都道府県×販売者別の販売量として 436,768 の標本を得た。

図 1 は作成したデータセットを用いて、全医薬品の販売量に占めるジェネリック医薬品の比率（以下、ジェネリック販売比率）を示したものである。全体的な傾向として、時間の経過とともにジェネリック販売比率は増大している。さらに 2009 年 4 月から 2014 年 3 月を 3 つの期間に区切り、それぞれの期間におけるジェネリック販売比率の平均値も同図に記している¹⁴。各期の平均的なジェネリック販売比率は、それぞれ 15.8%、23.1%、31.5%となっており、2012 年に実施された一連の政策がジェネリック医薬品の販売量を増大させた状況を示している。

また、第 2 章で記した通り、2012 年に実施された一連の政策へのインセンティブは医療機関、薬局で異なることが予想される。図 2 は病院、診療所、薬局別にジェネリック販売比率の推移をまとめたものである。ジェネリック販売比率、2011 年度から 2012 年度にかけての変化率は販売主体によって異なっており、後者については病院：29.7%、診療所：21.3%、薬局：29.5%となっている。

次に、2011 年度から 2012 年度にかけてのジェネリック販売比率（年間平均）の変化を都道府県別にみたものが表 1 である。同表から明らかなように、降圧剤市場においても、ジェネリック医薬品の販売量には地域差が存在しており、2011 年度において最も普及していた沖縄が 44.4%に対し、最下位の島根県は 12.9%である。2011 年度から 2012 年度にか

¹³ 本稿のデータセットにおいて、販売実績のあった降圧剤は 390 に上る。うち日本の製薬会社が製造・販売したものは 323 となっており、販売量で見ると全体の 67.1%を占める。

¹⁴ 2010 年診療報酬改定以前である 2009 年 4 月～2010 年 3 月、2010 年診療報酬改定後である 2010 年 4 月～2012 年 3 月、2012 年診療報酬改定後である 2012 年 4 月～2014 年 3 月の 3 期間である。

けてのジェネリック販売比率の変化に目を向けると、下位 10 都道府県に含まれる徳島県、島根県は 60%以上の増加を記録しており、2012 年度診療報酬改定前後でジェネリック販売比率が変化した状況が見受けられる。他方、上位 10 都道府県でも概ね正の値が得られているが、沖縄県、宮城県、滋賀県ではマイナスの値となっている。

最後に、本稿で作成したデータセットの代表性を確認する。本稿で用いたレセプト・データは健康保険組合のものであるため、加入者が 75 歳未満に限定される。年齢が高くなるほど高血圧症を患う確率は高まり、かつ症状も重くなると考えらえる。そのため、75 歳未満の患者と 75 歳以上の患者で処方される降圧剤の傾向に違いある可能性を否定できない。この点を確認するため、期間が 2009-10 年度に限定されるが、後期高齢者医療制度を含む降圧剤市場全体を対象とした IMS のデータとの作用機序レベルでの比較を行った¹⁵。表 2 は両データセットにおける作用機序別の構成比率（売上高ベース）をまとめたものである。同表の左側が本稿で用いたデータの数値、右側が IMS の数値となっている。IMS と比較して、本稿のデータセットの方が Ca 拮抗剤の占める比率が小さく、ARB の比率が大きいが、2009 年、2010 年ともに全体的な傾向に大きな違いは見受けられない。

4. 推定モデル

本章では、2012 年に行われた一連のジェネリック医薬品普及政策を評価するモデルを紹介する。推定方法として、ジェネリック医薬品をトリートメントグループ、ブランド医薬品をコントロールグループとする DID 分析を用いる。推定モデルは次のように定式化することができる。

$$\ln(q_{jtrs}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Generic}_j + \alpha_2 (\text{Generic}_j \times \text{After}_t) + \beta \text{Price}_{jt} + x'_{jt} \gamma + \text{SalesFirm}_j + \text{GeneralName}_j + \text{Region}_r + \text{Seller}_s + \text{Year}_t^e + \varepsilon_{jtrs} \quad (1)$$

q_{jtrs} は t 期に都道府県 r の医薬品販売者 s が降圧剤 j を販売した量（日数ベース）を示す。本稿の目的である 2012 年に実施されたジェネリック医薬品普及政策の効果は、DID 推定量である $\text{Generic}_j \times \text{After}_t$ で捉えられる。 Generic_j は降圧剤 j がジェネリック医薬品であれば 1、それ以外は 0 とするダミー変数、 After_t は t が 2012 年 4 月以降であれば 1、それ以外は 0 とするダミー変数である。

なお、これまでの診療報酬改定では、医薬品の販売主体である医療機関、薬局に対して、異なるインセンティブを付与されてきた。2012 年の改定においても、医療機関、薬局に対して異なる政策が実施されているため、政策の効果は各主体によって異なることが予想される。この点を検証するため、本稿では、医薬品の販売者（病院、診療所、薬局）を示す

¹⁵ IMS のデータの数値はミクス・オンラインより。

ダミー変数である $Seller$ を加えた $Generic_j \times After_t \times Seller_s$ を用いて、販売者別の政策効果も評価する。

$Price$ は医薬品の価格である薬価、 x は薬価以外の医薬品の製品属性を示し、上市後の経過月数 (*Time from entry*)、パッケージ (用量・剤型) の多様性 (*SKU*)、1日当たりの服用回数 (*Frequency*)、剤形 (*Form*)、1錠当たりの重さ (*Weight*) が含まれる。 $SalesFirm$ は医薬品 j を販売していた製薬会社を示すダミー変数、 $GeneralName$ は降圧剤の一般名別に作成したダミー変数、 $Region$ は都道府県別に作成したダミー変数である。 $Year^e$ は作用機序および年月別に作成したダミー変数であり、作用機序を示す e は注12に示した利尿剤、 β 遮断薬 (α 遮断薬含む)、Ca拮抗剤、ACE、ARBで構成される。これら変数を用いることで、作用機序別に各年月の需要ショックをコントロールする。 ε は誤差項を、 α 、 β 、 γ はパラメータである。これら降圧剤の薬価および属性に関するデータは、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より得た。

また、本稿のもう一つの目的である都道府県別の政策効果は、(2)式で示されるモデルを用いて評価する。

$$\ln(q_{jtrs}) = \alpha_0 + \alpha_1 Generic_j + \alpha_2 (Generic_j \times After_t \times Region_r) + \beta Price_{jt} + x'_{jt} \gamma + SalesFirm_{jt} + GeneralName_j + Region_r + Seller_s + Year_t^e + \varepsilon_{jtrs} \quad (2)$$

表3は被説明変数および降圧剤の製品属性に関する変数の記述統計量をブランド医薬品、ジェネリック医薬品別に示している。本稿の分析では、全サンプルである436,768のうち197,076(45.1%)がジェネリック医薬品である。ブランド医薬品とジェネリック医薬品の販売量、薬価に着目すると、ブランド医薬品はジェネリック医薬品と比較して平均的に2.7倍の販売量があるにもかかわらず、薬価は2.4倍高い水準にある。

最後に、(1)、(2)式にある薬価を示す $Price$ は内生変数として扱う必要がある。薬価は薬価収載時および薬価改正時に国が決定しているため、一見すると需要関数の推定で問題となる、価格と市場における需要ショックとの相関は生じないように思われる。ただし、現在の薬価の算定方法は、「卸売企業の医療機関・薬局に対する販売価格の加重平均値(税抜き市場実勢価格)に消費税を加え、更に薬剤流通の安定のための調整幅(改定前薬価の2%)を加えた額」とされている。これは市場の取引価格に基づいて、薬価を決定していることを示しており、分析者は把握できないが、卸売企業もしくは医療機関・薬局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(1)、(2)式の $Price$ を内生変数とするモデルも推定する。

薬価の操作変数については、Berry, Levinsohn and Pakes (1995)、Iizuka (2007)に基づき、下の(a)、(b)に示す方法で作成した変数(薬価除く)を用いる。

