

インド医薬品産業の生産性分析

——年次工業調査データを利用して——*

佐藤隆広・上池あつ子

目次

1 はじめに	3 生産関数アプローチによる
2 成長会計アプローチによる 生産性分析	生産性分析
	4 おわりに

1 はじめに

インドの医薬品産業は、最近年において、情報技術（Information Technology：IT）産業とならんで国際的な競争力を持つ輸出産業として世界的な注目を浴びるようになってきた。とりわけ、インドは、ジェネリック薬（後発医薬品）の分野において世界的な供給国としての地位を築いている。

たとえば、わが国との関係でいえば、中堅製薬会社である日本ケミファは子会社を通じてインドのランバクシー・ラボラトリーズの製品を輸入し、2005年7月以降に発売することを計画している。日本ケミファはランバクシー製品の目標年商を5億円としている。同じく中堅製薬会社ソームもジェネリック薬の子会社を2004年11月に設立し、インドの協力会社で生産した抗生物質の注射剤を日本国内で販売する予定である。売上げ目標として、7億円を見込んでいる。こうした日本企業によるインドへのアウトソーシングの背景としては、(1) 日本国内での自社生産の義務付けが2005年以降に撤廃され、海外で生産した製品を国内に持ち込めるようになったこと、(2) 2003年以降、ジェネリック薬を新薬価格に比べ最大で6割安い価格でしか販売できないという下限価格規制が撤廃されたこと、などが指摘される。ランバクシーのCEOは、

[キーワード]

インド、医薬品産業、総要素生産性（Total Factor Productivity：TFP）、年次工業調査（Annual Survey of Industries：ASI）、収穫逡増

* 本論文を作成するにあたって、貴重なデータを提供していただき、草稿に含まれていた不十分な箇所や誤った箇所をも指摘して下さった二階堂有子氏（東京大学）をはじめとして、研究会などで貴重なコメントをしていただいた方々全員に感謝の意を表したい。また、統計データの作成にあたって、藤森梓氏（大阪市立大学大学院）のサポートを得た。もちろん、本稿に含まれる誤りについてはすべて筆者たちの責任であることはいままでもない。なお、本稿は、文部科学省科学研究費補助金基盤研究(C)（代表佐藤光）「バイオ産業の国際比較」（課題番号17530185）の研究成果の一部である。

「医療費削減を急ぐ日本は有望な市場。今春〔2005年〕以降、年間2-3品を販売する」と述べている。ある日本の製薬会社大手の海外事業部担当者はランバクシーを「もっとも嫌いな相手だ。名前も聞きたくない」と顔をしかめるほど、インドのジュネリック薬メーカーの世界市場での存在感が高まってきている¹⁾。

くわえて、エーザイが、2004年に国内製薬会社大手としてはじめてインドに現地法人を設立し、アルツハイマー型痴呆症薬「アリセプト」や抗潰瘍剤「パリエット」などをインド国内で販売し、初年度で数億円の売上げを見込んでいる。エーザイの社長は、「インドは後発品や医薬原料の開発・生産の技術力を持っており、今後アジアの製薬産業の集積地になる可能性がある」と述べている²⁾。

さらに、2004年に、新薬開発支援企業であるメディビックが、医薬品候補物質の探索技術に強みをもつインドのストラント・ジェノミクスと業務提携を結び、遺伝子解析ソフトを共同開発することになったことも特筆に値するだろう³⁾。

欧米と比較すれば、日本は、インドの医薬品産業との業務提携や資本提携などで大幅に出遅れている。欧米の企業は、医薬原料調達のため、インドへのアウトソーシングをより積極的に行っているだけではない。逆に、インド製薬企業が欧米企業を買収して事業を拡大させているケースもある。たとえば、インド製薬大手のワーカードは2003年から英独の製薬会社を次々に買収し、2004年には米国で事業会社を稼働させている。また、新薬候補物質の開拓や薬物送達技術の開発などで技術力が高く評価されるようになってきたランバクシーは、2003年に英国のメガファーマであるグラクソ・スミスクライン（GSK）と研究開発の領域で包括契約を締結するにいたった⁴⁾。インド外資系製薬団体のトップは「インドは人件費が安いので、研究に必要なコストは欧米の5分の1。臨床研究のアウトソーシング先という従来の位置づけに加え、新薬開発の拠点としても大いに期待できる」と述べている⁵⁾。

すでに、佐藤（2002b）、上池・佐藤（2004；2005）などの別稿において、われわれは、以上のように世界的にその成長が注目されているインド医薬品産業の長期的な発展とそれに関連する政策変化の変遷を多角的な角度から詳細に跡づけている。しかしながら、これらの別稿は、独自の分析を提起するという本格的な研究というよりもむしろ文献サーベイや各種政府関連文書などの資料紹介を中心とする研究ノートの性格を強く持つものであった。

