

一般用医薬品と販売規制の緩和に関する実証分析*

－なぜ規制緩和は賛成されないのか？－

澤野 孝一郎**

要旨：この論文の目的は、一般用医薬品の販売規制の緩和について、実証的に行なわれた先行研究のサーベイとその理論的な特徴づけを行い、規制緩和の賛否に関して、どのような要因がその態度を決定するのかを実証的に明らかにすることである。先行研究からは、一般用医薬品需要を決定する主たる要因として(1) 一般用医薬品に関する規制緩和要因、(2) 医療保険制度における窓口自己負担額、(3) 時間的機会費用である時間の自由度の3つをまとめることができる。本稿では、消費者の時間の自由度に注目して、その要因が規制緩和に関する態度の決定要因となっているかを実証的に分析した。推定結果から一部の勤務形態を取る労働者にその効果が観察された。さらに限定合理性の可能性を考慮して、回答特性を追加的に分析したところ、学歴・年齢効果が観察された。

JEL Classification Number: D12, I11

キーワード：一般用医薬品、外来医療サービス、規制緩和、受診コスト、限定合理性

1. はじめに

日本では、1990年代から規制改革が重要な経済政策のひとつとなり、多くの分野において様々な規制緩和が実施されてきた。そのなかで現在も議論とその改革が模索されているのが、一般用医薬品販売に関する規制緩和である。一般用医薬品とは、医師の処方せんなくして、市中の薬局・薬店で消費者が自由に購入できる医薬品であるが、薬剤師による対面販売規制と呼ばれる薬事法上の規制がかけられており、一般小売店およびインターネット上での自由な販売は現在でも認められていない。2009年6月には薬事法が改正され、一部の医薬品については一般小売店で取り扱いが可能となったが、有資格者の配置が義務付けられており、完全に自由化されたわけではない。そして現在もなお一般用医薬品のインターネット販売が、政府内の委員会で検討事項となっている。

このように長年にわたって議論が行われ、規制緩和が実施されてきた一般用医薬品であ

* 本稿の実証分析において、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブから「規制緩和に関する調査（組合、個人）、1997」（連合総合生活開発研究所）の個票データの提供を受けました。本研究は、文部科学省科学研究費補助金（課題番号 18730169）の助成を受けている。ここに記して感謝いたします。なお本稿中の誤りについては、すべて筆者の責にあります。

** 名古屋市立大学大学院 経済学研究科，〒467-8501 愛知県名古屋市瑞穂区瑞穂町字山の畑 1
Tel: 052-872-5754, Fax: 052-871-9429, Email: sawano@econ.nagoya-cu.ac.jp

るが、その経緯と成果および評価について取りまとめたものがなかった。アメリカの規制緩和に関しては、規制改革の経緯、規制によって発生している効果の考察とその評価、実際に実施された規制緩和によって発生した効果の考察とその評価、そしてその最終的な評価と残された規制に関する議論とその提言を包括的に行った Winston(1993)という優れた研究がある。本稿は、この Winston(1993)研究を参考にして、一般用医薬品需要の決定要因という視点を軸として、その規制緩和の効果と成果、そしてそれに関連する消費者の規制緩和に対する態度の決定要因について、実証的に明らかにすることが目的となっている。

一般用医薬品の販売に関係する規制は、他の分野と少し異なり、若干、複雑な部分がある。規制には、販売そのものに関する規制と、販売価格を規制する価格規制（独禁法・再販制度）とがあり、前者の販売そのものに関する規制には、薬剤師による対面販売規制と呼ばれる薬事法上の規制（販売方法の規制）と、主に商店街にある薬局・薬店を取り巻く商業環境を規制する大店法による規制（出店・営業に関する規制）とがその販売のあり方に大きな影響を与えていた。そしてこの3つの規制は、それぞれ独立に規制緩和が実施されてきている。

一般に販売に関する規制緩和は、2つの効果によって消費者余剰を増加させる。ひとつは競争的な効果によって発生する販売価格の低下に伴う余剰である、もうひとつは販売拠点等の増加による消費者利便性の向上に伴って発生する余剰である。このどちらの効果にしても消費者にとって受益のあるものであり、多くの人がある規制緩和に賛成しそうなテーマである。そして一般用医薬品に関係する3つの規制とその緩和もこの文脈の枠内で実施されてきている。

