

2017 年度 卒業論文

# 医薬品の需要要因分析

慶應義塾大学 経済学部  
石橋孝次研究会 第 18 期生

足立 春花

## はしがき

身近な問題を扱いたい。楽しそうなことをやりたい。こんな漠然とした思いでテーマ選びを行った。見通しが甘かった。10月半ばの中間発表1週間前、それまで取り組んでいたテーマで行き詰まった。もうだめだと覚悟した上でのテーマ変更。データに困らない分野をやる、その末にたどり着いたのが医薬品市場における分析であった。

「薬漬けの医療」は日本においてたびたび問題視されている。それが医師の利益追求に起因するかどうかは多くの議論を呼んでいる。高齢化によって医療費の膨大に歯止めがかからない今、必要以上の医療費は抑えなければならない。そこでこの問題について分析をし、自分なりの答えを出したいと考え、医薬品の需要要因分析を行うことにした。

2年間ゼミで学んできたことを活かし、なんとか形にすることができた。最新の医薬品市場の動向を捉え、政策提言に触れることができたことは本稿の成果であると考えている。少しでもこの分野の研究に寄与できれば幸いである。



## 目次

序章	1
第 1 章 薬価低下政策の背景	2
1.1 医療費と薬剤費	2
1.2 基準薬価制度	2
1.3 薬価差	3
1.4 薬価低下政策	5
1.5 考察	10
第 2 章 医薬品の需要要因に関する分析	12
2.1 Dulleck and Kerschbamer (2006)	12
2.1.1 信用財のモデル	12
2.1.2 効率性を満たす均衡	15
2.1.3 医療行為における効率性	16
2.2 先行研究の紹介	16
2.2.1 Iizuka (2007)	17
2.2.2 Iizuka (2012)	20
2.3 実証分析	23
2.3.1 推定方法	23
2.3.2 データ	24
2.3.3 推定結果	26
2.4 考察	28

第 3 章 後発医薬品の普及促進政策に関する分析	30
3.1 菅原・南部 (2014)	30
3.1.1 理論モデル	30
3.1.2 推定結果	33
3.2 玉石 (2013)	34
3.2.1 推定方法	34
3.2.3 推定結果	35
3.3 実証分析	37
3.3.1 データ	37
3.3.2 推定結果	37
3.4 考察	38
第 4 章 結論	40
参考文献	41

## 序章

本稿の目的は次の2つである。1つ目は医師の処方行動が、医師の利益追求によって歪められているか否かを検証することである。2つ目は薬価低下政策の1つとして行われている後発医薬品の使用促進政策が十分な効果をもたらしているか否かを検証することである。

以下は本稿の構成である。

まず第1章では薬剤費の増大している現状と、それに対する政策を紹介し、今後の動向についても触れる。第2章では1つ目の目的である医師の医薬品の需要要因を、需要関数の推定によって分析する。第3章では2つ目の目的である後発医薬品の使用促進政策の政策効果を見るためにDIDの手法を用いた推定を行う。最後に第5章では本稿の総括を行う。

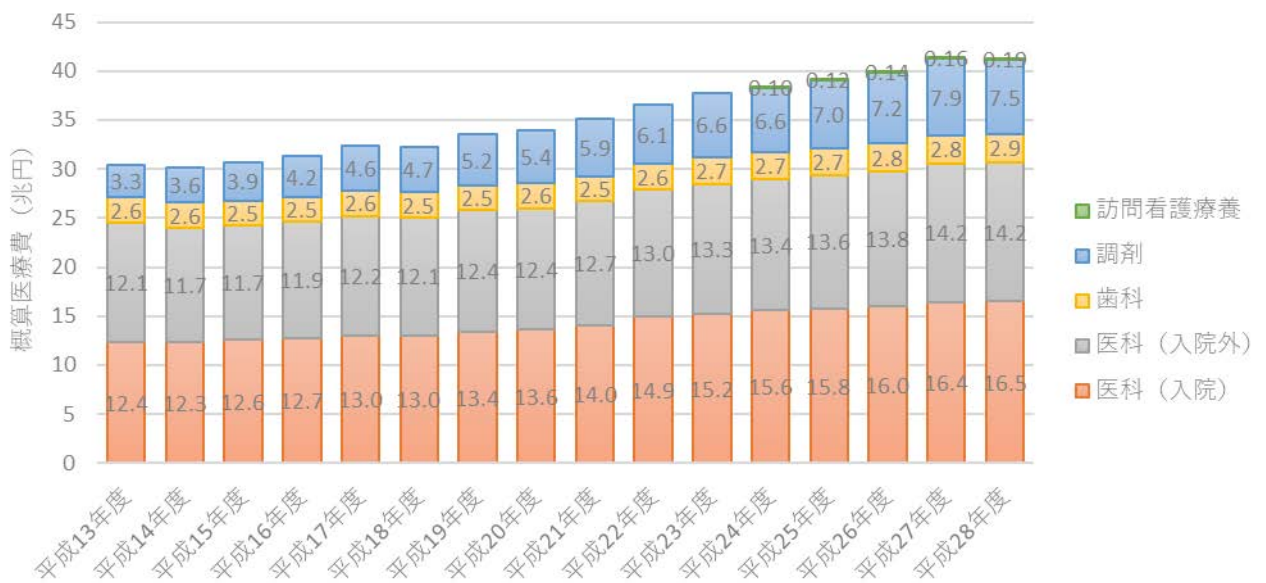
## 第1章 価低下政策の背景

本章では日本の医療費増大の現状を紹介した後に、医療費削減のために医薬品分野で行われている政策について議論し、次章以降の分析の橋渡しとする。

### 1.1 医療費と薬剤費

図1-1は診療種別医療費の推移を示している。高齢化にともない医療費は増加傾向にある。その中でも特に調剤費は15年間で2倍以上に増加しており、医療費増加に大きく加担していることがうかがうことができ、医療費削減のためには対策が必要な分野だと言える。

図1-1：診療種別概算医療費の推移



出所：厚生労働省保険局調査課「医療費の動向調査」より作成

### 1.2 基準薬価制度

次に医薬品に関わる制度を見ていく。

医薬品の製造は民間企業によって行われているが、日本では保険医療に使用できる医薬品の品目とその製品の価格（薬価）は厚生労働大臣が定める薬価基準によって統制されている。目的は薬価に原価を反映し、薬価の高止まりを防止することであり、

薬価基準で定められた価格は、医療機関や薬局に対する実際の販売価格（市場実勢価格）を調査（薬価調査）し、その結果に基づき定期的（通常は2年おき）に改定が行われている。

基準薬価は販売価格の上限となり、実際の販売価格はここから値引きが行われるため、製薬業においても市場を獲得するために価格競争が起こる。しかし日本の医療保険制度による償還制度の下では、医療機関は保険点数で決められている点数で医薬品価格の支払いを受けられるので、医療機関が実際に購入した価格と償還される価格との間には価格マージンが生じる。これが薬価差という現象をもたらす。

### 1.3 薬価差

姉川（2002）によると、薬価差は医療機関が医薬品を多く買うほど収入の増加をもたらす。つまり薬の購入は収入源となる。この収入のことを以降では薬価差収入と呼ぶ。医薬品の需要は通常の財、サービスと異なり、消費者である患者ではなく、医師の処方によって決定される。ここで医師が誰のエージェント（代理人）であるかが重要になる。患者のエージェントとして医師がその経済的負担を最小化する場合は、高薬価は医薬品需要を減少させる。しかし医師が医療機関・薬局のエージェントとして行動する場合には、それらの利益を重視し、薬価差収入を実現するように処方を行う。このとき高薬価は医薬品需要量を逆に増加させる。

以下では南部（1997）がこの問題について扱った理論的分析を紹介する。

はじめに薬価差収入には全く関心のない医師を考える。一般的な医師の行動基準では、投薬によって患者の病状の改善がある限りは投薬を続け、それ以上投薬をすれば副作用があるか、あるいは無駄であるというところまで投薬を続ける。これは投薬量の増加に伴ってその限界的効果が低下し、医師にとって最適な行動は投薬の限界効果がゼロのとき投薬をやめるという形でモデル化できる。

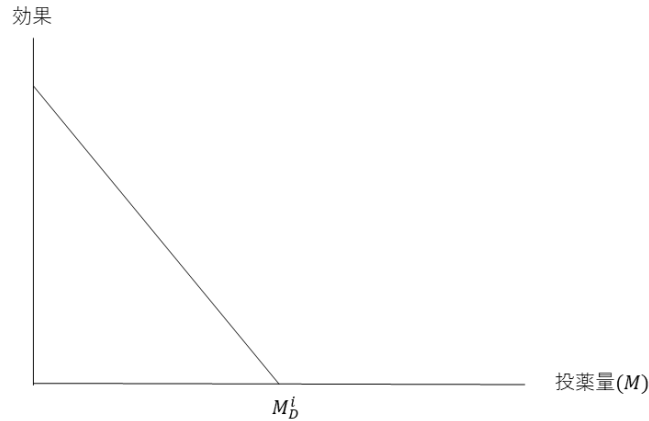
図 1-2 で右下がりの曲線は薬の限界的効果を示し、それが投薬量を示す横軸と交わるときに医師*i*にとっての最適な投入量 $M_D^i$ が決まる。

医師によって $M_D^i$ は異なるが、それをすべての医師について集計することでこの医薬品についての集計需要を得る。

$$\bar{M}_D = \sum_{i=1}^K M_D^i \quad (1.1)$$



図 1-2：薬価差収入に関心のない医師の投薬量



出所：南部（1997）より作成

次に薬価差収入に関心のある医師のグループを考える。これらの医師の行動目標は患者の行動目標は患者への投薬効果だけではなく、薬価差収入をも加えたものとなり、これをモデルで表す。

医師 $j$ について患者へ提供するサービスの対価としての報酬と、薬価差収入とを合計して、次のような総収入を考えることができる。

$$L_j = Z_j + (\hat{m} - m)M_j \quad (1.2)$$

ここで $Z_j$ は医療サービスのもたらす収入、 $\hat{m}$ は基準薬価、 $m$ は市場での取引価格、 $M_j$ は投薬量を表す。

医師が合理的に行動すれば、総収入 $L_j$ を最大化するような投薬量を選択すると仮定する。

(1.2)式を $M_j$ について最大化すると次の条件が得られる。

$$\frac{dZ_j}{dM_j} + (\hat{m} - m) = 0 \quad (1.3)$$

ここから

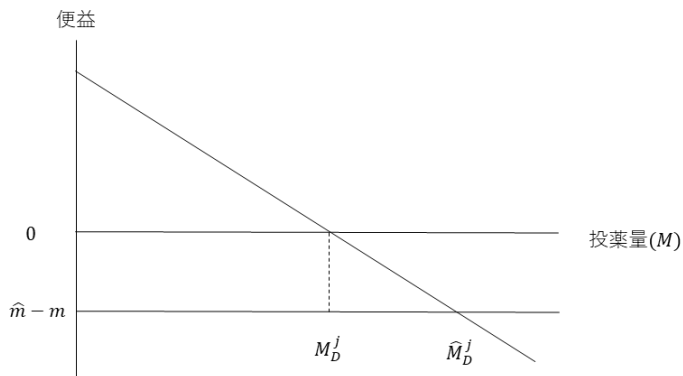
$$\frac{dZ_j}{dM_j} = m - \hat{m} \quad (1.4)$$

が得られる。これは薬価差を考慮に入れた場合に、投薬の最適化が変化することを示している。

医師 $j$ にとっての最適な投薬量 $M_D^j$ は図 1-3 のように投薬の限界効果が薬価の差分に等しいところで決まる。投薬量は薬価差が存在しないときの $M_D^j$ と比べて $\hat{M}_D^j$ まで増加

する。

図 1-3：薬価差収入に関心のある医師の投薬量



出所：南部（1997）より作成

薬価差収入に関心のある医師の投薬量を集計したものは薬価差がないときに比べて必ず大きくなる。したがって集計需要は次のようになる。

$$\hat{M}_D = \sum_{j=k+1}^N \hat{M}_D^j > M_D = \sum_{j=k+1}^N M_D^j \quad (1.5)$$

