

公的医療保険下における製薬企業の競争環境と企業価値

中西 悟 志

I はじめに

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、医薬品使用の抑制を目指した制度改革が提案されている。その中には、長期収載品へ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、あるいはプライス・キャップ制等が含まれている。しかしながら現行のRゾーン方式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、市場の効率性や企業の長期的経営状態に対する効果は無視される傾向にあった。

例えば、南部・島田(2000)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、医薬品政策が市場価値によって示される将来収益のような長期的な効果については議論されていない。

製薬企業のパフォーマンスを問題としている先行研究は、基準薬価改定や薬価算定方式といった医療政策の効果に対する関心が乏しいようにおもわれる。南部・菅原(1997)は研究開発により生み出される知識ストックを算定し、経済的利潤率をもとめ、産業間比較を行っている。姉川(1996)は、キャッシュ・フローを資本費用で割り引くことで企業価値をもとめ、その企業価値と研究開発の関連を議論している。また、小田切他(1997)は、DEAにより研究開発の効率性を測定し、研究開発の成果と製薬企業の市場価値の関連を検討している優れた研究である。しかし、これらの先行研究において公共政策の製薬企業経営に与える効果に関する分析は含まれていない。

本研究では、医薬品の価格規制を、医薬品市場の価格支配力や市場価値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、現行医療保険がもつ問題点と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。II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独占的になっているとの結論が得られた。さらにIIIでは、基準薬価の変更と製薬企業の長期的な将来収益の関連について、企業の市場価値を測定し、実証分析を試みている。そこでの主要な分析結果は、薬価算定方式の変更により、基準薬価の収益率に与える効果が小さくなっているということである。

II 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施設購入価格の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施設に与えている。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。92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（平均購入価方式）へと変更された。Rゾーン方式導入の結果、薬価基準は急激に低下している。この薬価算定方式の変更も、将来の収益予想を変化させ、企業の市場価値や企業の競争行動に影響する可能性がある。

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^s 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、 $D(P^s)$ 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^m は、 X_1 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^m に対応する限界収入曲線が、 MR_1 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_1 が決定される。ここで薬価基準が P^s から P_2^s へ引き下げられると、患者にとっての「真実の」需要曲線は右に平行移動し、それに伴って医療機関の需要曲線は D^m から D_2^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_1 から MR_2 に変化する。このとき、薬剤の市場価格は P_1 から P_2 へ低下し、使用量は Q_1 から Q_2 へ減少している。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。

つぎに製薬企業の競争行動を分析するためのPanzar-Rosseの H 検定を解説しよう。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]。教科書に出てくる単純な独占企業は、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

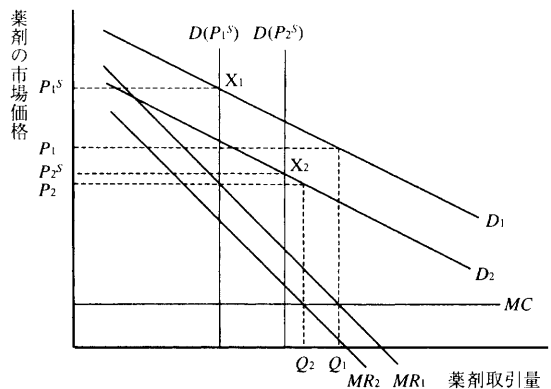


図1 基準薬価改定と薬剤の市場需要

い。このように生産要素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 Q 、財の供給量以外に需要に影響する基準薬価のような要因を 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、

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

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 Q^0 、生産要素価格が $(1+h)w$ であるときの最適生産水準を Q^1 とする。このとき、定義上 (2) 式が成立する。

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

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。

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

また同様に、

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

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、

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

(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。独占企業における生産要素価格の上昇と総収入の関連を、図解したのが図 2 である。生産要素価格が比例的に上昇すると、費用曲線が上方へ平行移動す

る。このとき独占企業は、新たな限界費用曲線と従来の限界収入線とが交わる点まで、生産量を減少させる。生産量の低下に伴い価格も上昇するが、総収入は減少する。

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。

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

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

ここで、 Q^* 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。

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

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。この関係を図解したものが図 3 である。独占的競争にある企業は、平均費用曲

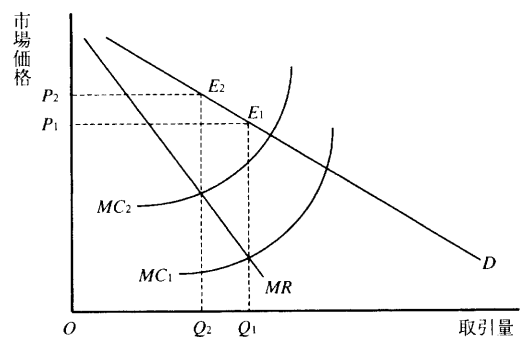


図 2 独占市場における生産要素価格変化と収入

線 AC が右下がりの領域で需要曲線と接しているから、生産要素価格が上昇して平均費用線が右上方へ移動すると企業は赤字になる。その結果、ライバル企業が市場から退出し、市場に残る個別需要曲線の上方移動をもたらす、個々の企業の収入を増加させる。しかし、残った企業は規模の利益を享受するため、総収入の増加率は生産要素価格の上昇率に比して小さくなる。

完全競争市場では、Panzar-Rosse の H は 1 に等しくなる。産業均衡の状態完全競争企業は、図 4 に描かれているように、長期の平均費用曲線 AC の最低点で生産を行っている。全ての生産要素が 1% 上昇した場合、平均費用曲線と限界費用

