

日本商業学会

流通研究

レター論文

医療用医薬品の流通分析

—卸の機能と情報提供サービスに関する実証研究—

櫻井 秀彦 (北海道薬科大学)

丹野 忠晋 (拓殖大学)

増原 宏明 (信州大学)

山田 玲良 (札幌大学)

林 行成 (広島国際大学)

恩田 光子 (大阪薬科大学)

第19巻 第1号

2016年12月

医療用医薬品の流通分析

—卸の機能と情報提供サービスに関する実証研究—

櫻井秀彦 (北海道薬科大学) 丹野忠晋 (拓殖大学) 増原宏明 (信州大学)
林行成 (広島国際大学) 恩田光子 (大阪薬科大学) 山田玲良 (札幌大学)

要約 (アブストラクト)

わが国の医薬品流通においては、総価取引、未妥結・仮納入や過大なアローアンスなどの問題点が長きに渡って指摘されてきた。本研究で病院と薬局を対象とした調査を行い、卸との取引実態や情報提供の評価に関する回答データを収集し、取引実態の影響要因を探った。

単品単価取引を基準として、全品総価(一律値引き)、全品総価(除外あり)、単品総価(品目で値引き)を比較対象とした選択肢を従属変数とする分析を行った。総じて施設規模や取引卸数等の基本的な競争要因が取引形態に影響を及ぼすことが示された。

次に、納入前に価格が決定している場合と、未妥結・仮納入との比較について分析を行った。DPC、土日休日配送対応、医薬品に関する情報提供の評価が未妥結・仮納入の抑止に有効であった。

以上から、病院や薬局の規模の大きさは、総価取引を助長すること、自由な取引による取引数の増加や後発医薬品の普及は有効な施策であると考えられる。

キーワード

医療用医薬品; 卸; 総価取引; 未妥結・仮納入; 情報提供

1. はじめに

わが国の流通システムは特殊であると批判されそして盛んに分析されたことがあった(田村 1986)。それは改善したかのように見えるが様々な取引慣行が医療用医薬品取引において今なお存在している。本稿では医薬品規制を念頭にその取引慣行を分析する。そして、本稿が提示した論点は、古い問題意識ではあるが日本の流通機構にとって未解決の重要な問題であることが明らかとなる。

わが国の医療用医薬品の価格である薬価基準は、医薬品卸と病院や薬局との間の市場

実勢価格の加重平均値にある種の上乗せを加えるかたちで通常2年ごとに改定されている。つまり、薬価は卸と医療機関との競争の帰結に依る。しかし、その効率性を直ちに認めることはできない¹。その理由は、以下の3つの取引慣行が存在し、適正な競争が妨げられていると考えられるからである²。まず上流の製薬メーカーと医薬品卸の間で、販売奨励金が依然として存在している(割戻し・アローアンス)。次に卸と医療機関の間では、長期にわたって納入価格が未決定であっても、医薬品の仮納入が行われている場合も多い(未妥結・仮納入)。さらに卸と医療機関の

間では、多種の医薬品の価格を一括して定める取引慣行も存在する(総価取引)。厚生労働省はこのような取引形態では薬価調査の基準となる実勢価格を正確に把握できないと再三指摘している³。

製薬メーカーは、強い地位を活かして卸に対して高い仕切価格で医薬品を卸し、後に卸の販売実績に応じて上記の販売奨励金を支払っている。すなわち、卸の利益は販売奨励金が支払われるまで確定しない。製薬メーカーは高い仕切価格により自社製品の高い薬価を維持できる。

医師の処方や薬局での後発医薬品への変更など最終的な需要の決定は医療機関で行われる。卸と医療機関との価格交渉においては、医薬品は一般の財と異なり在庫切れが許されないため、卸が販売する納入価格の決定が妥結しなくても仮に納入が行われている場合も多い。この未妥結・仮納入の状態が相当長期に渡り、診療所に比べ規模の大きな病院は、妥結率が低いまま推移する傾向にあった。

未妥結・仮納入のほか、卸が供給する医薬品の価格をまとめて、一括して定める総価取引が行われている。膨大な銘柄や規格が存在する医薬品に個々価格付けするのは困難が予想されることから、総価取引には価格設定費用を削減する効果があると考えられる。しかし、これは厚労省にとって薬価基準制度の趣旨に大きく反する実態であると再三に渡って指摘され、今現在も問題視されている⁴。