$\hat{M}_D$ は薬価差を考慮したときの需要量、 $M_D$ は薬価差がないときの需要量であり、 $\hat{M}_D - M_D$ は薬価差のもたらす超需要に外ならない。

薬価差に関心のない医師のグループの投薬集計量と関心のあるグループの投薬集計量との和が社会全体の医薬品需要である。明らかに薬価差の存在によって薬価差に関心の持つグループの分だけ社会全体の需要量は増大することになる。

#### 1.4 薬価低下政策

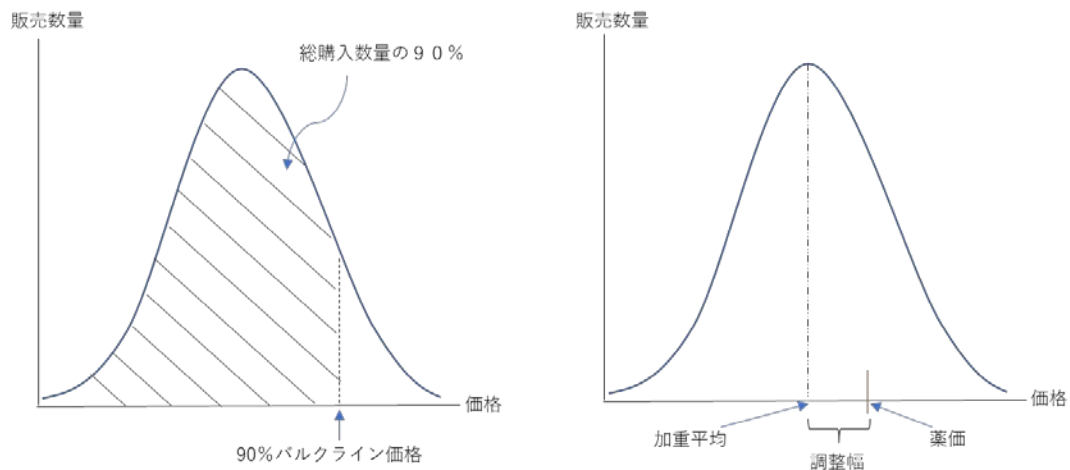
以上のことから、医師の医薬品の選択行動によっては医療費を引き上げている可能性がある。この薬価差問題に対して、政府は薬剤費を抑制するための政策を打ち出している。ここでは3つの政策について述べる。

1つ目は薬価算定方式の変更により薬価差収入を縮小することである。薬価算定方式の変更は過去にも幾度も行われてきた。1991年には薬価基準への実勢価格のより適切な反映、価格の不自然なばらつきの一層の是正、薬価算定方式の簡素化等を図るため、従来のバルクライン方式を廃止し、現行のリーズナブルゾーン方式となった。

<sup>1</sup> 日本製薬工業協会（2017）刊行、「日本の薬事行政」より引用。

図 1-4 はバルクライン方式とリーズナブルゾーン方式それぞれによる薬価の算定基準を示したものだ。

図 1-4：バルクライン方式とリーズナブルゾーン方式



出所：日本製薬工業協会（2017）より作成

バルクライン方式は医薬品の個別銘柄を取引値の安い順に並べ、90パーセントに相当する量に対応する価格を薬価基準と定める方式である一方、リーズナブルゾーン方式は原則として、銘柄別の全包装取引価格の加重平均に現行薬価の一定割合（調整幅）を加算した数値をもって新薬価とすることとなった。また調整幅の推移は表 1-1 が示すとおりであり、2000年以降から現在にかけては2%に定められている。

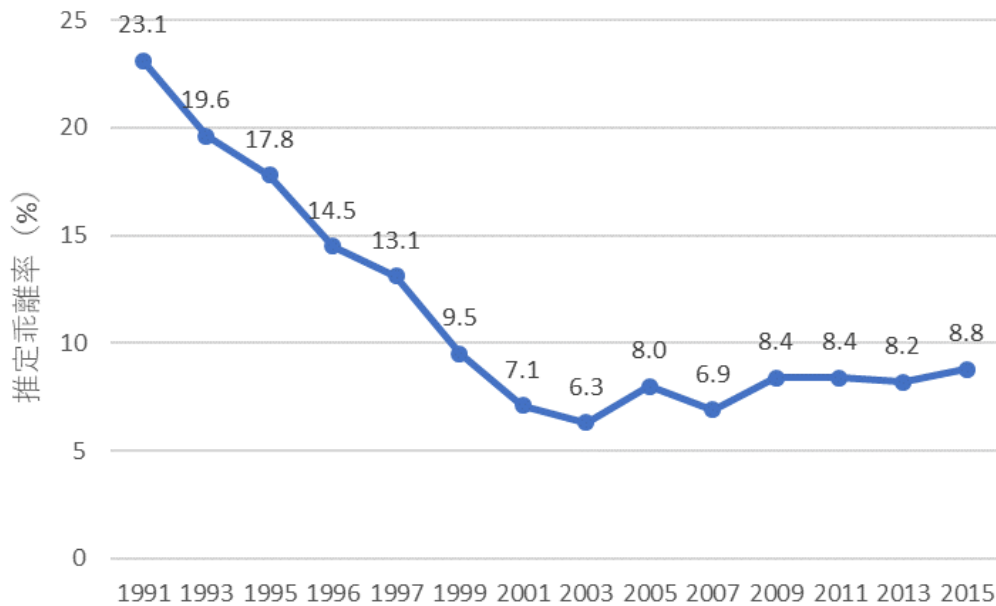
表 1-1：調整割合の変化

	1992年	1994年	1996年	1997年	1998年	2000年
調整割合	15%	13%	11%	10%	5%	2%

出所：日本製薬工業協会（2017）より作成

この基準により、市場価格と薬価の乖離が2%以上になると、次の薬価改定の際に薬価が下方修正されるため、過度な薬価差が生じにくくなった。この政策の効果は図 1-5 で見ることができる。図 1-5 は 1991 年から 2015 年にかけての薬価差の推移を示している。明らかに、市場価格と薬価との乖離率が縮小してきていることがわかる。

図 1-5：薬価差の推移



出所：中央社会医療協議会資料より作成

薬価低下政策の2つ目は医薬分業における規制の見直しである。<sup>2</sup>医薬分業とは、薬の処方と調剤を分業し、それぞれを医師、薬剤師という専門家が分担することを意味している。図 1-6 で示した通り、もともと日本には医療機関で処方された薬をもらう方法が2通りある。国はこのうちの②の院外処方を促進している。

<sup>3</sup>医薬分業により、薬物効用の有用性や安全性の向上を図るとともに、薬価差の縮小と相まって医薬分業が進むことにより、医療機関の薬剤管理コスト削減や採用医薬品に縛られない専ら医学的観点からの処方が推進されるとともに、薬局における残薬解消の取組みや後発医薬品の使用促進により医療保険財政の効率化にも寄与すると考えられている。

<sup>2</sup> 日本薬剤師会ホームページより引用。

<sup>3</sup> 厚生労働省資料「医薬分業の考え方と薬局の独立性確保」より引用。

図 1-6：院内処方と院外処方

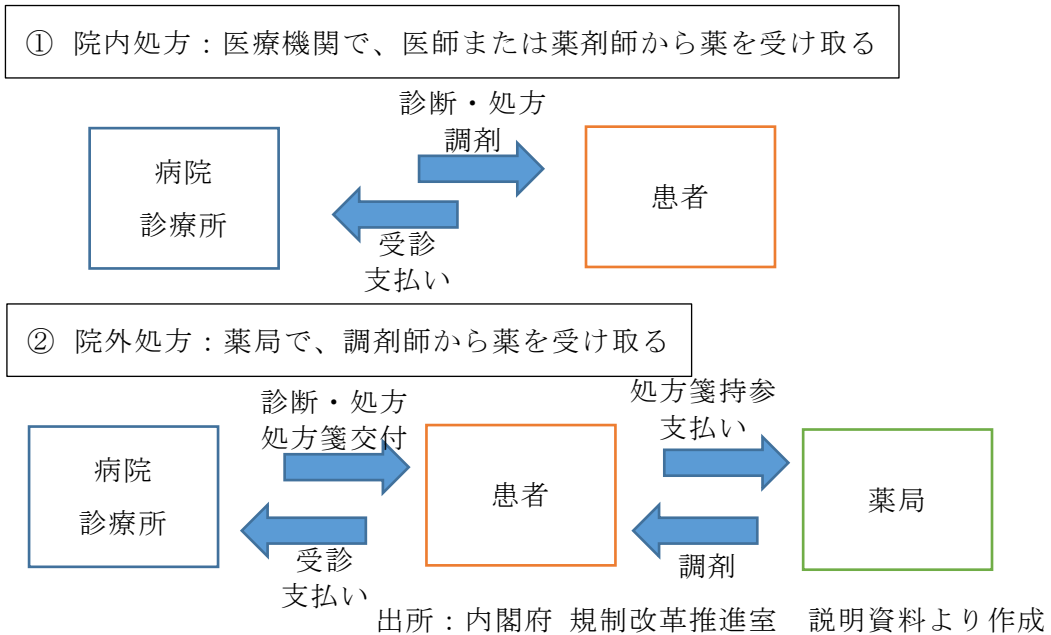
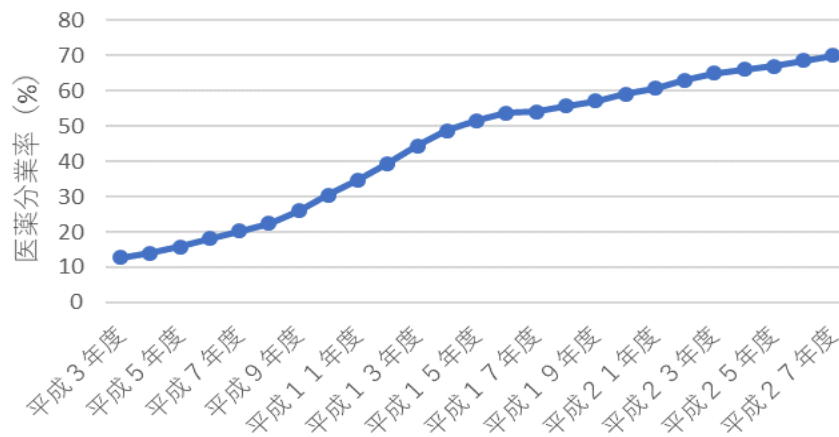


図 1-7 は医薬分業率<sup>4</sup>の推移を表している。1990年代より、病院内で薬を調剤するよりも、院外処方箋を発行する価格を数倍高く設定するなどの利益誘導による医薬分業を図った結果、1991年（平成3年）には12.8%だった分業率は、2015年（平成27年）には70.0%にまで上昇する結果となった。

図 1-7：医薬分業率の推移



出所：日本薬剤師会「医薬分業進捗状況」より作成

<sup>4</sup> 医薬分業率 =  $\frac{\text{処方せん枚数（薬局での受付回数）}}{\text{医科診療（入院外）日数} \times 68.8\% + \text{歯科診療日数} \times 11.9\%}$

3 つ目はジェネリック医薬品（後発医薬品）の使用促進だ。<sup>5</sup>ジェネリック医薬品は、先発医薬品と治療学的に同等であるものとして製造販売が承認され、一般的に研究開発に要する費用が低く抑えられることから、先発医薬品に比べて薬価が安くなっている。つまりジェネリック医薬品を普及させることは、患者負担の軽減や医療保険財政の改善に資するものとなる。

このため、厚生労働省では平成 25 年 4 月に「後発医薬品のさらなる使用促進のためのロードマップ」を策定し取組を進めてきた。さらに、平成 27 年 6 月の閣議決定において、平成 29 年度に 70%以上とするとともに、平成 30 年度から平成 32 年度末までの間のなるべく早い時期に 80%以上とする、新たな数量シェア目標が定められた。