しかし消費者の関心およびその賛意は、決して高いものではない。2005年に実施された世論調査（『規制改革・民間開放に関する特別世論調査（内閣府）』）でも、全体的に規制改革・民間開放を推進すべきだと回答した人は63.5%に過ぎず、それらの人のなかでさらに進めるべきと思う項目（複数回答）で「医療分野（医療機関の情報公開、医薬品販売の在り方の見直し等）」を選択した人は58.9%に留まっている。

規制緩和および規制改革は、多くの利害関係者の利害が輻輳し、国民世論の強い支持がなければ、その進展を望むことが難しい特性を持っている。近年、大竹(2004)、富岡(2006)、白石・白石(2006,2007)、佐野・大竹(2007)、松浦(2007)に代表されるように主観的データ研究が政策分析に応用されるようになってきているが、一般用医薬品の規制緩和についてはまだ行われていない。世論調査やアンケート調査において、規制緩和に関する態度を規定する要因は何か、それを明らかにすることも規制研究では重要なテーマのひとつである。

一般用医薬品販売の規制緩和に関する態度を規定する有力な要因のひとつは、外来医療サービス需要の決定要因である時間的機会費用のばらつきである。これは一般用医薬品と

外来医療サービスの間には代替性があるからである。この一般用医薬品が持つ特性を「(時間的機会費用が高い中堅サラリーマンが) 医師にかかるよりは薬で済ませる」として最初に理論的かつ実証的に明らかにしたのは、田中(1978)および田中・西村(1984)である。また一般用医薬品需要の実証分析において、「職種」や「雇用契約の形態」がその機会費用となっていることを議論し、分析したのが、井伊・大日(1999a,b), Li and Ohkusa(2002a,b)の一連の研究である。本稿は、これら医療経済学における先行研究を踏まえ、労働特性から規定される時間的要因に注目して、その自由度が一般用医薬品販売の規制緩和に関する態度に影響しているかを実証的に明らかにする。

本稿の分析から得られた結果を要約すると、次のとおりである。先行研究からは、一般用医薬品需要を決定する主たる要因として(1) 一般用医薬品に関する規制緩和要因、(2) 医療保険制度における窓口自己負担額、(3) 時間的機会費用である時間の自由度の3つをまとめることができる。本稿では、消費者の時間の自由度に注目して、その要因が規制緩和に関する態度の決定要因となっているかを実証的に分析した。連合総合生活開発研究所『規制緩和に関する調査(個人)1997』の個票データを利用した分析結果から、一部の勤務形態を取る労働者にその効果が観察された。さらにアンケート調査における限定合理性の可能性を考慮して、回答特性を追加的に分析したところ、学歴・年齢効果が観察されている。

本稿の構成は、次のとおりである。2節では、一般用医薬品に関する規制制度を踏まえ、消費者の一般用医薬品需要に関するモデルを提示する。3節は、一般用医薬品の規制緩和に関する態度を規定する要因についての実証分析であり、モデルから予想される医療経済学的要因と限定合理性から予想される行動経済学的要因の両面を分析している。

2. モデル

以下は、本稿で考える一般用医薬品の需要構造と規制緩和(消費者が要望する規制水準)に関するモデルの概要である。

$$\text{効用関数 } u = u(h(q_p, q_m), x) \quad (\text{a-1})$$

健康財 h (Grossman, 1972.)