1) 以上は、『日本経済新聞』の2005年4月25日付け朝刊、2005年1月15日付け朝刊、『日経産業新聞』2004年7月13日付けによった。

2) 以上は、『日経産業新聞』2004年11月1日付け、2004年11月10日付けによった。

3) 『日経産業新聞』2004年8月2日付け。

4) 『日経産業新聞』2004年7月13日付け。

5) 『日本経済新聞』2005年4月22日付け朝刊。インド医薬品産業の国際競争力が高いことは、国際経済学の分野で比較優位を表わす指標としてよく利用されている「顕示比較優位指数」や「貿易特化係数」などをみても再確認することができる。上池・佐藤（2005）を参照されたい。

これに対して、本稿では、首尾一貫した統計データを用いた生産性分析によって、医薬品産業の特徴を実証的に明らかにする。とくに、ある産業の生産性変化を最も的確に指し示す「総要素生産性成長率」(Total Factor Productivity Growth: TFPG)を(1)成長会計アプローチと(2)生産関数アプローチの両アプローチを用いることで推定する。生産関数アプローチを用いることで、TFPGの推定だけではなく、非中立的な技術進歩や規模経済の存在などの生産構造に関する情報を得ることができる⁶⁾。

以下で利用する主要なデータは、「年次工業調査」(Annual Survey of Industries: ASI)である。ASIは、「工場」(factories)として登録されている事業所をカバーしている。ここで、工場とは、動力を利用している場合には労働者を10人以上、動力を利用していない場合は労働者を20人以上雇用している事業所を指す。とくに、ASIは、動力を利用していて50人以上の労働者を雇用している事業所ないしは動力を利用せず100人以上の労働者を雇用している事業所のすべてを、センサス部門として調査している。その他の工場については、標本調査にもとづいてサンプル部門として調査を行っている。国民所得統計によれば、1997年まで、ASIは製造業部門全体の付加価値額の65%をカバーしている⁷⁾。

医薬品(drugs and medicines)産業は、産業分類で見ると3桁レベルである。公刊されている国民所得統計からは、産業分類2桁レベルでしかデータをとることができない。したがって、ASIが、産業の実証分析にあたって最も重要かつ基礎的な統計である。

分析対象期間は、全国レベルでは1973年から1997年まで、州レベル(州パネルデータ)では1984年から1997年である。別稿(佐藤(2002b)、上池・佐藤(2004;2005))で解説しているように、この期間はインド医薬品産業の輸入代替が飛躍的に進展し1980年代以降輸出志向を強めていった時期に相当する。

本稿の構成はつぎのようになっている。すなわち、第2節では、分析に利用する変数の定義を明らかにしたあと、全国レベルのデータを用いて、成長会計アプローチによる総要素生産性の推定を行う。第3節では、州パネルデータを利用して、医薬品産業の生産関数を推計する。第4節では、推計結果の解釈を行い、本稿の内容をとりまとめるのと同時に今後の課題を明らかにする。

2 成長会計アプローチによる生産性分析

成長会計アプローチによる総要素生産性成長率(TFPG)の定義は、次式のとおりである⁸⁾。

6) 近年のインド医薬品産業に関する実証分析としては、Chaudhuri, Goldberg and Jha (2003), Fink (2000), Lanjouw (1997), 岡田・久保(2004)などの優れた諸研究が存在するが、意外なことに本稿のように総要素生産性に必ずしも焦点をあわせているわけではない。

7) Government of India, *National Account Statistics 2002*, statement 19.

8) ここでの分析は、Goldar (1997; 2004), Ahluwalia (1991), Srivastava (1996), Balakrishnan and /

$$TFPG_t = \Delta \ln Y_t - \left[\left(\frac{SK_t + SK_{t-1}}{2} \right) \Delta \ln K_t + \left(\frac{SL_t + SL_{t-1}}{2} \right) \Delta \ln L_t \right]$$

ここで、 Δ =階差を表わす演算子（たとえば、 $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ ）、 Y =実質付加価値、 K =資本、 L =労働、 SK =付加価値に占める資本所得シェア、 SL =労働所得シェアである。上の式で示されるとおり、TFPGは、右辺第1項の実質付加価値の成長率から第2項の投入要素全体による成長への貢献分を差し引いた「残差」(residual)として計算される。TFPGは、投入の成長では説明できない成長率であり、広い意味でいえば、技術進歩率として解釈可能である。

