

公的医療保険下における製薬企業の 競争環境と研究開発

中西 悟志 (日本福祉大学経済学部経済学科助教授
兼 医薬産業政策研究所主席研究員)
丹藤 信平 (医薬産業政策研究所主任研究員)

医薬産業政策研究所
リサーチペーパー・シリーズ
No.6
(2001年3月)

本リサーチ・ペーパーは研究上の討論のために配布するものであり、
著者の承諾なしに引用、複写することを禁ずる。

本リサーチ・ペーパーに記された意見や考えは著者の個人的なものであり、
日本製薬工業協会及び医薬産業政策研究所の公式な見解ではない。

公的医療保険下における製薬企業の競争環境と研究開発

中西 悟志*

(日本福祉大学経済学部助教授 兼 医薬産業政策研究所主席研究員)

丹藤 信平**

(医薬産業政策研究所主任研究員)

Preliminary

平成13年3月

Abstract

本研究では、我が国におけるRゾーン方式の導入が医薬品市場の価格支配力や研究開発投資の資源配分に与えた影響を評価する。公的医療保険の基準薬価制度を簡単にモデル化し、Panzar-Rosse 検定を用いて市場の競争環境に与えた影響を実証分析する。その結果医療保険の基準薬価算定方式が改訂された1992年以降、医療用医薬品市場は顕著に競争的に変化しているとの結論が得られた。また基準薬価の変更と製薬企業の研究開発行動の関連について、企業の資金配分・予算決定の観点から同時方程式モデルを作成し実証分析を試みた。その結果、薬価算定方式の変更は製薬企業の研究開発行動に影響していないが、基準薬価自体の引き下げは既存薬剤の収益性の悪化を通じて、企業の新薬開発志向を高めさせる効果を持っているとの結論を得た。

キーワード： 研究開発， 医薬品市場， 競争環境， 薬価算定方式， 薬価引下げ

はじめに

我が国の経済成長率の低下に伴う医療保険財政の深刻化を背景として、医薬品使用の

* 連絡先：〒475-3295 愛知県知多郡美浜町奥田 日本福祉大学経済学部経済学科

** 連絡先：〒103-0023 東京都中央区日本橋本町 3-4-1 日本製薬工業協会 医薬産業政策研究所

抑制を目指した制度改革が様々なセクターから数多く提案されている。その中には、長期収載品の基準薬価引き下げ、参照価格制度、ヤードスティック競争、あるいは先発・後発品の薬価算定基準同一化等が含まれている。また我が国以外の多くの国においても、医療費抑制策は重要な政策課題であり、その中でも薬剤費は比較的コントロールの簡単な支出として抑制のターゲットとなり易い。ドイツにおける参照価格制の導入(1988)はつとに有名であり、その後も総枠予算制の導入(1993)、近年ではポジティブリストの導入による薬剤使用面からの規制も議論されている。このようなドイツをはじめとする欧州諸国の薬剤費抑制策の強化は我が国の政策者の意思決定にも特に大きな影響を及ぼしている。

しかしながら現行の R ゾーン方式¹に基づく基準薬価算定方式の医薬品市場に与える効果についてすら、実証的研究は数少ないのが現状である。また、先行研究においては薬価政策が与える薬剤の価格ならびに取引量の影響に焦点が絞られたものが多く、市場の効率性や研究開発投資等の企業行動に対する効果は無視される傾向にあった。

例えば、南部他(1999)は、病院ごとの薬剤購入量および購入価格データを使用して、薬価差益と薬剤使用量の関係について医薬品銘柄別に分析している。また、中西・吉瀬(2000)は人口動態ならびに薬価基準の改定が、将来の医薬品支出をどの程度変化させるかをシミュレーション予測している。両研究とも、医薬品市場に注目して薬剤価格および取引数量の変化のみを分析しており、医薬品市場の競争や製薬企業の研究開発行動を分析の対象としていない。

姉川(1999)は薬剤支出関数を推定することで、基準薬価の改訂が薬剤の使用量に与える影響をシミュレーション予測している。そこでは、現行の薬価制度もしくは類似の制度が維持される限り、薬剤価格による需要増にもかかわらず、医薬品産業の売上高や利潤の増大はあり得ないとの予測結果が2005年までのシミュレーション分析で得られている。しかし、この研究は企業の供給行動の明示的モデルを含んでおらず、競争環境についての分析結果を得ることができない。また、姉川の研究においても、医薬品政策が研究開発活動に与える影響のような長期的な効果については議論されていない。

海外における先行研究事例も多くは散見されないが、政府の薬剤費抑制策と企業の研究開発行動の関係を実証分析したものとしては、Wu 他(1995)及び Olsen(1995)が挙げられる。Wu らの研究においては、主要7ヶ国における1968—85年の18年間を対象に、規制のインパクトが新薬開発に与えた影響について、クロスセクションモデルを用い時系列分析している。本分析からは、価格及び特許の規制が新薬開発にプラスの影響を与えているという予期しない結果が得られているが、Wu らは参入障壁の存在が影響を与えていると示唆している。Olsen は英国の NHS(National Health Service)が打

¹ Reasonable Zone の略。加重平均値一定価格幅方式。医薬品の取引において条件の差違から生じる価格差及び薬剤の保管・管理に伴って発生する費用などを包含して一定の許容範囲の薬価差とし、薬価基準より一定範囲内に取引の加重平均値がある場合は薬価を据え置く方式。第1節参照。

ち出した薬剤費抑制策が研究開発のインセンティブに与えた影響を 1963-86 年の期間について分析し、長期的な研究開発投資と新薬開発を奨励する政府の政策が最終的には低い薬剤費支出をもたらすと結論づけている。