主な使用促進政策については表 1-2 にまとめた。

表 1-2：後発医薬品使用促進策の推移

	後発医薬品使用促進策
2006 (平成 18 年)	処方箋様式の見直し（後発医薬品に変更が可能と判断した場合に保険医が著名等するように様式を変更）
2008 (平成 20 年)	処方箋様式の見直し（後発医薬品への変更が不可能だと判断した場合に保険医が著名等するように様式を変更）
	後発医薬品調剤体制加算の導入
2010 (平成 22 年)	後発医薬品調剤体制加算の改定
2012 (平成 24 年)	処方箋様式の見直し（処方薬ごとの後発医薬品への変更可否を明示するよう、処方箋様式を変更）
	後発医薬品調剤体制加算の改定
2014 (平成 26 年)	後発医薬品調剤体制加算の改定
	DPC 制度 <sup>6</sup> において後発医薬品を使用した場合を評価

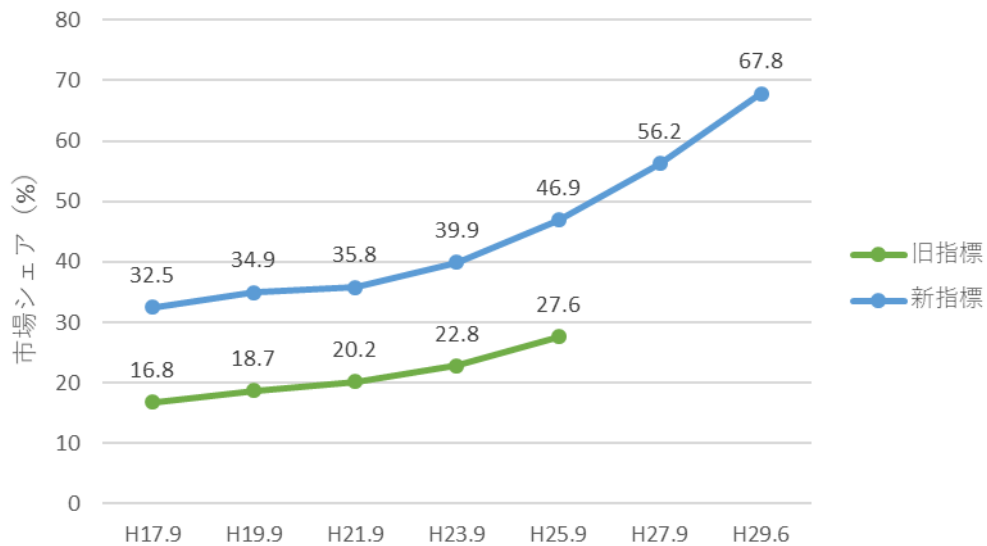
出所：日医工ホームページより作成

<sup>5</sup> 厚生労働省ホームページより引用。

<sup>6</sup> 2003 年に導入された診断群分類別包括評価制度。従来は患者に行われた個々の診療行為に応じて出来高払いであったのに対し、一部の診療行為を包括的に評価し、診療報酬が決定されることとなった。

後発医薬品の使用状況の現状は図 1-8 で示した通りだ。現時点では目標値の 70%には届いていないが、速いペースで後発医薬品の市場シェアが伸びてきている。

図 1-8：後発医薬品の市場シェア



出所：厚生労働省ホームページより作成

今後の薬価低下政策の動向についても注目する。<sup>7</sup>政府は平成 33 年度から薬価の毎年改定を導入しようとしている。毎年改定の対象薬についても当初の予定より大幅拡大をし、薬 5 割の医薬品を対象とする予定だ。これによって最大 2900 億円の医療費削減効果が見込まれている。この他にも市場規模の大きい医薬品を対象に薬価改定方法を見直し、「費用対効果」を分析し、それに基づいて薬価を改定する仕組みを導入することも検討されている。また後発医薬品が普及している市場に対しては、後発医薬品の使用割合が 80%以上になった場合には先発医薬品の薬価を後発医薬品の薬価の 2.5 倍に引き下げ、その後 6 年かけて段階的に後発医薬品の薬価まで引き下げるといふ。

## 1.5 考察

本章では、医療費の増大に調剤費の増大が大きく加担していることが確認され、また基準薬価制度によって生じる薬価差の存在が医師の処方行動を歪め、医療費の増大

<sup>7</sup> 日本経済新聞（2017 年 11 月 20 日）より引用。

をもたらしている可能性があることが指摘された。これに対する政府の対策として薬価算定方式の変更、医薬分業政策、後発医薬品の使用促進政策の3つを取り上げ、どれも一定の成果を挙げていることが確認された。

しかしながらこれらの政策のもとで調剤費の増大を防ぐことができていないことに疑問が生じる。次章以降ではこのことに焦点を当て、第2章では医師の処方行動に要因があるかを探り、第3章では政策の効果について詳細に分析を行う。



## 第2章 医薬品の需要要因に関する分析

本章では第1章の3節で指摘をした医師のエージェンシー問題について扱う。初めに医療行為に関するエージェンシー問題を扱った理論分析を紹介した後に、医薬品の需要要因を実証分析し、医師の処方行動が薬価差収入に歪められているか否かを探る。また先行研究で得られている結果と比較をすることで、近年の政策効果にも言及する。

### 2.1 Dulleck and Kerschbamer (2006)

消費者が財を購入したあともその財の情報が手に入らない財のことを信用財と呼ぶ。医師による医療行為（処方行動を含む）もこの信用財に値する。この財における特徴として、専門家は消費者自身よりもその消費者の要求に合う質を知っているという情報の非対称性が存在し、それによって専門家による虚偽行動という非効率性が生じることである。

はじめに信用財の基本的なモデルを示したのちに、非効率性が生じない均衡について述べる。

#### 2.1.1 信用財のモデル

まず前提として消費者は低水準の処置 $\underline{c}$ を必要とするタイプ（タイプ L）と高水準の処置 $\bar{c}$ を必要とするタイプ（タイプ H）の2タイプが存在するとする。消費者は問題を抱えていることは知っているが自分がどちらのタイプに属しているかは知らない。ただし $h$ の確率でタイプ H、 $(1-h)$ の確率でタイプ L であることは知っているとする。一方で専門家はどちらのタイプかを診断することができ、的確な処置を行的確な料金をもらうか、情報の非対称性から消費者をだますかを選ぶことができる。

高水準の処置の費用は $\bar{c}$ 、低水準の処置の費用は $\underline{c}$ であり、 $\bar{c} > \underline{c}$ を満たしている。また高水準の処置はどちらのタイプの問題も解決することができるが、低水準の処置はタイプ L の問題しか解決することはできない。表 2-1 は消費者が得ることのできる効用を表したものである。十分な処置を受けた場合には $v$ だけの効用を得ることができるが、処置が不足している場合には効用は 0 となる。

またこのモデルにおいて以下 5 つの仮定について考える。

[仮定 H（消費者同質性）]

全ての消費者について、タイプ H である確率は等しく $h$ であるとし、十分な処置から得られる効用も $v$ と等しくなるとする。

表 2-1：消費者の効用

		必要な処置	
		$\underline{c}$	$\bar{c}$
受けた処置	$\underline{c}$	$v$	$0$
	$\bar{c}$	$v$	$v$

出所：Dulleck and Kerschbamer (2006) より作成

[仮定 C (コミットメント)]

診断と処置における範囲の経済性が大きく、専門家の診断によって処置が必要と判断された場合には、消費者はその専門家のもとで処置を受けるものとする。

[仮定 L (法的責任性)]

消費者は効用によって過小処置に気づくことができ、専門家はタイプ H の消費者に対して低水準の処置  $\underline{c}$  をすることはできないとする。

[仮定 V (立証可能性)]

消費者は受けた処置の水準を知ることができ、専門家が低水準の処置  $\underline{c}$  をしながら高水準の処置  $\bar{c}$  分の料金を請求すること（過大請求）はできないとする。

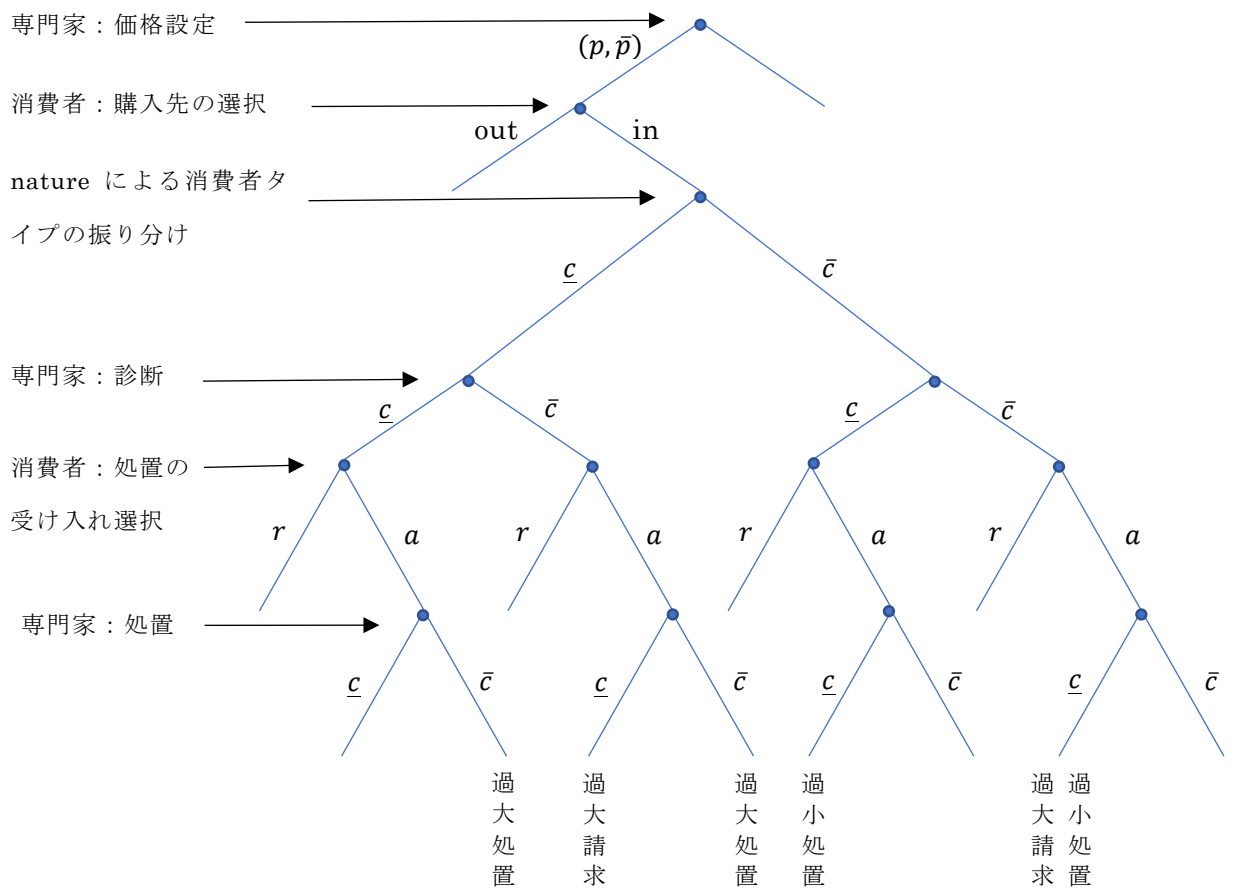
次に市場の状況について描写する。市場には危険中立的な専門家が  $n \geq 1$  人存在している。専門家はそれぞれ価格を設定する。専門家  $i \in \{1, \dots, n\}$  が高水準の処置  $\bar{c}$  に対して設定する価格を  $p^i$ 、低水準の処置  $\underline{c}$  に対して設定する価格を  $\underline{p}^i$  とする。専門家の利潤は総収入から費用を引いたものである。