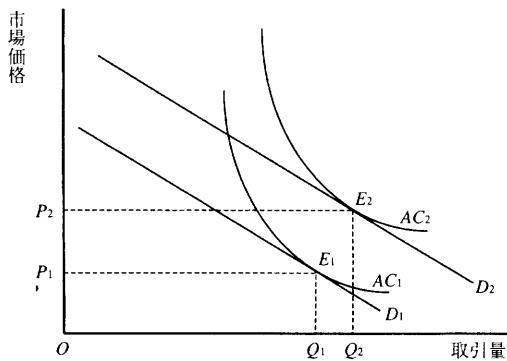


図3 独占的競争市場における生産要素価格変化と収入

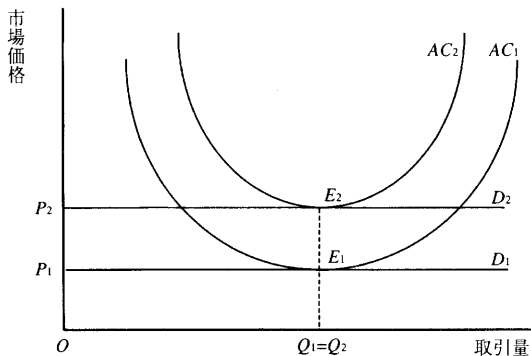


図4 完全競争市場における生産要素価格変化と収入

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。

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、企業の ID を i であらわし、価格以外の需要の決定要因として、医療への総支出 M と政府の基準薬価 P^S を考慮する。また、生産要素価格としては、賃金 WL 、資本の使用者費用 WK 、その他の材料価格 WO を収入関数に含める。

$$\begin{aligned} \ln R_{it} = & \alpha + \beta_P \ln P_{it}^S + \beta_M \ln M_{it} \\ & + \beta_L \ln WL_{it} + \beta_K \ln WK_{it} \\ & + \beta_O \ln WO_{it} + \gamma t + e_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

ここで、 α_i は基準薬価ならびに生産要素価格以外の企業 i に特有な要因の効果、 β は医療支出、基準薬価ならびに生産要素価格の総収入弾力性である。また、 γ はタイムトレンド、 e は誤差項である。Panzar-Rosse テストは企業の参入・退出を前提としており、そのためには調整時間が必要だから、(11) 式を直接推定するのは不適切である。収入は各説明変数の観察値でなく、その恒常的水準 X^* により決定されると考えられる(ここで、 $X^* = X + u$)。そこで説明変数 (11) 式は、(12) 式のように書き換えられる。

$$\begin{aligned} \ln R_{it} = & \alpha + \beta_P \ln P_{it}^S + \beta_M \ln M_{it} \\ & + \beta_L \ln WL_{it} + \beta_K \ln WK_{it} \\ & + \beta_O \ln WO_{it} + \gamma t + e_{it} \end{aligned}$$

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

$$-\sum \beta_{jit} u_{jit} \tag{12}$$

誤差項 u と説明変数の観察値は負の相関があるため、(11) 式を推定すると係数を過少推定してしまう。パラメータの一致推定量を得るために階差をとる。

$$\begin{aligned} \Delta \ln R_{it} = & \beta_P \Delta \ln P_{it}^S + \beta_M \Delta \ln M_{it} \\ & + \beta_L \Delta \ln WL_{it} + \beta_K \Delta \ln WK_{it} \\ & + \beta_O \Delta \ln WO_{it} + \gamma + (e_{it} - e_{it-1}) \\ & - \sum \beta_{jit}(u_{jit} - u_{jit-1}) \end{aligned} \tag{13}$$

この (13) 式を、操作変数法を用いて推定する。使用する操作変数の選択としては、今期の推定式に現れる誤差項と関連のない 2 期前の外生ならびに内生変数の使用が一般的である。しかし、誤差項に 1 階の系列相関がある場合には、3 期前の変数を使用するのが適切である。本研究では、2 期前の変数を用いた推計で良好な結果が得られなかったことから、3 期前の内生および外生変数を操作変数として使用した GMM 推計と、2 期前と 3 期前の変数とともに用いた GMM 推計の結果を報告する¹⁾。

ここで使用するデータは、1986 年から 97 年までの 17 社 12 年分のパネルデータである。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・パネルになり、標本サイズは 165 になっている。企業毎の基準薬価 P^S は商品の売り上げでウェイトをつけた企業平均の薬価改定率から、86 年を基準年として求めている。医療への総支出 M は各年の国民医療費を GDP でデフレートして求めている。賃金と資本費用は各社の有価証券報告書に基づいている。資本費用は利子支払額を有利子負債で除したものに減価償却率を加えて求めた。その他の生産要素価格は、日本銀行の「製造業部門別投入物価指数 (化学)」を使用している。

各変数の記述統計は、表 2 にまとめられている。

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、推定期間を 2 分割した推定も試みた。推定結果は表 3 にまとめられている。モデル 1 は医療支出を説明変数に含まず、需要のシフト要因としては基準薬価のみを考えている。3 期前の内生および外生変数を操作変数としている 2 番目の推定では、J テストを用いた過剰識別性が通常の有意水準で棄却されない。しかし、2 期前と 3 期前の変数を使用した場合、過剰識別しているとの結論が得られた。正の値が予想される基準薬価の係数は、推定期間あるいは選択された操作変数によって大きく異なり、また標準誤差も大きく、明確な結果が得られていない。医療支出を説明変数に含むモデル 2 についてみると、2 期前と 3 期前のラグ変数を操作変数に利用した場合、過剰識別しているとの結論がやはり得られた。需要のシフターについては、医療への総支出の増加が、総収入に正の効果をもつとの結論が、いくつかの推計で得られる一方、基準薬価の効果については、安定したパラメータは得られなかった。