(a) 降圧剤 j が含まれるグループにおける競合他社の降圧剤の各属性の和

(b) 降圧剤 j を製造するメーカーの他の降圧剤の各属性の和

表4は薬価と操作変数に関する推定結果を示している。被説明変数は薬価（対数値）、説明変数には上記の操作変数のほか、(1)式で示した x 、*GeneralName*、*Region*、*Seller*、*Year*^eを用いた。ほぼ全ての変数において統計的に有意な推定値が得られており、かつ予測される符号となっている。また、F統計量は20256.70と、Stainger and Stock (1997)が提案する10を大きく上回るため、weak instrumentの問題も回避できたとと言える。

5. 分析結果

5.1 全国レベルの推定結果

表5は(1)式の推定結果を示している。同表の上段にある(1)、(3)は最小二乗法、(2)、(4)は操作変数法による結果である。薬価を示す*Price*については、操作変数を用いなかった(1)、(3)で正かつ統計的に有意な結果となっている。これは降圧剤の他の条件が等しければ、薬価の高い医薬品が販売される状況を示す。他方、*Price*に操作変数を用いた(2)、(4)は、薬価が1%増加すると販売量が0.23%程度減少しており、こちらの方が直感に即した結果と言え、薬価と誤差項に相関があった可能性を指摘できる。以降では、(2)、(4)の結果に基づき、2012年度に実施された一連の政策がジェネリック医薬品普及に及ぼした効果を確認していく。

まず、(2)の*Generic* × *After*の推定値は正かつ統計的に有意で、2012年度に実施されたジェネリック普及政策によって、ジェネリック医薬品の販売量は7.7%だけ拡大した結果となっている。次に、この政策の効果を販売者別に推定した(4)を見ると、病院、診療所ではともに正かつ統計的に有意となっており、2012年の政策によって、それぞれジェネリックの販売量を15.8%、14.4%増大させたことになる。他方、薬局に対する効果は1.6%と正ではあるが、病院・診療所と比較して小さな値である。

通常、一般名処方が進展し、ブランド医薬品、ジェネリック医薬品のどちらも選択できるようになれば、薬局でのジェネリック医薬品の利用も促進されるはずである。このような結果となった理由として、一般名処方によって増大したジェネリック医薬品の利用分を、「後発医薬品調剤体制加算等の見直し」、「後発医薬品に係る情報提供の評価」といった他の政策が押し下げた可能性が考えられる。

例えば、後発医薬品調剤体制加算は、第2章で述べた通り、ジェネリック医薬品の使用割合が35%未満の薬局ではマイナス改定となった。表6はジェネリック医薬品の使用割合の分布（2009年6月時点）を示している。2010年の診療報酬改定において、後発医薬品調剤体制加算を算定するには数量ベースでジェネリック医薬品の使用割合が20%を超えることが求められた。表6から明らかなように、当時のボリュームゾーンが10%以上20%未満であるため、同政策はボリュームゾーンにある薬局に対して、ジェネリック医薬品の積極

的な利用を促す内容だったと言える。これを受けて、ジェネリック医薬品の利用を積極化し、徐々に使用割合を増加させていった薬局にとって、2012年の改定は積極的な利用から撤退させる内容だったと言える。

最後に、降圧剤の属性に関する変数に注目すると、概ね先行研究と整合的な結果が得られた。まず、上市後の経過月数に関する推定値を見ると、1次項は正、2次項は負となっており、それぞれ統計的にも1%水準で有意である。医薬品の普及についてはラーニング効果が働くことが広く知られている（Ching, 2010a；Crawford and Shum, 2005）。今回の結果についても、上市後しばらくは効能や安全性が認知されてくることで販売量を増やす、つまりラーニング効果が働くが、時間の経過とともに陳腐化が始まり、徐々に販売量を減少させる状況を示唆している。次に、用量・剤型といったパッケージの種類の豊富さを示すSKU、1日の服用回数を示すFrequencyも統計的に有意な推定値となっており、豊富なパッケージが用意されている降圧剤ほど、服用回数が少ない降圧剤ほど市場から評価を得ていることになる。

医薬品の剤形を示すFormダミーについては、カプセルを基準としたため、カプセルよりも錠剤が好まれる傾向にある。1錠当たりの重さを示すWeightについては、分析対象となった降圧剤については、重めのものが好まれる結果となった。高血圧症は年齢が増すにつれて発症するリスクが高まり、症状も重くなる傾向にある。重症化した患者については、より多い容量の降圧剤が処方されるため、1錠当たりの重さも増す。今回の推定モデルには患者の年齢や重篤度といった情報が含まれていないため、患者が1錠当たりの重量が重い降圧剤を好む結果になった可能性がある。Genericの推定値が-0.773となっており、他の条件が一定の場合、ジェネリック医薬品ということで当該降圧剤の販売量はブランド医薬品よりも77.3%少ない状況にある。

5.2 都道府県レベルの推定結果

2012年の政策がジェネリック医薬品の普及に及ぼした影響を都道府県別に検証する(2)式の推定結果をまとめたものが表7である。同表の*Generic* × *After* × *Region*を見ると、47都道府県中46都道府県で統計的に有意な推定値が得られた。ただし、全ての都道府県において正の符号が得られたわけではなく、5つの都道府県では負の値となり、うち4都道府県については統計的にも有意となった。また、政策の効果を視覚化するため、*Generic* × *After* × *Region*の推定値を地図上に反映させたものが図3である。

まず、正かつ統計的に有意な推定値が得られた都道府県に注目すると、福井県の1.049が最も大きく、他の要因をコントロールすると、2012年の政策によってジェネリック医薬品の販売量がほぼ倍増したことになる。以降、宮崎県、高知県、佐賀県、山形県、長崎県が続き、これら地域でも政策によってジェネリック医薬品の販売量が8割以上増大した。他方、愛知県、広島県、栃木県、大阪府の推定値は、それぞれ0.1を下回っており、ジェネリック医薬品の利用同様、普及を促す政策の効果についても地域差が存在する結果とな

った。

さらに、図4は縦軸に*Generic × After × Region*の推定値、横軸に以前からのジェネリック医薬品に対する評価¹⁶をとり、都道府県別に両変数をプロットしたものである。この図から明らかなように、以前からジェネリック医薬品への評価が高かった都道府県において、2012年の改定の効果が大きい傾向にある¹⁷。この結果は、2012年のジェネリック医薬品普及政策の効果は、そもそもジェネリック医薬品を評価し、利用していた都道府県において強く働いたと解釈できる。したがって、同年に実施された一連の政策はジェネリック医薬品の普及そのものには寄与したものの、地域差については縮小に寄与したのではなく、むしろ拡大させた可能性が高い。

なお、本節の冒頭に記した通り、2012年の診療報酬改定によってジェネリック医薬品の販売量が減少した都道府県が5つ存在した。同年のジェネリック医薬品普及政策は、一部の都道府県を対象にしたわけではなく、全ての都道府県に等しく展開された。したがって、政策が実施されたことでジェネリック医薬品の販売量が減少するという状況は直感に反する。この点を検討するため、改めて図3に着目し、2012年の政策効果が負となった都道府県を確認すると、関東地方に集中していることが分かる。加えて、負の符号ではないものの、凡例の色の淡い、つまりは政策の効果が小さい都道府県には愛知県、大阪府、広島県、福岡県といった比較的所得水準の高い地域が多く含まれている。県民経済計算（内閣府）を用いて、2012年度の県民1人当たり所得と政策効果を示す*Generic × After × Region*の関係を確認すると、相関係数は-0.615だった。

所得の高い患者ほど、降圧剤への自己負担を気にせず医薬品を利用する傾向になるならば、医薬品の供給者にインセンティブを設けても、患者側がジェネリック医薬品を望まない可能性は十分に考えられる。また、2012年の診療報酬改定前後において、田辺三菱製薬のメインテート（2011年6月）、武田薬品工業のアジルバ（2012年5月）、ノバルティスのディオバンOD錠（2013年7月）など、新たなブランド医薬品が市場に投入された。所得の高い患者ほど新薬を好む傾向になるならば、これら新たな医薬品の上市がブランド医薬品の使用を押し上げた可能性がある。ただし、今回の誘導系に基づく推定では、政策によるジェネリック医薬品普及の効果と新薬上市によるブランド医薬品普及の効果を識別することは困難である。

¹⁶ 2012年度以前のジェネリック医薬品への評価は、2010年4月から2012年3月までのデータを対象とし、(2)式の*Generic × After × Region*の代わりに*Generic × Region*を用いて、そこで得られた*Generic × Region*の推定値とした。