また市場には危険中立的な消費者が連続的に存在する。消費者が 1 人の専門家から診断を受ける際の診断料は  $d$  であり、 $r$  人の専門家から診断を受けた際には  $dr$  だけの支出となる。したがって消費者の正味支出は表 2-1 で示した効用から処置料と診断料を引いたものである。ここで  $v - \bar{c} - d > 0$  とすると、もし診断だけ受け、処置を受けなかった場合の支出が  $0 - dr < 0$  であるため、消費者は問題を抱えているならば処置を受けるほうが効率的である。

図 2-1 は専門家と消費者がそれぞれ 1 人しか存在しない場合の特異なケースにおけるゲーム木を表している。まず専門家が処置の水準に対して価格を設定し、消費者はその価格を見て専門家のもとで診断を受けるか否かを判断する。out を選択した場

合には専門家、消費者ともに支出は0である。inを選択した場合には nature によって患者がタイプ H なのかタイプ L なのかの振り分けが行われる。次に専門家による診断が行われ、どちらの水準の処置が必要なのかを患者に伝えられる。それを受けて患者は処置を受け入れるか否かを判断し、もし拒否する場合は消費者の支出は $-d$ 、専門家の支出は0となる。処置を受け入れた場合には専門家はいずれかの処置を施し、料金を徴収する。

図 2-1：信頼財におけるゲーム木



出所：Dulleck and Kerschbamer (2006) より作成

仮定 V の下では、専門家は消費者に伝えた通りの処置を行うため過大請求は生じない。また仮定 L の下では過小処置も生じない。

消費者が多数で、専門家が 1 人のモデルでは、上記の単一消費者のゲームが同時に多数行われると考えられる。専門家が多数存在するモデルでは、専門家は同時に価

格  $\underline{p}^i, \bar{p}^i$  を設定する。消費者はこれらの価格を観測して診断を受けるか否か、受けるならばどの専門家にするかを選択する。このモデルにおいては消費者が **out** を選択したからと言って処置を受けないことにはならず、他の専門家のもとに行く可能性がある。同様に、患者が処置を受け入れなかった場合にも他の専門家のもとに行くか否かの選択が行われる。

### 2.1.2 効率性を満たす均衡

Dulleck and Kerschbamer (2006) では市場の原理に任せて専門家による虚偽行動を解決する均衡を導出している。これを命題に示す。

[命題]

仮定 H、C が満たされ、仮定 L と V のどちらか、または両方が満たされている状況では費用をかけずに専門家による虚偽行動の問題は解消される。

この命題を導くために 3 つの補題を記す。ただしこの補題を導くための証明は本稿においては省略する。

[補題 1]

仮定 H、C、V が満たされ、仮定 L が満たされない状況ではいずれのサブゲーム完全均衡においても消費者は等しいマークアップの価格設定のもとで効率的な処置を受けすることができる。このとき独占状態 ( $n = 1$ ) であれば  $\underline{p} - \underline{c} = \bar{p} - \bar{c} = v - d - \underline{c} - h(\bar{c} - \underline{c})$ 、競争がある場合 ( $n \geq 2$ ) には  $\underline{p} - \underline{c} = \bar{p} - \bar{c} = 0$  となる。

[補題 2]

仮定 H、C、L が満たされ、仮定 V が満たされない状況ではいずれのサブゲーム完全均衡においても専門家はどちらのタイプの消費者に対しても等しい固定価格を設定し、消費者は効率的な処置を受けすることができる。このとき独占状態 ( $n = 1$ ) であれば  $\bar{p} = v - d$ 、競争がある場合 ( $n \geq 2$ ) には  $\bar{p} = \underline{c} + h(\bar{c} - \underline{c})$  となる。

[補題 3]

仮定 H、C、L、V のすべてが満たされている状況ではいずれのサブゲーム完全均衡においても専門家は低水準の処置からのマークアップの方が高水準の処置からのマ

一クアップよりも大きくなるような価格を設定し、消費者は効率的な処置を受けることができる。このとき独占状態 ( $n = 1$ ) であれば  $\underline{p} + h(\bar{p} - \underline{p}) = v - d$ 、 $\bar{p} - \bar{c} \leq \underline{p} - \underline{c}$  を満たし、競争がある場合 ( $n \geq 2$ ) には  $\underline{p} + h(\bar{p} - \underline{p}) = \underline{c} + h(\bar{c} - \underline{c})$ 、 $\bar{p} - \bar{c} \leq \underline{p} - \underline{c}$  を満たす。

### 2.1.3 医療行為における効率性

ここからは、これらの仮定が現実の医療行為に当てはまるのかを考えていく。

まず医療行為において消費者同質性はあてはまらない。また法的責任性の仮定を置くのは非常に困難である。十分な処置を行えない病気は多く存在し、また処置が必ず成功するとも限らない。処置が失敗したからと言って過小処置のシグナルにはならないのである。また患者自身が変化に気づく場合があるものの、処置の成功を測定することは不可能で、費用を要することが多い。立証可能性の仮定も同様に厳しい仮定である。患者が処置を観測することができない場合や、医学的な知識の不足により医師の処置を検証することは難しいためである。コミットメントの仮定については、例えば手術では診断と処置における範囲の経済性は大きく、この仮定は合理的であるが、処方行為での診断と処方における範囲の経済性はそれほど小さくなく、この仮定を当てはめるのは難しいと考えられる。

また医療処置に特異な保険制度にも注意が必要である。保険によって病気によるリスクは軽減するため、患者の自信の健康に対する十分なケアを行わなくなる可能性がある。また全費用を負担しないことから過大処置への不安も少なくなる。

以上のことから、医療行為において市場の原理を利用して効率性を追求することは困難であり、虚偽行動への対策なしにはエージェンシー問題は生じることになる。

次節以降では本稿の趣旨である医師による処方行動におけるエージェンシー問題について分析を行う。

## 2.2 先行研究の紹介

これまでに日本の医薬品市場で行われてきた需要の決定要因に関する分析の動向を見ていく。姉川 (1999) では医薬品需要の決定要因を循環器官用薬の個別データを用いて分析している。患者負担と保険給付額の基準となる「薬価」と卸業者の納入価格である「市場販売価格」の双方を需要量の決定要因として重視し、それぞれの効果を推定する理論モデルと推定方法を提示した。実証分析結果は市場販売価格低下に対して需要量が増加するという傾向が確認されたものの、薬価低下そのものに対してから

医薬品需要は影響を受けていないことが示された。

姉川 (2002) では姉川 (1999) を拡張した手法により、1980 年代以降の代表的な循環器官用薬のデータを用いて医薬品の需要決定要因を分析している。需要量決定に関して薬価、市場価格、その他の要因を推計した。このときデータのパネル構造を利用して、医薬品の個別属性が需要に与える影響を個別効果として間接的に推定した。この結果、需要量の市場価格に対する弾力性は負の値をとり、特に発売後経過年数が 12 年を過ぎ、後発医薬品が導入されている医薬品に関してはより弾力的であること、また医薬品の需要量決定は個別効果で説明される部分が大きいことが明かにされた。

Iizuka (2007) では 1991 年から 1997 年までの 40 種類の降圧剤の製品レベルのデータを用いて代理人としての医師の行動を分析し、医師の処方を選択が薬価差収入に影響を受けていること、しかしながらその一方で患者が支払う費用に対してもより敏感に影響を受けていることが示された。

Iizuka (20012) では Iizuka (2007) と同様に患者の代理人としての医師が先発医薬品と後発医薬品のどちらを選択するかという処方行動を分析した。この分析においては健康保険組合の個票 (レセプト) データを利用し、院内処方を行っている機関と院外処方を行っている機関での需要要因に差があることが明らかにされた。

Iizuka (2007) と Iizuka (20012) については以降でより詳細に紹介する。

## 2.2.1 Iizuka (2007)

この論文では日本の医療現場におけるプライマリー・エージェンシー問題について実証を行っている。日本特有の薬価差収入に注目し、医師による処方の決定が薬価差収入によって歪められているか否かを検証するために、1991 年から 1997 年までの日本の高血圧治療薬市場のデータを用い、入れ子ロジットモデルをもとに需要関数を推定し、薬価差に対する弾力性を推定した。推定の結果、医師の処方の選択は自らの利益の影響を受けていることが示された。しかしながらその選択は同時に、患者が支払う費用に対しても敏感に影響を受けることも明らかにされた。

### 2.2.1.1 モデル

ここでは医師は薬価差による収入と患者の効用を考慮に入れて医薬品を選択すると考える。医師が  $t$  期において  $i$  タイプの患者に対する医薬品  $j$  を、 $J+1$  個の選択肢から選択する行動をとる際に最大化する目的関数  $V_{ijt}$  を以下のように定義する。

$$\max_{j \in 0, j} V_{ijt} = X'_{jt} \beta_i - \alpha_i P_{jt}^R + \xi_{jt} + \gamma M_{jt} + \zeta_{ig}(\alpha) + (1 - \alpha) \varepsilon_{ijt} \quad (2.1)$$

$X_{jt}$ は $t$ 期における医薬品 $j$ の観測可能な製品特性で、 $P_{jt}^R$ は $t$ 期における医薬品 $j$ の小売価格、 $\xi_{jt}$ は $t$ 期における医薬品 $j$ の観測不可能（医師や製造者には観測できるが経済学者にとっては観測不能）な品質、 $M_{jt}(= P_{jt}^R - P_{jt}^M)$ は医師が $t$ 期における医薬品 $j$ から得られる薬価差収入である。誤差項は $\zeta_{ig}(\alpha) + (1 - \alpha) \varepsilon_{ijt}$ であり、製品グループに特有な要素と独立同分布(*i. i. d*)な項に分かれる。推定するパラメータは $\beta_i, \alpha_i, \gamma$ の3つで $\alpha$ と $\beta$ については患者のタイプによって異なるとする。

医療費の自己負担額の違いや健康状態の違いから、患者のタイプは高齢者と非高齢者の2タイプに分ける。医師は非高齢者の患者に医薬品を処方するときの方が医薬品の小売価格により敏感に反応すると予測できる。

$t$ 期における医薬品 $j$ のタイプ $i$ の患者への市場シェアは

$$s_{jt}^i = \frac{\exp((X'_{jt} \beta_i - \alpha_i P_{jt}^R + \xi_{jt} + \gamma M_{jt}) / (1 - \alpha)) [\sum_{j \in g} \exp((X'_{jt} \beta_i - \alpha_i P_{jt}^R + \xi_{jt} + \gamma M_{jt}) / (1 - \alpha))]^{-\alpha}}{\sum_{g \in G} [\sum_{j \in g} \exp((X'_{jt} \beta_i - \alpha_i P_{jt}^R + \xi_{jt} + \gamma M_{jt}) / (1 - \alpha))]^{1-\alpha}} \quad (2.2)$$

となる。また $t$ 期における医薬品 $j$ の総市場シェアはタイプごとのシェアの加重平均をとって

$$s_{jt} = k_t^1 s_{jt}^1 + k_t^2 s_{jt}^2 \quad (2.3)$$

となる。 $s_{jt}^1$ は $t$ 期における医薬品 $j$ の高齢者（タイプ1）への市場シェア、 $s_{jt}^2$ は $t$ 期における医薬品 $j$ の非高齢者（タイプ2）への市場シェアであり、 $k_t^1, k_t^2$ は $t$ 期の潜在市場における高齢者と非高齢者の人口比率である。

### 2.2.1.2 推定

1991年から1997年までの日本の高血圧治療薬市場のデータを用いて推定を行った結果を表2-1に示す（一部抜粋して記載）。

モデル1、モデル2では入れ子ロジットモデル、モデル3ではランダム係数モデルで推定している。またモデル2とモデル3においては薬価差収入と薬価が誤差項と相関することで生じる内生性の問題に対処するために操作変数を用いた推定を行っている。操作変数には、系統に属する他の医薬品の品目数と製品属性（5種類）の和と、同じ企業が販売する他の医薬品の品目数と製品属性の和、そしてこれらの変数の1