(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。

$$H = \beta_L + \beta_K + \beta_O \tag{14}$$

全期間を対象とした推定で H は、医療支出を含まないモデル 1 で -0.95 から -0.05 、医療支出を含むモデル 2 で -0.89 から 0.81 である。独占的であるとの仮説 ($H=0$) が棄却された推定は存在しない。また、モデル 2 で 2 期前と 3 期前の操作変数を使用した推定以外では、完全競争であるとの仮説 ($H=1$) は全て棄却されている。Rゾーンが導入された 91 年以前を分析対象とした推

表 2 記述統計 (1)

変数名	平均	標準偏差	最小	最大
企業の薬剤収入	143947.44887	21687.45288	114987.39063	180287.87500
その他費用	98.54910	1.94713	96.20000	102.70000
貸金率	7986.24843	1457.14571	4754.19727	11220.27441
資本の使用者費用	0.23871	0.04643	0.12291	0.37861
基準薬価	63.12974	11.07854	41.78483	83.97401
医療の総支出	143947.44887	21687.45288	114987.39063	180287.87500

表3 収入関数の推定結果

変数名	推定期間：1986-97			推定期間：1986-91			推定期間：1992-97		
	係数	標準誤差	p-値	係数	標準誤差	p-値	係数	標準誤差	p-値
モデル1 OLS									
定数	0.01761	0.00880	[.045]	0.04143	0.01623	[.011]	0.00109	0.00892	[.903]
基準薬価	0.05550	0.12809	[.665]	0.31743	0.19371	[.101]	-0.17150	0.16086	[.286]
賃金率	0.32185	0.11480	[.005]	0.28466	0.19420	[.143]	0.19331	0.13602	[.155]
資本の使用者費用	-0.07120	0.04409	[.106]	-0.08063	0.06846	[.239]	-0.04366	0.05440	[.422]
その他生産要素価格	-0.36904	0.14813	[.013]	-0.13350	0.18577	[.472]	-1.37855	0.31357	[.000]
標本サイズ	166			85			81		
決定係数	0.09210			0.07944			0.28255		
GMM (3)									
定数	0.03177	0.06142	[.605]	-0.00587	0.05930	[.921]	0.01099	0.03954	[.781]
基準薬価	0.31663	0.57109	[.579]	0.22107	0.48857	[.651]	-0.80426	0.46995	[.087]
賃金率	0.14519	0.84165	[.863]	0.90816	0.87659	[.300]	-0.36198	1.54799	[.815]
資本の使用者費用	0.10800	0.54700	[.843]	-0.34834	0.37394	[.352]	0.74373	0.51508	[.149]
その他生産要素価格	-1.20771	0.50335	[.016]	-0.76397	0.52584	[.146]	-0.54694	0.98658	[.579]
標本サイズ	165			85			80		
決定係数	0.04364			0.05682			0.01088		

自由度	1			1			1		
過剰識別テスト	0.53913	[.463]		0.33820	[.561]		0.08926	[.765]	
GMM (2&3)									
定数	-0.00887	0.01968	[.652]	-0.00207	0.04444	[.963]	-0.00923	0.01316	[.483]
基準薬価	-0.29988	0.22831	[.189]	-0.31646	0.31696	[.318]	-0.20514	0.19500	[.293]
賃金率	0.53092	0.35745	[.137]	0.54042	0.71074	[.447]	0.47649	0.35449	[.179]
資本の使用者費用	-0.33572	0.19772	[.090]	-0.49276	0.26608	[.064]	-0.03896	0.13357	[.771]
その他生産要素価格	-0.24235	0.33654	[.471]	0.34556	0.32490	[.288]	-1.62344	0.42649	[.000]
標本サイズ	165			85			80		
決定係数	0.04097			0.01249			0.26338		

自由度	6			6			6		
過剰識別テスト	19.84470	[.003]		13.43320	[.037]		13.60440	[.034]	
モデル2 OLS									
定数	-0.02424	0.01550	[.118]	-0.04338	0.05494	[.430]	-0.03795	0.01426	[.008]
医療支出	1.03846	0.32070	[.001]	2.04836	1.26907	[.107]	1.08397	0.32072	[.001]
基準薬価	0.02521	0.12483	[.840]	0.03411	0.25999	[.896]	0.01896	0.16103	[.906]
賃金率	0.31330	0.11159	[.005]	0.30231	0.19259	[.116]	0.09680	0.13071	[.459]
資本の使用者費用	-0.05077	0.04331	[.241]	-0.05429	0.06972	[.436]	-0.03178	0.05113	[.534]
その他生産要素価格	-0.13106	0.16163	[.417]	0.27179	0.31126	[.383]	-0.92505	0.32322	[.004]
標本サイズ	166			85			81		
決定係数	0.14794			0.10883			0.37738		
GMM (3)									
定数	0.02780	0.06766	[.681]	-0.14630	0.10665	[.170]	0.00781	0.03674	[.832]
医療支出	0.33390	1.76831	[.850]	2.79823	2.80718	[.319]	0.24175	1.33347	[.856]
基準薬価	0.43019	0.75590	[.569]	-0.51550	0.49279	[.296]	-0.68092	0.79079	[.389]
賃金率	0.07823	0.94179	[.934]	1.20000	0.80417	[.136]	-0.55549	1.78765	[.756]
資本の使用者費用	0.20194	0.68023	[.767]	-0.37598	0.38915	[.334]	0.73313	0.50208	[.144]
その他生産要素価格	-1.17414	0.71180	[.099]	0.18010	0.62843	[.774]	-0.63307	0.99880	[.526]
標本サイズ	165			85			80		
決定係数	0.03753			0.05841			0.26338		