¹⁷ 被説明変数に*Generic × After × Region*の推定値、説明変数に2012年度以前のジェネリック医薬品への評価である*Generic × Region*を用いて単回帰分析を行ったところ、推定値は0.682で、統計的にも1%水準で有意な結果が得られた。

5.3 頑健性の確認

本章の最後に、これまで見てきた推定結果の頑健性を確認する。具体的には、分析対象から茨城県を除外したケース、分析期間を短縮化したケース、説明変数に薬価差を加えたケースについて推定を行った。

分析対象から茨城県を除いた理由は次の通りである。本稿のデータセットとして用いたレセプトについては、実際の人口の分布と比較して茨城県の占める割合が著しく高かった¹⁸。2012年度の全国に占める茨城県の人口が2.3%にもかかわらず、今回のデータセットでは22.7%を占めていた¹⁹。さらに茨城県については、*Generic × After × Region*の推定値が-0.318と47都道府県で最も小さいこともあり、同変数を中心に推定値が茨城県に引張られた可能性がある。この点を考慮し、茨城県を除いた推定を行い、これまでに得た推定結果の妥当性を検証する。

分析期間の短縮化については、本稿の対象とした2010年4月から2014年3月と異なる期間であっても同様の傾向が見受けられるかを確認するために行った。政策の効果については、時間の経過とともに高まる傾向にあることが指摘されている（玉石；2013）。この点を踏まえ、本稿ではともに診療報酬改定直後の1年間に該当する、2010年4月から2011年3月、2012年4月から2013年3月の2年分の標本を用いて同様の推定を行った。

薬価差については、ジェネリック医薬品普及における同変数の重要性がIizuka（2012）で指摘されている。ただし、薬価差は薬価と卸売価格の差で定義されるので、計算するには卸売価格の情報が必要となる。医薬品の卸売価格は公開されていないため、通常は下の式を用いて計算することになる。

$$P_t^a = P_t^r - P_{t-1}^r \times R_t$$

P_t^a は t 期の実勢価格（＝卸売価格）、 P_t^r 、 P_{t-1}^r は t 期、 $t-1$ 期の薬価、 R_t は t 期の R 幅を示す。この式から明らかなように、薬価差を得るための卸売価格を計算するには、1期前の薬価に関する情報が必要となり、上市したばかりの医薬品については卸売価格を計算することができない。本稿の分析期間とした2010年4月から2014年3月にかけて、数多くのジェネリック医薬品の上市があった。そのため、説明変数に薬価差を加えると、これらジェネリック医薬品が標本から脱落することになる。ジェネリック医薬品普及における政策の効果を検証する本稿において、これは好ましくない状況であるため、あえて薬価差を変数から除外していた。

表8に推定結果をまとめた。(1)、(2)は分析対象から茨城県を除いて推定した結果、(3)、(4)は分析期間を短縮して推定した結果、(5)は説明変数に薬価差（*MarkUp*）を加えて推

¹⁸ 都道府県別のレセプト枚数・比率は参考資料Ⅱに記載した。

¹⁹ 総務省（2012）「人口推計」より。

定した結果を示している。(1)～(4)の推定値を見ると、これまでと同様の符号および統計的有意性が得られた。(4)の*Generic × After × Pharmacy*については、統計的有意性は失われてはいるが、推定値の符号は正となっている。説明変数に薬価差を示す*MarkUp*を加えた(5)については、先行研究と同様、*MarkUp*は正かつ統計的に有意となった。これは他の条件が等しければ、医師もしくは薬剤師は薬価差の大きな降圧剤を販売している状況を示している。また、政策の効果を示す*Generic × After*についても、正かつ統計的に有意な結果が得られた。ただし、推定値は薬価差を説明変数に用いなかった時の 0.077 から 0.015 と大きく減少している。これは、上記の通り、医薬品の卸売価格を計算できなかったジェネリック医薬品が標本から脱落したことに起因する。

6. 患者の属性を踏まえた政策の財政効果

本章では、2012年のジェネリック医薬品普及政策の効果である7.7%の財政効果を試算する。ジェネリック医薬品の普及による財政効果については、80%以上という数値目標が示された際に、その削減効果は1.3兆円に達するとされた²⁰。また、保険者における後発医薬品推進ワーキンググループにおいて、後発医薬品へ代替可能な先発医薬品を最低価格のジェネリック医薬品に切り替えることで、428億円の財政削減効果があると指摘している²¹。また、財務省は長期収載品が全てジェネリック医薬品に置き換わった場合、その財政効果は1兆5,300億円に上るとしている²²。

ただし、保険者における後発医薬品推進ワーキンググループが指摘しているように、これら試算で用いられたブランド医薬品のジェネリック版への切り替えに関する仮定は非常に強く、現実的とは言えない。この点を踏まえ、本稿ではデータセット作成に用いたレセプト・データに立ち返り、作用機序レベルではあるが、実際のブランド医薬品からジェネリック医薬品への切り替えパターンを考慮した政策の財政効果を試算する。

ジェネリック医薬品への切り替え

ブランド医薬品からジェネリック医薬品への切り替え状況を確認するため、次の3つの条件を満たす患者34,471人を分析対象とした。(1)単一の降圧剤のみを利用している。

(2)2012年1月以降に2枚以上の調剤レセプトが存在し、少なくとも1枚は2012年4月以降のものである。(3)2012年1月以降の最初の調剤レセプトでブランド医薬品を利用し、2012年2月、3月時点でジェネリック医薬品へ切り替えていない。

²⁰ 第14回保険者による「健診・保健指導等に関する検討会」の資料2より。ただし、この1.3兆円という数値について、試算方法を確認することができなかった。

²¹ 第1回保険者における後発医薬品推進ワーキンググループ資料より。なお、428億円という数値は健康保険組合連合加入者の約4割に該当する1,286万人のレセプト・データに関する数値である。

²² 財政制度等審議会「財政制度分科会（2012年10月22日）」の提出資料より。

まず、どのような患者がジェネリック医薬品に切り替える傾向にあるかを確認する。表 9 は患者の属性である性・年齢別にジェネリック医薬品への切り替え状況をまとめたものである²³。同表の性別に着目すると、男性では 10.9%、女性では 9.7%がブランド医薬品からジェネリック医薬品に切り替えている。年齢についても同様に、70 歳未満であれば 10.8%、70 歳以上 75 歳未満では 9.1%がブランド医薬品からジェネリック医薬品に切り替えている。性別、年齢の各グループに対して比率の差の検定を行ったところ、両変数とも 1%水準で統計的に有意な結果が得られた。したがって、女性よりも男性、70 歳以上 75 歳未満よりも 70 歳未満の患者の方がジェネリック医薬品へ変更しやすい傾向にあると言える。

次に、利用していたブランド医薬品の属性別（1 日当たりの処方量²⁴、1 日当たりの薬価、1 日当たりの処方量×1 日当たりの薬価）にジェネリック医薬品への切り替え状況を表 10 にまとめた。同表には平均値の差の検定の結果も記しており、全ての属性において、1%水準で対立仮説が採択された。

1 日の処方量については、ジェネリック医薬品へ変更した患者は平均 0.550 のブランド医薬品が処方されていたのに対し、変更のなかった患者の平均は 0.504 である。同一の降圧剤であれば、症状が重くなるほど、より多くの量が処方されるため、この結果は軽度な高血圧症患者ほど、ジェネリック医薬品に変更しやすい傾向を示唆している。1 日当たり薬価については、ジェネリック医薬品へ変更した患者の方が約 30.2 円安くなっている。1 日当たりの実質的な薬剤費を示す 1 日当たりの処方量×1 日当たりの薬価についても同様の結果となっているため、ジェネリック医薬品へ変更した患者ほど、より降圧剤への支出が少なかった状況にある。5.2 節での指摘と同様、高所得者ほど薬価を意識せずに行動しているならば、高所得者はもともと高い治療剤を利用し、かつジェネリック医薬品にも変更していないことになる。年代別に同様の集計を行ったところ、70 歳未満、70 歳以上 75 歳未満ともに、同様の傾向を確認できるが、70 歳未満と比較して、70 歳以上 75 歳未満の方が安価な降圧剤を利用している状況にある。