本研究では、我が国における医薬品の価格規制として R ゾーン方式の導入を取り上げ、医薬品市場の価格支配力や研究開発投資水準の変化による将来の新薬出現数への影響という資源配分の観点から評価する。そのことにより、現行薬価制度がもつ問題点を明らかにし、改革の方向を検討する際の基礎的情報を提供することを、本研究は課題としている。第 1 節では、公的医療保険の基準薬価制度を簡単にモデル化し、それが市場の競争環境に与えた影響について Panzar-Rosse 検定を用いて実証分析する。そこでは、医療保険の基準薬価算定方式が改訂された 92 年以降、医療用医薬品市場は顕著に競争的になっているとの結論が得られた。第 2 節では、基準薬価の変更と製薬企業の研究開発行動の関連について、企業の資金配分・予算決定の観点から同時方程式モデルを作成し、実証分析を試みている。そこでの主要な分析結果は、薬価算定方式は製薬企業の研究開発行動に影響していないが、基準薬価自体の引き下げは既存薬剤の収益率を引き下げることで新薬開発性を高める効果を持っているという事である。

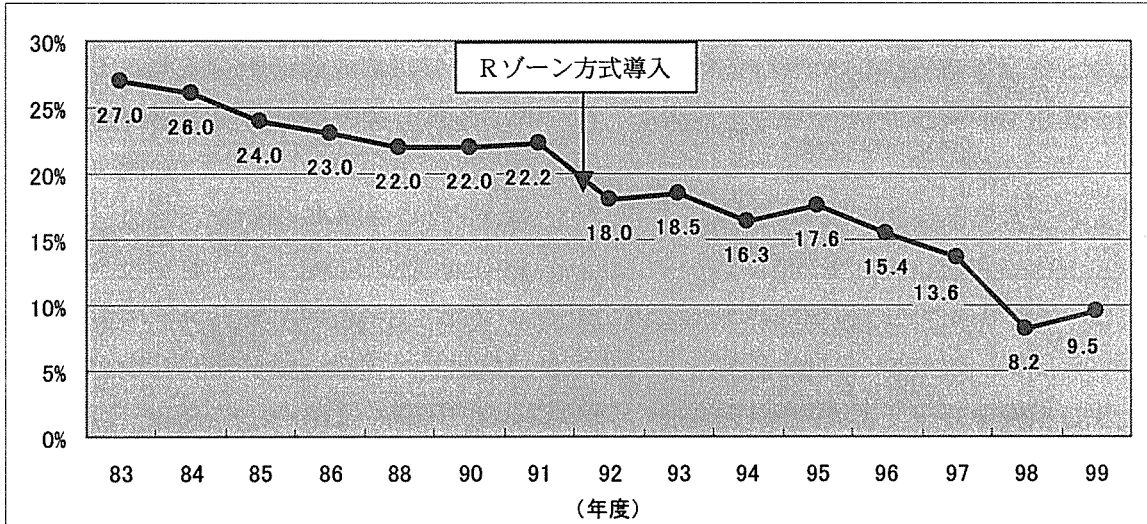
1. 薬剤の価格政策と市場競争

公的医療保険下の医療用医薬品市場の最も顕著な特徴は、保険により支払われる償還価格と市場で取り引きされる医療機関の購入価格という 2 つの価格が存在することである。通常、購入価格に比して償還価格は高く、薬剤使用のインセンティブを医療機関側に与えている。医薬品市場を実証的に分析するには、この二重価格制度を考慮したモデル化が必要とされる。政府の設定した償還価格である基準薬価は市場の競争環境・研究開発を含む企業行動に大きな影響を与えると考えられる。1992 年以降、医薬品の償還価格の算定方式が、従来のバルクライン方式（高購入価格上位 10% に設定）から R ゾーン方式（加重平均値一定価格幅方式）へと変更された。この薬価算定方式の変更も、医薬品企業の将来の収益予想を変化させ、競争戦略・研究開発等の行動に影響する可能性がある。

R ゾーン方式が導入された背景としては、1980 年代以前における過剰な薬価差益に対する社会的批判が存在する。即ち 1983 年時点では医療機関は購入価格に対し 27% もの薬価差益を得ていたと推定され、同方式導入の直前(1991)においても 22% にも上っていた（図 1 参照）。過剰な薬価差の存在が薬剤の過剰投与という形で医師の処方行動の歪曲を誘発し、諸外国と比較しても高い薬剤費比率と過大な薬剤費支出をもたらしていると批判された。1980 年代を通じて、財政上の理由から医療費抑制の必要性に迫られた政府は、度重なる薬価引下げを通じて薬剤支出の抑制と薬価差の減少を計ったが、価格の減少を上回る消費量の伸びにより、薬剤支出はコンスタントに伸長し、薬価差益は

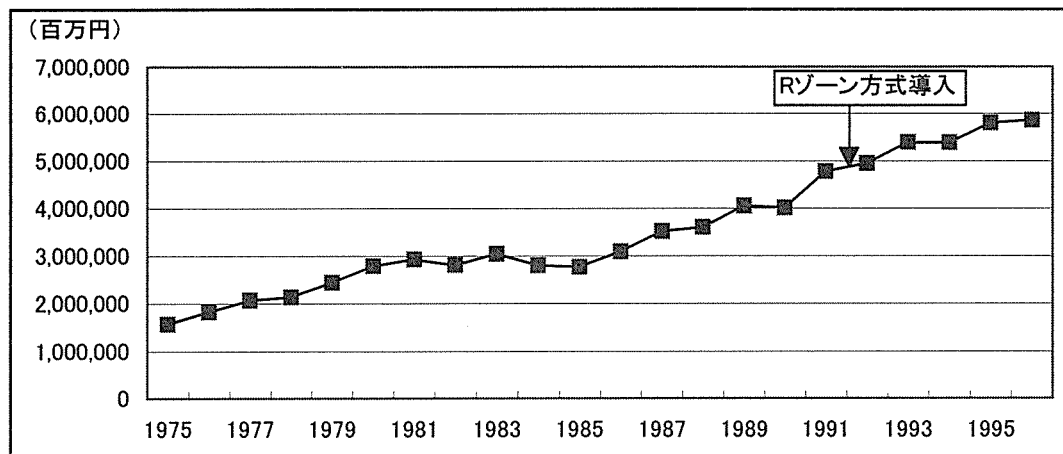
それほど大きく減少していなかった。一方Rゾーン方式の導入とその圧縮（1992年の10%が1999年には2%に減少）は、薬価差益を顕著に圧縮し、政府サイドから見た場合、薬剤支出の抑制に大きく貢献していると言える（図2参照）。