自由度	1			1			1		

表3 収入関数の推定結果(続き)

変数名	推定期間：1986-97			推定期間：1986-91			推定期間：1992-97		
	係数	標準誤差	p-値	係数	標準誤差	p-値	係数	標準誤差	p-値
過剰識別テスト GMM (2&3) 定数	0.41090	[.522]		0.44568	[.504]		0.06452	[.799]	
医療支出	-0.07666	0.03727	[.040]	-0.07071	0.06336	[.264]	-0.03140	0.01383	[.023]
基準薬価	1.96341	0.75529	[.009]	2.62188	1.79258	[.144]	1.02495	0.53388	[.055]
貸金率	0.17165	0.18438	[.352]	-0.49669	0.26553	[.061]	0.04578	0.21294	[.830]
資本の使用者費用	0.92756	0.42618	[.030]	-0.01526	0.51480	[.976]	-0.32013	0.66760	[.632]
その他生産要素価格	-0.11568	0.14928	[.438]	-0.04434	0.26874	[.869]	-0.07251	0.13393	[.588]
標準サイズ	0.00595	0.31754	[.985]	0.49407	0.35029	[.158]	-1.31432	0.38720	[.001]
決定係数	165			85			80		
自由度	0.12441			0.02140			0.28237		
過剰識別テスト	7			7			7		
	19.82970	[.006]		14.55960	[.042]		16.95340	[.018]	

注) GMMの後にある()内は、操作変数のラグの次数。

表4 Panzar-RosseのH検定

		推定期間：1986-97			推定期間：1986-91			推定期間：1992-97			構造変化
		H-統計量	H=0	H=1	H-統計量	H=0	H=1	H-統計量	H=0	H=1	
モデル1	OLS	-0.11839	0.514	0.000	0.07053	0.764	0.000	-1.22890	0.001	0.000	0.001
	GMM (3)	-0.95452	0.171	0.005	-0.20415	0.804	0.144	-0.16519	0.939	0.591	0.986
	GMM (2&3)	-0.04715	0.908	0.010	0.39322	0.552	0.359	-1.18591	0.083	0.001	0.021
モデル2	OLS	0.13146	0.495	0.000	0.51980	0.152	0.186	-0.86003	0.022	0.000	0.000
	GMM (3)	-0.89398	0.320	0.035	1.00413	0.206	0.996	-0.45542	0.868	0.595	0.594
	GMM (2&3)	0.81783	0.173	0.761	0.43447	0.420	0.294	-1.70696	0.060	0.003	0.018

注) GMMの後にある()内は、操作変数のラグの次数。

計では、安定した係数を得られていないこともあり、明確な結論を主張できないが、概ね正の推定値であり、製薬企業は独占的競争の状態におかれていたのかもしれない。一方、92年以降の市場環境について独占であるとの結果が得られている。操作変数に3期前のラグ変数を用いた推定では、完全競争であるとの帰無仮説は通常の有意水準で否定されている。92年以降にPanzar-RosseのH統計量に変化がみられたかをワルド検定したところ、3期前のラグ変数を操作変数に用いた推定を除いては、構造変化が観察されている。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、独占的競争から独占へ移行したと考えられる。

III 薬価政策と企業の市場価値

IIでみたように、医薬品市場は不完全であり、製薬企業は超過利潤を得ている。その観点からすれば、基準薬価の引き下げのような価格規制は正当化できるかもしれない。ここでは基準薬価の変更が企業経営に与える影響を測定することにしたい。基準薬価の変更は今期の企業利潤に影響するだけでなく、来期以降の企業の価格設定や医療機関の購入行動の変化によって、長い将来にわたり企業利潤に影響を与える。したがって、薬価政策を総合的に評価するためには、短期的効果ではなく長期的な効果をも測定する必要がある。そのため本研究では、将来収益の割引現在価値である企業の市場価値に注目する。企業の市場価値 V

は発行済み株式の市場価値 SV と負債 D の合計から短期流動資産 LA を差し引いたものと定義される。なぜなら、企業のネットの負債は負債から短期的に返済に利用できる流動資産を差し引いたものであり、市場価値からネットの負債を差し引くと株価総額に等しくなるからである。

$$\begin{aligned} SV &= V - LD + LA \\ V &= SV + LD - LA \end{aligned} \quad (15)$$

この企業価値は将来収益の割引現在価値に等しく、その将来収益は資本ストックにより生み出される²⁾。企業価値についての先行研究では、資本を有形固定資産に限定されることが多いが、医薬品産業のような研究開発集約型産業では、無形資産を無視することが許されない。そこで本研究では、有形資本と研究開発によりもたらされる研究開発知識ストックの合計である総資本の流列をもとめ、総資本を含む企業価値関数を推定し、基準薬価の改定が企業経営に与える影響を実証的に分析する³⁾。

有形固定資産から純投資の流列をもとめ、それを投資デフレータによって実質化し、減価償却率 δ を考慮したうえで、基準年(1980年)における簿価の資本ストック $K_{i,0}$ に、実質投資 I を積み上げていくことで、企業 i の有形実物資本 K_i を算出する。

$$K_{i,t} = I_{i,t} + (1 - \delta_{i,t})K_{i,t-1} \quad (16)$$

研究開発知識ストック $KR \& D$ の流列をもとめるに際しては、有形資本と同様に、研究開発デフレータを用いて実質化した研究開発投資 $R \& D$ を積み上げている。しかし、実物資本ストックとことなり、研究開発が成果に結びつくのには懐妊期間(実現ラグ)1を考慮しなければならない。

$$\begin{aligned} KR \& D_{i,t} &= R \& D_{i,t-1} \\ &+ (1 - \delta R \& D)KR \& D_{i,t-1} \end{aligned} \quad (17)$$

