

ISBN978-4-326-54908-5

C3333 ¥1900E

定価(本体1,900円+税)

勁草書房



9784326549085



1923333019008

Journal of Economic Policy Studies
Vol.9, No.1

CONTENTS

- Articles* Mototsugu FUKUSHIGE, Hideo YUNOUE, Estimating Expected Returns to Medical Education in Japan
- Setuo YAMADA, Does "Improved Multiclaime System" Enhance the Patent Value?
- Nobuaki MATSUNAGA, Souksavanh VIXATHEP, Technical Efficiencies of Garment Enterprises in Vietnam
- Makoto OSHIMA, The Effect of the So-called "Retention of Assets by Contractor on Termination" Clause on the Liquidation/Continuatoion Decision in the Private Finance Initiative Project
- Book Reviews* Satoko WADA, *Competition Policy in European Union and France* (by Takashi YANAGAWA)
- Hikari BAN, *Applied General Equilibrium Analysis of the Global Economy* (by Ryokichi CHIDA)

Edited and Published by
the Japan Economic Policy Association

ISSN 1348-9232

経済政策ジャーナル

Journal of Economic Policy Studies

2012

第9巻第1号

(通巻第67号)

研究論文

- Estimating Expected Returns to Medical Education in Japan
Mototsugu FUKUSHIGE, Hideo YUNOUE
- 改善多項制は特許価値を高めているか 山田節夫
- ベトナム縫製企業の技術効率性 松永宣明・Souksavanh VIXATHEP
- 破綻したPFI事業における「施設買い取り条項」と事業の
清算・延命の関係について 大島 誠

書 評

- 和田聡子著『EUとフランスの競争政策』 柳川 隆
- 伴ひかり著『グローバル経済の応用一般均衡分析』 千田亮吉

発行 日本経済政策学会 発売 勁草書房

Aims and Scope of the Journal:

The *Journal of Economic Policy Studies (JEPS)* is edited and published by the Japan Economic Policy Association. Its purpose is broadly defined, comprehensive coverage of both theoretical and empirical studies within the field of economic policy. The journal will publish qualified research articles, shorter papers or survey articles submitted by the members of the association. It will also include specially invited reports on specific issues of topical interest and book reviews.

Instructions to Authors:

The journal will be published twice annually. The submission of a paper will be held to imply that it contains original unpublished work and is not being submitted for publications elsewhere. For details of instructions, visit:

<http://www.jepa-hq.com/indexj.html>

編集委員会 (Editorial Board)

編集委員長 (Chief Managing Editor)

千田 亮吉 (明治大学)
Ryokichi Chida (Meiji University)

編集運営委員 (Managing Editors)

村瀬 英彰 (名古屋市立大学)
Hideaki Murase (Nagoya City University)
飯田 泰之 (駒澤大学)
Yasuyuki Iida (Komazawa University)

編集顧問 (Honorary Board)

加藤 寛
Hiroshi Kato
新野 幸次郎
Kojiro Niino
藤井 隆
Takashi Fujii
野尻 武敏
Taketoshi Nojiri
植草 益
Masu Uekusa
横井 弘美
Hiromi Yokoi
横山 彰
Akira Yokoyama
丸谷 冷史
Reishi Maruya
松本 保美
Yasumi Matsumoto
荒山 裕行
Yūkō Arayama

編集委員 (Editors)

上村 敏之 (関西学院大学)
Toshiyuki Uemura (Kwansei Gakuin University)
駒村 康平 (慶應義塾大学)
Kohei Komamura (Keio University)
胥 鹏 (法政大学)
Peng Xu (Hosei University)
駿河 輝和 (神戸大学)
Terukazu Suruga (Kobe University)
瀧澤 弘和 (中央大学)
Hirokazu Takizawa (Chuo University)
鳥居 昭夫 (横浜国立大学)
Akio Torii (Yokohama National University)
鳥飼 行博 (東海大学)
Yukihiro Torikai (Tokai University)
林 正義 (東京大学)
Masayoshi Hayashi (The University of Tokyo)
前田 隆 (金沢大学)
Takashi Maeda (Kanazawa University)
松波 淳也 (法政大学)
Junya Matsunami (Hosei University)
家森 信善 (名古屋大学)
Nobuyoshi Yamori (Nagoya University)
柳川 隆 (神戸大学)
Takashi Yanagawa (Kobe University)