図1 薬価差の推移



(出所) 平成12年11月12日、中央社会保険医療協議会薬価専門部会 日暴製薬団体連合会資料より作成

図2 薬剤支出の推移



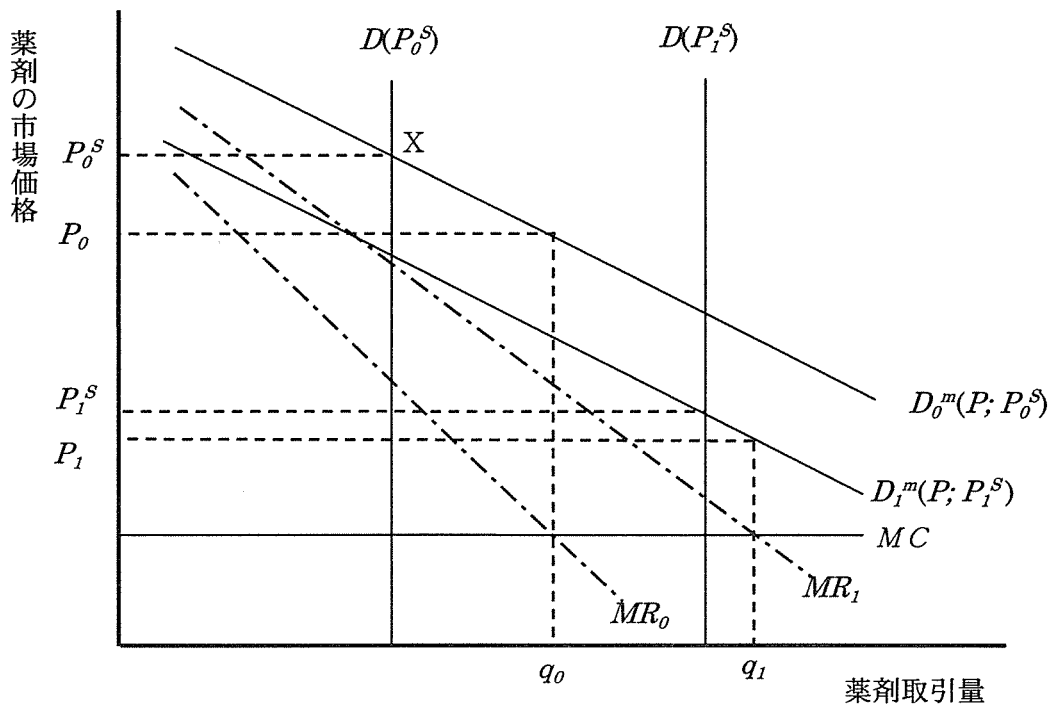
(出所) OECD Health Data 1999

では二重価格を前提とした医薬品需要モデルについて考察してみたい。ここでは医師が患者の不完全な代理人であると想定しよう。患者の自己負担価格は診療報酬点数により決定されるから、各々の患者の持っている薬剤に対する「真実の」需要は、実際に市場で販売される価格 P ではなく、基準薬価 P^0 の関数になる。したがって、市場価格を縦軸にとった図1において患者の需要曲線は、 $D(P_0^0)$ のような垂直線で描かれる。基準

薬価 P^s に比較して、市場価格 P が高ければ医療機関は損失を被り、逆に低ければ利益を受けとる。したがって、薬価差は薬剤使用にプラスの誘因を与える。このため、実際に薬剤を購入する医療機関の「有効な」需要曲線 D_0^m は、 X 点を軸にして左回りに回転した位置にある。

製薬企業の直面する需要曲線 D_0^m に対応する限界収入曲線が、 MR_0 線で表されている。もしこの企業が独占者であれば、限界収入と限界費用 MC が一致している点で薬剤使用量 q_0 が決定される。ここで薬価基準が P_0^s から P_1^s へ引き下げられると、患者にとっての「真実の」需要曲線は左に平行移動し、それに伴って医療機関の需要曲線は D_0^m から D_1^m へ左下方に移動することになる。需要曲線の移動により限界収入線は、 MR_0 から MR_1 へ変化する。このとき、薬剤の市場価格は P_0 から P_1 へ低下し、使用量は q_0 から q_1 へ増加している。このように基準薬価の引き下げは、薬剤価格を競争的な水準に近づけ、製薬企業の超過利潤を減少させる効果をもっていると考えられる。

図 3 基準薬価改定と市場需要量



次に製薬企業の競争行動を分析するための Panzar-Rosse の H 検定方法を解説したい。この H 検定は、Panzar-Rosse (1987) により提案され、金融市場あるいは医療サービス市場の競争環境を分析するのに広く採用されている (Molyneux et.al.(1994), Molyneux et.al.(1996), Nathan-Neave (1989), Nathan-Neave (1991), Parrakis (1991), Wong (1996))。教科書に出てくる独占企業は、生産要素価格の上昇、すなわち限界費用の上

昇に直面すると、生産量を減らそうとし、総収入を減少させるはずである。しかし、独占的競争であれば、生産要素価格の上昇は収入を減少させない。このように生産用総価格の変化が収入に与える影響をみることで、企業の置かれている競争環境を特定化するのが Panzar-Rosse の H 検定の基本的考え方である。

ここで、企業の収入を R 、費用を C 、財の供給量を y 、財の供給量以外に需要に影響する基準業価のような要因を z 、生産要素価格ベクトルを w で表すことにしよう。このとき、独占企業の利潤 π は、

$$\pi = R(y, z) - C(y, w) = \pi(y, z, w) \quad (1)$$

になる。ここで生産要素価格が w であるときの利潤を最大化する生産量を y^0 、生産要素価格が $(1+h)w$ であるときの最適な生産水準を y^1 とする。このとき、定義上(2)式が成立する。

$$R^1 - C(y^1, (1+h)w) \geq R^0 - C(y^0, (1+h)w) \quad (2)$$

ここで総費用は生産要素価格について 1 次同次だから、(3)式が成り立つ。

$$R^1 - (1+h)C(y^1, w) \geq R^0 - (1+h)C(y^0, w) \quad (3)$$

また同様にして、

$$R^0 - C(y^0, w) \geq R^1 - C(y^1, w) \quad (4)$$

も成立する。(4)式の両辺に $(1+h)$ を乗じ、(3)式より減ずることで、(5)式を得る。

$$-h(R^1 - R^0) \geq 0 \quad (5)$$

(5)式の両辺を $-h^2$ で除すと、

$$\frac{(R^1 - R^0)}{h} = \frac{(R^*(z, (1+h)w) - R^*(z, w))}{h} \leq 0 \quad (6)$$