一方で、わが国の医療用医薬品の流通に関して、取引慣行や卸の機能に焦点を当てて実証分析を直接的に試みた研究は著者達の調べた範囲では存在しない。本研究の問題意識ならびに目的は、医療用医薬品の流通段階における極めて特徴的な、不透明な取引慣行の要因を探ることにある。本稿では、医療用医薬品の流通構造において、医療用医薬品卸

と病院並びに保険薬局の間での取引データを用いて、総価取引や未妥結・仮納入といった取引慣行の決定要因を実証的に研究する。様々な取引形態があるものの、取引する卸の数や後発医薬品の割合という競争要因が、単品単価への移行を促す傾向があることが分かった。

以下の構成は次の通りである。第2節は既存文献紹介と仮説の設定である。第3節でデータについて記述する。第4節では実証分析である。第5節はまとめである。

2. 文献レビューと仮説の設定

医薬品卸を中心とした流通の実態面に焦点を当てた経営学的研究では、三村(2001)や片岡・嶋口・三村(2003)がある。公正取引委員会(2006)は、メーカー、卸、医療機関、消費者からの調査データから、取引の透明性に欠ける点が多々あると指摘した。これに基づいて厚労省が緊急提言を行っている。三村(2011)はその後の状況を記述している。

さらに、経済学的な研究では、手塚(1995)が当時の国内流通取引慣行が非関税障壁に当たるとの指摘から、医療用医薬品の流通改革を理論的に分析している。井上・手塚(2002)は、井上・手塚(1998)の理論モデルに基づいて財務データによる実証分析を行っている。

最近では、林・丹野(2012)は、薬価基準と取引形態への経済学的検討を踏まえ、産業組織論的な流通構造全体へのアプローチの必要性を示唆している。丹野・林(2013)では国内四大卸のメーカーとの関係性を確認した上で、拮抗力に着目したゲーム理論による分析を行い、更に丹野・林(2015)では理論分析により、現行の薬価基準制度のように、マイナス改定が常態である場合にメーカーの利潤の変化を考察している。丹野・山

下(2014)はメーカーからの情報料などの事後的な補填を医薬品卸の財務データを用いて説明している。

視点を日本の流通システム一般に広げるならば、本研究に関連するその代表的な研究は田村(1986)が挙げられよう。例えば、日本の流通の多段階性が寡占的製造業のリーダーシップによって解消される分析(田村1986, 第11章)は、さらに技術革新による影響を考慮した流通短縮化の考察へ分析の射程を広げている(金2004)。従来指摘されてきた日本の流通の特殊性に関する分析が今も続いており、本稿はそれに関連するものと考えられる。

流通における政策分析は、独禁法とまちづくり3法がその主な対象となっている(渡辺2011)。しかし、日本の高齢化の進展から医療の重要性が高まることは言うまでもない。渡辺(2011)は医療の規制緩和を関連事例として納めているが、本研究は流通政策の分析を医療政策の分野へ拡大させる研究と位置づけることができる。竹内(2006)が薬剤師による一般用医薬品の販売推奨を分析しているが、本研究はその情報提供機能の考察を医療用医薬品の卸売段階の分析へ広げたものと見なすこともできる。

海外の文献では、Krishnan, Kapuscinski, and Butz(2004)では、流通チェーンにおける販促活動の効果と契約形態の違いの影響をシミュレーションで検討し、米国特有の買戻し契約について議論している。Ellison and Snyder(2010)では、拮抗力理論に着目した抗生物質の流通分析を行い、供給者間の競争、後発医薬品等への代替能力、購入者側の規模などが拮抗力を高めることを実証している。特に業者間の競争や購入者側の規模などよりも代替能力が最も影響することを明らかにしている。本研究では、供給業者間の

競争といった競争構造に焦点を当てた取引卸の数に着目する。また、集中度や拮抗力、交渉力といった点に着目し、医療機関の規模に焦点を当てる。さらには、後発医薬品がもつ代替能力に着目し、これらを反映する後発医薬品の割合に着目する。

一般に、卸間の競争が進めば買い手に有利となるが、様々な医薬品を扱う卸にとって、系列メーカーの製品など、自社にとって価格競争力のある、有利な製品で切り崩しを図ろうとするであろう。よって、取引卸数の増加は、単品単価移行の要因となり、その結果、未妥結・仮納入移行を抑制すると考えられる。

また、医療機関の規模は、総価取引など、より不透明な取引の要因になり、価格交渉時期も先延ばしされることが考えられる。更に、代替能力である後発医薬品は、特許切れになれば低い薬価で参入できることから、単品単価への移行要因であり、やはり未妥結・仮納入移行を抑制すると考えられる。よって、以下のような仮説を提示できよう。