経済政策ジャーナル 第9巻第1号 (通巻第67号)

目次

【研究論文】

Estimating Expected Returns to Medical Education in JapanMototsugu FUKUSHIGE, Hideo YUNOUE	3
改善多項制は特許価値を高めているか山田節夫	22
ベトナム縫製企業の技術効率性松永宣明・Souksavanh VIXATHEP	38
破綻したPFI事業における「施設買い取り条項」と事業の清算・延命の関係について大島 誠	51

【書評】

和田聡子著『EUとフランスの競争政策』柳川 隆	61
伴ひかり著『グローバル経済の応用一般均衡分析』千田亮吉	64

【研究論文】

Estimating Expected Returns to Medical Education in Japan*

Mototsugu FUKUSHIGE** Graduate School of Economics, Osaka University

Hideo YUNOUE Osaka School of International Public Policy, Osaka University

Abstract

Medical schools have the highest tuition fees among university departments. Students pay such high fees because they expect that their earnings will greatly increase after graduation. To estimate the expected value added of medical schools, we conduct a conjoint-type analysis of the relationship between the level of selectivity of medical schools' entrance exams and school tuition fees. Our simulation study also suggests that differences in the selectivity of public and private schools' entrance exams decrease when the fees of public medical schools rise to match those of the private schools.

Keywords: Value added of medical schools, Medical school tuition fees, Privatization

JEL Classifications: I21, L33

* We are very grateful to two anonymous referees for their helpful comments in clarifying our paper.

We thank Takashi Oshio, Atsushi Yoshida and seminar participants at Osaka Prefecture University and two anonymous referees of this paper for their helpful comments. This research was supported by the Japan Society for the Promotion of Science (Grant-in-Aid for Scientific Research (B) 19330045).

** Corresponding author: Mototsugu Fukushige, Graduate School of Economics, Osaka University, 1-7, Machikanetyama-cho, Toyonaka, Osaka 560-0043, Japan E-mail address: mfuku@econ.osaka-u.ac.jp Phone: +81-6-6850-5248

1. Introduction

Medical schools usually have the highest tuition fees among schools in universities. For example, according to "Tuition and Student Fees, First-year Medical School Students 2004-2005" by the Association of American Medical Colleges, average first-year student payments for medical schools in the US, including tuition fees, amounted to approximately \$35,000. In Japan, first-year students currently pay 3,800,000 yen (about \$42,000, based on an exchange rate of \$1=90 yen). In comparison, the average university tuition fee in the US is about \$2,100 for a public school and \$20,000 for a private school. In Japan, a private school costs approximately 1,400,000 yen (about \$15,000), whereas a public school costs approximately 800,000 yen (about \$8,900). This example shows that medical school is extremely expensive compared with other fields of higher education.

A student who enters medical school is prepared to pay the requisite tuition fees because he or she expects the value added from the school to outweigh the cost burden. The value-added components, including human capital accumulation and the development of human networks, directly increase the student's lifetime income. The purpose of this paper is to measure what the student expects to gain from the school. The estimated value added for each student can be used to evaluate the total value of medical education.

There are several research papers on the returns to schooling. These include those of Arcidiacono, Cooley and Hussey [2008],

Blair, Finn and Stevenson [1981], Harmon and Walker [1995, 2000], Magoula and Psacharopoulos [1999], Dhesi [2002] and McGuinness [2003]. Tao [2007] also investigated the reputation values of engineering and medical schools in Taiwan based on the relationship between the admission score and the occupational wage rate. Based on micro data from the National Longitudinal Survey of Youth, Cawley *et al.* [1999] found that the test scores do not accurately measure value added. Yunker [2004] developed a method for measuring higher education in an accounting school. He defined the value added as the difference between the observed records of accounting examinations and the estimated scores. Spetz [2002] focused on the value added by nursing education and showed that students chose higher education because of the advantages conferred by working positions or personal endowments. Abe [2002] investigated the relationship between the selectivity of entrance examinations and entry-level jobs. Agasisti [2009] analyzed the effect of reforming processes in higher education in Italy.