投入要素: 一般用医薬品 q_p 、外来医療サービス q_m 、一般消費(その他合成財) x

$$\text{予算制約式 } p_p(r_1, r_2, r_3)q_p + p_m(l, m)q_m = (1-e)I \quad (\text{a-2})$$

一般用医薬品: 販売方法に関する規制強度 r_1 、大規模小売店の出店や営業時間を規制する強度 r_2 、価格規制の強度 r_3

外来医療サービス: 外来受診コスト $c = c(l)$ 、時間の自由度 l 、窓口自己負担 m

所得: 所得水準 I 、消費割合 e (ともに定数)

比較静学

命題1 *	$dq_p/dr_1 \leq 0$	宇南山・慶田(2008), 内閣府政策統括官編(2004, 2007)
命題2 **	$dq_p/dm \geq 0$	井伊・大日(1999a,b), Li and Ohkusa(2002a,b), 佐々木・郡司(2003)
命題3 **	$dq_p/dl \leq 0$	田中(1978), 田中・西村(1984), 井伊・大日(1999a,b), Li and Ohkusa(2002a,b)

* r_2, r_3 についても成立

** 「一般用医薬品が外来医療サービスと代替性を持つならば」のもとで

規制緩和：その要望水準を規定する要因

間接効用関数 $V = V(r_1, l) \rightarrow$ 消費者の要望水準の規制強度 r_1^w

一定水準 V^* (定数) のもとで

$$\text{理論仮説 } r_1^w = b_0 + b_1 l \quad b_1 \geq 0 \quad (\text{a-3})$$

3. 推定結果

以下は、(a-3)式の関係について、実証的な分析方法を説明し、その結果の概要を報告したものである。

データ：連合総合生活開発研究所『規制緩和に関する調査（個人）1997』・「規制緩和（医薬品販売の規制緩和、大規模小売店舗法の緩和・廃止、再販価格維持制度の見直し）賛否」

推定モデル：ロジットモデル

$$y_1^* = d_0 + d_1 D_{flex} + d_2 D_{female} + d_3 D_{flex} \times D_{female} + \sum d_h z_h + v_i \quad (\text{a-4})$$

$y_1 = 1$: 賛成する態度が観察、 z_j : その他の要因、 D_{flex} : フレックスタイム・ダミー
(基準：通常勤務者、その他の勤務形態も変数を設定)、 D_{female} : 女性ダミー

検定仮説： $d_1 \leq 0$ (男性)、 $d_3 \leq 0$ (女性)

推定結果：はじめに(a-4)式の推定を行い、主たる説明変数（フレックスタイム、その他の勤務形態）に関する結果を表 a-1 として報告する。

その後、被説明変数に「どちらでもない」・「わからない」と回答したサンプルについて、限定合理性の検定を行う。ここでの仮説は、「いま規制緩和のテーマを理解するには大きな情報コストが存在し、限定合理性の現象が関係している」と考える。学歴や年齢に代表される知識蓄積は、これらの情報コストを軽減する要因である。ここで規制緩和に関する質問回答において、限定合理的な現象が存在しているのならば、学歴や年齢は「どちらでもない」・「わからない」と回答する特性と関係を持つはずである。そしてその予想される

符号条件は、学歴・年齢とも上記の回答する特性に対してマイナスとなっているはずである」である。この推定に関する結果は表 a-2 として報告する。

表 a-1 限界効果（勤務形態と規制緩和の賛成確率の関係）

性別	勤務形態	限界効果		
		医薬品販売の規制緩和	大店法の緩和・廃止	再販見直し
男性	フレックスタイム	0.128 **	0.017	0.065
	変形労働時間制	0.039	-0.015	0.042
	交代勤務・昼勤	-0.223	-0.321 *	-0.133
	交代勤務・深夜勤	0.025	-0.009	-0.052
女性	フレックスタイム	-0.199 *	-0.122	0.080
	変形労働時間制	0.258	-0.450 *	-0.022
	交代勤務・昼勤	-	-	-
	交代勤務・深夜勤	0.236	0.189	-

- 注1) 上記表は、表 2,3,4 の推定結果を利用して求めた勤務形態変数に関する限界効果（平均値）である。また勤務形態変数は「通常勤務」を基準として作成しているため、上記値はすべて平均的な通常勤務者の賛成確率からの乖離水準を示している。
- 注2) 表の第1行目の限界効果の下に明記される「医薬品販売の規制緩和」「大店法の緩和・廃止」「再販見直し」は、被説明変数である。
- 注3) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で、係数が有意であることを示している。
- 注4) 表中の「-」は、推定において利用していない変数であることを示す。