【仮説1：価格交渉単位に関する仮説】

仮説1-1：価格交渉単位は、取引卸数の増大により、単品単価となる。

仮説1-2：価格交渉単位は、医療機関規模の増大により、単品単価以外の不透明なものとなる。

仮説1-3：価格交渉単位は、後発医薬品割合の増大により、単品単価となる。

【仮説2：価格交渉時期に関する仮説】

仮説2-1：取引卸数の増大は、未妥結・仮納入を抑制する。

仮説2-2：医療機関規模の増大は、未妥結・仮納入を促進する。

仮説2-3：後発医薬品割合の増大は、未妥結・仮納入を抑制する。

また、卸の流通機能には、商流(発注・商取引等)機能、物流(在庫調整・管理、配送形態等)機能、金融(資金繰、保証等)機能、情報流(当該および関連商品情報、新製品情報等)等がある。そのため、本稿で着目する総価取引は商流機能の帰結、未妥結・仮納入は金融機能の帰結による取引形態と位置付けられるが、他の商流機能や物流機能の影響とそれらの関連性についても把握する。自社製品の利点のみを訴求するメーカーと異なり、卸では医療機関との取引において、メーカーが異なる複数の製品に関する情報が蓄積されることから、特に情報流機能は卸にとって重要な機能である。

本来の情報流機能である医薬品卸からの医療機関側への情報提供機能に焦点を当てた研究は見受けられない。よって、卸の物流

機能と情報流機能は、商流機能の帰結としての総価取引や金融機能の帰結としての未妥結・仮納入に対してどのように影響するかを確認することも、本稿の課題となる。

3. データ収集と仮説検証方法

2014年1月下旬から2月上旬にかけて、(株)ネグジット総研に委託し病院と薬局において医薬品の調達に関与する薬剤師を対象としたインターネット調査を実施した。病院薬剤師100名、薬局薬剤師200名の回答を集めた⁵。調査項目については、医薬品専門家に対して、医療用医薬品の取引実態を反映する項目を確認する目的でヒアリングを行い決定した⁶。その質問項目、変数定義、回答分布、記述統計は、表1の通りである⁷。

表1 変数の定義と回答分布、記述統計

| 調査項目 | 変数名 | 定義 | 回答分布および記述統計 | | |
|-----------|----------------------|---|----------------------|---------------------------|----------------------|
| 交渉単位 | koshotani | 価格交渉単位 1=全品総価(一律値引き)、2=全品総価(除外あり)、 3=単品総価(品目で値引き)、4=単品単価 | 全品総価 67(22.3%) | 除外有全品総価 57(19.0%) | 無回答 34(11.3%) |
| 交渉時期 | midaketsu | 1=納入前決定 2=未妥結 | 納入前に決定 184(61.3%) | 未妥結・仮納入 57(19.0%) | 無回答 59(19.7%) |
| 配送頻度 | hindo_day | 取引のある卸の配送頻度 1=毎日、0=それ以下 | 毎日1回以上 288(96.0%) | 毎日未満 12(4%) | |
| 在庫管理 | zaiko | 卸による在庫管理 1=有、0=無 | 有 25(8.3%) | 無 275(91.7%) | |
| 小分け | kowake | 卸による小分け 1=有、0=無 | 有 79(26.3%) | 無 221(73.7%) | |
| 土日休日配送 | donichi | 卸による土日祝日配送 1=有、2=無 | 有 126(42.0%) | 無 174(58.0%) | |
| 提供情報評価 | info | 医薬品に関する情報提供(新薬や副作用情報他)の評価 1=良くない、2=あまり良くない、3=普通、4=良い、5=とても良い | 3.62±0.93 (mean±SD) | | |
| 取引卸数 | numbers | 取引のある医薬品卸の数 | 4.70±1.59 (mean±SD) | | |
| 病院規模属性 | hosp200 | 病床数 1=200床以上、0=200床未満 | 200床以上 58(19.3%) | 200床未満 242(80.7%) | |
| 薬局規模属性 | pharma20 | 薬局数 1=20店舗以上、0=20店舗未満 | 20店舗以上 46(15.3%) | 20店舗未満 254(84.7%) | |
| 所属機関 | hosp | 1=病院、0=薬局 | 病院100 | 薬局200 | |
| 後発医薬品割合 | kohatsu | 後発医薬品割合(数量ベース) 1=30%以上、0=30%未満 | 30%未満 140(46.6%) | 30%以上 155(51.7%) | 無回答 5(1.7%) |
| 主要卸の取引シェア | oroshi50 oroshi66 | 1=主要取引卸のシェア50%以上、0=同シェア50%未満 1=主要取引卸のシェア2/3以上、0=同シェア2/3未満 | 50%未満 135(45.7%) | 50%以上66.6%未満 95(31.7%) | 66.6%以上 70(23.3%) |
| DPC対応状況 | dpc_hosp | 1=DPC対応、0=それ以外 | DPC導入済 50(病院の50%) | 未対応 50(病院の50%) | |
| | cons | 定数項 | | | |