In this paper, we develop an economic model to measure the value added of universities for each student and to conduct empirical research. We use medical school tuition fees and data on school characteristics as independent variables to explain the selectivity level of the entrance exams of medical schools. We suppose that the selectivity level of the entrance exams for medical schools reflects student effort levels. We conduct conjoint-type analysis between the selectivity of the entrance exams and the tuition fees. Our empirical results allow us to evaluate not only the value added of the

medical schools for each student but also the total value added of each school. Using the estimated value added, we also compare public and private schools. Our estimated relationship is useful for conducting a simulation study of the process of privatizing public schools. The simulation study suggests that differences in the levels of selectivity of public and private schools' entrance exams diminish when the fees of the public medical schools rise to match those of the private schools. This result has interesting implications for the effects of the reform of the university system in Japan. In 2004, all Japanese national universities, and their medical schools, experienced an institutional change; from being directly managed entities, they became agencies that were entrusted with university education. The Japanese government encourages the former national universities to introduce schemes from private universities or private enterprises to construct more efficient management systems. At the present stage, there is no incentive to raise the tuition fees because there is a subsidizing system to change the subsidy corresponding to the level of tuition. However, in the future, most public medical schools may raise tuition fees to the levels charged by private schools if the subsidy system is changed or suspended by the government.

This paper is organized as follows. In Section 2, we present the model. In Section 3, we describe the data set. In Section 4, we report the estimation results. In Section 5, we report our simulation results. Section 6 concludes the paper.

2. The Model

In this paper, we investigate the relationship between a medical school's selectivity, and tuitions and students' efforts towards passing the entrance exams. We model a student's behavior when preparing for an entrance examination of a medical school. First, to model a student's approach to the entrance examination of a medical school, we suppose that a student has a utility function as follows:

$$U = H(C) - F(e). \quad (1)$$

This function describes the student's utility from the consumption of ordinary goods and services $H(C)$ minus the disutility $F(e)$ arising from the effort made to enter the medical school. The ideal combination of goods is represented by a quantity of C with price normalized at 1. In addition, we incorporate all the costs incurred to pass the entrance examination of the medical school, including that of attending a preparation school and the time and effort involved in preparing for the examination. We refer to these as the 'effort level,' denoted by e . We assume that $H(w)$ has a positive first derivative and a negative second derivative. $F(e)$ is assumed to have a positive first derivative and a positive second derivative. We assume that the probability of passing the entrance examination, $p(e)$, depends on the student's effort level; the function is strictly increasing, with a positive first derivative and a negative second derivative. Whether or not they attend medical school, the students will earn a basic income of M . A student who goes to medical school will earn

an additional income of G , which we refer to as the 'value added' of the medical school in this paper. For example, a quality education or the acquisition of a human network with the graduates of the medical school will increase the student's wages. Thus, G represents the difference between the wages of medical school graduates and those of high school graduates¹⁾. Then, the student's expected budget constraint can be described as follows:

$$C + p(e)T = M + p(e)G. \quad (2)$$

In (2), the school tuition fee is T ²⁾. The school tuition fee and the additional income G must be zero when the student does not go to college. By solving (2) for C and substituting the result into (1), we can write the student's expected utility function as follows:

$$E(U) = p(e) [H(M+G-T) - F(e)] + (1-p(e)) [H(M) - F(e)].$$

Then, we obtain the following first-order condition for e :

$$\{H(M+G-T) - H(M)\} p'(e) - F'(e) = 0. \quad (3)$$

Equation (3) can be rewritten as:

$$H(M+G-T) - H(M) = \frac{F'(e)}{p'(e)}.$$

1) In this paper, 'value added' refers to the additional income for the average high school student who will graduate from the medical school. Under this definition, value includes the student's ability-derived value. The issue of the identification of ability-rooted value is an issue for future research.