年前の値を設定し、薬価差収入や薬価と相関がある、その製品の市場の競争度と製品の販売権の所有構造を捉えた。

表 2-1 : 推定結果

変数	モデル 1	モデル 2	モデル 3
<i>Physician markup</i>	0.476** (0.162)	2.365*** (0.646)	1.659** (0.542)
<i>Retail price</i>	-0.123*** (0.032)	-0.454*** (0.095)	-1.202 <sup>Σ</sup> *** (0.292 <sup>Σ</sup> )
<i>Time from entry</i>	0.080** (0.033)	0.383*** (0.076)	0.402*** (0.090)
<i>(Time from entry)<sup>2</sup></i>	-0.025** (0.011)	-0.113*** (0.023)	-0.131*** (0.026)
$\sigma$	0.981*** (0.008)	0.871*** (0.029)	0.886*** (0.028)
<i>Const.</i>	-3.082*** (0.080)	-3.671*** (0.189)	-3.367*** (0.460)

\*\*\*は 1% 有意、\*\*は 5% 有意、\*は 10% 有意を示す。

<sup>Σ</sup>は非高齢者の値を示す。高齢者の係数は 0 に固定されている。

括弧内の数値は標準誤差を表す。

出所 : Iizuka (2007) より作成

結果の解釈を行う。モデル 1 では薬価差益と薬価を外生変数として扱っている。薬価差益の係数は有意に正、小売価格の係数は有意に負であり、医師は処方を選択時に薬価差収入の影響を受けていること、また患者の支出を少なくしようとする行動をとっていると考えられる。

モデル 2 においても薬価差益の係数、小売価格の係数ともに有意な結果が得られ、符号にも変化はない。ただし係数の絶対値はモデル 1 よりも大きくなっている。これは観測不能な製品の品質と薬価（薬価差収入）が正（負）に相関しており、操作変数を用いてないモデル 1 では薬価（薬価差収入）の係数が過大（過小）評価されたとためだと考えられる。



モデル 3 では患者を 2 タイプ（高齢者と非高齢者）に分けた推定値が得られている。薬価差収入の係数、薬価の係数ともに有意な結果が得られ、符号にも変化はない。非高齢者の薬価の係数の絶対値はモデル 2 よりも大きくなっており、医療費の負担が大きい非高齢者は、高齢者を含んだ平均よりもより価格に敏感であることと整合性がある。

## 2.2.2 Iizuka (2012)

この論文で健康保険組合の個票データを用いることで Iizuka (2007) よりも詳細な分析が可能となった。分析の結果、先の研究と同様に薬価差収入によって処方行動が歪められていることが確認されたほか、院外処方を行っている病院は院内処方を行っている病院に比べて後発医薬品よりも先発医薬品を選択する傾向にあることが確認され、新たなエージェント問題が生じていることが指摘された。

### 2.2.2.1 モデル

初めに医師の行動について考える。医師  $j$  は患者  $i$  の治療において、多数の医薬品や非薬物療法の選択肢の中から医薬品  $k$  を選択し、剤形や投与量を決定する。そして最後に後発医薬品か先発医薬品かを選択する。

医師が後発医薬品や先発医薬品を処方することから得られる間接効用をそれぞれ  $U_{ijkt}^{GE}$ 、 $U_{ijkt}^B$  とする。医師が後発医薬品を選択するのは後発医薬品を選択したときのほうが先発医薬品を選択したときよりも間接効用が大きくなる時、つまり  $U_{ijkt}^{GE} > U_{ijkt}^B$  となる時である。ここでこの 2 つの効用の差を  $\Delta U_{ijkt} (= U_{ijkt}^{GE} - U_{ijkt}^B)$  とする。  $\Delta U_{ijkt}$  は(2.4)式のように医師自身の効用と患者の効用に分けることができる。

$$\Delta U_{ijkt} = \gamma_d \Delta u_{ijkt}^d + \gamma_p \Delta u_{ijkt}^p \quad (2.4)$$

$\Delta u_{ijkt}^p$  は患者  $i$  が後発医薬品を処方されることから得られる効用の差分、 $\Delta u_{ijkt}^d$  は医師  $j$  が後発医薬品を処方することにより得られる効用の差分であり、それぞれは独立している。 $\gamma_d$ 、 $\gamma_p$  は医師が自身の効用と患者の効用それぞれに置く重みを表している。もし医師が患者の完全なエージェントであるなら  $\gamma_d = 0$  かつ  $\gamma_p = 1$  であり、患者の効用に全く関心を持たない場合は  $\gamma_p = 0$  となる。

$\Delta u_{ijkt}^d$  は以下の関数で表される。

$$\Delta u_{ijkt}^d = f(Y_{ijkt-1}, \Delta M_{ikt}, VI_j, H_j, X_{kt}, \tau_{ijk}^d) \quad (2.5)$$

$y_{ijkt-1}$ は1期前の来院時の処方選択であり、危険中立型の医師は1期前に後発医薬品を処方している場合は今期も後発医薬品を処方することを好み、その場合 $y_{ijkt-1} = 1$ となる。 $\Delta M_{ikt}$ は後発医薬品の薬価差と先発医薬品の薬価差の差分であり、 $\Delta M_{ikt}$ が大きいほど医師は後発医薬品からより多くの効用を得ることができる。しかし医師が $\Delta M_{ikt}$ を得られるのは $VI_j = 1$ の場合、つまり院内処方が行われている場合のみである。 $H_j$ は医師の観測可能な属性ベクトルであり、医学専門領域等の9分野のダミーを含んでいる。また $X_{kt}$ は薬の製品特性、 $\tau_{ijk}^d$ は医師の観測不可能な薬への選好である。

$\Delta u_{ijkt}^p$ についても同様に表すことができる。

$$\Delta u_{ijkt}^p = f(y_{ijkt-1}, \Delta P_{ikt}, Y_i, X_{kt}, VI_j, \tau_{ijk}^p) \quad (2.6)$$

$\Delta P_{ikt}$ は後発医薬品の薬価と先発医薬品の薬価の差分であり、この差分が小さいほど患者が後発医薬品から得られる効用は小さくなると考えられる。 $Y_i$ は観測可能な患者の属性であり、年代や性別、保険ダミーを含んでいる。 $\tau_{ijk}^p$ は患者の観測不可能な薬への選好である。

この関数を用いて、医師が後発医薬品と先発医薬品のどちらかを選択する以下のロジットモデルを考える。

$$\begin{aligned} Prob(y_{ijkt} = 1) &= \Phi[\gamma_d \Delta u_{ijkt}^d + \gamma_p \Delta u_{ijkt}^p] \\ &= \Phi[\{y_{ijkt-1}(\alpha_1 + \alpha_2 VI_j) + \Delta M_{ikt}(\alpha_3 + \alpha_4 VI_j) + \alpha_5 VI_j \\ &\quad + H_j \alpha_6 + X_{kt} \alpha_7 + \tau_{ijk}^d\} + \{y_{ijkt-1}(\beta_1 + \beta_2 VI_j) \\ &\quad + \Delta P_{ikt}(\beta_3 + \beta_4 VI_j) + \beta_5 VI_j + Y_i \beta_6 + X_{kt} \beta_7 + \tau_{ijk}^p\}] \end{aligned} \quad (2.7)$$

被説明変数の $y_{ijkt}$ は後発医薬品が選択されたときに1をとるダミー変数、 $\Phi$ は累積正規分布関数である。

### 2.2.2.2 推定

推定には2003年9月から2005年12月までレセプトデータを用いている。推定結果は表2-2に示した（一部抜粋して記載）。以下では推定結果から得られる解釈を行う。

$\Delta M$ の係数は正であるが有意ではないこと、 $\Delta M$ と $VI$ ダミーの交差項の係数は正で有意であることから、薬価差の差分は院外処方が行われている病院に対しては影響を与えないが、院内処方が行われている病院においては正の影響を与えることを示してお

り、エージェンシー問題が起きていると指摘できる。また $\Delta P$ の係数は有意でないが $\Delta P$ と $VI$ ダミーの交差項の係数は負に有意であることから院外処方が行われている病院の医師は患者の費用に無関心であるがわかり、この結果からもエージェンシー問題が指摘される。これは後発医薬品の価格が先発医薬品の価格よりも十分に低く設定されていても医薬分業が行われている病院においては後発医薬品の使用が増えないことを示している。

$y_{t-1}$ の係数と $GEpref$ の係数は正に有意であることから、医師は前回の処方選択に依存すること、また後発医薬品への選好が処方選択に影響を与えるということが出来る。この2つの変数と $VI$ ダミーとの交差項の係数はどちらも有意でないことは、これらの影響は院内処方が行われている病院か院外処方が行われている病院かとは無関係であることを示している。 $VI$ ダミーの係数が正に有意であることから $\Delta M$ の効果を除いたとしても、院内処方が行われている病院の方が後発医薬品をより使用すると考えることができる。

以上の結果から、医師の処方選択は金銭的なインセンティブに影響を受け、院内処方が行われている病院と院外処方が行われている病院とでは、後発医薬品を処方するか先発医薬品を処方するかという選択行動に差異が生じることが示された。

表 2-2 : 推定結果

変数	係数	標準誤差
$y_{t-1}$	3.1879***	0.1536
$y_{t-1} \times VI$	-0.0356	0.1886
$\Delta M$	0.2198	0.7691
$\Delta M \times VI$	1.7708**	0.8983
$\Delta P$	-0.7127	0.6910
$\Delta P \times VI$	-1.5256*	0.8592
$GEpref$	1.2227***	0.2906
$GEpref \times VI$	0.5191	0.3360
$VI$	0.1819*	0.1051

\*\*\*は 1% 有意、\*\*は 5% 有意、\*は 10% 有意を示す。

出所 : Iizuka (2012) より作成

## 2.3 実証分析

上記で紹介した先行研究ではどれも 2006 年以前のデータが用いられており、後発医薬品の使用促進政策の効果をみることができない。本論文では Iizuka (2007) と同様の手法を用い、最新のデータを用いることで後発医薬品の使用促進に対する政策的な言及を行う。

### 2.3.1 推定方法

本研究では Iizuka (2007) と同様に、入れ子ロジットモデルを用いた医薬品の需要要因の分析を行う。入れ子ロジットモデルは基本的な離散選択モデルであるロジットモデルで生じる IIA 問題を緩和するためのモデルである。そこでまず Berry (1994) を用いて需要関数の推定方法を概観する。

消費者は  $G + 1$  個の財のグループ ( $g = 0, 1, \dots, G$ ) から 1 つのグループを選択する。選択したグループ  $g$  からさらに財  $j$  を選択した消費者  $i$  の効用は以下のように表される。

$$u_{ij} = \delta_j + \xi_{ig} + (1 - \sigma)\epsilon_{ij} \quad (2.8)$$

$\xi_{ig}$  はグループ  $g$  に属するすべての財に共通な要因であり、 $\epsilon_{ij}$  は独立同分布 (*i.i.d.*) に従うため、 $[\zeta + (1 - \sigma)\epsilon]$  もまた極値分布に従う。また  $\sigma$  は  $0 \leq \sigma < 1$  の値をとり、1 に近づくほどグループ内の効用水準の相関は 1 となり、0 に近づくほどグループ内の効用水準の相関は 0 となる。つまり  $\sigma = 0$  のとき、入れ子ロジットモデルとロジットモデルに相違はなくなる。

財  $j$  がグループ  $g$  から選択される確率 (グループ内シェア) は

$$\bar{s}_{j/g}(\delta, \sigma) = [e^{\delta_j/(1-\sigma)} / D_g], \quad D_g \equiv \sum_{j \in \mathcal{G}_g} e^{\delta_j/(1-\sigma)} \quad (2.9)$$

であり、財全体からグループ  $g$  が選択される確率 (グループシェア) は

$$\bar{s}_g(\delta, \sigma) = \frac{D_g^{(1-\sigma)}}{[\sum_g G_g^{(1-\sigma)}]} \quad (2.10)$$