最後に、ブランド医薬品からジェネリック医薬品へ切り替えた患者を対象に、同一の作用機序の降圧剤に移行したかを確認した。集計結果は表 11 にまとめた。同表の第 2 列目は利用していたブランド医薬品の作用機序、第 2 行目は切り替えたジェネリック医薬品の作用機序を示す。例えば、Ca 拮抗剤に含まれるブランド医薬品を利用していた患者がジェネリック医薬品に変更した場合、同じ作用機序である Ca 拮抗剤への切り替えが 96.3%、利尿剤が 0.0%、 β 遮断薬が 1.6%、ACE が 0.9%、ARB が 0.6%と、大半が同じ作用機序であ

²³ 5.2 節で指摘したように、ジェネリック医薬品への切り替えにおいて、患者の所得が影響している可能性が考えられる。しかし、本稿で用いたレセプト・データには患者の所得に関する情報が含まれていないため、ジェネリック医薬品への切り替えと所得の関係を検証することができなかった。

²⁴ 1 日の処方量には「医師からの 1 日当たりの処方量」を「薬価収載の 1 日当たりの最大処方量」で除した数値を用いた。

る Ca 拮抗剤のジェネリック医薬品に変更したことになる。ただし、利尿剤、ARB では、ジェネリック医薬品に切り替えた際に、半数以上の患者が作用機序も変更しており、同一医薬品のジェネリック版への切り替えが一般的とは言えない状況にある。全体で見ても 19.9%の患者がジェネリック医薬品に切り替える際に、別の作用機序へ移行していた。

このジェネリック医薬品への切り替えと作用機序の変更については、政策を通じてジェネリック医薬品に切り替えた際に、より高い降圧効果を有する作用機序へ移行したと理解できる²⁵。しかし、その一方で、患者の病態の影響も指摘できる。例えば、利尿剤は安価な降圧剤ではあるが、耐糖能、高中性脂肪血症など代謝系に悪影響を及ぼすことが知られている²⁶。これは利尿剤を利用していた患者の血糖値や中性脂肪値が高まった場合、他の作用機序への移行が求められることを意味する。表 11 のカッコ内の数値から明らかなように、他のブランド医薬品の薬価は利尿剤よりも高額となるため、患者が薬剤費の負担軽減を望むならば、ブランド医薬品からジェネリック医薬品へ切り替えが生じることになる²⁷。

政策の財政効果

政策が実施された 1 年後である 2013 年度を対象に、政策の財政的な効果を試算する。具体的な試算の手順は下の通りである。

1. 分析に用いたデータセットより、ブランド医薬品、ジェネリック医薬品のシェアを作用機序別に集計する。
2. 集計したシェアについて、政策によるジェネリック医薬品の押し上げ分である 7.7%が全てブランド医薬品からの移行分と仮定し、政策がなかった場合のブランド医薬品、ジェネリック医薬品の仮想的なシェアを表 11 の数値に基づき計算する。
3. データセットのシェア、仮想的な状況でのシェア、表 11 に記載した 1 日当たり薬価（加重平均）を用いて、データ上の降圧剤の売上高を計算し、政策の有無による売上高の変化率を求める。
4. 降圧剤市場全体の売上高である 9,609 億円（予測値）²⁸を用いて、3 で求めた売上高の

²⁵ 降圧効果については、一般的に Ca 拮抗剤と ARB が高いとされている。ただし、Ca 拮抗剤の方が古くからジェネリック医薬品が上市されていることもあり、安価かつ多様な治療剤から選択できる環境にある。このことが影響し、ブランド医薬品の ARB から Ca 拮抗剤のジェネリック医薬品への移行が起きたと考えられる。

²⁶ 日本高血圧学会「高血圧治療ガイドライン 2014」より。

²⁷ この内容に従うならば、本稿で推定した政策効果についても、患者の病態の変化によるブランド医薬品からジェネリック医薬品への切り替え分が含まれている可能性がある。しかし、本稿で用いたレセプト・データに患者の症状に関する情報が含まれていないため、病態の変化による効果を識別することができなかった。

²⁸ 2009 年度の降圧剤市場の売上高が 8,977 億円、2018 年度の売上高（見込み）が 1 兆 400 億円であるため、同期間に線形を仮定し、2013 年度の市場全体の売上高（予測）である 9,609 億円を得た。

変化率から得た売上高と 9,609 億円の差額を計算し、この数値を政策の財政効果とする。

一連の手順に従って得られた財政効果を表 12 にまとめた。同表の (1) はデータセットから得られたベースとなる降圧剤市場の売上高、(2)、(3)は政策がなかったとする仮想的な状況の売上高を示している。(2)については、患者がブランド医薬品からジェネリック医薬品に移行する際に作用機序の変更はなかったと仮定した。(3)は表 11 のブランド医薬品からジェネリック医薬品への切り替え時の作用機序の変更パターンを反映させた売上高である。

全医薬品の売上高を見ると、(2)では 9,699.7 億円、(3)では 9,727.0 億円となっている。(1)の売上高との差分で計算される財政効果は、それぞれ 90.7 億円、118.0 億円と、(3)は(2)と比較して 27.3 億円大きく、作用機序の変更を考慮することで 30.1%だけ抑制額が大きく推定された。この結果より、ジェネリック医薬品普及の財政効果を試算するに当たって、作用機序の変更といった患者レベルの情報を考慮することの重要性が明らかとなった。

7. まとめ

本稿は、2012 年に行われた一般名処方薬の推進を含む一連のジェネリック医薬品普及政策の効果を全国レベル、都道府県レベル双方の視点より検証した。DID を用いた分析を通じて、2012 年の政策はジェネリック医薬品の普及に寄与し、全国的に販売量が 7.7%程度拡大したことが明らかとなった。さらに政策の効果は都道府県で異なっており、以前からのジェネリック医薬品への評価と正の相関関係にある結果が得られた。これは2012年に実施された一連の政策は、ジェネリック医薬品利用に関する地域差を拡大させたことを示唆している。また、ブランド医薬品からジェネリック医薬品に切り替えた際に、降圧剤の作用機序も変更した患者も一定数存在した。これら結果を踏まえ、2012 年に行われたジェネリック医薬品普及政策の財政面でのインパクトを試算したところ、1 年間で 118.0 億円程度の薬剤費抑制の効果があったことが明らかとなった。

これらの分析結果は次の政策的含意を提供する。2012 年度の診療報酬改定によって、医療機関、薬局を問わず、ジェネリック医薬品の利用を拡大させていた。これはインセンティブを通じた政策誘導が機能したことを示している。ただし、政策の効果には地域差が存在し、以前よりジェネリック医薬品を評価していた地域ほど政策の影響が大きかった点を忘れてはならない。この結果は、そもそもジェネリックを好んでいた都道府県に対して、インセンティブを通じた政策誘導は有効だが、そうではない都道府県に対しては限界があることを示唆している。

現在、厚生労働省はジェネリック医薬品のシェアを 2015 年度の 56.2%から 2020 年度には 80%まで高めることを目標としている。この目標を達成するには、全国的にジェネリッ

ク医薬品の処方・販売が拡大していくことが求められる。ただし、本稿の結果に基づくならば、これまでの全国で画一的に展開される政策では、目標を達成できない都道府県が出てくる可能性が高い。今後は地域の状況に応じてインセンティブの水準を設定するなど、地域別の政策を展開していくことが求められる。