こうして計算されたTFPGが分析期間においてどのように推移しているのかを以下では検討するが、その前に、分析で利用する変数の定義を説明しよう。

実質付加価値 (Y): ASI で示されている減価償却の値は実際の資本蓄積を正確に表わすものではないので、付加価値の指標としては、粗付加価値が純付加価値よりも望ましい。実質付加価値の算出にあたっては、この分野の研究において近年必ずといっていいほど採用されているダブル・デフレーション方法を用いる (Balakrishnan and Pushpangadan (1994))。同方法によれば、総生産 (gross value of output) を医薬品の卸売価格で、中間財 (total input) を中間財価格でデフレートし、実質付加価値を導出する⁹⁾。中間財価格は、 ASI から求められた燃料 (fuel consumed)・原材料 (material consumed)・その他中間財のシェアをウエイトとした、原材料価格・燃料価格・その他中間財価格の加重平均値として求めた¹⁰⁾。

資本 (K): ASI における固定資本 (fixed capital) は、調査対象年の期末での簿価で評価されており、積み立てられてきた減価償却分が控除されている。本稿でも、先行研究にならって、恒久棚卸法 (perpetual inventory accumulation method) によって資本ストックを推定する。実質粗固定資本形成 (I) を、 $I_t = \frac{(B_t - B_{t-1} + D_t)}{P_t}$ と定義する。 ASI で把握できる減価償却 (D) は、企業納税額の算出にあたって計上されるものであり、本来的な意味での資本ストックの減耗とは直接に関係しない。したがって、固定資本 (B) の増加分 (すなわち $B_t - B_{t-1}$)

↘Pushpangadan (1994), Balakrishnan, Pushpangadan and Babu (2000) などの先行研究を参考にした。

9) 実質付加価値の算出にあたって、ダブル・デフレーション方法がシングル・デフレーション方法よりも推定方法としては優れている。同方法とインド製造業部門のTFPGとの関連については、佐藤 (2002b: 第1章) で詳しく議論している。

10) 原材料価格・燃料価格・その他中間財価格自体も、(1) 1989年時点の産業連関表から得られた医薬品産業の産業分類ごとの中間財購入額から、原材料・燃料・その他中間財それぞれの品目別ウエイトを導出したうえで、(2) 各品目に対応する卸売価格と国民所得統計から得られるインプリシットデフレータの時系列データを利用して、今回新たに作成したものである。したがって、原材料価格・燃料価格・その他中間財価格は、1989年時点をウエイト基準年とするラスパイレズ指数である。利用した資料とデータは、つぎのとおりである。Reserve Bank of India, *Database on Indian Economy, do, Statistical Handbook of Indian Economy 2003* (以上は <http://www.rbi.org.in/> で入手可能である), Government of India, *Input-Output Transaction Table 1989, 1997*.

に減価償却を合計したものが名目粗固定資本形成であり、それを投資財価格 (P^I) でデフレートして実質化している。投資財価格としては、国民所得統計における粗固定資本形成のインプリシットデフレータを利用する。つぎに、実質粗資本ストックを $K_t^G = K_{t-1}^G + I_t = K_0^G + \sum_{i=1}^t I_i$ にしたがって、その時系列データを計算する。ベース年の資本 K_0^G については、ASI の当該年の粗固定資本の簿価 ($B_0 + D_0$) を利用することにした。さらに、先行研究にしたがって年間の資本減耗率 (δ) を 5% と仮定して実質純資本ストックを算出し ($K_t = (1 - \delta)K_t^G$)、実証分析にあたってはこれを資本 (K) として用いる¹¹⁾。

労働 (L): 労働者人数 (the number of employee) が、労働投入量の指標としてよく利用されてきた (Goldar 1997; 2004)。本稿も、これを利用する。

資本所得シェア (SK) と労働所得シェア (SL): 賃金だけではなく労働者に対して支払われる諸手当も含む総報酬 (total emoluments) の名目粗付加価値額の比率を労働所得シェアとして、その残余を資本所得シェアとした。こうした推定方法は、Goldar (2004) によっても採用されている。

ASI のデータセットとしては、EPW 研究財団が1973年から1997年までの統計をとりまとめたデータベースが存在する¹²⁾。ただし、このデータセットでは、産業分類3桁台である医薬品産業の全国レベルのデータを取得することができるが、州別のデータが手に入らない。そこで、われわれは Circon 社のウェブサイトから、州別データを手に入れた¹³⁾。バランスドパネルデータとして実証分析にあたって利用可能な年次は、1984年から1997年の14年間と EPW 研究財団と比較すれば11年も短い。州の数は18州をカバーしている。したがって、Circon 社のデータベースでは観測数は252個となる¹⁴⁾。