と表される。したがって財  $j$  が財全体から選択される確率 (市場シェア) は

$$s_j(\delta, \sigma) = \bar{s}_{j/g}(\delta, \sigma) \bar{s}_g(\delta, \sigma) = \frac{e^{\delta_j/(1-\sigma)}}{D_g^\sigma [\sum_g G_g^{(1-\sigma)}]} \quad (2.11)$$

と求まる。アウトサイドグッズが選択される ( $\delta_0 \equiv 0, D_0 = 1$ ) 確率は

$$s_0(\delta, \sigma) = 1 / \left[ \sum_g G_g^{(1-\sigma)} \right] \quad (2.12)$$

である。

(2.11)式の対数をとると(2.13)式が得られる。

$$\ln(s_j) - \ln(s_0) = \delta_j / (1 - \sigma) - \sigma \ln(D_g) \quad (2.13)$$

ここで(2.10)式より

$$\ln(D_g) = [\ln(\bar{s}_g) - \ln(s_0)] / (1 - \sigma) \quad (2.14)$$

を得る。これを(2.13)式に代入すると

$$\delta_j(s, \sigma) = \ln(s_j) - \sigma \ln(\bar{s}_{j/g}) - \ln(s_0) \quad (2.15)$$

となり、観測可能な市場シェアによって表すことができる。

最後に $\delta_j = x_j \beta - \alpha p_j + \xi_j$ を(2.15)式に代入することで入れ子ロジットモデルの推定式を得る。

$$\ln(s_j) - \ln(s_0) = x_j \beta - \alpha p_j + \sigma \ln(\bar{s}_{j/g}) + \xi_j \quad (2.16)$$

本稿では(2.16)式に、医薬品市場の状況を当てはめた(2.17)式の推定式を用いる。

$$\ln(s_{jt}) - \ln(s_{0t}) = X_{jt}' \beta - \alpha P_{jt}^R + \gamma M_{jt} + \sigma \ln(s_{jt/g}) + \xi_{jt} \quad (2.17)$$

ここで $X_{jt}'$ は医薬品の製品特性、 $P_{jt}^R$ は薬価、 $M_{jt}$ は薬価差である。

### 2.3.2 データ

先発医薬品と後発医薬品が混在する市場における需要要因を分析するために、本研究では高血圧治療剤で第一選択薬として使用されているカルシウム拮抗薬、アンジオテンシン変換酵素阻害薬、アンジオテンシン II 受容体拮抗薬を分析対象とする。

データの期間は、処方箋様式の見直しが行われ、政府が後発医薬品の使用促進政策を始めた 2006 年から 2015 年までのデータを使用する。分析に必要な薬価、市場シェア、製品特性のデータは、すべて一般的に入手可能な資料から得ている。

市場シェア $s_{jt}$ については各製品の売上高を「ジェネリック医薬品・長期収載品データブック」から、市場全体の売上高を「製薬企業の実態と中期展望」から得て算出している。薬価 $P_{jt}^R$ については、各年の「保険薬事典」から得られる一日最大薬価のデータを用いている。製品特性 $X_{jt}'$ については各医薬品の添付文書から発売日、半減

期、禁忌数、効果効能数、国内製品、海外製品の情報を、「ジェネリック医薬品・長期取載品データブック」から各医薬品が提供するパッケージの種類の数を得た。

薬価差のデータは公開されておらず、入手することができなかったが、薬価算定法に従って算出している。薬価算定法とは

$$t \text{ 期の薬価} = t-1 \text{ 期の市場価格} + t-1 \text{ 期の薬価} \times \text{調整割合}$$

であり、薬価のデータから逆算して市場価格を求めることができ、この市場価格から薬価差を求めることができる。

また  $s_{jt/g}$  は医薬品  $j$  のグループ  $g$  内での  $t$  年のシェアであり、被説明変数のシェアと同様に算出している。

表 2-2 にこの分析に用いたデータの記述統計を示した。

表 2-2 : 記述統計

変数	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
薬価	251	55.32112	35.124	12.3	155.6
薬価差	252	6.351238	7.646254	-12.354	36.756
半減期	252	20.84914	15.98013	0.93	44.98
効果効能数	252	2.428571	1.436178	1	5
禁忌数	252	3.337302	1.634208	2	8
国内製品ダミー	252	0.3333333	0.4723426	0	1
後発医薬品ダミー	252	0.8293651	0.3769383	0	1
発売後経過年数	252	6.43254	5.756641	0	29.41667

表 2-3 に(2.17)式を推定した際に期待される各パラメータの符号をまとめた。医師が患者の支出を抑えるように行動する場合は、薬価の係数は負になることが期待され患者の支出を気にしない場合は正になることも考えられる。薬価差の係数の符号は医師が薬価差収入に関心がある場合は正、関心がない場合には負になると考えられ、こちらも予想の時点でどちらになるかは判断できない。半減期は薬の効き目の長さを表しているため、係数は正になると考えられる。効果効能数は薬の性能の良さを示すものなので正、禁忌数は少ないほど使用しやすくなるので負であると予想される。発売後経過年数の係数はその医薬品が上市されてから医師に有用性が認知されるまでの学習効用や次第に飽きられていく陳腐化の効果を反映し、1次項が正、2次項が負に

なることが先行研究によっても示されている。後発医薬品の係数は、他の条件が同じ場合には先発医薬品よりも低く評価されると考えられるため、負になると予測される。国内製品ダミーについては、その成分の製品が海外製品より先に国内製品が発売されている場合に 1 をとる変数であり、医師による海外製品へのグッドウィルの蓄積がない状態だと考えられ、係数は正になると予想される。

表 2-3 : 期待される符号

薬価	?
薬価差	?
半減期	+
効果効能数	+
禁忌数	-
上市後経過年数	+
上市後経過年数 (2 乗)	-
後発医薬品ダミー	-
国内製品ダミー	+

ここで内生性の問題についても述べる。製品の質が高いものは薬価、薬価差、グループ内シェアと誤差項間に正の相関が生じ、これらの係数が過剰評価される可能性がある。この内生性を解消するために操作変数を用いた。使用した操作変数は、以下の 12 種類である。

(A) 製品の市場競争度を捉える変数 :

同じグループに属する他の薬の品目数・製品特性 (先発医薬品ダミー、国内ダミー、半減期、効果効能数、禁忌数) の合計

(B) 製品の販売権の所有構造を捉える変数 :

同じ企業が販売する他の薬の品目数・製品特性 (先発医薬品ダミー、国内ダミー、半減期、効果効能数、禁忌数) の合計

### 2.3.3 推定結果

推定結果は表 2-4 の通りである。モデル 1 はロジットモデル、モデル 2、モデル 3 は(2.17)式を用いた入れ子ロジットモデル、またモデル 3 では操作変数を入れた推定を行っている。

表 2-4 : 推定結果

変数	モデル 1	モデル 2	モデル 3
薬価	0.0000485 (0.0000784)	-0.0071258*** (0.001707)	-0.0246147*** (0.0084675)
薬価差	-0.0002655 (.0001723)	0.0052266 (0.003608)	-0.005618 (0.0656954)
半減期	.0000743 (0.0001401)	0.0520809 *** (0.0030363)	0.0643126*** (0.0172148)
効果効能数	-0.0041444** (0.0016178)	0.0770968 ** (0.03444)	0.0289731 (0.048442)
禁忌数	-0.0053296*** (0.0008944)	-0.28085*** (0.0189219)	-0.2067365*** (0.0465785)
上市経過年数	0.0048484*** (0.0006852)	0.0211118 (0.0165997)	0.044982 (0.0396478)
上市経過年数 (2 乗)	-0.0002467 *** (0.0000199)	-0.0014728*** (0.000488)	-0.0009141 (0.002154)
後発医薬品ダミー	-0.0736092 *** (0.0061778)	-1.064859*** (0.1328979)	-1.470206*** (0.1917928)
国内製品ダミー	0.0139251*** (0.0034983)	-0.2022912*** (0.0755573)	0.2180979 (0.505598)
ACE 阻害剤ダミー	-0.0002141 0.0083454	-0.9937382*** (0.1755797)	-2.216583 (1.432307)
Ca 拮抗剤ダミー	-0.0255416*** (0.0066146)	-1.617344*** (0.1421255)	-2.767656** (1.248129)
2015 年ダミー	-0.01261*** (0.0037747)	-0.5260077*** (0.0791461)	-0.9627927*** (0.2251263)
2014 年ダミー	-0.011106*** (0.0038117)	-0.485368*** (0.0798176)	-0.9692639 (0.8057314)
2013 年ダミー	-0.0069815** (0.0031541)	-0.2532412*** (0.0660509)	-0.4371949*** (0.1572103)



2012年ダミー	-0.0050889 (0.0034484)	-0.0330197 (0.0722265)	-0.2747433 (0.6044768)
$\sigma$		0.9146414*** (.0244219)	0.9015926*** (.0764679)
<i>Const.</i>	0.1059857*** (0.009912)	0.5652323** (0.2406178)	2.924947 (1.120244)

以下では推定結果から得られる解釈を行う。

まず薬価についてはモデル 2、モデル 3 において符号は負になり、1%水準において有意な結果が得られた。したがって医師は患者の支出を抑えるような処方選択をしていると考えられる。しかしながらこれは薬価低下政策が需要の増加をもたらすことを意味しており、薬価低下政策によってかえって調剤費を増加している可能性を示唆している。

次に薬価差についてはどのモデルにおいても有意な結果は得られず、符号も定まっていない。これは Iizuka (2007) において薬価差が正に有意となった結果とは異なる。ここから考えられることは、近年の政策によって薬価差が縮小していること、院外処方を行う病院が大半を占めていることから、医師は薬価差収入にとらわれずに処方選択を行うようになったということである。また需要は薬価差に弾力性を持たず、薬価差の縮小自体は調剤費の増加をもたらさないことも示している。

製品特性についてはほとんどのものが期待通りの符号が有意に得られている。

## 2.4 考察

先行研究の結果とは異なり、本稿の実証分析の結果、医師の処方行動は薬価差収入によって歪められていることは確認されなかった。これは薬価差の縮小や院外処方の普及による効果であると考えられる。しかしながら一方で、薬価の低下が医薬品の需要を増加させるように働くことも明らかになり、薬価低下政策が薬剤費の増加をもたらす可能性が指摘される。

これらの結果から、薬剤費を削減させるために有用な政策は、薬価差を縮小させることであり、今後の行われる予定である薬価の毎年改定に期待が持たれる。ただし、薬価そのものを低下させることには十分な注意が必要である。

また Iizuka (2013) で指摘された院外処方の病院の方が後発医薬品をしなくなると  
いう問題は、本稿における分析では言及することができない。医薬分業が与える影響  
に踏み込んだ分析も、今後行われる必要があると考える。

### 第3章 後発医薬品の普及促進政策に関する分析

この章では第1章の4節において紹介した後発医薬品の普及促進政策についてより詳細にその政策効果を分析する。はじめにこれまで行われてきた先行研究を2つ紹介したうえで、本稿における実証分析を行う。

#### 3.1 菅原・南部 (2014)

後発医薬品のシェアについて「後発品普及政策の影響」と「広告宣活動によるグッドウィルの影響」を理論的、実証的に検証している。実証分析においては日本国内における医薬品卸取引の99%以上（数量ベース）をカバーする精緻なデータセット12年分（四半期ベース）の時系列を用いて、高脂血症治療用スタチン剤のうちプラバスタチン（先発製品名「メバロチン」）の後発品市場シェア決定要因について検証を行っている。

以下では理論モデルを紹介したのちに実証分析の詳細を示す。

##### 3.1.1 理論モデル

後発品と先発品間の差別化の程度を表すために後発品医薬品の需要関数 $P_1$ と先発品の需要関数 $P_2$ をそれぞれ以下の式で表す。

$$P_1 = a_1 - b_1(X_1 + \theta_2 X_2) \quad (3.1)$$

$$P_2 = a_2 - b_2(X_2 + \theta_1 X_1) \quad (3.2)$$

ただし $a_1 > 0$ ,  $a_2 > 0$ ,  $b_1 > 0$ ,  $b_2 > 0$ ,  $\theta_1 > 0$ ,  $\theta_2 > 0$