(6)式は、生産要素価格が同率で上昇したとき、独占企業の総収入は減少しなければならないことを示している。(6)式の h を 0 に近づけ、 w_i/R を乗じると、つぎの条件式が得られる。

$$H \equiv \sum \frac{\partial R^*}{\partial w_i} \frac{w_i}{R^*} \leq 0 \quad (7)$$

このように、独占企業における誘導形の収入関数に対する生産要素価格弾力性の総和 (Panzar-Rosse の H) は、非正でなければならない。

上記の独占企業の条件に対して、独占的競争企業において、Panzar-Rosse の H は 1 以下の正の値をとる。独占的競争の状態にある企業の均衡条件は、次の 2 本の方程式で表現される。

$$\frac{\partial R}{\partial y} - \frac{\partial C}{\partial y} = 0 \quad (8)$$

$$R(y^*, n^*, z) - C(y^*, w) = 0 \quad (9)$$

ここで、 y^* は長期均衡における財の生産量、 n^* は長期均衡における産業内の企業数である。独占的競争の長期均衡において、企業の生産は限界収入と限界費用を等しくする水準にあるとともに、超過利潤は0でなければならない。これらの均衡条件と収入関数を、生産要素価格で微分することで、独占的競争下での Panzar-Rosse の H_{MC} を求めることができる。

$$H_{MC} = 1 - \frac{(\partial R^*/\partial y)}{(\partial R^*/\partial n)R^*D^*} \left(y^3 \left(\frac{\partial p}{\partial y} \right)^2 \frac{\partial e}{\partial n} \right) \quad (10)$$

ここで D^* は利潤の生産量に関する2回微分であり、 e は企業の直面する需要の価格弾力性であるから、左辺第2項は正の値をとる。したがって独占的競争企業の場合、Panzar-Rosse の H_{MC} は1以下の値をとる。

完全競争市場では、Panzar-Rosse の H は1に等しくなる。産業均衡の状態ですべての生産要素が1%上昇した場合、平均費用曲線と限界費用曲線も1%上方へ比例的に移動するから、平均費用が最低になる生産量は変化しない。生産要素価格の上昇により、一時的には生産量ならびに総収入は減少するが、企業の退出が起こり、市場に残存した企業は以前と同水準の生産量を回復するはずである。最終的には費用増加に見合った収入の増加が実現する。したがって、長期の完全競争市場において Panzar-Rosse の H_c は1に等しくなる。ここまでの議論をまとめると、Panzar-Rosse の H -統計量と企業を取りまく競争環境の間には、表1のような対応関係が存在している。

表1 Panzar-Rosse の H -統計量の解釈

$H \leq 0$	独占
$0 < H \leq 1$	独占的競争
$H = 1$	完全競争

(11)式の誘導形収入関数 R を推定し、医薬品市場の競争環境を検定する。ここでは、価格以外の需要の決定要因として、政府の基準薬価 P^s を考慮する。また、生産要素価格としては、賃金 w_l 、資本の使用者費用 w_k 、その他の材料価格 w_o を収入関数に含める。

$$\ln R = \alpha + \beta \ln P^s + \gamma_l \ln w_l + \gamma_k \ln w_k + \gamma_o \ln w_o \quad (11)$$

ここで、 α は基準薬価ならびに生産要素価格以外の要因の効果、 β は基準薬価の効果についての係数、 γ は総収入の賃金弾力性である。(11)式の階差をとることで、(12)式を

得る。

$$\ln \Delta R = \beta \Delta \ln P^S + \gamma_l \Delta \ln w_l + \gamma_k \Delta \ln w_k + \gamma_o \Delta \ln w_o + u + v \quad (12)$$

ここでは α の変化を、各企業の個別効果 u 、その他の誤差 v という 2 つの項に分割している。被説明変数ならびに説明変数の変化の平均値を企業ごとにもとめ、それらを用いて(12)式を変形すると推定式が得られる。

$$\Delta \ln R - \overline{\Delta \ln R} = \beta \left(\Delta \ln P^S - \overline{\Delta \ln P^S} \right) + \gamma_l \left(\Delta \ln w_l - \overline{\Delta \ln w_l} \right) + \gamma_k \left(\Delta \ln w_k - \overline{\Delta \ln w_k} \right) + \gamma_o \left(\Delta \ln w_o - \overline{\Delta \ln w_o} \right) + v \quad (13)$$

ここで使用しているデータは、1982年度から97年度までの17社16年分のパネルデータであり、日経ニーズの作成した財務データベースにおける単体決算データを用いている。調査対象企業については後掲表2を参照のこと。ただし企業によっては欠値年があるため、アンバランスド・パネルになっている。本研究では、(13)式の推定とともに92年以降の係数変化をテストするためのダミー変数を含む方程式を推定している。推定結果は表3にまとめられている。基準薬価とその他生産要素価格に関連するダミー係数は有意であり、全てのダミー係数が0であるとの帰無仮説は、1%以下の水準で棄却される。したがって基準薬価算定にRゾーン方式が導入された92年以降、誘導形の収入関数に構造変化がみられるとの仮説は支持されたことになる。

表3 収入関数の推定結果

	その他				92年以降ダミー			
	基準薬価	賃金	資本価格	生産要素価格	基準薬価	賃金	資本価格	生産要素価格
全期間	-0.04599 (-0.58)	0.17675** (2.35)	-0.01647 (-0.64)	0.02574 (0.09)				
構造変化	0.18093* (1.95)	0.15002 (1.51)	0.00405 (0.13)	-0.69569 (-1.60)	-0.48998*** (-2.82)	0.04144 (0.28)	-0.01140 (-0.21)	1.13518** (2.01)