2) We can allow the constraint to hold with inequality. However, if the constraint does not bind, the student can enjoy an extra marginal unit of consumption goods. Therefore, we assume that the relationship holds with equality.

We assume that there exists some positive value of e that satisfies the equation and existence of the inverse function for e . Then we derive the following equation for the effort level:

$$e = h[\{H(M+G-T) - H(M)\}] = h^*[M, G-T]. \quad (4)$$

The inverse function of $e = h^*[M, G-T]$ is equal to $\frac{F'(e)}{p'(e)}$. If M is positive and fixed, there is a unique solution for e , given $(G-T)$. By eliminating M from equation (4), we obtain the reduced-form equation for the effort level:

$$e = k(G-T). \quad (5)$$

Then, the effort level e can be represented as a function of G and T . This means that the student effort level correlates positively with value added and negatively with school tuition fees. In other words, given the value added of the medical school, the student faces a trade-off between his or her effort level and the tuition fee³⁾.

Now, let the selectivity of the entrance examination for the i th medical school, L_i , be a function of the student's effort level; that is, $L_i = L(e_i)$ ⁴⁾. The relationship between the

3) Research by Epple *et al.* [2004] supports this result. These authors constructed a theoretical and empirical model of student and school behavior, and then concluded that there was a negative correlation between school tuition fees and student ability.

4) The selectivity level may be determined by strategic medical school behavior, to control the number of enrollments and to determine tuition fees. However, there is no scope for controlling the selectivity level. First, the number of enrollments is regulated by the government for all medical schools. Second, the tuition fee is not controllable for public schools because of regulation. Third, private schools have less incentive to reduce

selectivity level and the student's effort is positive, because students have to study hard to enter a difficult school. By substituting (5) into $L(e)$, we obtain:

$$L_i = L[e(G_i - T_i)] = L(G_i - T_i). \quad (6)$$

Hence, the selectivity level is a function of the value added by the school minus the school tuition fees. The selectivity level increases with value added and decreases with school tuition fees. We approximate (6) by a linear function:

$$L_i = \alpha + \beta(G_i - T_i) + \delta X_i, \quad (7)$$

where α represents the minimum selectivity level. Differences in selectivity levels arise because of the gap between the value added and the school tuition fees, transmitted by the parameter, β . The parameter β converts cash-based variables to selectivity levels. Other factors, such as location and environmental effects, are incorporated in the term δX_i ⁵⁾. In addition, we assume that the college selectivity level is zero when the benefits and costs of the school are equal and when there are no environmental effects. No student will expend any effort for zero additional income. Hence, we consider that the minimum selectivity level, α , becomes zero. Of course, this assumption is very strong. If α is not zero or varies across the universities, a constant term (γ_0 in equation (8)) is estimated with upward bias and the value

tuition fees for managerial reasons. In addition, because there is excess demand for both public and private medical schools, they do not need to cut fees to preserve student numbers.

5) Strictly speaking, δX_i consists of several components. In our empirical analysis, we set $\delta X_i = \theta_0 + \sum_{j=1}^J \theta_j Y_{ij}$, where Y_{ij} is the j th environmental factor of the i th school; for example, the population of its district.

added of the medical schools is overestimated⁶⁾. However, we cannot identify α and γ_0 when α is not zero. In the present paper, we assume that α is zero for convenience.

Next, we consider the value added term, βG_i . We separate this term into two parts, an observable part and an unobservable part. First, we represent βG_i as:

$$\beta G_i = \gamma_0 + \sum_{j=1}^J \gamma_j Z_{ij} + \varepsilon_i. \quad (8)$$

The term, $\sum_{j=1}^J \gamma_j Z_{ij}$, which is a linear combination of the observable factors of the value added of medical school i , is observable, as is the constant term γ_0 . The other term, ε_i , which is assumed to be an error term, represents the unobservable part. In this paper, we assume that ε_i has a mean of zero and constant variance (σ^2)⁷⁾. By substituting (8) into (7), we obtain the equation below:

$$L_i = \gamma_0 - \beta T_i + \sum_{j=1}^J \gamma_j Z_{ij} + \delta X_i + \varepsilon_i. \quad (9)$$

Given our assumptions about ε_i , it is appropriate to estimate equation (9) using ordinary least squares.