ここで、 $\delta R \& D$ は研究開発知識ストックの償却率である。初期の研究開発知識ストックの簿価は存在しない。そこで企業 i の基準年における知識ストック $KR \& D_{i,0}$ を、懐妊期間を5年と想定して、実質研究開発投資の平均成長率 $GR \& D_i$ と知識の陳腐率(10年もしくは13年を想定)

によりもとめた⁴⁾。

$$KR \& D_{i,0} = \frac{R \& D_{i,-5}}{GR \& D_i + \delta R \& D} \quad (18)$$

薬価政策と製薬企業の価値との関連を分析するため、つぎのように企業価値関数を特定化した。ここでは、企業価値の決定要因として総資本ストック、医療への総支出 M ならびに政府の基準薬価 P^S を想定する。

$$\begin{aligned} \ln V_{it} &= \alpha + \beta_P \ln P_{it}^S + \beta_M \ln M_{it} \\ &+ \beta_{TK} \ln TK_{it} + \gamma t + e_{it} \end{aligned} \quad (19)$$

ここで、 α_i は基準薬価ならびに生産要素価格以外の企業 i に特有な要因の効果、 β は医療支出、基準薬価ならびに総資本ストックの企業価値弾力性である。また、 γ はタイムトレンド、 e は誤差項である。企業価値は将来収益の現在価値の予想値であるから、(19)式をOLS推定するのは適切でなく、操作変数法を用いる必要がある。また、定常性を確保するため階差をとる。

$$\begin{aligned} \Delta \ln V_{it} &= \beta_P \Delta \ln P_{it}^S + \beta_M \Delta \ln M_{it} \\ &+ \beta_{TK} \Delta \ln TK + \gamma + (e_{it} - e_{it-1}) \end{aligned} \quad (20)$$

この(20)式を、収入関数と同様に、GMMを用いて推定する。使用する操作変数の選択としては、今期の推定式に現れる誤差項と関連のない2期前の外生ならびに内生変数の使用が一般的である。しかし、誤差項に1階の系列相関がある場合には、3期前の変数を使用するのが適切である。本研究では、2期前の変数を用いた推計で良好な結果が得られなかったことから、3期前の変数を操作変数として使用したGMM推計と2期前と3期前の変数を用いた。各変数の記述統計が表5に、推定結果が表6にまとめられている。

表6Aでは研究開発資本の減耗率を0.10と仮定した場合、表6Bでは研究開発資本の減耗率を0.13と仮定した場合の企業価値関数の分析結果がまとめられている。Panzar-Rosse推定と同じく、モデル2には医療サービス市場全体へのショックを代理する医療総支出が説明変数に含まれており、モデル1の推定結果には医療支出が含まれていない。1986年から97年を対象とした推定において、3期前の内生および外生変数を操作変数としている2番目の推定GMM(2)では、Jテ

表5 記述統計(2)

変数名	平均	標準偏差	最小	最大
企業価値	225136.46498	245698.61145	7430.26074	1575116.00000
基準薬価	63.12974	11.07854	41.78483	83.97401
資本ストック(減耗率0.10)	301552.90959	231878.74493	43780.49609	1081122.75000
資本ストック(減耗率0.13)	293289.01333	225583.29676	43074.58984	1045865.87500
医療支出	143947.44887	21687.45288	114987.39063	180287.87500

表6 薬価政策と企業価値

A (研究開発資本減耗率=0.10)

変数名	推定期間:1986-97			推定期間:1986-91			推定期間:1992-97		
	係数	標準誤差	p-値	係数	標準誤差	p-値	係数	標準誤差	p-値
モデル1 OLS									
定数	-0.09318	0.04849	[.055]	-0.04988	0.07406	[.501]	-0.09020	0.07191	[.210]
基準薬価	1.49695	0.58110	[.010]	1.86312	0.72798	[.010]	1.20852	0.98505	[.220]
資本ストック	2.27056	0.50876	[.000]	2.23205	0.62399	[.000]	1.44169	1.08492	[.184]
決定係数	0.14173			0.21848			0.04149		
標本サイズ	167			85			82		
ワルド検定	0.37719								
GMM(3)									
定数	0.01670	0.06682	[.803]	0.24860	0.13099	[.058]	-0.39538	0.30470	[.194]
基準薬価	2.95905	0.86618	[.001]	3.90440	1.03201	[.000]	4.06537	3.02361	[.179]
資本ストック	1.67222	0.75575	[.027]	-0.28849	1.19636	[.809]	10.56850	7.79657	[.175]
決定係数	0.12604			0.09796			0.03709		
標本サイズ	167			85			82		
ワルド検定	0.00444								
自由度	1			1			1		
過剰識別テスト	3.38436	[.066]		0.01326	[.908]		0.56147	[.454]	
GMM(2&3)									
定数	-0.06658	0.05418	[.219]	0.03496	0.08241	[.671]	-0.08039	0.09429	[.394]
基準薬価	1.40573	0.77546	[.070]	2.57517	0.92133	[.005]	0.28996	1.10684	[.793]
資本ストック	1.76577	0.58877	[.003]	1.26859	0.72657	[.081]	0.83781	1.89926	[.659]
決定係数	0.15117			0.21155			0.03615		
標本サイズ	167			85			82		
ワルド検定	0.11005								
自由度	4			4			4		
過剰識別テスト	12.83900	[.012]		11.6550	[.020]		4.52534	[.340]	
モデル2 OLS									
定数	-0.26822	0.06861	[.000]	-0.39267	0.12375	[.002]	-0.26589	0.08985	[.003]
基準薬価	1.37240	0.56331	[.015]	0.57662	0.78616	[.463]	2.32448	1.00814	[.021]
医療支出	4.42024	1.26428	[.000]	8.89787	2.65198	[.001]	5.42772	1.79694	[.003]
資本ストック	2.02608	0.49714	[.000]	1.56169	0.62128	[.012]	0.69364	1.06237	[.514]
決定係数	0.19670			0.33018			0.14186		
標本サイズ	167			85			82		
ワルド検定	0.00000								
GMM(3)									
定数	-0.29451	0.11669	[.012]	-0.09232	0.21621	[.669]	-1.16861	0.98111	[.234]
基準薬価	3.65132	0.84657	[.000]	2.10647	1.54447	[.173]	20.69010	16.05080	[.197]