*10%水準、**5%水準、***1%水準で有意

(13)式により推定された係数から、Panzar-Rosseの H 統計量を求めることができる。

$$H = \gamma_l + \gamma_k + \gamma_o \quad (14)$$

全期間を対象とした推定で H は 0.19 であり、医薬品市場は独占的競争との結論が得られている。しかし独占であるとの仮説 ($H=0$) は棄却されず、独占市場であるとの命題は否定できない。一方、完全競争であるとの仮説 ($H=1$) は棄却されている。Rゾーンが導入された92年以降に構造変化を想定したモデルでは、91年以前では独占市場である一方、92年以降では独占的競争であるとの結果が得られている。また、92年以降については、完全競争であるとの帰無仮説も否定されていない ($p=0.304$)。

ここでの収入関数の推定結果によれば、Rゾーン方式による薬価設定が導入された92年以降、医薬品市場の競争環境には変化がみられ、独占から独占的競争へ移行したと考えられる。

表4 Panzar-Rosse のH検定

	H-統計量	H=0	H=1
全期間	0.18603	0.506	0.004
82-91年	-0.54162	0.205	0.000
92年以降	0.62361	0.088	0.304

表2 調査対象企業一覧

武田薬品工業
三共
山之内製薬
エーザイ
塩野義製薬
第一製薬
藤沢薬品工業
中外製薬
田辺製薬
大日本製薬
日研化学
小野薬品工業
持田製薬
日本新薬
富山化学工業
吉富製薬
ミドリ十字

2. 薬価政策と企業の研究開発

前節で見たように、基準薬価の改訂は企業の収入を変化させ経営状況に影響を与える。しかし、基準薬価の変更は短期的な経営状況のみでなく、研究開発へのインセンティブを通じて、新薬の出現といった長期的な影響をもたらす可能性がある。基準薬価の引き下げは、キャッシュフローの悪化を通じて研究開発投資を抑制する効果をもつ一方、既存医薬品の収益性を引き下げ、商品ライフサイクルを短縮化することで、新薬開発の刺激を与えるとも言える。このように基準薬価の改訂が製薬企業の研究開発投資に与える効果は明確ではない。そこで本研究では、収入の変化に起因する資金流入の変動をコントロールした上で、薬剤費償還政策と企業の研究開発投資の関連につき実証的に検討する。研究開発と資金フローの関連については、数多くの文献が存在するが、設備投資や配当等の研究開発以外の企業行動も考慮した研究は、Switzer(1984)以外にみられない。

そこで本節では、Switzer と類似の資金フローの同時決定体系を用いて、研究開発の予算決定を、設備投資行動、配当ならびに資金借り入れ行動とあわせて分析する。

本研究における推定モデルでの内生変数は、研究開発投資 ($R\&D$)、設備投資 (I)、配当 (DIV)、新規借り入れ (ND) である。推定モデルは、以下の 4 本の方程式から構成されている。

$$\text{研究開発： } R \& D = R \& D(IF, Intra, HI, RR \& D, GS5, LR \& D, RP, D92, I, DIV, ND) \quad (15)$$

$$\text{設備投資： } I = I(LCF, GS, GS3, K, LI, WK, RP, D92, R \& D, DIV, ND) \quad (16)$$

$$\text{配 当： } DIV = DIV(PRT, LDIV, GP5, VAR, PC, RP, D92, R \& D, I, ND) \quad (17)$$

$$\text{借り入れ： } ND = ND(CF, VCF, PRA, BCR, RP, D92, R \& D, I, DIV) \quad (18)$$

各方程式に共通して現れる外生変数 RP と $D92$ は、企業ごとに計算された平均基準薬価引下げ率と R ゾーンが挿入された 92 年以降について 1、それ以前に 0 を入れたダミー変数である。ここで使用されるデータは、1982 年から 94 年までの 17 社 14 年分のパネルデータである。そこで前節と同様なデータ変換を実施し、企業に特有な効果を除去してパラメタを推定する。なお本推定は 3 段階最小自乗法による同時推定を用いている。以下、各方程式に含まれる説明変数と推定結果について解説する。

(1) 研究開発投資方程式

先行研究(Link(1982), Grabowski(1968), Grabowski-Mueller(1972), Switzer(1984), 中西(1991))において、内部資金 (IF) は研究開発投資の最も重要な決定要因であると指摘されてきた。研究開発に伴う大きな不確実性および、開発過程についての情報を公開することの困難性ゆえに外部資金に研究開発原資を依存することは困難であり、内部資金の増加は研究開発を活発化すると予想される。一方、利子率 ($Intra$) も研究開発投資の機会費用であるから、負の効果を持つであろう。産業全体の競争度を表すハーフィンダール指数 (HI) が含まれているのは、競争と研究開発に関するシュンペーター仮説をテストするためである。ライバル関係にある企業間で研究開発が戦略補完であれば、ライバル企業の研究開発投資が増加すると自社の投資額も増加するはずである。一方、戦略代替であればライバルの研究開発投資が増加すると自社の投資額は減少する。そこで本推定では、自社以外で実施された研究開発投資総額 ($RR\&D$) を説明変数に含めている。過去 5 年間の売上高成長率 ($GS5$) は将来の市場拡大のダミー変数である。また医薬品の研究開発プロジェクトは長期にわたり継続することから、過去の実績が今期の研究開発に与える影響を見るために前期研究開発投資額 ($LR\&D$) を説明変数に加えている。

既存医薬品の償還価格の引き下げは、製薬企業の研究開発性向を高めるから、基準薬

価の係数はマイナスになることが予想される。一方、Rゾーン方式の導入は、上市後の商品寿命を引き下げるから、92年以降、研究開発へのインセンティブが低下し、負の効果を持っていると推測される。従来の研究では、設備投資と研究開発の間には代替関係があり、マイナスの係数が推定されている。また、資金配分の観点から考察すると、配当は研究開発に対して負の効果を、資金借入れは正の効果を持つであろう。