分析で利用した変数の記述統計量は、第1表のとおりである。成長会計アプローチにもとづくTFPGの推計にあたっては、全国レベルのデータを用いることにし、生産関数アプローチにもとづく生産性分析には州レベルのデータを利用することにする。

推定されたTFPGから算出した総要素生産性(TFP)の推移を図示したのが、第1図である。図から明らかのように、TFPは1973年から1979年まで趨勢的に下落し、1980年から緩やかに上昇し続けている。実際、1980年代以降にTFPGに構造変化が存在するのかどうかを、 $\ln TFP = \alpha_0 + \alpha_1 D + \beta_0 t + \beta_1 Dt + u$ を推計することで確かめてみると (ここで D は1980年以降を

11) インド政府の調査によれば、インドにおける工業用機械の平均耐久年数は20年である (Government of India, *National Account Statistics: Sources and Methods*, 1989, table 22.1.)。

12) EPW Research Foundation (EPWRF), *Annual Survey of Industries 1973-74 to 1997-98: A Data Base on the Industrial Sector in India*.

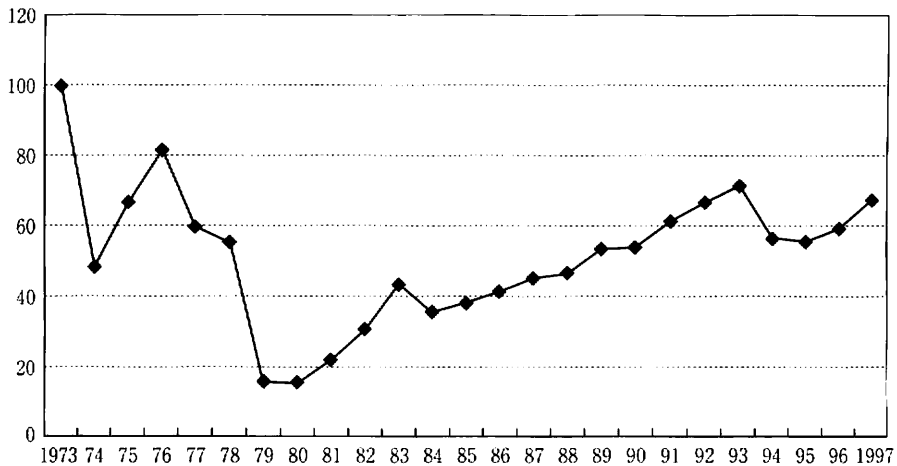
13) Circon's Economic Data Centre (<http://www.circonindia.com/>).

14) 全国レベルの医薬品産業について、EPW 研究財団と Circon 社のデータベースをつき合わせてみた結果、1996年のデータが大幅に食い違うことが判明した。その他の年におけるデータはほぼ完全に一致する。しかしながら、このことが TFP のトレンドに大きな影響を及ぼすことはない。

第1表 変数の記述統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
全国データ, 期間: 1973年(1974年) から1997年					
$\Delta \ln Y$	24	0.12	0.26	-0.59	0.50
$\Delta \ln K$	24	0.11	0.04	-0.04	0.17
$\Delta \ln L$	24	0.04	0.07	-0.16	0.19
SK	25	0.66	0.07	0.56	0.82
SL	25	0.34	0.07	0.18	0.44
州パネルデータ (18州), 期間: 1984年から1997年					
$\ln Y$	252	11.85	1.92	6.56	15.91
$\ln K$	252	11.45	1.81	6.80	15.32
$\ln L$	252	8.02	1.46	3.61	10.98
$(\ln K)^2$	252	134.45	40.88	46.27	234.70
$(\ln L)^2$	252	66.48	23.39	13.04	120.63
$(\ln K)(\ln L)$	252	94.27	30.35	24.80	166.51
$(\ln K)_t$	252	89.09	53.87	6.83	214.48
$(\ln L)_t$	252	61.31	36.44	3.99	151.27

第1図 総要素生産性 (TFP) の推移 (1973=100)



1とし、それ以前を0とするダミー変数である), つぎの結果が得られた。推定係数のつぎの括弧内は t 値 (ただしその絶対値) である。

$$\ln TFP = 2.067(19.53) - 0.879(6.08)D - 0.083(3.50)t + 0.111(4.56)Dt$$

$$Adj.R^2 = 0.60, F(3,21) = 13.01, NOB = 25$$

すべての変数は1%水準で統計的に有意である。すなわち、TFPGは、全期間平均マイナス8.3%から1980年代以降平均プラス2.8% (= 11% - 8.3%) にまで上昇しているのである。