Based on equation (9), the estimated selectivity level of each medical school is:

$$L_i = \hat{\gamma}_0 - \hat{\beta} T_i + \sum_{j=1}^J \hat{\gamma}_j Z_{ij} + \hat{\delta} X_i + \hat{\varepsilon}_i. \quad (10)$$

In (10), $\hat{\beta}$, $\hat{\gamma}_0$, and $\hat{\gamma}_j$ ($j=0, 1, \dots, J$) are estimates of β , δ , and γ_j , respectively. The residuals are $\hat{\varepsilon}_i$. Substituting these estimated parameters into (8), given equation (7),

6) This bias is crucial for estimating the levels of value added of each medical school. However, the bias is constant and the order of the value added of each university is not affected. The simulation in Section 5 is still valid and useful.

7) It is not necessary to assume a mean of zero because the constant term δ_0 adjusts for deviation of the mean from zero.

yields:

$$\begin{aligned} \hat{\beta}G_i &= \hat{\gamma}_0 + \sum_{j=1}^J \hat{\gamma}_j Z_{ij} + \hat{\varepsilon}_i \\ &= L_i + \hat{\beta}T_i - \hat{\delta}X_i. \end{aligned} \quad (11)$$

Given that $\hat{\beta}$ converts cash measures to selectivity levels, the inverse of $\hat{\beta}$ from (11) is used to estimate the cash-based value added of the college as follows:

$$G_i = \frac{L_i + \hat{\beta}T_i - \hat{\delta}X_i}{\hat{\beta}}. \quad (12)$$

The denominator of (12) represents the modified selectivity level of the college, for which school tuition fees and environmental effects are controlled. Equation (12) allows us to compare value added between universities⁸⁾.

Before elaborating on an explanation of the data and empirical analysis, we should comment on the characteristics of our approach. The approach in this paper is to explain and decompose the selectivity levels of each medical school with its characteristics, using regression analysis. This decomposition is sometimes called the hedonic approach, and was so named by Rosen [1974]. After that, we estimate the value added of each medical school, calculating the ratio of estimated components. This estimation method is similar to so-called "conjoint analysis," which is often applied in marketing and environmental studies to evaluate nonmarket goods based on survey question-

8) In this paper, we consider the simultaneous bias caused by inverse causality from dependent variable to explanatory variables negligible. If there exists the simultaneous bias, bias in each coefficients has the same direction and these are cancelled out in this fractional form.

naires. Usually, in marketing and environmental studies, researchers estimate a single-index choice model with some variables representing characteristics of choice items and the level of willingness to pay. After estimation, calculating the ratio of the characteristics of choice items to the estimated coefficient of the willingness to pay, they estimate money values for each characteristic of the choice items (see Louviere [1988] and Gustafsson and Huber [2007] for useful textbook treatments). The validity of this approach depends on the accuracy of estimation of the expected future incomes of high school students before they enter university. Betts [1996, 1998] and Brunello, Lucifora and Winter-Ebmer [2004] investigate the accuracy of the estimated expected wages and employment prospects of college students. According to their results, there are high positive correlations between expected wages and future (lagged) wages. This result suggests that this assumption can be applied to high school students.

3. Data

In Japan, most students face severe competition for university places⁹⁾. It is especially difficult to enter medical school, more so than any other department. A student who is unfortunate enough to fail the entry examination must prepare to repeat it the following year. It is not unusual for students to spend three or four years attempting to enter their universities of choice¹⁰⁾.

9) This kind of phenomenon is observed in South Korea, China and other Asian countries.

10) For example, see Nakata and Mosk [1987] and Ono [2007].