推定結果は表5にまとめられている。内部資金の係数は有意な正の値、また利子率は有意な負の値をとっており、上記理論における予想と一致している。ハーフィンダール指数の係数は負であり、競争的な環境では研究開発投資が増加することを示している。またライバル企業の研究開発の係数は正であり、ライバル企業が研究開発投資を増加すると、自社は研究開発を活発化させるとの結果を得た。しかしハーフィンダール指数とライバルの研究開発の係数はともに有意でない。過去の売上増加と研究開発の関連は見られないが、過去の研究開発実績と今期のそれとの間には有意な正の関係が見うけられる。

薬剤費償還についての政策変数は研究開発以外の全方程式に現れるため、その効果は本方程式の係数だけでは判らない。連立方程式を解いて得られる薬価政策の総合的效果については、投資、配当ならびに借入れ行動と併せ一括して後述する。投資、配当ならびに新規借入れの係数は全て正であり、投資以外の内生変数は有意である。何らかの要因によって企業価値の増加が、研究開発投資と配当をともに拡大しているのかもしれない。

(2) 設備投資方程式

本研究では、設備投資に関する特有な決定要因として、キャッシュフロー、売上高の増加、過去の資本水準・投資水準、資本コストを想定している。Hayashi-Inoue(1991)によると、80年初頭までの日本においては、資本市場の不完全性のため、キャッシュフローは設備投資水準に大きな影響力を持っていたが、80年代中盤以降では効果が弱まっている。そこで本推定においても、前年のキャッシュフロー(ICF)を、説明変数の一つとして含めている。また、将来の予想収益の代理変数として、過去3年間の売上高成長率($GS3$)と対前年成長率(GS)を採りあげた。

過去の資本ストック(K)は、資本の置換需要の水準に影響しよう。また、前期の設備投資(LI)の係数は、部分調整モデルを想定すると、望ましい資本と実現した資本水準の間の乖離を測定している。一方、資本の使用者費用(IK)は設備投資に負の効果を持つことが予想される。

基準薬価の引き下げは、収益性を引き下げ、設備投資を抑制すると予測される。またRゾーン方式の導入も同様な理由で、設備投資に対して負の効果を持っていると思われる。設備投資と研究開発の間には代替関係があり、研究開発についてはマイナスの係数が予想される。また、資金配分の観点から、配当は設備投資に対して負の効果を、資金

借り入れは正の効果をもつであろう。

ここでの分析期間が 82 年以降であったためか、キャッシュフローは設備投資に正の影響を与えていない。この結果は、Hayashi-Inoue と一致し、有意な正の効果を観察した Switzer の結論と非整合的である。売上高については短期の増加率 (GS) よりも比較的長期の成長 ($GS3$) の方が大きな影響力をもっている。また、資本調整については、前期末資本と前期の投資実績ともに有意な係数を得ている。一方、資本の使用者費用についての係数は正となり理論予想を裏切っているが、有意ではない。なお設備投資は、研究開発と代替的關係にある事が確認されたが、配当ならびに借り入れとの明確な関連は観察されなかった。

(3) 配当

企業の配当行動に特有な要因として、ここでは、税引後利益、過去の配当行動、1 株当たりの利益成長率、収益の安定性ならびに株主の特性を取り上げる。税引後利益 (PR) の増加は、当期の配当額を当然増加させるであろう。前期配当額 (LDI) は企業の配当政策の継続性を表す代理変数として、推定式に現れている。1 株あたり税引後利益の 5 年平均成長率 ($GP5$) は配当に正の効果を持っていると推測されるが、Switzer (1984) は有意な係数を推定していない。ここでは収益の安定性を、総資産当たり売上高の直近 5 年の標準偏差 (VAR) で測定している。製薬企業のように経営リスクの大きな企業は、リスク・プレミアムを株主に支払うため配当性向を高める必要があるから、 VAR の係数は正になるであろう。法人株主は、個人株主と比較して配当を求めない傾向があるかもしれないが、企業の配当性向に影響を及ぼす可能性がある。そこで、発行済株式総数に占める個人株主の比率を配当方程式に含めている。

基準業価の改定ならびに R ゾーン方式の導入が企業の配当に与える影響は明らかではない。先行研究においては、研究開発あるいは設備投資と配当との関係についても確定的な結論が得られていない。Lintner (1956) によれば、設備投資の水準と配当行動は独立である。しかし、Switzer は、設備投資の増加が配当を減少させることを見いだししている。さらに Switzer の分析結果は、研究開発と配当額が独立であることを示している。また、情報に非対称性が存在し、内部資金と外部資金の実行費用に格差が存在すれば、新規借り入れは配当金額を抑制するであろう。

税引後当期利益は配当性向に対して有意な正の効果をもっている。前期の配当実績は当期の配当に影響を与えない。利益の成長および変動は配当に影響していない。また個人株主比率の上昇は配当性向を高めるとの係数が得られているが、有意ではない。即ち研究開発の活発化は配当性向を高める一方、設備投資の係数は正であるものの有意でないため、投資は配当行動に影響しないとの結果が得られた。また新規借り入れの係数は小さく、しかも有意ではない。

(4) 新規の借入れ

今期のキャッシュフロー(CF)は、外部資金の必要性を減じて新規借入れを減少させるであろう。また、内部資金量の安定性の代理変数として、キャッシュフローの5カ年変動係数(VCF)を説明変数に加えている。総資産あたり当期利益率(PRA)は企業の財務能力を示すから、PRAの高い企業は新規借入れを増やす余地が大きいと言える。また過去の外部資金の借入れ行動により、今期の借入れ行動は影響されるので、前期末の負債比率を説明変数に含めた。

配当行動と同様に、借入れ行動に与える基準薬価改定・Rゾーン方式の効果は明らかではない。研究開発投資あるいは設備投資の増加が決定されると、借入金額の増加を導く。従って両内生変数の係数は正の符号を持つであろう。また資金のトレード・オフから、配当金額の増加は新規借入れを減少させるであろう。