さて、その有名な研究書で I. J. Ahluwalia が "Turnaround" と呼称した1980年代以降のイン

ド製造業における TFP の上昇トレンドへの反転を、われわれは図らずも再現することになった¹⁵⁾。彼女は、1980年代からインド政府によって採用された経済自由化政策にその原因を求めた。すなわち、経済自由化が経済の効率性を高めた、ということだ。それでは、われわれも、そのように考えるべきなのだろうか。つぎの生産関数の推計結果の解釈とあわせて、本稿の最後にその問いに答えたい。

3 生産関数アプローチによる生産性分析

$Y=A_0e^{ut}K^\alpha L^\beta$ として定式化されたコブ・ダグラス型生産関数を考えてみる。推計式としては、対数変換をした次式を利用する。

$$\ln Y = a + \alpha \ln K + \beta \ln L + \lambda t + u$$

ここで、 $a = \ln A_0$ 、 $u =$ 確率誤差項である。さらに、コブ・ダグラスをその特殊ケースとして含むトランスログ型生産関数は次式のとおりである。

$$\begin{aligned} \ln Y = & \alpha_0 + \alpha_K \ln K + \alpha_L \ln L + \alpha_t t + \frac{1}{2} \beta_{KK} (\ln K)^2 + \frac{1}{2} \beta_{LL} (\ln L)^2 \\ & + \beta_{LK} (\ln L) (\ln K) + \beta_{Lt} (\ln L) t + \beta_{Kt} (\ln K) t + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + u \end{aligned}$$

容易に理解できるように、 $\beta_{KK} = \beta_{LL} = \beta_{LK} = \beta_{Lt} = \beta_{Kt} = \beta_{tt} = 0$ のとき、トランスログはコブ・ダグラスになる。時間 t で $\ln Y$ を偏微分すれば、TFPG が求められる $\left(\frac{\partial \ln Y}{\partial t} = \alpha_t + \beta_{Lt} \ln L + \beta_{Kt} \ln K + \beta_{tt} t \right)$ であるが、 $\ln L$ 、 $\ln K$ 、 t は平均値（ないしは最小値）を用いることにする。また、生産関数を推計することによって、医薬品産業の生産構造の特徴が同時にわかることになる。規模に関して収穫一定のための条件は、コブ・ダグラスの場合は、 $\alpha + \beta = 1$ 、トランスログの場合は、 $\alpha_L + \alpha_K = 1$ 、 $\beta_{LL} + \beta_{LK} = \beta_{KK} + \beta_{LK} = \beta_{Lt} + \beta_{Kt} = 0$ である¹⁶⁾。技術進歩が $\beta_{Lt} = \beta_{Kt} = 0$ のとき、ヒックス中立的である。 $\beta_{Lt} > 0$ のとき労働使用的技術進歩、 $\beta_{Kt} > 0$ のとき資本使用的技術進歩である。あわせて、検討してみよう¹⁷⁾。

15) Ahluwalia (1991) の推計は致命的な誤りを持つものであり、より信頼できる研究である Balakrishnan and Pushpangadan (1994) によれば、TFP は逆に1980年代に低下傾向にある（詳しくは、佐藤 (2002a: 第1章) を参照)。われわれの分析も、後者が利用したダブル・デフレーション方法にもとづくが、医薬品産業に限って言えば1980年代に TFP の “Turnaround” が存在するのである。

16) 一般的に書けば、 $\frac{\partial \ln Y}{\partial \ln L} + \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln K} = 1$ が収穫一定の条件である。

17) トランスログ型関数は、未知の関数形に対する2次近似として解釈することができる (Greene (1997: 228-229))。 $Y = g(K, L)$ を考える。対数変換を施せば、 $\ln Y = \ln g(\cdot) = f(\cdot)$ となる。 $K = e^{\ln K}$ 、 $L = e^{\ln L}$ という自明な関係から、 $f(\cdot)$ を K と L の対数値の関数として解釈できる。すなわち、 $\ln Y = f(\ln K, \ln L)$ である。そこで、 $K = L = 1$ (すなわち $\ln K = \ln L = 0$) の点で、2次のテイラー展開を行えば、次式が得られる。

$$\ln Y = f(0,0) + \frac{\partial f(0,0)}{\partial \ln K} \ln K + \frac{\partial f(0,0)}{\partial \ln L} \ln L \quad \nearrow$$

トランスログ型生産関数の説明変数は、定数項を除外しても9個もあり、全国レベルの分析では自由度が著しく小さくなってしまふ。そこで、十分な自由度を確保するために、州パネルデータを利用して、固定効果モデルと変量効果モデルにもとづくパネル回帰分析を行う。