A (研究開発資本減耗率=0.10) (続き)

変数名	推定期間：1986-97			推定期間：1986-91			推定期間：1992-97		
	係数	標準誤差	p-値	係数	標準誤差	p-値	係数	標準誤差	p-値
医療支出	7.76607	1.99069	[.000]	6.49035	3.94438	[.100]	27.78120	24.32230	[.253]
資本ストック	1.83235	0.84321	[.030]	-0.22504	1.08404	[.836]	14.58040	17.12840	[.395]
決定係数	0.18673			0.22394			0.11657		
標本サイズ	167			85			82		
ワルド検定	0.22572								
自由度	1			1			1		
過剰識別テスト	0.16788	[.682]		0.69844	[.403]		1.02519	[.311]	
GMM (2&3)									
定数	-0.40893	0.10194	[.000]	-0.54355	0.13526	[.000]	-0.25500	0.12204	[.037]
基準薬価	2.29483	0.61756	[.000]	-1.02545	0.90398	[.257]	1.95691	1.58089	[.216]
医療支出	8.34235	1.77829	[.000]	12.05520	2.98070	[.000]	4.63385	3.31741	[.162]
資本ストック	2.14534	0.69454	[.002]	0.81794	0.68109	[.230]	1.42358	1.71332	[.406]
決定係数	0.20146			0.28119			0.13537		
標本サイズ	167			85			82		
ワルド検定	0.00000								
自由度	5			5			5		
過剰識別テスト	11.08940	[.050]		14.78520	[.011]		16.48630	[.006]	

注) GMM の後にある () 内は、操作変数のラグの次数。

B (研究開発資本減耗率=0.13)

変数名	推定期間：1986-97			推定期間：1986-91			推定期間：1992-97		
	係数	標準誤差	p-値	係数	標準誤差	p-値	係数	標準誤差	p-値
モデル1 OLS									
定数	-0.08948	0.04776	[.061]	-0.04809	0.07311	[.511]	-0.08689	0.07037	[.217]
基準薬価	1.49834	0.58068	[.010]	1.85939	0.72662	[.010]	1.20834	0.98517	[.220]
資本ストック	2.22986	0.49683	[.000]	2.20772	0.61004	[.000]	1.39862	1.05766	[.186]
決定係数	0.15311			0.23951			0.04128		
標本サイズ	167			85			82		
ワルド検定	0.38602								
GMM (3)									
定数	0.01789	0.06557	[.785]	0.24524	0.12855	[.056]	-0.39150	0.30565	[.200]
基準薬価	2.97225	0.86615	[.001]	3.90390	1.03005	[.000]	4.12553	3.09326	[.182]
資本ストック	1.67185	0.73889	[.024]	-0.24808	1.16289	[.831]	10.77710	8.01125	[.179]
決定係数	0.12754			0.09796			0.03658		
標本サイズ	167			85			82		
ワルド検定	0.00629								
自由度	1			1			1		
過剰識別テスト	3.17932	[.075]		0.01818	[.893]		0.47378	[.491]	
GMM (2&3)									
定数	-0.06363	0.05329	[.232]	0.03537	0.08125	[.663]	-0.07818	0.09101	[.390]
基準薬価	1.41678	0.77510	[.068]	2.58448	0.91977	[.005]	0.29372	1.10670	[.791]
資本ストック	1.73934	0.57464	[.002]	1.26472	0.71061	[.075]	0.81108	1.85722	[.662]
決定係数	0.14182			0.21155			0.03609		
標本サイズ	167			85			82		
ワルド検定	0.11517								
自由度	4			4			4		

B (研究開発資本減耗率=0.13) (続き)