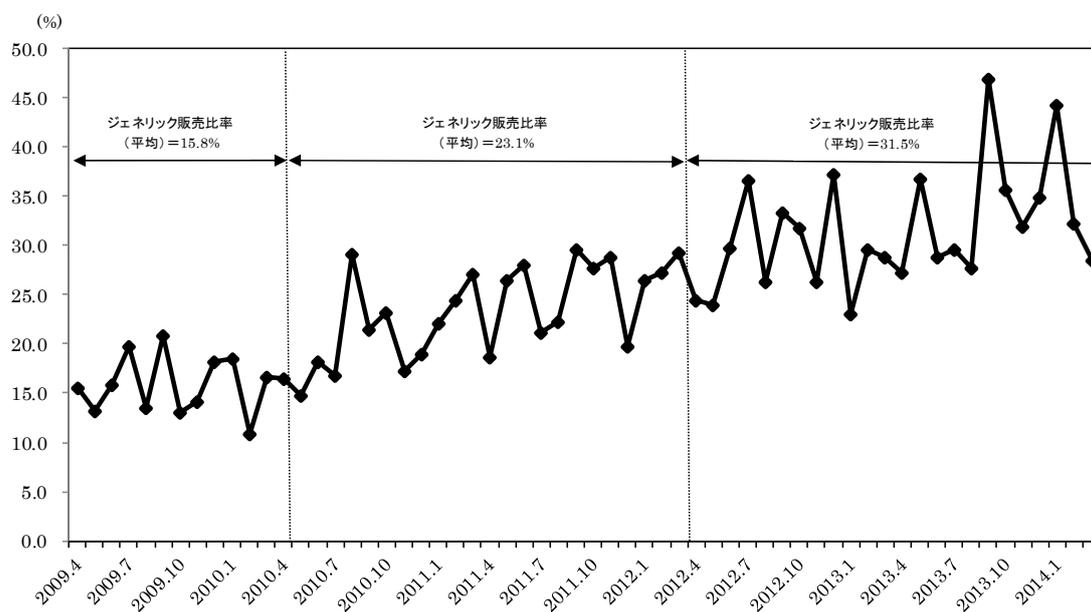
加えて、ジェネリック医薬品の普及においては、供給者側のみならず需要者側への対応も重要である。「後発医薬品の使用促進策の影響及び実施状況調査」によると、ブランド医薬品の販売名を処方箋に記載した医師の理由として、「患者からの希望があるから」が最も多かったことが報告されている。本稿の分析結果からも、70歳未満、症状の軽い、安価な降圧剤を利用していた患者ほどジェネリック医薬品への変更が行われやすいことを示唆する結果が得られた。地域差を是正し、新たに示された数値目標を実現するためにも、今後は供給者側のみならず、需要者側である患者の属性に応じたインセンティブの導入も求められるのではないかと。

参考文献

- [1] 粕谷英明・西村淳一 (2012) 「後発医薬品の使用促進と市場への影響」 医薬産業政策研究所リサーチペーパー・シリーズ No.54.
- [2] 厚生労働省「診療報酬改定における主要改定項目について」 <http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/kenkou_iryuu/iryuuhouken/index.html (2017年4月12日アクセス) >
- [3] 全国保険医団体連合会 (2015) 「膨張する医療費の要因は高騰する薬剤費にあり ― 2000年度～2014年度における概算医療費と薬剤費の推移―」
- [4] 玉岡仁 (2013) 「後発医薬品使用促進政策の効果」、医薬品産業政策研究所リサーチペーパー・シリーズ No.61.
- [5] 日本高血圧学会「高血圧治療ガイドライン 2014」
- [6] 富士経済株式会社 (2010) 「2010年医療用医薬品市場調査」
- [7] ミクス・オンライン <<https://www.mixonline.jp/Article/tabid/55/artid/41059/Default.aspx> (2017年4月12日アクセス) >
- [8] Berry, S., Levinsohn, J., and Pakes, A. (1995), “Automobile Prices in Market Equilibrium,” *Econometrica*, 63(4), pp.841–890.
- [9] Caves, R. E., Michael D. W., Mark A. H., Pakes, A., and Temin, P. (1991), “Patent Expiration, Entry, and Competition in the U.S. Pharmaceutical Industry,” *Brookings Papers on Economic Activity*, pp.1–66.
- [10] Ching, A. T. (2010a), “Consumer Learning and Heterogeneity: Dynamics of Demand for Prescription Drugs after Patent Expiration,” *International Journal of Industrial organization*, 28 (6), pp. 619– 38.
- [11] ——— (2010b), “A Dynamic Oligopoly Structural Model for the Prescription Drug Market after Patent Expiration,” *International Economic Review*, 51 (4), pp.1175–207.
- [12] Crawford, G. S. and Shum, M. (2005), “Uncertainty and Learning in Pharmaceutical Demand,” *Econometrica*, 73(4), pp. 1137–1173.
- [13] Grabowski, H. and Vernon, J. M. (1992), “Brand loyalty, entry, and price competition in pharmaceuticals after the 1984 Drug Act,” *Journal of Law & Economics*, 35(2), pp.331-350.
- [14] Hellerstein, J. K. (1998), “The Importance of the Physician in the Generic versus Trade-Name Prescription Decision,” *Rand Journal of Economics*, 29 (1), pp.108–36.
- [15] Iizuka, T. (2007), “Experts’ agency problems: evidence from the prescription drug market in Japan,” *RAND Journal of Economics*, 38(3), pp.844-862.
- [16] ——— (2012), “Physician Agency and Adoption of Generic Pharmaceuticals,” *American Economic Review*, 102(6), pp. 2826-2858.

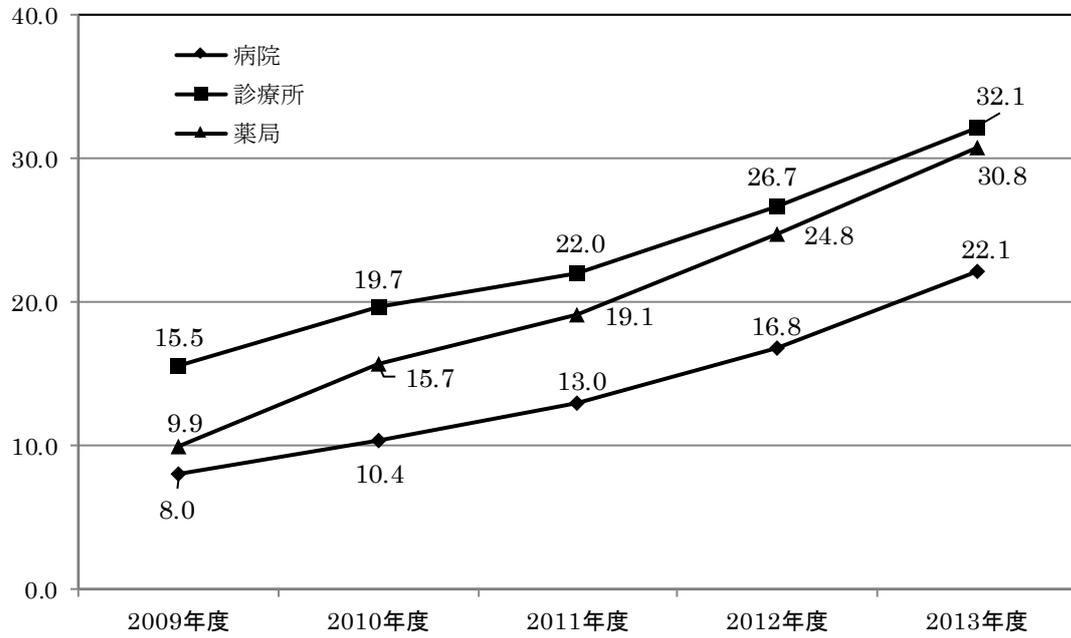
- [17] Regan, T. L. (2008), "Generic entry, price competition, and market segmentation in the prescription drug market," *International Journal of Industrial Organization*, 26(4), pp.930-948.
- [18] Reiffen, D. and Ward, M. R. (2005), "Generic Drug Industry Dynamics." *Review of Economics and statistics*, 87 (1), pp.37-49.
- [19] Scott Morton, F. M. (1999). "Entry decisions in the generic pharmaceutical industry," *RAND Journal of Economics*, 30(3), pp.421-440.
- [20] ——— (2000), "Barriers to entry, brand advertising, and generic entry in the U.S. pharmaceutical industry," *International Journal of Industrial Organization*, 18(7), pp.1085-1104.
- [21] Stainger, D. and Stock, J. H. (1997), "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments," *Econometrica*, 65(3), pp. 557-586.