ここで $a$ は各需要関数の留保価格であり、医師が特定の薬剤にどれだけグッドウィルを有しているかを示している。 $\theta$ はライバル企業の生産量の変更が当該企業の需要をどれくらいシフトさせるかを示すパラメータ、 $b$ は各企業が生産量を引き上げるためにどれだけ価格を限界的に引き下げなければならないかを示すパラメータである。

ここで $a_1, a_2$ と $b_1, b_2$ について次の仮定を置く。

まず先発企業は医師に対して既に一定のグッドウィルを蓄積しているため留保価格 $a_2$ は $a_1$ よりも大きい。すなわち

$$a_2 = (1 + q)a_1, \quad q > 0 \quad (3.3)$$

と表すことができ、 $q$ は先発品が後発品に対してどれだけ差別化しているかを示す。

次に供給量を増やすために必要となる限界的な値引きを示す $b$ については、先発企業の方が差別化に成功している分だけ小さいとすれば、

$$b_1 > b_2 \quad (3.4)$$

である。しかしここでは分析を単純化するために、それらは等しいものとする。

$$b_1 = b_2 = b \quad (3.5)$$

さらに $\theta_1$ と $\theta_2$ についても先発品と後発品の予想は互いに対称的であるという楽観的なケースを考える。

$$\theta_1 = \theta_2 = \theta \quad (3.6)$$

ここで後発品と先発品の利潤 $\pi_1, \pi_2$ を次のように定義する。

$$\pi_1 = P_1 X_1 - (1 - k) C X_1 - g_1 X_1 \quad (3.7)$$

$$\pi_2 = P_2 X_2 - C X_2 - g_2 X_2 \quad (3.8)$$

後発企業は先発企業の R&D 支出がないので、トータルの生産費用ははるかに小さい。(3.8)式は $C$ を製品 1 単位当たりの生産コストとすると、後発品のコストは先発品のコストより $(1 - k)$ だけ小さいことを示している。 $g_1, g_2$ は広告宣活動の単価を表している。

各企業の最適戦略はナッシュ均衡で与えられる。(3.7)式, (3.8)式においてライバル企業の生産量を所与として、 $\pi_1, \pi_2$ を $X_1, X_2$ で偏微分すると最適反応関数が得られる。

後発品を販売する企業の最適反応関数は

$$X_2 = -2X_1 + \frac{a_1 - (1 - k)C - g_1}{b} \quad (3.9)$$

であり、先発品を販売する企業の反応関数は

$$X_2 = -\frac{X_1}{2} + \frac{a_2 - C - g_2}{b} \quad (3.10)$$

と求まる。

ナッシュ均衡はそれぞれ

$$X_1^* = \frac{2a_1 - a_2 - 2(1 - k)C - sg_1 + C + g_2}{3b}, \quad (3.11)$$

$$X_2^* = \frac{2a_2 - a_1 - (1 + k)C + g_1 - 2g_2}{3b} \quad (3.12)$$

と求まる。したがって後発品のシェア $S_1$ は

$$S_1 = \frac{X_1^*}{X_1^* + X_2^*} = \frac{2a_1 - a_2 - 2(1-k)C + C - 2g_1 + g_2}{a_1 + a_2 - (2-k)C - g_1 - g_2} \quad (3.13)$$

ここで(3.3)式のように $a_1$ と $a_2$ の関係を設定すると

$$S_1 = \frac{(1-q)a_1 - X}{(2+q)a_1 - Y} = -1 + \frac{3}{2+q} - \frac{X + \frac{(1-q)}{(2+q)}Y}{(2+q)a_1 - Y},$$

$$X = 2(1-k)C + 2g_1 - C - g_2, \quad (3.14)$$

$$Y = (2-k)C + g_1 + g_2$$

と書き換えられ、 $S_1$ はグッドウィル水準の代理変数である $a_1$ に依存すること、さらに $[-1 + 3/(2+q)]$ を漸近線として $q = 0$ の時には後発品のシェアは50%まで上昇しうることがわかる。

ここで各パラメータが $S_1$ に与える定性的な効果を見る。先発品と後発品の市場競争は両者の価格差に依存する。後発品はR&D支出が不要である分、大幅に価格を引き下げることができる。このことをモデルでは(3.7)式で後発品のコストが先発品よりも $k(0 < k < 1)$ だけ小さいことで表現している。そこで $k$ について $S_1$ の符号を見ると

$$\frac{\partial S_1}{\partial k} = \frac{2[(2+q)a_1 - Y]C + C}{[(2+q)a_2 - Y]} > 0 \quad (3.15)$$

であり、先発品に対する後発品の価格差が大きいほど後発品のシェアは増大することがわかる。

また $S_1$ は広告宣伝活動費用 $g_1, g_2$ にも依存しており、その効果は

$$a_2 - g_2 < C \quad \Leftrightarrow \quad \partial S_1 / \partial g_2 > 0 \quad (3.16)$$

$$a_1 - g_1 < (1-k)C \quad \Leftrightarrow \quad \partial S_1 / \partial g_1 > 0 \quad (3.17)$$

これは後発品企業が広告宣伝活動費用を増やすとき、先発企業のグッドウィル水準と販売活動費の差が薬価に比して高くなければ、後発企業の販売努力はシェアを拡大させる効果を持つと解釈できる。また先発企業の宣伝活動費の増加についても同様のことが言える。

次に政府による後発品利用促進策の効果をこのモデルを用いて考察する。医師に後発品の処方をもつための政策はこのモデルにおいては $a_1$ と $a_2$ との差を縮小させる効果を持つと考えられる。したがって政府の政策によって先発品のグッドウィルの優位性を $r$ だけ縮小させたとき、 $a_1$ と $a_2$ には次のような関係を想定できる。

$$a_2 = (1 + q - r)a_1, \quad 0 < r < q \quad (3.18)$$

(3-18)式を用いると後発品の市場シェアは次のように表される。

$$S_1 = \frac{(1 - q + r)a_1 + X}{(2 + q - r)a_1 + Y} = -1 + \frac{3}{2 + q - r} - \frac{X + \frac{(1 - q + r)Y}{(2 + q - r)}}{(2 + q - r)a_1 - Y} \quad (3.19)$$

(3-18)式より $r$ だけ $a_2$ は小さくなるので、 $q$ が大きくなると後発品がシェアを獲得するのが難しい場合でも後発品が参入しやすくなる。また(3.19)式の第2項と第3項は $r$ が大きくなるほど大きくなるので、 $S_1$ の上限値は増大する。

### 3.1.2 推定結果

菅原・南部（2014）は上で紹介した理論モデルをベースに、後発品の市場シェア関数の推定を行った。推定式は以下の線形で表現される。

$$MShare_t = \beta RelatPrice_t + \gamma AdvCapital_t + \delta MarGrth_t + \theta PolDum_t + \mu \quad (3.20)$$

後発品シェアは0から始まるため、定数項には0制約を置いている。また $\mu$ は誤差項で標準的仮定を満たすものとする。その他変数の説明と想定される符号を表3-1にまとめた。

表 3-1：変数の説明と期待される符号

変数	説明	符号
$RelatPrice_t$	先発品と後発品の相対価格	正
$dvCapital_t$	後発品の広告宣伝活動の蓄積	正
$MarGrth_t$	スタチン市場全体の市場成長度	
$PolDum_t$	後発薬の普及促進策の実行前は0、実行後は1をとるダミー変数	正

出所：菅原・南部（2014）より作成

OLSによる推定結果は表3-2の通りである。

$RelatPrice_t$ の係数が正に有意であることから後発医薬品と先発医薬品の価格が乖離するほど後発品のシェアは上昇すると言える。 $dvCapital_t$ の係数については有意な結果が得られていない。したがって後発品企業の広告宣伝活動によるグッドウィルの蓄積が後発品のシェアに与える影響はないという結果になった。また後発医薬品の普及

促進政策の影響は、2006年度の政策ダミー以外はすべて1%有意水準において正である。したがってこの分析で対象とされたプラバスタチン市場における後発医薬品の普及促進政策には一定の効果が認められた。

表 3-2：推定結果

説明変数	推定値	標準誤差
<i>RelatPrice</i>	0.067***	0.011
<i>dvCapital</i>	-0.00023	0.0001
<i>MarGrth</i>	0.181***	0.067
<i>PolDum</i> <sub>2006</sub>	0.13	0.160
<i>PolDum</i> <sub>2008</sub>	0.058***	0.010
<i>PolDum</i> <sub>2010</sub>	0.081***	0.009
<i>PolDum</i> <sub>2012</sub>	0.047***	0.012

\*\*\*は1%有意、\*\*は5%有意、\*は10%有意を示す。

出所：菅原・南部（2014）より作成

## 3.2 玉石（2013）

政府による後発品使用促進政策が後発品医薬品の市場シェアに与えた影響を Difference in Differences（DID）の手法を用いて推計している。

推定の結果、2005年度までは後発医薬品使用促進政策による後発医薬品の市場伸び率に影響は認められなかったが、それ以降は統計的に有意な影響が認められた。特に、2005年度と2006年度、2007年度と2008年度、2009年度と2010年度の間、政策効果の大きな増加が認められた。

### 3.2.1 推定方法

DID 推定量は、処理群（政策の影響を受けたグループ）と対照群（政策の影響を受けなかったグループ）の2つのグループを用いて、「処理群での政策前後の差」から「対照群での政策前後の差」の差分により政策効果を求める。同一グループの処理前と処理後を比較することで、観測不可能なグループの固有効果を取り除き、時間経過による効果を取り除くことで処理効果のみを測定することができる。

玉石（2013）においては処理群を後発医薬品群（G群）、対照群を先発医薬品群（O群）とし、政策が実施される前の数量伸び率を $G_1$ 、 $O_1$ 、政策が実施された後の数量伸び

率を $G_2$ ,  $O_2$ としている。すると算出する値は以下の式で表される。

$$(G_2 - G_1) - (O_2 - O_1) \quad (3.21)$$

次に医薬品の数量伸び率の推定式を以下で表す。

医薬品数量伸び率

$$= \beta_0 + \beta_1 * \text{政策変数} + \beta_2 * \text{薬剤種類変数} + \beta_3 * \text{政策効果変数} \quad (3.22)$$

$$+ \alpha * \text{薬効分類ダミー} + \gamma * \text{年度ダミー} + u$$

ここで政策変数は政策前を 0、政策後を 1 とするダミー変数であり、薬剤種類変数は先発医薬品を 0、後発品を 1 とするダミー変数、政策効果変数は政策変数と薬剤種類変数の交差項である。また政策前期間を 2000 年度から 2002 年度の 3 年間、政策後期間は 2003 年度から 2012 年度の 10 年間とし、1999 年度までに発売となった医薬品を対象に、2003 年に導入された DPC から 2012 年度に導入された一般名処方など全ての後発医薬品使用促進政策が市場に及ぼした累積政策効果について DID 推定を行った。

### 3.2.3 推定結果

DID 推定の結果は表 3-3 の通りである。2005 年度までは、後発医薬品使用促進政策による後発医薬品の市場伸び率に影響の有意性は認められなかったが、それ以降は統計的に有意な影響が認められた。特に、2005 年度と 2006 年度、2007 年度と 2008 年度、2009 年度と 2010 年度の間は伸び率の変化が大きく、政策効果の大きな増加が認められた。

この結果から 2006 年度、2008 年度に行われた「処方箋様式の変更」と 2010 年度に行われた「後発医薬品調剤体制加算の改定」が政策的な効果が大きく、後発医薬品の普及に大きな影響をもたらしていることが確認された。