変数名	推定期間：1986-97			推定期間：1986-91			推定期間：1992-97		
	係数	標準誤差	p-値	係数	標準誤差	p-値	係数	標準誤差	p-値
過剰識別テスト	12.70220 [.031]			11.57240 [.021]			4.53038 [.339]		
モデル2 OLS									
定数	-0.26443	0.06819	[.000]	-0.38872	0.12342	[.002]	-0.26414	0.08906	[.003]
基準薬価	1.37407	0.56298	[.015]	0.58389	0.78553	[.457]	2.32524	1.00829	[.021]
医療支出	4.40987	1.26393	[.000]	8.83912	2.65570	[.001]	5.43067	1.79739	[.003]
資本ストック	1.98927	0.48564	[.000]	1.54435	0.60921	[.011]	0.66684	1.03583	[.520]
決定係数	0.21196			0.33100			0.14173		
標本サイズ	167			85			82		
ワルド検定	0.00001								
GMM (3)									
定数	-0.29099	0.11560	[.012]	-0.09036	0.21631	[.676]	-1.13410	0.94925	[.232]
基準薬価	3.64372	0.84604	[.000]	2.12988	1.55314	[.170]	20.37680	15.82890	[.198]
医療支出	7.70782	1.98378	[.000]	6.41322	3.97641	[.107]	27.32420	24.09690	[.257]
資本ストック	1.82424	0.82380	[.027]	-0.19974	1.05847	[.850]	14.33480	16.86310	[.395]
決定係数	0.18792			0.22440			0.11568		
標本サイズ	167			85			82		
ワルド検定	0.22592								
自由度	1			1			1		
過剰識別テスト	0.13189 [.716]			0.70857 [.400]			1.06881 [.301]		
GMM (2&3)									
定数	-0.40544	0.10102	[.000]	-0.54187	0.13508	[.000]	-0.25152	0.12122	[.038]
基準薬価	2.28994	0.61791	[.000]	-1.02009	0.90465	[.259]	1.95150	1.58463	[.218]
医療支出	8.32141	1.77542	[.000]	12.01010	2.98843	[.000]	4.61935	3.33293	[.166]
資本ストック	2.11495	0.67822	[.002]	0.81990	0.66762	[.219]	1.38732	1.67855	[.409]
決定係数	0.20231			0.21155			0.13505		
標本サイズ	167			85			82		
ワルド検定	0.00000								
自由度	5			5			5		
過剰識別テスト	10.96300 [.052]			14.80690 [.011]			16.47730 [.006]		

注) GMMの後にある()内は、操作変数のラグの次数。

ストを用いた過剰識別性が通常の有意水準で棄却されない。しかし、2期前と3期前の変数を使用したGMM(2&3)の場合、過剰識別しているとの結論が得られた。

基準薬価の変更や医療サービス市場の成長は、企業価値に大きな影響を与えている。1986年から97年を対象とした推定では、基準薬価の1%引き下げが企業価値を1.4%から3.7%低下させるとの結果が得られている。また、医療支出総額が1%上昇すると、企業価値は最も少なく見積もって4.4%、最大8.3%上昇すると推定される。なお企業価値のトレンドを示している定数項は有

意に負であるか、正の場合は有意でない。したがって製薬企業の価値は正の趨勢をもっていない。

企業価値関数においても、Panzar-Rosseの取入関数と同様に、Rゾーン導入前と導入後に2分割した推定を行っている。パラメータの構造変化をワルド検定した結果、モデル1のGMM(2)、モデル2におけるOLSとGMM(2&3)で構造変化が観察された。そこで、企業経営に対する薬価改定の効果がRゾーン導入によって、どのように変化したか検討してみよう。しかし注意する必要があるのは、標本を分割することで標本サイズが小さくなり多重共線性の問題が深刻になった

ため、説明変数に医療支出を含む推定は良好でないことである。そこで、ここでは説明変数に医療支出を含まないモデル1に限定して、Rゾーン導入の帰結について検討する。Rゾーン導入前における企業価値の基準薬価弾力性の推定値が1.9から3.9であるのに対し、導入後のそれは0.3から4.0になっているが、導入後の推定値は全て有意でなく、明確な結論が得られていない。Rゾーン導入後、基準薬価と市場取引価格の格差が急速に縮小しており、基準薬価の引き下げの薬剤需要に与える影響が解消してきているのかもしれない。また、資本の生産性については、良好なパラメータの推定が得られず、明確な結論は得られなかった。

IV 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企業の市場価値の観点から分析している。まずII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、全期間を対象とした推定では、独占的であるとの仮説 ($H=0$) が棄却された推定は存在せず、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91年以前には、製薬企業は独占的競争の状態におかれていたのに対し、92年以降の市場環境について独占であるとの結果が得られている。

IIIでは、基準薬価改訂・薬価算定方式の変更と製薬企業の市場価値の関連について実証分析を試みた。そこでの主要な分析結果は、基準薬価の変更や医療サービス市場の成長は、企業価値に大きな影響を与えており、基準薬価の1%引き下げが企業価値を1%から3%程度低下させ、医療サービス市場が1%拡大すると、企業価値は最も少なく見積もって4%、最大8%上昇すると推定される。また、Rゾーン導入の結果、企業価値に対する基準薬価改訂の効果が弱まってきている。

以上の分析結果から、基準薬価算定におけるR

ゾーン方式の導入は医薬品市場を独占的に変えたこと、また近年、企業経営に対する基準薬価の引き下げ効果が弱まっている可能性が明らかとなった。市場の非効率性が増加し、また従来行なわれてきた基準薬価の引き下げは資源配分の効率性を改善しないことから、製薬企業の競争を促進するための新たな公共政策が必要になっていると結論づけられよう。

謝辞

福重元嗣氏(神戸大学)、山田直志氏(筑波大学)ならびに小椋正立氏(法政大学)からは非常に有益なコメントをいただいた。また、本研究で使用したデータセットの作成に際し、丹藤信平氏(医薬産業政策研究所)、吉瀬浩司氏(医薬産業政策研究所)ならびに河原朗博氏(医薬産業政策研究所)から援助を得ている。上記各氏に感謝したい。