推定結果は第2表のとおりである¹⁸⁾。ここから、以下の諸点を指摘できる。

第1に、Hausman 検定の結果、コブ・ダグラスのケースでは変量効果モデルが棄却され固定効果モデルが採択されたのに対して、トランスログでは固定効果モデルが棄却され変量効果モデルが採択された。定式化の誤りに対して、固定効果モデルの推定量が不偏性と一貫性を持つものに対して、変量効果モデルのそれは有効性や不偏性はおろか一貫性も持たないことが知られている。ここでは、固定効果モデルが定式化の誤りに対して頑健であるので、容易に固定効果モデルを棄却すべきではないという保守的な立場から、トランスログのケースでは固定効果モデルと変量効果モデルの両方の推計結果を検討する。これに対して、変量効果モデルを棄却したコブ・ダグラスのケースについては、固定効果モデルのみを検討することにする。

第2に、コブ・ダグラスの固定効果モデルの結果によれば、資本 $\ln K$ と労働 $\ln L$ の推計パラメータはそれぞれ 0.55, 0.86 とプラスで 1%水準で統計的に有意であるが、時間 t は 0.01 とプラスであるものの（すなわち TFPG は年平均 1%）有意な変数ではない。自由度修正済み R^2 は 0.96 と高い。収穫一定を帰無仮説とする F 検定によれば、1%水準で仮説が棄却される ($F(1,231)=39.74$)。すなわち、生産関数は収穫逓増という性質をもっていることが判明した。

第3に、トランスログの固定効果モデルの結果によれば、1次の項である $\ln K$ と $\ln L$ はともにプラスで有意な変数となっている。平均値で評価した TFPG を計算すると年平均 12.2% というきわめて高い値になり、最小値で評価すると年平均 7.2% となる。TFPG をゼロとする帰無仮説を検定すると、前者は 1%水準で棄却されるのに対して ($F(1,225)=8.24$)、後者は 10%水準でも棄却されない ($F(1,225)=1.77$)。TFPG は計算方法にかかわらずプラスであると考えられるが、それが統計的に有意であるかどうかはひとまず留保しておく。つぎに、収穫一定の仮説検定を行うと、1%水準で棄却される ($F(6,225)=14.41$)。コブ・ダグラスのケースと同様、ここでも収穫逓増が確認された。技術進歩の偏向を検討するために、 $(\ln K)t$ と $(\ln L)t$ の係数をみると、それぞれ 0.07, -0.04 となっており 10%水準で統計的に有意な結果となっている。すなわち、資本使用のかつ労働節約的技術進歩がこの間進展したことが明らか

$$\searrow + \frac{1}{2} \left[\frac{\partial^2 f(0,0)}{\partial \ln K^2} (\ln K)^2 + \frac{\partial^2 f(0,0)}{\partial \ln K \partial \ln L} (\ln K) (\ln L) + \frac{\partial^2 f(0,0)}{\partial \ln L \partial \ln K} (\ln L) (\ln K) + \frac{\partial^2 f(0,0)}{\partial \ln L^2} (\ln L)^2 \right] + \epsilon$$

剰余項 ϵ を確率誤差項として、さらに偏微分係数を固定パラメータとして解釈し、技術変化（ここではタイムトレンド t の効果）とヤングの定理（すなわち $\frac{\partial^2 f(0,0)}{\partial \ln K \partial \ln L} = \frac{\partial^2 f(0,0)}{\partial \ln L \partial \ln K}$ ）を勘案すれば、本文のトランスログ型生産関数が導出される。

18) 固定効果モデルとして、固定効果を定数ダミーでコントロールする least square dummy variable model (LSDV) を利用している。本節の推定にあたっては、統計パッケージソフトである Stata 8 を利用した。