本推定において、当期キャッシュフローあるいはキャッシュフローの変動は、予想に反して、企業の借入れ金額に対して影響していない。また、総資産当たり当期利益率の係数も正であるが、有意でない。一方、負債比率の上昇は、新規借入れを抑制することが確認された。また、理論が予想した通り、研究開発あるいは設備投資の係数は正であり、資金のトレード・オフから、配当金額は負で有意な係数を持っている。

薬価政策の総合的効果

方程式ごとの推定結果の報告に続いて、政策変更がもたらす総合的効果を見てみよう。表6には、連立方程式を解いて得られた全体的な効果が示されている。研究開発に対する基準薬価変更の総合的効果は負であり、保険償還価格の引き下げは、研究開発を促進させることが判明した。これは、既存薬の収益率低下は、新薬の開発性向を高め、基準薬価の係数はマイナスになるとの予想と整合的である。また、基準薬価の改定は配当性向と借入れ性向に対してともに負の効果を持っている。一方、設備投資と基準薬価については、明確な関連は観察されない。また、薬価算定方式については、新規借入れの係数を除いて係数自体が小さく、全ての内生変数に有意な影響を与えていないことが判明した。

表5 予算決定のシステム推定

1. 研究開発投資方程式		係数	t-値	P<
内部資金*	IF	0.22548	3.448[.001]	
利子率*	Intr	-0.24483	-2.017[.044]	
ハーフィンダール指数*	HI	-0.04273	-0.764[.445]	
ライバル企業の研究開発投資額*	RR&D	0.02989	0.312[.755]	
売上高の過去5ヶ年平均増加率	GS5	-0.11071	-0.379[.704]	
前期研究開発投資*	LR&D	0.11526	1.833[.067]	
基準薬価*	RP	-0.14120	-1.289[.198]	
92年以降ダミー	D92	-0.01137	-1.014[.311]	
投資支出*	I	0.01651	1.363[.173]	
配当金額*	DIV	0.23487	3.086[.002]	
新規借入金**	ND	0.00198	2.319[.020]	
2. 設備投資支出方程式		係数	t-値	P<
前期キャッシュフロー*	LCF	-0.13805	-1.129[.259]	
売上高の対前年増加率	GS	0.08675	0.326[.744]	
売上高の過去3ヶ年平均増加率	GS3	2.20532	2.981[.003]	
前期末資本*	K	4.03655	18.013[.000]	
前期投資支出*	LI	-0.44951	-10.758[.000]	
資本の使用者費用*	WK	0.07924	0.598[.550]	
基準薬価*	RP	0.08165	0.207[.836]	
92年以降ダミー	D92	-0.02104	-0.531[.595]	
研究開発投資*	R&D	-1.26829	-2.941[.003]	
配当金額*	DIV	-0.04404	-0.158[.874]	
新規借入金**	ND	0.00485	1.509[.131]	
3. 配当方程式		係数	t-値	P<
税引き後当期利益*	PRT	0.07479	2.334[.020]	
前期配当金額*	LDIV	0.00084	0.012[.990]	
1株当たり利益の過去5ヶ年成長率	GP5	-0.06939	-1.103[.270]	
過去5ヶ年の所得-資産比率の標準偏差	VAR	1.53482	0.599[.549]	
個人株主比率	PC	0.27592	1.211[.226]	
基準薬価*	RP	-0.19865	-1.124[.261]	
92年以降ダミー	D92	0.00994	0.545[.586]	
研究開発投資*	R&D	0.76289	4.706[.000]	
投資支出*	I	0.02043	0.993[.321]	
新規借入金**	ND	-0.00349	-2.543[.011]	
4. 新規借り入れ方程式		係数	t-値	P<
今期キャッシュフロー*	CF	-2.36776	-0.391[.696]	
過去5ヶ年のキャッシュフローの変動係数	VCF	5.61952	0.751[.453]	
資産当たり税引き後利益*	PRA	3.36250	1.261[.207]	
前期他人資本比率	BCR	-64.10770	-4.966[.000]	
基準薬価*	RP	-22.63180	-2.062[.039]	
92年以降ダミー	D92	-1.13565	-1.007[.314]	
研究開発投資*	R&D	21.03720	1.845[.065]	
投資支出*	I	2.53634	1.879[.060]	
配当金額**	DIV	-21.51630	-2.638[.008]	

* 対数 ** ボックス=コックス変換

表6 薬価政策の総合効果

	基準薬価の改訂			R-ゾーン導入		
	係数	t-値	P<	係数	t-値	P<
研究開発	-0.18296	-1.940	[.052]	-0.00990	-1.028	[.304]
設備投資	0.21535	0.782	[.434]	-0.00810	-0.297	[.767]
配当	-0.40474	-1.808	[.071]	0.00291	0.128	[.898]
新規借り入れ	-14.94290	-1.659	[.097]	-1.13833	-1.256	[.209]

3. おわりに

本研究では、公的医療保険下の医薬品産業を、医薬品市場の競争状態や研究開発投資の観点から分析している。まず第1節では、公的医療保険の基準薬価制度を簡単にモデル化し、薬価算定方式の変更が日本の医療用医薬品市場の競争環境に与える影響を、Panzar-Rosse 検定により実証分析した。その結果、医療保険の基準薬価算定方式が改訂された92年以降、医療用医薬品市場は顕著に競争的になっていることが判明した。すなわち、算定方式改変前のH統計量は-0.54であり、医薬品市場は独占市場であったが、92年以降のそれは0.62であり、独占的競争と判定され、さらに完全競争であるとの仮説(H=1)も棄却されない。

第2節では、基準薬価改訂・薬価算定方式変更と製薬企業の研究開発行動の関連について、企業の資金配分・予算決定の観点から同時方程式モデルを作成し、実証分析を試みた。そこでの主要な分析結果は、薬価算定方式の変更自体は製薬企業の研究開発行動に影響していないが、基準薬価の引き下げは既存薬剤の収益率を引き下げることで研究開発性向を高めさせる効果を持っているという事である。すなわち、研究開発に対する基準薬価変更の総合的効果(弾力性)は-0.18であり、保険償還価格の1%引き下げは、研究開発投資を0.18%増加させる。これは、既存薬の収益率低下は、企業の収益を圧迫することで、逆に新薬の開発性向を高めるため、基準薬価の係数はマイナスになるとの予想と整合的である。一方、薬価算定にRゾーン方式が導入された以降にも、研究開発行動に構造変化は観察されていない。