注

- 1) GMM (一般化積率法) については、Hansen (1982) と Hansen & Singleton (1982) を参照されたい。また、羽森 (1996) 第3章に GMM の簡潔な解説がある。
- 2) 企業の市場価値算出方法については、Lindenberg & Ross (1981) が詳しい。
- 3) 研究開発と企業の市場価値を主眼的に分析した研究には、Ben-Zion (1984), Cockburn & Griliches (1988), Griliches (1981), Hall (1993), Hirschey (1982), Jaff (1986), Johnson & Pazderka (1993) がある。
Grabowski & Mueller (1979) は、利潤率と研究開発との関連を研究している。トービンの q と研究開発の関係を推定したものには、Connory et al. (1986), Himmelberg & Petersen (1994), Hirsch & Seaks (1993), McConnell & Servaes (1990), Salinger (1984) 等がある。
- 4) 研究開発の陳腐化率の測定については、後藤 (1993) を参照されたい。なお実物資本ならびに研究開発知識ストックの導出法は、南部・菅原 (1997) にしたがっている。

データの出所

財務データ：日経 NEEDS。

物価指数：『日本銀行 金融・経済データ 2000』、ダイヤモンド社。

研究開発デフレータ：『科学技術白書』、大蔵省印

刷局。

医療支出：『国民医療費』，厚生統計協会。
 企業毎の医薬品収入：『製薬企業の実態と中期展望』各年版，国際商業出版。
 企業毎の基準薬価指数：『製薬企業の実態と中期展望』各年版，国際商業出版。

参考文献

- 姉川知史 (1996) 「製薬企業の R & D 投資：費用，利益，企業価値，推定方法と結果」『医療と社会』6 (2) : 16-58。
- (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。
- 小田切広之・羽田尚子・本庄裕司 (1997) 「製薬企業における研究開発の効率性と企業価値」『医療と社会』7 (1) : 34-45。
- 後藤 晃 (1993) 『日本の技術革新と産業組織』，東京大学出版会。
- 中西悟志・吉瀬浩司 (2000) 「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訂と薬剤支出」『医療と社会』10 (2) : 101-113。
- 南部鶴彦・菅原琢磨 (1997) 「研究開発型企業の利潤率比較：知識資本ストック推計による製薬企業とその他企業の比較」『医療と社会』7 (1) : 16-23。
- 南部鶴彦・島田直樹 (2000) 「医療機関の薬剤購入における価格弾力性の推定」『医療経済研究』7 : 77-100。
- 羽森茂之 (1996) 『消費者行動と日本の資産市場』，東洋経済新報社。
- Ben-Zion, U. (1984) "The R & D and Investment Decision and its Relationship to the Firm's Market Value: Some Preliminary Results" In *R & D, Patents, and Productivity* (edited by Z. Griliches), Chicago: University of Chicago Press, 299-312.
- Connolly, R. A., B. T. Hirsch, and M. Hirschey (1986) "Union Rent Seeking, Intangible Capital, and Market Value of the Firm" *Review of Economics and Statistics*, 68 (4) : 567-577.
- Cockburn, I and Z. Griliches (1988) "Industry Effects and Appropriability Measures in the Stock Market's Valuation of R & D and Patents" *American Economic Review*, 78 (2) : 419-423.
- Grabowski, H.G. and D.C. Mueller (1979) "Industrial Research and Development, Intangible Capital Stocks, and Firm Profit Rates" *Bell Journal of Economics*, 9 (2) : 328-343.
- Griliches, Z. (1981) "Market Value, R & D, and Patents" *Economics Letters*, 7 (2) : 183-187.
- Hall, B. H. (1993) "The Stock Market's Valuation of R & D Investment During the 1980's" *American Economic Review*, 83 (2) : 259-264.
- Hansen, L. P. (1982) "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators" *Econometrica*, 50 (4) : 1029-1054.
- Hansen, L. P. and K. J. Singleton (1982) "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models" *Econometrica*, 50 (5) : 1269-1286.
- Himmelberg, C. P. and B. C. Petersen (1994) "R & D and Internal Finance: A Panel Study of Small Firms in High-tech Industries" *Review of Economics and Statistics*, 76 (1) : 38-51.
- Hirsch, B. T. and T. G. Seaks (1993) "Functional Form in Regression Models of Tobin's q " *Review of Economics and Statistics*, 75 (2) : 381-385.
- Hirschey, M. (1982) "Intangible Capital Aspects of Advertising and R & D Expenditures" *Journal of Industrial Economics*, 30 (4) : 375-390.
- Jaffe, A. (1986) "Technological Opportunity and Spillovers of R & D: Evidence from Firm's Patents, Profits, and Market Value" *American Economic Review*, 76 (5) : 984-1001.
- Johnson, L. D. and B. Pazderka (1993) "Firm Value and Investment in R & D" *Managerial and Decision Economics*, 14 (1) : 15-24.
- Lindenberg, E. B. and S. A. Ross (1981) "Tobin's q Ratio and Industrial Organization" *Journal of Business*, 48 (1) : 33-45.
- McConnell, J. J. and H. Servaes (1990) "Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value" *Journal of Financial Economics*, 27 (2) : 595-612.
- Molyneux, P., D. M. Lloyd-Williams and J. Thornton (1994) "Competitive Conditions in European Banking" *Journal of Banking and Finance*, 18 (3) : 445-459.
- 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) : 576-594.
- (1991) "Reply to Perrakis" *Canadian Journal of Economics*, 24 (3) : 733-735.
- Panzar, J. C. and J. Rosse (1987) "Testing for "Monopoly" Equilibrium" *Journal of Industrial Economics*, 35 (4) : 443-456.

Perrakis, S. (1991) "Assessing Competition in Canada's Financial System: A Note" *Canadian Journal of Economics*, 24 (3): 727-732.

Salinger, M. A. (1984) "Tobin's q , Unionization, and the Concentration-profits Relationship" *Rand Journal of Economics*, 15 (2): 159-170.

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): 139-160.

(なかにし・さとし 日本福祉大学助教授)

†中西助教授は2001年6月に逝去された。