図1 ジェネリック販売比率の推移



注) 縦軸の数値はジェネリック販売比率(=ジェネリック医薬品の販売量÷全医薬品の販売量)を示す。

図2 販売者別ジェネリック販売比率の変化



注) 縦軸の数値はジェネリック販売比率(=ジェネリック医薬品の販売量÷全医薬品の販売量)を示す。

図3 ジェネリック医薬品普及政策の地域的な傾向

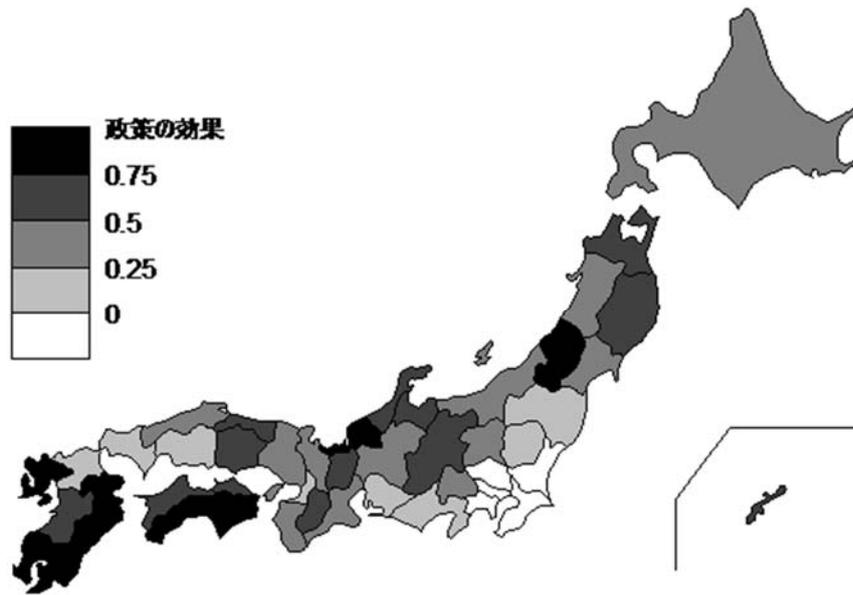
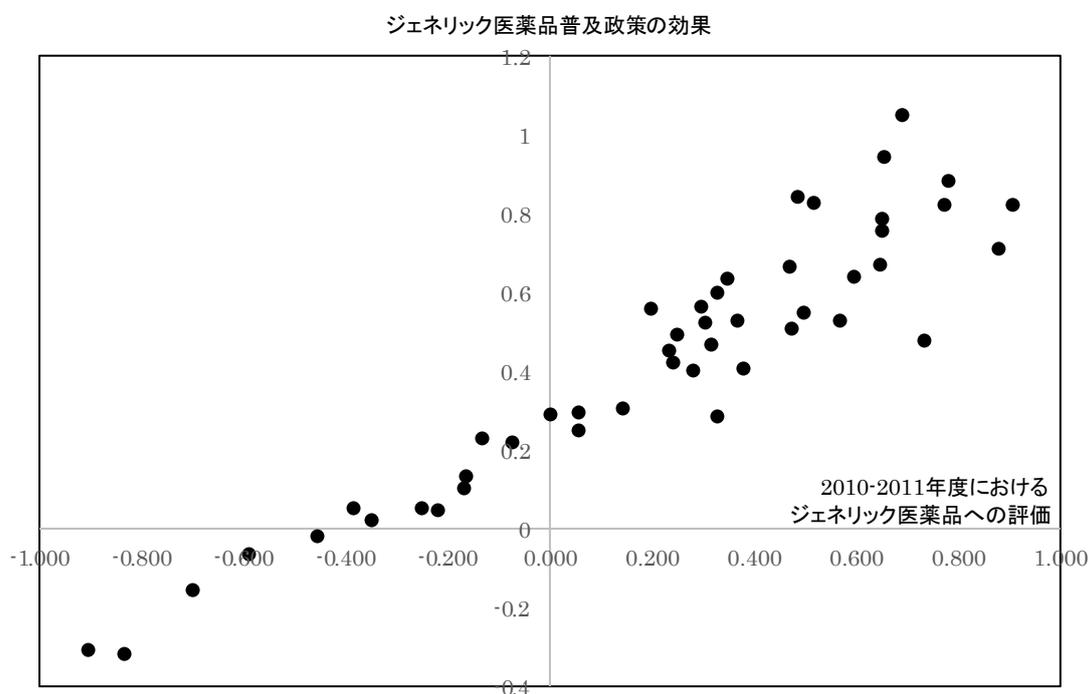


図4 ジェネリック医薬品普及政策の効果とジェネリック医薬品への評価



注) 縦軸のジェネリック医薬品普及政策の効果には、(2)式の $Generic \times After \times Region$ の推定値を用いた。横軸の2010-2011年度におけるジェネリック医薬品への評価は、2010年4月から2012年3月までのデータを対象に(2)式の $Generic \times After \times Region$ の代わりに $Generic \times Region$ を用いた推定を行い、その推定値を用いた。

表1 都道府県別ジェネリック処方比率の変化（上位・下位10都道府県）

（単位：％）

	上位10都道府県			下位10都道府県			
	2011年度	2012年度	変化率	2011年度	2012年度	変化率	
沖縄県	44.4	43.8	-1.4	徳島県	17.5	28.2	61.5
高知県	32.8	35.9	9.5	香川県	16.9	25.3	49.9
宮崎県	30.6	29.7	-3.1	佐賀県	16.9	22.1	31.0
滋賀県	29.5	28.6	-2.8	京都府	16.7	21.6	29.6
鹿児島県	28.7	38.3	33.5	大分県	16.5	17.3	4.6
岩手県	28.7	36.1	26.0	新潟県	16.2	23.6	45.0
和歌山県	26.8	32.4	21.1	東京都	16.1	21.2	32.0
群馬県	25.3	31.2	23.2	愛媛県	13.9	17.7	27.1
宮城県	24.7	29.4	19.2	広島県	13.8	19.2	38.9
兵庫県	24.0	32.4	35.1	島根県	12.9	21.3	64.8

注）表中の2011年度、2012年度のの数値はジェネリック販売比率（＝ジェネリック医薬品の販売量÷全医薬品の販売量）を示

表2 作用機序別にみたシェアの比較

(単位:%)

	本稿のデータセット		IMS	
	2009年度	2010年度	2009年度	2010年度
利尿剤	2.3	2.4	3.4	3.6
β遮断薬	11.0	9.9	7.8	7.9
Ca拮抗剤	24.1	24.8	32.4	30.5
ACE	6.6	5.7	5.4	4.8
ARB	56.0	57.0	51.1	53.2

注) 表内の数値は各作用機序のシェア(売上高ベース)を示しており、分母は利尿剤、β遮断薬、Ca拮抗剤、ACE、ARBに含まれる降圧剤の売上高の合計、分子は各作用機序に含まれる降圧剤の売上高である。ただし、四捨五入の関係で全薬効のシェアを合計しても100にならないセルがある。

表3 記述統計量

	ブランド医薬品				ジェネリック医薬品			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
q	274.776	753.607	1	15783	100.564	198.058	1	5044
Price	162.166	81.464	21.2	326.8	65.786	35.668	6.3	187.2
Time from entry	190.041	119.864	1	640	88.488	85.189	1	481
SKU	3.907	1.852	1	8	3.638	1.766	1	7
Frequency	1.239	0.527	1	3	1.160	0.424	1	3
Form(Tablet)	0.899	0.301	0	1	0.902	0.297	0	1
Form(Capsule)	0.037	0.188	0	1	0.015	0.122	0	1
Form(OD Tablet)	0.064	0.245	0	1	0.082	0.275	0	1
Weight	23.536	31.403	0.25	200	13.012	20.841	0.5	200
標本数		239,692				197,076		

表 4 第 1 段階の推定結果

	推定値	標準誤差
製品属性		
Time from entry	0.238 ***	0.003
(Time from entry) ²	-0.046 ***	0.000
SKU	0.268 ***	0.002
Frequency	-0.240 ***	0.007
Form(Tablet)	-0.048 ***	0.005
Form(OD Tablet)	0.275 ***	0.004
Weight	-0.157 ***	0.001
Generic	-0.777 ***	0.006
操作変数(a)		
Time from entry	-2.01E-06 ***	0.000
(Time from entry) ²	1.75E-12 ***	0.000
SKU	-5.01E-05 ***	0.000
Frequency	3.73E-04 ***	0.000
Form(Tablet)	3.92E-04 ***	0.000
Form(OD Tablet)	1.61E-04 ***	0.000
Weight	-5.48E-07 *	0.000
Generic	-3.17E-04 ***	0.000
操作変数(b)		
Time from entry	-4.90E-06 ***	0.000
(Time from entry) ²	5.00E-11 ***	0.000
SKU	-1.31E-04 ***	0.000
Frequency	8.99E-05 ***	0.000
Form(Tablet)	3.09E-04 *	0.000
Form(OD Tablet)	3.55E-04 ***	0.000
Weight	-9.61E-06 ***	0.000
Generic	-7.89E-05 ***	0.000
cons	5.394 ***	0.068
SalesFirm	Yes	
GeneralName	Yes	
Reagion	Yes	
Saller	Yes	
Year ^e	Yes	
自由度修正済み決定係数	0.916	
F統計量	20256.70***	
標本数	436,768	