Table 1 Definition and Summary Statics of Variables

Variables (unit)	Obs.	Mean	S.D.	Max	Min
Difficulty level of entrance examination for Sundai Preparatory School	79	63.84	3.41	71	55
School tuition (million yen)	79	12.93	13.27	51.80	3.41
Pass rate of national examination for medical doctor (%)	79	0.93	0.04	1.00	0.78
Year of foundation (A.D.)	79	1961	11.50	1981	1949
Intake quota of school (people)	79	94.11	9.60	120	60
Population (millions of people)	79	5.069	4.203	0.613	12.06

Note: Obs. Mean, S.D. Max and Min mean number of observations, sample mean, standard deviation, maximum and minimum, respectively.

The only way for a student to become a medical doctor is to enter a medical school. According to an overview of the 2003 entrance examinations, the highest competition rate for medical schools was about 40; that is, there was one successful candidate for every 39 failed students¹¹⁾. Because medical doctors receive high incomes, students rush to take the entrance examinations in medical schools¹²⁾. This high competition rate shows excess demand for medical school education¹³⁾.

There are 79 medical schools in Japan, including at public and private universities. Table 1 reports the summary statistics of our data. The degree of selectivity of entrance exams to medical schools was obtained from the *College Guide 2005*, a guidebook for colleges and entrance examinations in Japan. The figures are based on a survey by *Sundai Preparatory School*, one of the

most famous preparatory schools in Japan. Figure 1 compares the selectivity levels of medical schools. The highest selectivity level for a medical school entrance examination was for the University of Tokyo, which reached 71. The lowest level was 55 for Kawasaki Medical School. National universities topped the lists, followed by private universities. Among the national universities, former imperial schools were ranked relatively high. Of the private schools, two long-established schools, at Keio University and the Nippon Medical School, have relatively high selectivity levels.

School tuition fees were based on *Obunsha's Keisetsu Jidai*, which is a college guide in Japan. In Japan, because medical schools have six-year courses, we measure the school tuition fees as the sum of the admission charges and the course fees over six years¹⁴⁾. The admission charge is paid when a student enters university, whereas the course fees cover the costs of lectures and facilities. Because of public regulation, there is no difference in tuition fees among the national schools; at 3,406,800 yen, these fees are lower than those of private schools. By contrast, the tuition fees charged by private

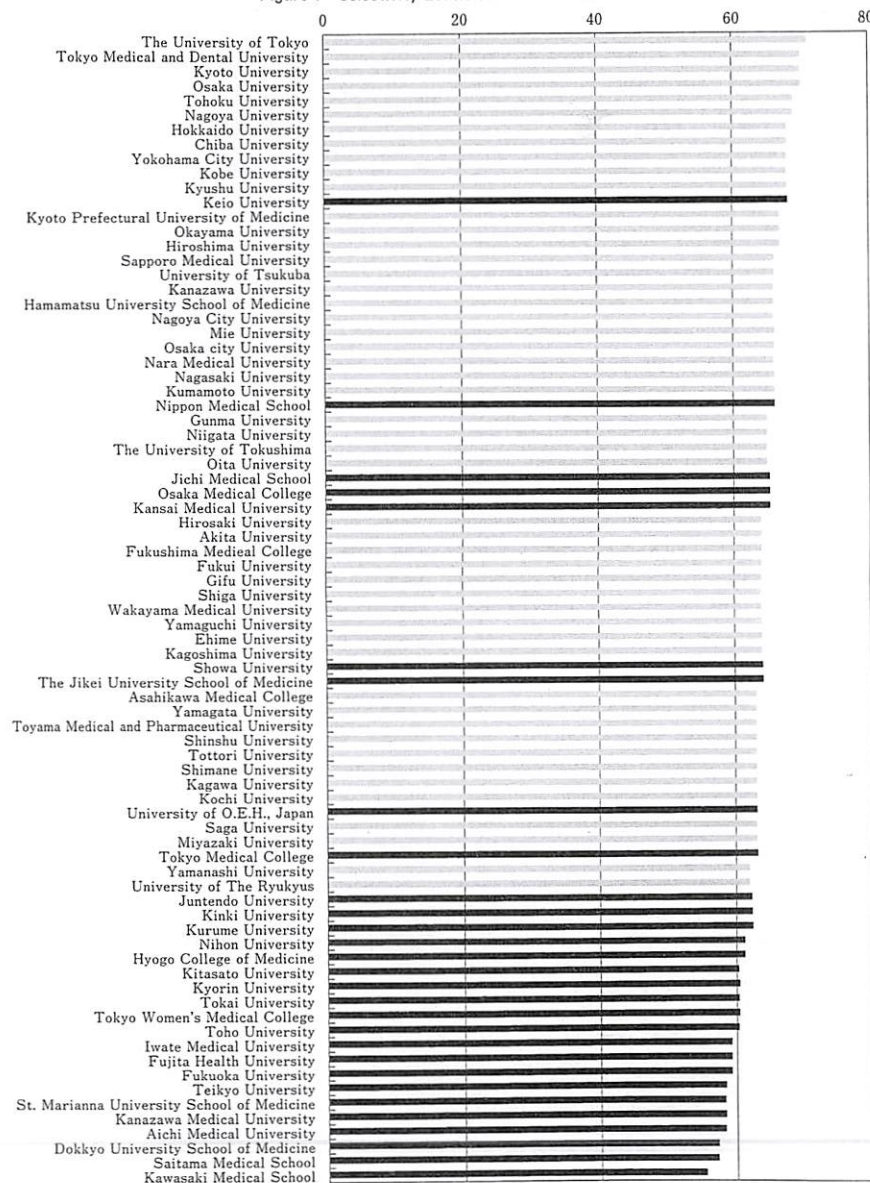
11) The average competition rate for medical schools was 12.1, and the lowest was 4.8.