しかしながら企業の研究開発行動に影響を与え得る変数としては、ここで取り上げた薬価制度変更以外にも、新GCPの施行などの研究開発に関わる制度変更や企業の国際化の進展などが挙げられる。特に大手医薬品企業は自社開発した新薬を海外で発売することにより多大な収入を得て国内市場における収入減少を補っており、国内市場の環境変化だけが企業の当期利益や研究開発投資に影響を与えるわけではない。本分析ではこれらを捨象し、薬価制度のみを分析対象としていることを確認したい。

なお本研究が分析対象とした期間は1997年以前であるが、1996年から97年の期間において、薬価制度に関して大幅なシステムの変更が行われており、企業の業績及び研

究開発行動に与える影響も甚大であったと考えられる。96年には新薬価算定システムが導入され、同一薬効領域における4番手以降の新薬に対する薬価算定が厳しくなった。また97年には薬剤費の個人負担が大幅に引き上げられ医薬品市場が縮小に転じている。Rゾーンも98年以降大幅に縮小され97年以降3年連続の薬価引下げが企業業績に大きな打撃を与えている。実際我が国の主要製薬企業の国内市場における収入は97年以降減少しており、研究開発投資も停滞していると思われる。すなわち本研究は制度の変動期の最中を分析しており、直近の制度変更の与える影響を正確に測定できていない可能性がある。医療保障制度の抜本改革が行われ、新制度に移行すると思われる2002年以降に再度分析を行うことで、薬価基準制度及び薬価政策が企業の研究開発行動に及ぼす影響をより正確に測定できるであろう。

参考文献

- 姉川知史 (1999) 「薬価低下政策と医薬品需要の実証分析：シミュレーション分析による薬価制度改革の予測と評価」『医療経済研究』6: 55-75
- 中西悟志 (1991) 「日本医薬品産業のR&Dと財務構造」『医療と社会』1: 87-97
- 中西悟志・吉瀬浩司 (2000) 「医療用医薬品市場の将来予測」『医薬産業政策研究所リサーチペーパー』no.3
- 南部鶴彦・島田直樹・白鞘康嗣 (1999) 「医療機関における薬剤需要関数の推定および政管健保データを用いた価格弾力性の推定」『医療費の自己負担増に伴う医療需要の価格弾力性に関する研究』271-295, 医療経済研究機構
- Grabowski, H.G. (1968) “The Determinants of Industrial Research and Development: A Study of the Chemical, Drug and Petroleum Industries” *Journal of Political Economy* 76(2): 292-306.
- Hayashi, F. and T. Inoue (1991) “The Relation between Firm Growth and q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms” *Econometrica*, 59(3): 731-53.
- Litntner, J. (1956) “Distribution of Incomes of Corporations among Dividends, Retained Earnings and Taxes” *American Economic Review* 46(1): 97-113.
- Molyneux, P., D.M. Lloyd-Williams and J. Thornton (1994) “Competitive Conditions in European Banking” *Journal of Banking and Finance*, 18(3): 445-59.
- Molyneux, P., J. Thornton and D.M. Lloyd-Williams (1996) “Competition and Market Contestability in Japanese Commercial Banking” *Journal of Economics and Business*, 48(1): 33-45.
- Nathan, A. and E.H. Neave (1989) “Competition and Contestability in Canada’s Financial System: Empirical Results” *Canadian Journal of Economics*, 22(3): 576-94.

- Nathan, A. and E.H. Neave (1991) " Reply to Perrakis" *Canadian Journal of Economics*, 24(3): 733-5.
- Olsen, Mary K (1995) "The Effects of UK Pharmaceutical Policy on Government Drug Expenditure: Cost Control and Incentives for R&D", *International Journal of the Economics of Business*, 2(1): 51-64.
- Panzar, J.C. and J. Rosse (1987) " Testing for "Monopoly" Equilibrium" *Journal of Industrial Economics*, 35(4): 443-56.
- Perrakis, S. (1991) " Assessing Competition in Canada's Financial System: A Note" *Canadian Journal of Economics*, 24(3): 727-32.
- Switzer, L. (1984) " The Determinants of Industrial R&D: A Funds Flow Simultaneous Equation Approach" *Review of Economics and Statistics*, 66(1): 163-8.
- Wiggins, S.N. (1983) " The Impact of Regulation on Pharmaceutical Research Expenditures: A Dynamic Approach" *Economic Inquiry*, 21(1): 115-28.
- Wong, H.S. (1996) " Market Structure and the Role of Consumer Information in the Physician Service Industry: An Empirical Test" *Journal of Health Economics*, 15(2): 139-60.
- Wu, W. Kenneth, et al (1995) "The Effect of Regulation on New Drug Development in Seven Countries", *Journal of Research in Pharmaceutical Economics*, 6(4): 57-79.

医薬産業政策研究所
Research Paper Series

番号	著者名	題名	発行年月
1	中村 洋	旧西ドイツの参照価格制度と一時的薬剤費上昇抑制効果 －89年の一時的な抑制に寄与したか？－	1999.07
2	中村 洋	「同等医薬品・同一保険償還価格」制度の研究開発への影響 －適正なグルーピングを前提にして－	1999.11
3	中西 悟志 吉瀬 浩司	医療用医薬品市場の将来予測 －人口動態ならびに薬価基準改定と薬剤支出－	2000.01
4	山田 武 中西 悟志 大橋 一文 丹藤 信平	医薬品研究開発の経済分析に関するアジェンダ －開発プロセスにおける生存率及び期間に関する予備的分析－	2000.01
5	岡田 羊祐 河原 朗博	日本の医薬品産業における特許指標と技術革新	2000.03
6	中西 悟志 丹藤 信平	公的医療保険下における製薬企業の競争環境と研究開発	2001.03