| 交渉単位 | 交渉時期 | 納入前に決定 | 未妥結 | 無回答 | 横計 |
|------|-----------------|----------------|---------------|---------------|-----------------|
| 1 | 一律値引による全品総価取引 | 38 [14.3%] | 19 [7.1%] | 10 [3.8%] | 67 [25.3%] |
| 2 | 一部例外品含む総価取引 | 34 [12.8%] | 13 [4.9%] | 10 [17.5%] | 57 [21.4%] |
| 3 | 単品総価(品目ごとの一律値引) | 79 [29.7%] | 15 [5.6%] | 5 [5.1%] | 99 [37.2%] |
| 4 | 単品単価 | 30 [11.3%] | 10 [3.8%] | 3 [7.0%] | 43 [16.2%] |
| | 縦計 | 181 [68.0%] | 57 [21.4%] | 28 [10.5%] | 266 [100.0%] |

※[総和の%]

価格交渉単位は、厚労省の各資料では、調査において価格交渉単位は全品総価取引(一律値引き)、全品総価(除外あり)、単品総価(品目で値引き)、単品単価の4区分で収集がなされている。このうち全品総価は、「複数の品目が組み合わされている取引において、総価で交渉し個々の単価を薬価一律値引きで設定する契約」、単品総価は「複数の品目が組み合わされている取引において、総価で交渉し総価で見合うよう個々の単価を卸の判断により設定する契約」と定義されている。また、全品総価(除外あり)の除外品目は、医療用麻薬やオーファンドラッグ(希少疾病用医薬品)などが想定されている。本調査データでは、単品単価取引は全体の14.3%に留まり、未妥結・仮納入は全体の19.0%であった。価格交渉単位と未妥結の間での特段の相違は見られなかった。

分析は、取引形態において、価格交渉単位と価格交渉時期への影響要因を探る目的で二項ロジット及び多項ロジットにより仮

説検証を行った。希少な先行研究であるEllison and Snyder(2010)は、買い手の交渉力である「拮抗力」がその要因となることを示した。また、田村(1986)も「拮抗力」(対抗力)が流通構造に大きな影響を与えると示唆している。これまで明らかにされてこなかった不透明な取引慣行の要因を探るといふ本研究目的から、拮抗力として考える取引実態を代理する変数を可能な限り投入したモデルで検討する。

4. 分析結果

1) 単品単価取引の影響要因

この項では単品単価取引への移行を容易にする要因を考察する。単品単価取引を基準として、前項で見た全品総価取引(一律値引き)、全品総価(除外あり)及び単品総価(品目で値引き)を比較対象とした選択肢を従属変数として考える。従属変数は離散的であり各選択肢は独立ではないので多項ロジットモデルを使用する。推定結果を表2に示す⁸。