12) Of course, some students have greater ambitions to become medical doctors. However, in this paper, we focus on the relationships among selectivity level, effort and tuition, so we neglect the students' ambition or social status of medical doctors. These factors should be investigated in future research. The importance of these factors was pointed out by an anonymous referee.

13) The demand function has been analyzed in the US, originally by Sloan [1971] and more recently by Quinn and Price [1998].

14) Because the interest rate is very low in Japan and the period is just 6 years, we use simple sums of the tuition fees in this paper.

Figure 1 Selectivity Levels of Medical Schools



Note: Bars for public schools are gray and those of private schools are black.

schools vary, with Kyorin University's 51,808,400 yen the highest. The average fee among private schools is about 29 million yen.

The variables representing the medical school's value added are the pass rate of the national examination for medical practitioners, the year of establishment, the intake quota of the school, dummy variables for former imperial universities, former medical colleges and former medical academies. Because students' ultimate aim is to pass the national examination for medical practitioners, a school's pass rate indicates the quality of the education that it provides¹⁵⁾. The highest rate is 100% for Nagasaki University and Jichi Medical School. The lowest score is 78% for Dokkyo University's School of Medicine. The average pass rate is approximately 91%. The establishment year represents the effect of school tradition. A school that has been established for some time will have accumulated well-organized curriculums, teaching materials and human networks, factors that are beneficial for students. The intake quota of the college also affects the selectivity level, but its impact may be ambiguous. A smaller quota may have a positive effect because it implies that students have fewer classmates and greater

15) One may suspect the problem of simultaneity between the selectivity level (effort level) and the pass rate of the national exam. In other words, diligent students are more likely to pass the national examination than those who exert little effort. If diligent students at entrance examinations are more likely to pass the national exam, these students enter medical school at least 6 years before the present high school students do so. Therefore, the actual pass rate of graduates from the medical school in 2003 was not affected by the present effort of high school students. Thus, the pass rate is exogenous with respect to the selectivity level.

access to instruction from their professors. On the other hand, smaller quotas may be associated with fewer alumni, which may have a negative effect.

Dummy variables reflect the status of the medical schools before World War II, shown in Table 2. In Japan, there were seven imperial universities, 10 former medical colleges, and 29 former medical academies before World War II. Whereas all former imperial universities have become national universities, both the former medical colleges and academies have become national and private schools. The dummy variables take a value of one for these schools and zero for others.