表 a-2 限界効果（限定合理性および学歴・年齢）

	限界効果(医薬品販売の規制緩和)		
	(1) どちらともいえない	(2) わからない	(3) 計
大卒・大学院修了	-0.005	0.002	-0.002
年齢	-0.0005	0.0005	0.0017
	限界効果(大店法の緩和・廃止)		
	(1) どちらともいえない	(2) わからない	(3) 計
大卒・大学院修了	-0.049	-0.111 ***	-0.142 ***
年齢	-0.0031 *	-0.0043 ***	-0.0062 ***
	限界効果(再販見直し)		
	(1) どちらともいえない	(2) わからない	(3) 計
大卒・大学院修了	0.006	-0.047 **	-0.037
年齢	0.0000	-0.0020 **	-0.0008

- 注1) 上記表は、表 7,8,9 の推定結果を利用して求めた学歴と年齢に関する限界効果（平均値）である。また学歴は「大卒・大学院修了以外（主に高卒、それに中卒と専門学校・短大・高専卒が加わる）」を基準として作成しているため、上記値はすべて平均的な高卒の労働者の賛成確率からの乖離水準を示している。年齢は、連続変数である。
- 注2) 表の第1行目の限界効果の下に明記される「(1) どちらともいえない」「(2) わからない」「(3) 計（どちらともいえない、わからない、無回答）」は、被説明変数である。
- 注3) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で、係数が有意であることを示している。

引用文献（論文より一部抜粋）

Grossman, M., (1972) "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of*

Political Economy.80-2: 224-255.

井伊雅子・大日康史(1999a)「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(3): 69-83.

井伊雅子・大日康史(1999b)「軽医療における需要の価格弾力性の測定－疾病及び症状を考慮した推定－」『医療経済研究』6: 5-17.

Ii, M. and Y. Ohkusa., (2002a) "Price Sensitivity of the Demand for Medical Services for Minor Ailments: Econometric Estimates Using Information on Illness and Symptoms," *The Japanese Economic Review*.53(2): 154-166.

Ii, M. and Y. Ohkusa., (2002b) "Should the Coinsurance Rate Be Increased in the Case of the Common Cold? An Analysis Based on an Original Survey," *Journal of the Japanese and International Economies*.16(3): 353-371.

松浦司(2007)「子どもと生活満足度」『日本経済研究』57: 71-93.

内閣府政策統括官編(2004)『政策効果分析レポート 2003』独立行政法人国立印刷局.

内閣府政策統括官編(2007)「規制改革の経済効果－利用者メリットの分析(改訂試算) 2007年版－」政策効果分析レポート No.22,内閣府.

大竹文雄(2004)「失業と幸福度」『日本労働研究雑誌』528: 59-68.

連合総合生活開発研究所(1997)『平成 8 年度新時代の労使関係に関する調査研究(規制緩和の雇用労働領域への影響についての調査研究)』連合総合生活開発研究所.

佐野晋平・大竹文雄(2007)「労働と幸福度」『日本労働研究雑誌』558: 4-18.

佐々木修・郡司康幸(2003)「医療保険制度における外来受診適正化方策の効果分析」ESRI 調査研究レポート No.2, 内閣府経済社会総合研究所.

白石賢・白石小百合(2006)「幸福度研究の現状と課題－少子化との関連において－」ESRI Discussion Paper Series No.165.

白石小百合・白石賢(2007)「少子化社会におけるワーク・ライフ・バランスと幸福感－非線形パネルによる推定－」ESRI Discussion Paper Series No.181.

田中滋(1978)「人的資本への投資」としての医療需要」『季刊社会保障研究』14(2): 48-55.

田中滋・西村万里子(1984)「人的資本理論に基づく医療需要の経済分析」『季刊社会保障研究』20(1): 67-80.

富岡淳(2006)「労働経済学における主観的データの活用」『日本労働研究雑誌』551: 17-31.

宇南山卓・慶田昌之(2008)「流通業における規制緩和の効果：少子高齢化社会へのインプリケーション」RIETI Discussion Paper Series 08-J-047, 独立行政法人経済産業研究所.

Winston, C., (1993) "Economic Deregulation: Days of Reckoning for Microeconomists," *Journal of Economic Literature*.31: 1263-1289.