表2 単品単価を基準とした多項ロジットの推定結果

| 変数名 | 〔全品総価(一律値引), koshotani=1〕 | | | | | 〔全品総価(除外あり), koshotani=2〕 | | | | | 〔単品総価(品目で値引き), koshotani=3〕 | | | | |
|-----------|---------------------------|-------|--------|-------|-------|---------------------------|-------|--------|-------|-------|-----------------------------|-------|--------|-------|-------|
| | 推定値 | 標準偏差 | z | P> z | オッズ比 | 推定値 | 標準偏差 | z | P> z | オッズ比 | 推定値 | 標準偏差 | z | P> z | オッズ比 |
| hindo_day | 0.204 | 0.405 | 0.500 | 0.615 | 1.226 | 0.635 | 0.403 | 1.580 | 0.115 | 1.887 | 0.992 *** | 0.381 | 2.600 | 0.009 | 2.697 |
| zaiko | 0.550 | 0.603 | 0.910 | 0.362 | 1.733 | 0.635 | 0.595 | 1.070 | 0.285 | 1.888 | -0.059 | 0.592 | -0.100 | 0.922 | 0.944 |
| kowake | 0.721 * | 0.380 | 1.900 | 0.058 | 2.056 | 0.360 | 0.383 | 0.940 | 0.348 | 1.433 | 0.496 | 0.362 | 1.370 | 0.170 | 1.643 |
| donichi | 0.229 | 0.317 | 0.700 | 0.486 | 1.247 | 0.384 | 0.316 | 1.220 | 0.223 | 1.469 | 0.018 | 0.291 | 0.060 | 0.952 | 1.018 |
| info | 0.266 | 0.165 | 1.610 | 0.107 | 1.305 | 0.130 | 0.161 | 0.810 | 0.420 | 1.139 | 0.320 ** | 0.153 | 2.090 | 0.037 | 1.377 |
| numbers | -0.164 | 0.100 | -1.630 | 0.102 | 0.849 | -0.200 * | 0.106 | -1.890 | 0.059 | 0.819 | -0.091 | 0.095 | -0.960 | 0.338 | 0.913 |
| hosp200 | 1.284 * | 0.663 | 1.940 | 0.053 | 3.611 | 0.441 | 0.612 | 0.720 | 0.471 | 1.554 | 0.280 | 0.580 | 0.480 | 0.629 | 1.323 |
| pharma20 | 2.192 *** | 0.623 | 3.520 | 0.000 | 8.953 | 1.497 ** | 0.635 | 2.360 | 0.018 | 4.470 | 0.714 | 0.636 | 1.120 | 0.262 | 2.042 |
| hosp | -0.759 | 0.543 | -1.400 | 0.162 | 0.468 | -0.342 | 0.498 | -0.690 | 0.493 | 0.711 | 0.571 | 0.457 | 1.250 | 0.212 | 1.769 |
| kohatsu | -0.511 | 0.325 | -1.570 | 0.116 | 0.600 | -0.607 * | 0.323 | -1.880 | 0.060 | 0.545 | 0.042 | 0.304 | 0.140 | 0.890 | 1.043 |
| oroshi50 | 0.250 | 0.359 | 0.700 | 0.486 | 1.285 | 0.288 | 0.348 | 0.830 | 0.408 | 1.333 | -0.103 | 0.329 | -0.310 | 0.754 | 0.902 |
| oroshi66 | 0.600 | 0.416 | 1.440 | 0.149 | 1.822 | -0.230 | 0.426 | -0.540 | 0.588 | 0.794 | -0.108 | 0.401 | -0.270 | 0.787 | 0.897 |
| dpc_hosp | 0.237 | 0.640 | 0.370 | 0.711 | 1.267 | 0.400 | 0.610 | 0.660 | 0.512 | 1.492 | -0.120 | 0.585 | -0.210 | 0.837 | 0.887 |
| cons | -0.689 | 1.012 | -0.680 | 0.496 | 0.502 | -0.069 | 1.010 | -0.070 | 0.945 | 0.933 | -1.135 | 0.981 | -1.160 | 0.247 | 0.322 |

注1) Number of obs = 266, Log likelihood = -317.78474, Prob > χ^2 = 0.0074
 注2) ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示している。
 注3) 推定は単品単価(koshotni=4)を基準。

まず表2左側に示したように、単品単価と全品総価(一律値引き)の比較では、医療機関の規模の大きさである20店舗以上の薬局が有意で正の係数を示している($p=0.000$)。同じく規模変数である病院200床以上は有意傾向を示した($p=0.053$)。医療機関の大きな規模は、単品単価に比べ全品総価(一律値引き)になりやすいことをこの推計結果は明らかにしている。その他の変数では、卸による配送の小分け対応も正の有意傾向にある($p=0.058$)。しかし、他の多くの変数は有意ではなかった。規模が大きいことは、買い手側の交渉力を発揮して総価取引になりやすいことが分かった。

次いで、オッズ比にて有意な変数の係数の解釈を行う。薬局数が20店舗以上あると、それ未満の店舗数の場合と比べて、単品単価から全品総価(一律値引き)になる傾向が約9倍高いことを意味している。また、病床数が200床以上の病院は、それ未満の病床数の病院と比べて、単品単価から全品総価(一律値引き)になる傾向が約3.6倍高いことが分かる。よって、一律値引きに関する全品総価と単品単価の比較では、病院の規模よりも薬局の規模の方が大きく影響を与える可能性があることが分かる。