第2表 医薬品産業の生産関数の推定結果

被説明変数: ln Y	コブ・ダグラス型		トランスログ型			
	固定効果モデル(LSDV)		固定効果モデル(LSDV)		変量効果モデル(GLS)	
説明変数:	係数	t値	係数	t値	係数	t値
ln K	0.554	6.62 ***	1.332	1.93 *	0.919	1.92 *
ln L	0.857	9.82 ***	1.241	2.90 ***	1.199	3.01 ***
t	0.011	0.64	-0.215	-1.88 *	-0.141	-1.79 *
(ln K) ²			-0.024	-0.43	-0.013	-0.25
(ln L) ²			0.067	0.64	0.045	0.52
(ln K)(ln L)			-0.109	-0.79	-0.077	-0.62
(ln K)t			0.067	2.68 ***	0.064	3.70 ***
(ln L)t			-0.044	-1.74 *	-0.051	-2.56 ***
t ²			-0.010	-3.21 ***	-0.010	-4.79 ***
Assam	1.426	4.34 ***	0.615	1.49		
Bihar	0.578	1.90 *	-0.210	-0.66		
Delhi	1.455	5.71 ***	0.621	2.22 **		
Goa Daman Diu	1.403	6.28 ***	0.550	2.11 **		
Gujarat	0.421	2.19 **	0.647	3.27 ***		
Haryana	1.085	5.14 ***	0.321	1.33		
Himachal Pradesh	1.420	5.33 ***	0.291	0.91		
Karnataka	1.056	5.16 ***	0.560	2.96 ***		
Kerala	0.639	2.92 ***	-0.105	-0.43		
Madhya Pradesh	0.853	4.40 ***	0.406	2.28 **		
Maharashtra	0.302	1.50	0.935	3.46 ***		
Orissa	0.840	2.87 ***	-0.104	-0.28		
Pondicherry	2.041	5.96 ***	1.043	2.72 ***		
Punjab	1.498	6.19 ***	0.637	2.38 **		
Rajasthan	1.000	4.02 ***	0.056	0.18		
Tamil Nadu	0.565	3.08 ***	0.141	0.91		
West Bengal	0.363	2.00 **	-0.132	-0.64		
定数項	-2.399	-3.52 ***	-5.579	-2.67 ***	-3.143	-2.16 **
Hausman 検定	$\chi^2(3) = 10.71 ***$		$\chi^2(9) = 7.83$			

注1) ***: 1%水準, **: 5%水準, *: 10%水準で統計的に有意を意味する。

注2) 州ダミーの基準は Andhra Pradesh とした。

注3) 固定効果モデルの t 値はホワイトの標準誤差を利用している。

になった。最後に、コブ・ダグラスを正しい定式化とする帰無仮説を検定すると、1%水準で棄却され、正しい定式化としてトランスログが採択された ($F(5,225) = 7.12$)。

第4に、トランス・ログの変量効果モデルの結果によれば、固定効果モデルと同様、1次の項である $\ln K$ と $\ln L$ はともにプラスで有意な変数となっている。平均値で評価した TFPG を計算すると年平均11.1%、最小値で評価すると年平均10.3%となる。TFPG をゼロとする帰無仮説を検定すると、前者は1%水準で棄却されるのに対して ($\chi^2(1) = 28.24$)、後者は5%水準で棄却される ($\chi^2(1) = 5.38$)。変量効果モデルでみる限り、TFPG は10%を超える高水

準である。つぎに、収穫一定の仮説検定を行うと、1%水準で棄却される ($\chi^2(1)=14.46$)。これまでのすべてのケースと同様、ここでも収穫逡増である。技術進歩の偏向はどうか。(lnK)tと(lnL)tの係数をみると、それぞれ0.06, -0.05となっており1%水準で統計的に有意である。固定効果モデルと同様、資本使用のかつ労働節約的技術進歩の存在が再確認された。最後に、コブ・ダグラスを正しい定式化とする帰無仮説を検定すると、1%水準で棄却され、正しい定式化としてトランスログが採択された ($\chi^2(6)=75.74$)。

以上をまとめれば、1984年から1997年までのインドの医薬品産業は(1) 収穫逡増 (あるいは規模経済)、(2) プラスのTFPG (トランスログの結果では年平均約7-10%もの高い水準)、(3) 資本使用の・労働節約的技術進歩で特徴付けられることになる。

4 おわりに

本稿で明らかになった収穫逡増 (規模経済) という技術的特性と1973年から1997年までの総要素生産性 (TFP) の長期的な推移、さらには別稿 (佐藤 (2002b), 上池・佐藤 (2004; 2005)) で確認した医薬品産業に関連する政策変化とをあわせて総合的に考えるならば、インド医薬品産業の発展をつぎのようにまとめることができるのではないかとすなわち、

- (1) 1970年代のアンチパテント政策・外資規制・薬価規制が外国企業を駆逐し、国内企業の台頭を促進させた反面、TFP自体は、規制強化による効率的な外国企業の成長を抑制し非効率的で技術力を十分持たない国内企業の成長を高めた結果、大きく下がることになった。もちろん、この時期に石油ショックが発生していることも、TFP低下の重要な要因であるかもしれない。
- (2) 国内シェアを高め、技術力を向上させた国内企業は、1980年代前半から本格化する経済自由化政策の潮流のなかで輸出志向を強めていく。その主たる輸出市場は、当初、東欧諸国をはじめとする旧社会主義国であった。こうして、国内市場に加えて輸出市場へと市場規模が拡大するにつれて、規模経済が効いてくると同時に学習効果によるTFP上昇により、インド医薬品産業の国際競争力が強化されていく。
- (3) さらに、1986年医薬品政策では、国内企業の規制緩和と外国企業の規制強化がなされ、この好循環が強められたうえで、1991年からの経済改革で大胆な貿易自由化と外資規制の大幅緩和がなされた。この時期、模倣が容易なジェネリック薬の分野ですでに十分な国際競争力をもったインド医薬品産業は、外国企業とのグローバルな競争のなか、研究開発能力を徐々に蓄積しながら、1990年代末には全世界に対して輸出超過を実現するにいたった。
- (4) 以上の記述に付け加えるならば、第1に、貧困層への安価な医薬品供給を目的とするインド政府による薬価規制によって、インド医薬品産業は国内市場よりも割高で製品が販売可能な世界市場へと販路を拡大した。第2に、1986年医薬品政策において、法的強制力を持つ「医薬品の製造管理および品質管理基準 (規制)」(Good Manufacturing Practice:

GMP)の導入がなされ、欧米基準を満たしたGMPの確立が世界市場においてインド製品の信頼性を高めた。その意味で言えば、薬価規制がインド医薬品産業の輸出志向を誘因付け、GMPが輸出志向の制度的基盤を支えたのである。

つまり、インドの医薬品産業は、1970年代から1990年代にかけて、アンチパテント政策・外資規制・薬価規制という政策枠組みのなか、収穫逓増という産業上の特徴を生かして輸入代替から輸出志向への転換に成功し、比較劣位から比較優位への移行を果たしたと考えられる。

さて、本稿は、年次工業調査(ASI)でカバーされている組織部門における医薬品産業を分析したものであって、未組織部門のそれを分析から全く欠落させている。上池・佐藤(2004:17)によれば、医薬品産業全体でみて、現在、組織部門で29万人、小規模企業で17万人が雇用されている。組織部門以外の雇用は決して無視できるほど小さいわけではないことがわかる。本稿の分析によれば、組織部門における医薬品産業の技術進歩が資本使用的・労働節約的方向に偏向していることが判明したが、膨大な不完全就業者をかかえるインドにおいて、雇用の受け皿という点から未組織部門は今後とも重要な存在であり続けるに違いないだろう。したがって、未組織部門における医薬品産業の分析を行う必要がある。加えて、他の化学産業やその他の産業の生産構造は一体どのようになっているのだろうか。医薬品産業の性格をより深く理解するためにも、他産業との比較が欠かせないように思われる。以上は、今後の課題としておきたい。

参 考 文 献

日本語文献

- 岡田羊祐・久保研介(2004)「インド製薬産業における研究開発と特許出願：WTO/TRIPSへの含意」【アジア経済】第45巻11・12号。
- 上池あつ子・佐藤隆広(2004)「インドの医薬品産業：その長期的発展と政策変化をめぐって」【経済学雑誌】第104巻第4号。
- 上池あつ子・佐藤隆広(2005)「WTOの貿易関連知的所有権(TRIPS)協定とインド医薬品産業」【地域研究】(掲載予定)。
- 佐藤隆広(2002a)『経済開発論：インドの構造調整計画とグローバリゼーション』世界思想社。
- 佐藤隆広(2002b)「WTOの貿易関連知的所有権(TRIPS)協定と南北問題」【経済学雑誌】第103巻第3号。

英語文献

- Ahluwalia, I. J. (1991) *Productivity and Growth in Indian Manufacturing*, Oxford University Press.
- Balakrishnan, P. and K. Pushpangadan (1994) "Total Factor Productivity Growth in Manufacturing Industry," *Economic and Political Weekly*, June 30.
- Balakrishnan, P., K. Pushpangadan and M. S. Babu (2000) "Trade Liberalisation and Productivity Growth in Manufacturing," *Economic and Political Weekly*, October 7.
- Chaudhuri, S., P. K. Goldberg and P. Jha (2003) "The Effects of Extending Intellectual Property Rights Production to Developing Countries," *NBER Working Paper*, 10159.
- Fink, C. (2000) "How Stronger Patent Protection in India Might Affect the Behavior of Transnational

- Pharmaceutical Industries," *World Bank Working Paper*, 2352.
- Goldar, B. (1997) "Econometrics of Indian Industry," in K. L. Krishna (ed.) *Econometric Applications in India*, Oxford University Press.
- Goldar, B. (2004) "Indian Manufacturing," *Economic and Political Weekly*, November 20.
- Greene, W. H. (1997) *Econometric Analysis (3rd Edition)*, Prentice Hall.
- Lanjouw, J. O. (1997) "The Introduction of Pharmaceutical Product Patents in India," *NBER Working Paper*, 6366.
- Srivastava, V. (1996) *Liberalization, Productivity and Competition*, Oxford University Press.