表 3-3：推定結果

変数	00-03年	00-04年	00-05年	00-06年	00-07年	00-08年	00-09年	00-10年	00-11年	00-12年
医薬品	-8.162*** (1.796)	-0.204 (1.646)	-2.076 (1.518)	-5.862*** (1.448)	-6.981*** (1.374)	-6.514*** (1.378)	-7.248*** (1.342)	6.636*** (1.667)	-7.620*** (1.715)	-8.234*** (1.771)
伸び率	3.600*** (1.136)	3.600*** (1.129)	3.600*** (1.073)	3.600*** (1.041)	3.600*** (0.997)	3.600*** (1.007)	3.600*** (0.985)	3.600*** (1.228)	3.600*** (1.266)	3.600*** (1.311)
薬剤	2.558 (2.272)	2.472 (1.785)	1.780 (1.518)	2.978** (1.377)	2.721** (1.261)	4.283*** (1.233)	4.363*** (1.777)	6.714*** (1.440)	6.495*** (1.462)	6.810*** (1.494)
政策	105.266*** (3.312)	102.593*** (2.988)	99.528*** (2.629)	102.253*** (2.392)	105.022*** (2.172)	102.081*** (2.0985)	104.337*** (1.970)	93.087*** (2.370)	100.792*** (2.369)	99.155*** (2.384)
効果										
定数項										

\*\*\*は 1%有意、\*\*は 5%有意、\*は 10%有意を示す。  
出所：玉石 (2013)より作成

### 3.3 実証分析

本稿における政策効果の実証分析では玉石（2013）を参考に、同様の DID 推定を行い、後発医薬品の使用促進政策の累積効果を分析する。

#### 3.3.1 データ

対象とした市場は 2003 年以前から後発医薬品が参入しており、かつデータが入手可能だった 14 の市場<sup>8</sup>とした。

政策後期間を処方箋様式の見直しが行われ、政府が後発医薬品の使用促進政策を始めた 2006 年から 2015 年まで、政策前期間はデータが入手可能な 2003 年から 2005 年までとした。また先行研究と同様に、処理群を後発医薬品群、対照群を先発医薬品群としている。

被説明変数にあたる医薬品の数量伸び率のデータは各製品の売上高を「ジェネリック医薬品・長期収載品データブック」から、各医薬品の一日最大薬価を「保険薬事典」から入手し、売上高を一日最大薬価で割ることで算出した。

#### 3.3.2 推定結果

これらのデータについて、推定式は(3.22)式を用いて DID 推定を行った。推定結果は表 3-4 に示した。以下では推定結果の解釈を行う。

政策効果の係数に着目すると、すべての年において正かつ有意、さらに 2008 年以降は 1%水準において有意な結果が得られている。このことから後発医薬品の使用促進政策が導入されてから十分に後発医薬品の使用量は増加していると考えられることができる。

さらに個々の政策効果について言及すると、2009 年と 2010 年間、2011 年と 2012 年間、2013 年と 2014 年間での伸び率が大きいことが挙げられる。したがって 2010 年、2012 年、2014 年に行われた政策による効果が大きいと考えられる。表 1-2 からわかるように、この 3 つの年ではいずれも後発医薬品調剤体制加算の改定が行われている。後発医薬品を積極的に使用している医療機関に対する報酬が加算される要件がより厳しく改定されることで、より積極的に後発医薬品を使用するようになった。

---

<sup>8</sup>対象とした市場は、降圧剤・その他循環器系疾患治療薬・消化性潰瘍治療薬・高脂血症治療薬・抗アレルギー剤・呼吸器疾患治療薬・解熱鎮痛剤・抗がん剤・変形性関節症治療薬・骨粗鬆症治療薬であり、計 1866 個の製品のデータを用いた。

たと考えられる。他には 2012 年には処方箋様式の変更が行われ、個々の医薬品について後発医薬品への変更可否を明治する様式に変更され、2014 年には DPC 制度において後発医薬品を使用した場合を評価対象にされた。

調剤体制加算や DPC 制度はいずれも報酬を与えることによる利益誘導で後発医薬品の使用促進を行っている点には着眼すべきである。安価な後発医薬品の使用は調剤費を削減する一方で、報酬の増加は調剤費の増加をもたらす。処方箋様式の変更等の政策と比較しても、これらの政策は調剤費を削減する効果のみをもつとは言えない。

### 3.4 考察

本章では後発医薬品の使用促進政策の政策効果について分析した。実証分析においては 2 つの先行研究と同様に、これまで行われてきた政策について後発医薬品の使用促進に対して十分な効果があることが確認された。しかしながら後発医薬品の数量伸び率に特に大きな影響を与えた政策は、後発医薬品を積極的に使用している医療機関に報酬を与えることによる利益誘導的な政策であり、その報酬が調剤費を引き上げている可能性を否定できない。

表 3-4 : 推定結果

変数	04年-07年	04年-08年	04年-09年	04年-10年	04年-11年	04年-12年	04年-13年	04年-14年	04年-15年
政策	-0.00292	-0.00119	0.304628	0.002802	0.020468	-0.0146102	0.023944	-0.065570	-0.15530
変数	(0.413362)	(0.482720)	(0.550892)	(0.665522)	(0.720804)	(0.917093)	(0.931127)	(0.96713)	(0.949369)
薬剤	0.644356***	0.613798**	0.612618	0.601136	0.60598	0.5503019	0.54261	0.478487	0.483040
種類	(0.237722)	(0.277611)	(0.316865)	(0.382798)	(0.396423)	(0.5043769)	(0.505742)	(0.525299)	(0.509093)
政策	1.00432**	1.68882***	1.8822***	3.17594***	3.7819***	5.027493***	5.79186***	7.16511***	7.30576***
効果	(0.473432)	(0.553373)	(0.634818)	(0.766911)	(0.833056)	(1.059914)	(1.08177)	(1.12361)	(1.09967)
定数項	-0.481576	-0.279715	-0.329985	-0.334399	-0.2569289	-0.3568832	-0.188876	-0.107123	-0.120919
	(0.519937)	(0.50967)	(0.581616)	(0.702639)	(0.747094)	(0.9505423)	(0.982853)	(1.0209)	(0.989385)

\*\*\*は 1%有意、\*\*は 5%有意、\*は 10%有意を示す。

## 第4章 結論

本稿では医薬品の需要要因分析というテーマのもと、医師の医薬品選択行動と、後発医薬品使用促進政策の政策効果を分析し、近年の政策効果について考察を行った。

第1章では薬剤費が医療費増加に加担していることを確認した上で、薬剤費の増加原因が薬価制度とそれによる医師の利益追求にある可能性を示した。またそれに対する政策を紹介することで、第2章以降の分析につなげた。

第2章では Dulleck and Kerschbamer (2006)の理論分析を紹介し、医療行為におけるエージェンシー問題について指摘した。また Iizuka (2007) と Iizuka (2013) による医薬品の需要要因分析を先行研究として紹介し、医師は薬価差収入を増やすよう行動していることが確認された。しかしながら最新のデータを用いた本稿における実証分析では、エージェンシー問題は起きていないことが明かにされた。これは医薬分業政策や薬価差の縮小による効果であると考えられる。しかしながら一方で薬価低下が需要の増加をもたらすことも確認され、薬価低下政策がかえって調剤費を増加させる可能性が示唆された。

第3章では菅原・南部 (2014) と玉石 (2013) による後発医薬品の使用促進政策の政策効果分析を先行研究として紹介し、2008年、2010年、2012年に行われた政策が、後発医薬品の使用を大きく伸ばしていることが確認された。本稿における分析においても、2006年以降の政策は十分な効果を発揮していることが確認され、特に2010年、2012年、2014年に行われた後発医薬品調剤体制加算の改定の効果が大きいと考えられた。

第2章と第3章から、近年の政策は十分に機能していることが明らかになった一方で、いずれの分析においても政策が調剤費をかえって増加させる可能性も指摘された。これらの結果を踏まえ、今後の薬剤費削減のために効果的な政策は薬価差を縮小することであり、今後導入が予定されている薬価の毎年改定は十分な効果が期待されるのではないだろうか。

## 参考文献

- 姉川知史 (1999a), 「医薬品価格と需要の実証分析：循環器官薬における薬価低下政策の影響」『医療と社会』9巻2号, pp. 1-17.
- 姉川知史 (2002), 「医薬品の価格規制と需要の再検討：循環器官薬の実証研究」『医療と社会』11巻3号, pp. 1-17.
- 医学通信社 (各年), 『薬価・効能早見表』
- 厚生労働省 (各年), 『薬事工業生産動態統計調査』.
- 国際商業出版 (各年), 『製薬企業の実態と中期展望』.
- じほう (各年), 『保険薬事典』.
- 菅原琢磨・南部鶴彦 (2014), 「後発医薬品の市場シェア決定要因と普及促進政策の効果 - 高脂血症薬「プラバスタチン」における 後発医薬品参入の事例 -」『経済志林』, 81(2-4), pp. 83-108.
- 玉石仁(2013), 「後発医薬品使用促進政策の効果」『医薬産業政策研究所リサーチペーパー・シリーズ』No. 61.
- 南部鶴彦 (1997), 「医薬品の産業組織：薬価規制の経済的効果」『医療と社会』7巻1号, pp. 3-15.
- 日本製薬工業協会 (2017), 『日本の薬事行政』
- 富士経済 (各年), 『ジェネリック医薬品・長期収載品データブック no.3』.
- Berry Steven (1994), “Estimating Discrete-Choice Models of Product Differentiation,” *RAND Journal of Economics* , 25(2), 242-262.
- Dulleck Uwe and Kerschbamer Rudolf (2006), “On Doctors, Mechanics, and Computer Specialists: The Economics of Credence Goods,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 44, No. 1, pp. 5-42.
- Iizuka Toshiaki (2007), “ Experts Agency Problems: Evidence from the Prescription Drug Market in Japan,” *RAND Journal of Economics*, 38(3), pp. 844-862.
- Iizuka Toshiaki (2012), “ Physician Agency and Adoption of Generic Pharmaceutical,” *The American Economic Review* , Vol. 102, No. 6, pp. 2826-2858.
- 一般財団法人日本医薬情報センターホームページ  
<http://database.japic.or.jp/is/sp/top/index.jsp>

厚生労働省ホームページ <http://www.mhlw.go.jp/>

日医工株式会社ホームページ <http://www.nichiiko.co.jp/index.html>

日本薬剤師会ホームページ <http://www.nichiyaku.or.jp/index.html>

内閣府ホームページ <http://www.cao.go.jp/>

日本経済新聞「薬価改定を毎年実施 厚労相が改革基本方針」2017年11月20日付  
電子版.

## あとがき

「大学3, 4年生では目標を持ってしっかり勉強したい」

こんな思いを抱いて石橋研究会で学ぶことを決めたことを記憶している。甘い考えだった、と最初の発表準備をしているときから後悔をした。辞めるかもしれないと危機感を抱いたことは数知れず。その中でもなんとか2年間のゼミ生活を終え、大学生活の目標であったこの卒業論文を書き終えることができたことに喜びを感じている。

この2年間で得たものたくさんある。その中でも「根性」と「英語力」は私の大切な財産であり、石橋研究会に所属したからこそ得られたものだと思信している。

またこうしてゼミ生活をやり遂げることができたのは、多くの方々のおかげである。この場で感謝を申し上げたい。

石橋先生。先生のもとで2年間学べたことは、私の大学生活の大きな意義となりました。温かく見守り、熱心なご指導をしてくださり、ありがとうございました。

18期の同期。辞めずに頑張ろうと常に励まし合い、共に頑張った同期の存在は大きく、普段のプレゼンの準備や卒論の執筆時にもわからないことを丁寧に教えてくれた同期の助けなしには乗り越えることはできませんでした。たくさんお世話になりました。ありがとうございました。

また3年次のときからアドバイスや励ましをくださった先輩方、卒論の中間発表時に鋭く射たコメントをくれた後輩たちに感謝を申し上げる。

こうしてすべてを終えた今、石橋研究会に入ってよかったと思っている自分がいる。ここで得た経験を今後の人生の糧にしていきたい。