第2に、全品総価(除外あり)については(表2中央)、20店舗以上の薬局ダミー変数の符号が正で有意を示している($p=0.018$)。卸の数が増えると単品単価に移行しやすい傾向を示している($p=0.059$)。その他の変数では後発医薬品の使用割合も30%を超えると単品単価に移行しやすい傾向がある($p=0.060$)。他の変数は有意ではなかった。規模の大きさは全品総価になりやすいが、納入業者の数という卸の中での競争の度合いが高まると単品単価に移行する傾向がある。卸同士での各品目での値引き競争が単品単価への要因と

なる可能性が示されたと考えられる。それは後発医薬品との競合についても同じことが言えるだろう。

次いで有意な変数に関してオッズ比での解釈を行う。薬局数が20店舗数ある場合は、それ未満である薬局と比較して、単品単価から全品総価(除外あり)になる傾向が5倍弱強い。同様に、後発医薬品を30%以上使用している医療機関は、そうでない医療機関と比べて、単品単価から全品総価(除外あり)になる傾向が0.5倍弱強い、すなわち同様の状況では、全品総価(除外あり)から単品単価になる傾向は、約2倍高いということが分かる。さらに、取引のある医薬品卸の数という変数が連続変数に近いことを考えると、その卸数が1増えると、単品単価に比べて全品総価(除外あり)になる確率が約20%減少することが分かる。すなわち、取引卸数が1増えることにより、全品総価(除外あり)に比べて単品単価になる確率は約20%増える。

第3に、単品総価(品目で値引き)の分析結果(表2右)では、その他の変数である毎日の配送が強い正の有意性を持っている($p=0.009$)。また、医薬品に関する情報提供も正の有意性を示している($p=0.037$)。卸の情報提供を含むサービスを引き出す能力がある医療機関は、単品単価よりもむしろ単品総価(品目で値引き)になりやすいことを示している。他の変数は有意ではなかった。

次に、オッズ比による解釈を行う。取引のある卸の配送頻度が毎日であると、それ以下の場合と比べて、単品単価から単品総価(品目で値引きあり)になる傾向が約2.7倍高いことが分かる。さらに、医薬品に関する情報提供(新薬や副作用情報他)の評価が1上がると、単品単価から単品総価(品目で値引き)になる傾向が約1.4倍高くなる。ここでもし全品総価(除外あり)で行ったように、この情報

提供の評価が連続変数とみなされるならば、その評価が1上がると、単品単価から単品総価（品目で値引き）になる確率が約40%上昇することを意味している。

以上をまとめると、医療機関の規模や取引のある卸の数などの基本的な競争要因が大きく交渉単位に影響を及ぼすことが分かった。医療用医薬品の交渉単位には様々な物があるが、3つの取引形態の分析において共通に有意あるいは有意傾向にある変数の符号は、卸数は負及び医療機関の規模は正となっており、拮抗力の理論結果と整合的である。また、後発医薬品の割合も単品単価への移行要因として捉えることができる。よって医療機関の規模や取引卸数、後発医薬品割合などが、価格交渉単位に影響を与えたことから仮

説1-1から1-3は支持される。また、卸の基本的な機能として考えられる毎日の配送や情報提供も重要な交渉単位の決定要因であることも分った。よって、物流機能と情報流機能が交渉単位に影響を与えることも示唆された。

2) 未妥結・仮納入の影響要因

次に、納入前に価格が決定している場合を基準として、未妥結・仮納入との比較を考える。仮説の提示で議論したように仮説1のそれぞれが支持されたうえでここでの仮説2が成り立つことに注意しよう。従属変数である交渉時期(midaketsu)は二者択一の離散的であるので二項ロジットモデルを使用する。その結果を表3に示す。

表3 未妥結・仮納入の阻害要因に関する二項ロジット推定結果

| 変数名 | 推定値 | 標準 偏差 | z | P> z | オッズ 比 |
|----------|------------|----------|-------|-------|----------|
| donichi | -0.709 ** | 0.310 | 5.234 | 0.022 | 0.492 |
| info | -0.158 *** | 0.060 | 6.973 | 0.008 | 0.854 |
| dpc_hosp | -1.570 ** | 0.621 | 6.393 | 0.011 | 0.208 |