被説明変数にはPriceの対数値を用いた。

製品属性に含まれる変数については、Genericを除いて対数を取った値を用いた。

***, **, * 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5 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
Price	0.211 ***	0.006	-0.504 ***	0.035	0.211 ***	0.006	-0.507 ***	0.035
Time from entry	0.835 ***	0.012	1.018 ***	0.015	0.834 ***	0.012	1.017 ***	0.015
(Time from entry) ²	-0.078 ***	0.002	-0.112 ***	0.002	-0.077 ***	0.002	-0.112 ***	0.002
SKU	0.165 ***	0.008	0.316 ***	0.011	0.164 ***	0.008	0.316 ***	0.011
Frequency	1.308 ***	0.025	1.310 ***	0.026	1.309 ***	0.025	1.310 ***	0.026
Form(Tablet)	1.502 ***	0.026	1.718 ***	0.028	1.501 ***	0.026	1.718 ***	0.028
Form(OD Tablet)	-1.899 ***	0.030	-2.105 ***	0.032	-1.900 ***	0.030	-2.106 ***	0.032
Weight	0.220 ***	0.004	0.110 ***	0.006	0.220 ***	0.004	0.109 ***	0.006
Generic	-0.440 ***	0.014	-0.991 ***	0.029	-0.440 ***	0.014	-0.994 ***	0.029
Generic × After	0.097 ***	0.006	0.077 ***	0.006				
Generic × After × Hospital					0.176 ***	0.009	0.158 ***	0.009
Generic × After × Clinic					0.144 ***	0.007	0.121 ***	0.007
Generic × After × Pharmacy					0.036 ***	0.007	0.016 ***	0.007
Const.	-0.558 ***	0.186	3.365 ***	0.265	-0.577 ***	0.189	3.791 ***	0.267
SalesFirm	Yes		Yes		Yes		Yes	
GeneralName	Yes		Yes		Yes		Yes	
Region	Yes		Yes		Yes		Yes	
Saller	Yes		Yes		Yes		Yes	
Year ^o	Yes		Yes		Yes		Yes	
IV	No		Yes		No		Yes	
自由度修正済み決定係数	0.429		0.409		0.430		0.409	
標本数	436,768		436,768		436,768		436,768	

全てのモデルの説明変数にSalesFirm、GeneralName、Time、Seller、Regionが含まれる。推定ではロバスト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 ジェネリック医薬品割合でみた薬局の分布

	ジェネリック医薬品割合 (2009年6月審査分)	
	相対度数(%)	累積相対度数(%)
95%以上	0.0	0.0
90%以上95%未満	0.0	0.0
85%以上90%未満	0.0	0.0
80%以上85%未満	0.0	0.0
75%以上80%未満	0.0	0.0
70%以上75%未満	0.0	0.0
65%以上70%未満	0.1	0.1
60%以上65%未満	0.2	0.3
55%以上60%未満	0.3	0.6
50%以上55%未満	0.5	1.1
45%以上50%未満	1.0	2.1
40%以上45%未満	1.5	3.6
35%以上40%未満	2.4	6.0
30%以上35%未満	4.0	10.0
25%以上30%未満	7.3	17.3
20%以上25%未満	13.3	30.6
15%以上20%未満	25.5	56.1
10%以上15%未満	30.7	86.8
5%以上10%未満	11.5	98.3
0%以上5%未満	1.7	100.0

出所)厚生労働省保険局調査課資料より作成。

表7 都道府県レベルでの政策効果

	Generic × After × Region		Generic × After × Region
北海道	0.291 ***	滋賀	0.546 ***
青森	0.528 ***	京都	0.492 ***
岩手	0.509 ***	大阪	0.024 *
宮城	0.293 ***	兵庫	0.283 ***
秋田	0.408 ***	奈良	0.524 ***
山形	0.827 ***	和歌山	0.478 ***
福島	0.218 ***	鳥取	0.634 ***
茨城	-0.318 ***	島根	0.424 ***
栃木	0.046 ***	岡山	0.563 ***
群馬	0.250 ***	広島	0.050 ***
埼玉	-0.021	山口	0.103 ***
千葉	-0.066 ***	徳島	0.825 ***
東京	-0.308 ***	香川	0.558 ***
神奈川	-0.155 ***	愛媛	0.665 ***
新潟	0.307 ***	高知	0.885 ***
富山	0.642 ***	福岡	0.133 ***
石川	0.530 ***	佐賀	0.841 ***
福井	1.049 ***	長崎	0.822 ***
山梨	0.450 ***	熊本	0.668 ***
長野	0.597 ***	大分	0.787 ***
岐阜	0.401 ***	宮崎	0.944 ***
静岡	0.229 ***	鹿児島	0.757 ***
愛知	0.053 ***	沖縄	0.713 ***
三重	0.469 ***		

注)***, **, *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。なお、表には記していないが、コントロール変数等を含む形で推定を行った。なお、推定にはロバストな標準誤差を用いた。

表 8 頑健性の確認の結果

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	推定値	標準誤差								
Price	-0.546 ***	0.036	-0.544 ***	0.036	-0.481 ***	0.062	-0.489 ***	0.062	-0.176 **	0.079
MarkUp									0.251 ***	0.044
Time from entry	0.983 ***	0.016	0.982 ***	0.015	0.994 ***	0.019	0.994 ***	0.019	1.493 ***	0.031
(Time from entry) ²	-0.110 ***	0.002	-0.110 ***	0.002	-0.108 ***	0.003	-0.108 ***	0.003	-0.154 ***	0.004
SKU	0.330 ***	0.012	0.328 ***	0.012	0.294 ***	0.018	0.295 ***	0.018	0.222 ***	0.013
Form(Tablet)	1.261 ***	0.029	1.262 ***	0.029	1.331 ***	0.035	1.332 ***	0.036	1.170 ***	0.041
Form(OD Tablet)	1.649 ***	0.029	1.647 ***	0.029	1.619 ***	0.040	1.619 ***	0.040	1.411 ***	0.029
Frequency	-2.030 ***	0.035	-2.030 ***	0.035	-2.061 ***	0.048	-2.063 ***	0.048	-1.370 ***	0.079
Weight	0.095 ***	0.007	0.095 ***	0.007	0.146 ***	0.011	0.145 ***	0.011	0.560 ***	0.054
Generic Dummy	-0.957 ***	0.029	-0.959 ***	0.029	-1.046 ***	0.051	-1.052 ***	0.051	-0.682 ***	0.051
Generic × After	0.077 ***	0.006			0.074 ***	0.009			0.015 **	0.007
Generic × After × Hospital			0.192 ***	0.009			0.150 ***	0.014		
Generic × After × Clinic			0.112 ***	0.007			0.124 ***	0.010		
Generic × After × Pharmacy			0.016 **	0.007			0.012	0.010		
Const.	3.896 ***	0.266	3.886 ***	0.265	2.022 *	0.372	2.047 ***	0.371	-3.685 ***	0.195
SalesFirm	Yes									
GeneralName	Yes									
Region	Yes									
Saller	Yes									
Year ^e	Yes									
IV	Yes									
茨城県	No		No		Yes		Yes		Yes	
分析期間の短縮	No		No		Yes		Yes		No	
自由度修正済み決定係数	0.383		0.383		0.426		0.426		0.471	
標本数	401,604		401,604		208,125		215,595		409,331	