注1) Number of obs = 238, Log likelihood = -245.523, Prob > χ^2 = 0.0091

注2) ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意あることを示している。

ここではすべての独立変数で推計を行うと多重共線性が確認されたため、2項とは異なり、ステップワイズ法で推計を行った⁹。その結果、DPC ダミー、土日休日配送、医薬品に関する情報提供の変数の符号が負で有意であった。このことは卸が土日休日配送に対応することなどによって、未妥結・仮納入が減少することを意味する。このように、情報提供を含めた高度な機能を持った卸は、透明性のある取引形態を維持する能力があると言える。また、DPCは薬剤を大量使用

するインセンティブを引き下げ、後発医薬品の使用を促進することから早期妥結への傾向を示すと言えよう。前項では単品単価と全品総価(除外有り)の比較において、後発医薬品の高い使用割合は単品単価に移行しやすい傾向を指摘した。未妥結・仮納入に関しても同じく正常な取引形態に後発医薬品の採用割合が寄与すると結論付けられる。

オッズ比による解釈では、卸が土日休日配送に対応すれば、未妥結・仮納入の確率が50%強減少する。また、情報提供の評価が1

上昇することにより、未妥結・仮納入になる確率が20%減少する。さらに、病院がDPCに対応することによってそれは約80%減少する。

しかし、医療機関の規模や取引卸数及び後発医薬品は交渉時期に影響を及ぼさない。前項の交渉単位の場合とは異なり、仮説2-1から2-3は支持されなかった。このように価格交渉単位と価格交渉時期は、同じ不透明な取引と見なされるが、それらが影響を受ける要因は大きく異なっていることが明らかになった。

5. おわりに

本研究では、医療用医薬品の取引形態は様々あるものの、取引する卸の数や後発医薬品の割合という競争要因が単品単価への移行を促すことが分った。しかし、医療機関の規模は反対に総価取引への誘因を高めている。今後の医療機関の経営環境を考えると、規模の拡大は重要な施策となる。医療制度を改革する際に、規模の拡大は不透明な取引形態を促すことに注意が必要である。厚労省は競争をこの卸売り段階に求める政策提言を行っているが、自由な取引による卸数の増加や後発医薬品の普及もこの提言を実現する一つの施策であると考えられる。一方で、未妥結・仮納入に対しては、卸の物流や情報流の機能・サービスが抑止的に作用することが示された。価格交渉単位と価格交渉時期に影響する要因は、性質を異にする。よって、異なる政策での対応が必要である可能性が示唆された。

本研究では、買い手側の規模や取引卸数などの交渉力や卸の機能が様々に取引形態に作用することが示された。よって、本研究の流通分析一般に対する貢献は、取引慣行や流通政策を検討する際には、買い手や売手の

種々の交渉力と卸の各機能についても細かに着目する必要性を明らかにしたことにあ
る。さらに、複数の特殊な取引慣行においてそれぞれに影響を与える要因は異なっていることを示した。これは様々な取引慣行の根本原因は複雑であることを示唆している。

今後の研究課題は以下である。まず、製薬メーカーと卸との関係性が卸と医療機関の取引形態に影響している可能性を検討する必要がある。また、納入価格が取引形態によってどのように影響を受けるのかを検討することは、実勢価格をベースとする現行の薬価基準制度に対する新たな示唆を提供するものと考えられる。更に、単品単価への移行は医薬品の特殊性から本当に望ましいかどうかとも現行の医療政策から離れて検討することも重要である。荒削りながら本稿が初めて提示した医療用医薬品流通の取引形態と卸の情報提供活動の関連をさらに詳しく研究する必要もある。以上述べた論点について研究を行うことは、日本の医療制度の改善に大きく寄与するものと考えられる。

〈参考文献〉

- Ellison, S. F. and Snyder C. (2010), "Countervailing Power in Wholesale Pharmaceuticals," *Journal of Industrial Economics*, 58(1), 32-53.
- Krishnan H., Kapuscinski R., Butz, D. A. (2004), "Coordinating Contracts for Decentralized Supply Chains with Retailer Promotional Effort," *Management Science*, 50(1), 48-63.
- 井上正, 手塚公登(1998), 「医療用医薬品の流通に関するモデル分析」『日本経営学会誌』2, 82-91.
- 井上正, 手塚公登(2002), 「医療用医薬品の流通に関する研究」『医療経済研究』11, 5-21.
- 片岡一郎, 嶋口充輝, 三村優美子(2003), 『医薬品流通論』東京大学出版会.

金雲鎬(2004),「大規模卸売企業の戦略的行動に基づく流通短縮化の考察」『流通研究』第7巻,第2号,75-89.

公正取引委員会(2006),「医療用医薬品の流通実態に関する調査報告書」.

厚生労働省(2007),「医療用医薬品の流通改善について(緊急提言)～公的保険制度下における取引の信頼性を確保する観点から～」『医療用医薬品の流通改善に関する懇談会』,平成19年9月28日

厚生労働省(2014),「医療用医薬品の流通改善に関する懇談会(第21回)資料」 < <http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/0000050116.html> > 2015年8月24日アクセス

厚生労働省(2015),「医療用医薬品の流通改善に関する懇談会(第23回)資料」 < <http://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-10801000-lseikyoku-Soumuka/0000089117.pdf> > 2015年8月24日アクセス

竹内淑恵(2006),「大衆薬における下位ブランド購買への推奨販売の効果—潜在成長曲線モデルの適応事例—」『流通研究』第9巻,第1号,1-15.

田村正紀(1986),『日本型流通システム』千倉書房.

丹野忠晋,林行成(2013),「日本の医療用医薬品の卸売企業の現状とその経済学的分析」『跡見学園女子大学マネジメント学部紀要』15,151-175.

丹野忠晋,林行成(2015),「医療用医薬品流通における交渉力と薬価基準制度」『応用経済学研究』8,115-127.

丹野忠晋,山下奨(2014),「四大医薬品卸の取引形態と2006年度から2012年度の収益性分析」『跡見学園女子大学マネジメント学部紀要』17,111-130.

手塚公登(1995),「医療用医薬品の流通システムの変革について」『経済研究』128,128-162.

林行成,丹野忠晋(2012),「医療用医薬品の流通に対する経済学的視点」『医療経営論叢』5,17-30.

三村優美子(2001),「医薬品流通の構造と変化:卸再編成の意味と顧客起点への基軸移動の可能性」『医療と社会』11(2),1-27.

三村優美子(2011),「薬価制度と流通取引問題—医薬品流通研究会報告」『医療と社会』21(2),137-161.

渡辺達朗(2011),『流通政策入門—流通システムの再編と政策展開 第3版』中央経済社.

〈注〉

- 1 新薬の候補が承認され市場に出る確率は非常に小さく,莫大な開発費と10数年の時間がかかる。一方で,画期的な新薬であればあるほど,独占力が高まり,市場メカニズムに委ねた場合には,経済厚生を歪めることになる。そのため,開発側のインセンティブを維持した上で,国民の入手可能性も維持するため医療保険制度がある。その維持を考えれば,このバランスが保たれた上で,薬価は可能な限り低い水準に留められるべきである。
- 2 これらの問題に関して,厚生労働省(2007)のように,医療用医薬品流通市場における適切な競争の確保について医療政策当局が提言を行っている。
- 3 問題視される取引慣行は,卸価格の高値維持につながり,未妥結・仮納入の金利負担等も,結局は卸価格に反映されている可能性がある。また,総価取引では,競争力に優れた医薬品も,そうでないものとまとめて価格交渉されることにより,個々の医薬品の競争力の実態にそぐわない卸価格が設定されているとすれば,製薬メーカーの開発インセンティブを含めた経済合理性にも問題が生じると考えられる。
- 4 厚生労働省「医療用医薬品の流通改善に関する懇談会(第21回)資料」の資料によれば,平

成 20 年 3 月から 26 年 3 月までに計 6 件の改善を促す通知がなされている。

- 5 調査委託先は事前スクリーニングを実施してこの比率は適切と述べている。厚労省の平成 25 年度統計では全国に病院は 8,540, 薬局は 57,071 あるが、薬局はチェーン化されているので、この比率は適切である。
- 6 主要卸の取引シェアが過半数を超える場合や、更に依存度が高い場合(概ね 2/3 超)は取引内容も異なってくるとのヒアリング結果から、卸のシェアを 50% と 66.6% で分別した。
- 7 病院と薬局の属性分類は厚生労働省(2007, 2014, 2015)を、後発医薬品割合は調剤報酬の後発医薬品調剤体制加算の区分をそれぞれ基準とした。
- 8 AIC, BIC, 尤度比検定などを確認する限り、本稿で示したモデルが説明変数を少なくしたモデルを完全に凌駕できない結果を得ている。
- 9 本研究では、分析に用いた独立変数が比較的多いことから Wald の統計量による変数増減法を用いて推定している。

(レター論文：受稿 2015 年 11 月 30 日／受理 2016 年 8 月 30 日)