***, **, * 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。

全てのモデルでロバストな標準誤差を用いた。

表9 患者の属性別にみたジェネリック医薬品への切り替え

	比率	標準誤差
性別		
①男性	0.109	0.002
②女性	0.097	0.003
比率の差の検定 (H ₀ : ①=②)	0.012 ***	0.003
年齢		
③70歳未満	0.108	0.002
④70歳以上75歳未満	0.091	0.004
比率の差の検定 (H ₀ : ③=④)	0.017 ***	0.004

***, **, *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 10 降圧剤の属性別にみたジェネリック医薬品への切り替え

	①ジェネリック への変更あり		②ジェネリック への変更なし		平均値の差の検定 (H ₀ :①=②)	
	平均値	標準誤差	平均値	標準誤差	平均値	標準誤差
全患者						
1日当たりの処方量	0.550	0.005	0.504	0.002	0.046 ***	0.005
1日当たりの薬価(円)	166.016	1.231	196.178	0.411	-30.162 ***	1.273
1日当たりの処方量×1日当たりの薬価(円)	78.506	0.750	92.362	0.308	-13.855 ***	0.935
70歳未満の患者						
1日当たりの処方量	0.553	0.005	0.504	0.002	0.049 ***	0.006
1日当たりの薬価(円)	166.641	1.355	199.087	0.454	-32.445 ***	1.387
1日当たりの処方量×1日当たりの薬価(円)	79.363	0.839	93.772	0.351	-14.409 ***	1.050
70歳以上75歳未満の患者						
1日当たりの処方量	0.537	0.012	0.504	0.003	0.033 ***	0.011
1日当たりの薬価(円)	162.982	2.943	184.421	0.948	-21.439 ***	3.124
1日当たりの処方量×1日当たりの薬価(円)	74.348	1.627	86.658	0.621	-12.310 ***	2.020

***, **, *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 11 作用機序別にみたジェネリック医薬品への切り替え

(単位:%)

		変更したジェネリック医薬品の作用機序				
		利尿剤 (23.6円)	B遮断薬 (36.6円)	Ca拮抗剤 (68.4円)	ACE (54.3円)	ARB (173.9円)
利 用 し て い た 作 用 機 序	利尿剤(60.4円)	48.1	14.8	32.1	4.9	0.0
	B遮断薬(167.5円)	0.5	84.9	12.4	1.1	1.1
	Ca拮抗剤(113.2円)	0.6	1.6	96.3	0.9	0.6
	ACE(151.9円)	0.0	2.9	12.3	83.3	1.4
	ARB(247.0円)	1.7	5.5	39.5	3.7	49.5

注) 各作用機序にあるカッコ内の数値は、今回用いたデータの販売量で重みづけした平均薬価を示す。

表 12 ジェネリック普及政策の財政効果

(単位: 億円)

	ベースとなる売上高		政策がなかった時の売上高	
	(1)	(2)	(3)	(3)
ブランド医薬品	8,266.4	8,481.6	8,508.9	
ジェネリック医薬品	1,342.6	1,218.1	1,218.1	
全医薬品	9,609.0	9,699.7	9,727.0	
財政効果	-	-90.7	-118.0	

注) (1)の全医薬品の売上高は富士経済株式会社の数値に基づく。(2)は患者がブランド医薬品からジェネリック医薬品に移行する際、作用機序を変更しないと仮定した時の売上高、(3)はブランド医薬品からジェネリック医薬品へ切り替える際に、作用機序の変更もあったと仮定した時の売上高を示している。

参考資料 I 2006 年度以降の処方箋様式の変遷

【2006 年度改正版】

処方せん							
〔この処方せんは、どの保険期間でも有効です。〕							
公費負担者番号		保険者番号					
公費負担医療の受給者番号		被保険者証・被保険者手帳の記号・番号					
氏名		保険医療機関の所在地及び名称					
生年月日	年 月 日 男・女	電話番号					
区分	被保険者	被扶養者	保険医氏名				
交付年月日	平成 年 月 日	処方せんの使用期間	平成 年 月 日				
処方							
				備考			
				<p>現行の「後発医薬品への変更」から変更</p> <p>後発医薬品（ジェネリック医薬品）への変更が全て不可の場合、以下に署名又は記名・捺印</p> <p>保険医署名</p>			
調剤年月日	平成 年 月 日	公費負担者番号					
保険医の所在地及び名称		公費負担医療の受給者番号					

【2008 年度改正版】

処方せん							
〔この処方せんは、どの保険期間でも有効です。〕							
公費負担者番号		保険者番号					
公費負担医療の受給者番号		被保険者証・被保険者手帳の記号・番号					
氏名		保険医療機関の所在地及び名称					
生年月日	年 月 日 男・女	電話番号					
区分	被保険者	被扶養者	保険医氏名				
交付年月日	平成 年 月 日	処方せんの使用期間	平成 年 月 日				
処方							
				備考			
				<p>現行の「後発医薬品への変更」から変更</p> <p>後発医薬品（ジェネリック医薬品）への変更が全て不可の場合、以下に署名又は記名・捺印</p> <p>保険医署名</p>			
調剤年月日	平成 年 月 日	公費負担者番号					
保険医の所在地及び名称		公費負担医療の受給者番号					

【2012 年度改正版】

処方せん							
〔この処方せんは、どの保険期間でも有効です。〕							
公費負担者番号		保険者番号					
公費負担医療の受給者番号		被保険者証・被保険者手帳の記号・番号					
氏名		保険医療機関の所在地及び名称					
生年月日	年 月 日 男・女	電話番号					
区分	被保険者	被扶養者	保険医氏名				
交付年月日	平成 年 月 日	処方せんの使用期間	平成 年 月 日				
処方							
				備考			
				<p>変更不可</p> <p>調剤年月日</p>			
調剤年月日	平成 年 月 日	公費負担者番号					
保険医の所在地及び名称		公費負担医療の受給者番号					

調剤年月日

参考資料Ⅱ 調剤レセプトの構成比率

(単位:%)

	2010年度	2011年度	2012年度	2013年度		2010年度	2011年度	2012年度	2013年度
北海道	1.16	1.16	1.19	1.17	滋賀	0.19	0.20	0.28	0.31
青森	0.23	0.24	0.24	0.23	京都	0.41	0.59	0.57	0.63
岩手	0.31	0.30	0.29	0.28	大阪	2.55	2.76	2.73	2.82
宮城	1.39	1.58	1.65	1.81	兵庫	1.13	1.12	1.05	1.08
秋田	0.63	0.58	0.53	0.56	奈良	0.45	0.45	0.45	0.46
山形	0.14	0.16	0.23	0.25	和歌山	0.07	0.07	0.08	0.09
福島	1.62	1.48	1.67	1.72	鳥取	0.15	0.24	0.22	0.19
茨城	23.76	22.69	24.52	23.56	島根	0.30	0.47	0.44	0.47
栃木	2.66	2.84	2.81	2.56	岡山	0.30	0.32	0.33	0.36
群馬	1.07	1.11	1.13	1.07	広島	2.40	2.36	2.23	2.20
埼玉	6.90	6.88	6.82	7.07	山口	1.97	1.82	1.69	1.41
千葉	9.10	8.88	8.76	8.40	徳島	0.08	0.07	0.09	0.09
東京	16.30	16.31	15.43	16.05	香川	0.32	0.30	0.32	0.31
神奈川	13.21	13.50	13.05	13.17	愛媛	0.14	0.17	0.16	0.18
新潟	1.04	1.00	0.92	0.89	高知	0.05	0.06	0.07	0.07
富山	0.23	0.22	0.22	0.35	福岡	2.05	2.31	2.37	2.46
石川	0.25	0.21	0.19	0.19	佐賀	0.13	0.15	0.15	0.17
福井	0.05	0.05	0.04	0.04	長崎	0.09	0.11	0.10	0.12
山梨	0.81	0.85	0.85	0.83	熊本	0.14	0.13	0.12	0.14
長野	0.50	0.54	0.54	0.59	大分	0.19	0.15	0.17	0.19
岐阜	0.61	0.59	0.56	0.55	宮崎	0.11	0.09	0.08	0.09
静岡	1.66	1.57	1.44	1.46	鹿児島	0.13	0.12	0.14	0.16
愛知	2.53	2.58	2.52	2.58	沖縄	0.08	0.10	0.08	0.09
三重	0.41	0.51	0.49	0.53					