Former imperial universities have a long history, and have maintained their positions as centers of research and education since their foundation. Medical schools in Japan are strongly associated with hospital personnel. A school with a longer history has greater power over personnel issues than one with a shorter history. Students who graduate from the former type of schools develop a broad human network. Additionally, former imperial universities have become a local research and development base and receive large amounts of government financial support for research and development. They are also an educational base for researchers. Therefore, a dummy variable reflects their benefits not only in the development of human networks but also in their high-quality teaching systems. These factors are beneficial for students. Former medical colleges are advantageous for graduates because medical colleges act as centers of medicine in their local areas. They are strongly associated not only with schools but also with hospitals in their districts.

Table 2 Explanation about the Types of Medical Schools

the former imperial universities	the previous medical colleges	the previous medical academies	the schools established after WWII
Hokkaido Univ.	Chiba Univ.	Sapporo Medi. Univ.	Asahikawa Medi. Coll.
Tohoku Univ.	Niigata Univ.	Hirosaki Univ.	Akita Univ.
The Univ. of Tokyo	Kanazawa Univ.	Fukushima Medi. Coll.	Yamagata Univ.
Nagoya Univ.	Kyoto Prefectural Univ. of Medicine	Tokyo Medi. and Dent. Univ.	Univ. of Tsukuba
Kyoto Univ.	Okayama Univ.	Gunma Univ.	Toyama Medi. and Pharm. Univ.
Osaka Univ.	Nagasaki Univ.	Yokohama City Univ.	Fukui Univ.
Kyushu Univ.	Kumamoto Univ.	Shinshu Univ.	Yamanashi Univ.
	Keio Univ.	Gifu Univ.	Hamamatsu Univ. School of Medicine
	The Jikei Univ. School of Medicine	Nagoya City Univ.	Shiga Univ.
	Nippon Medi. School	Mie Univ.	Shimane Univ.
		Osaka city Univ.	Kagawa Univ.
		Kobe Univ.	Ehime Univ.
		Nara Medi. Univ.	Kochi Univ.
		Wakayama Medi. Univ.	Saga Univ.
		Tottori Univ.	Oita Univ.
		Hiroshima Univ.	Miyazaki Univ.
		Yamaguchi Univ.	Univ. of The Ryukyus
		The Univ. of Tokushima	Jichi Medi. School
		Kagoshima Univ.	Dokkyo Univ. School of Medicine
		Iwate Medi. Univ.	Saitama Medi. School
		Juntendo Univ.	Kitasato Univ.
		Showa Univ.	Kyorin Univ.
		Tokyo Medi. Coll.	Teikyo Univ.
		Tokyo Women's Medi. Coll.	Tokai Univ.
		Toho Univ.	St. Marianna Univ. School of Medicine
		Nihon Univ.	Kanazawa Medi. Univ.
		Osaka Medi. Coll.	Aichi Medi. Univ.
		Kansai Medi. Univ.	Fujita Health Univ.
		Kurume Univ.	Kinki Univ.
			Hyogo Coll. of Medicine
			Kawasaki Medi. School
			Univ. of O.E.H.J.
			Fukuoka Univ.

Note: Private schools are in bold.

Therefore, a graduate from a former medical college will find it easy to obtain a position.

The local population affects the selectivity of a school's entrance examination because students from areas with large populations face stronger competition from rivals than do students in other areas. The data source for local population size is the 2000 National Census. Tokyo has the largest population,

and Tottori the smallest¹⁶⁾.

16) This explanatory variable belongs to the group of the variables denoted by *X* in equation (12). Other variables belong to the group of the variable denoted by *Z*. In this paper, we employ the characteristics of the medical school as the variables that belong to the group of variables denoted by *X*. If other variables, such as location of the medical school, affect the value added provided by the medical school, we neglect this effect in this paper. In this paper, we focus on the effect of what the medical school itself provides to the value added.

4. Empirical Results

The estimation results for equation (8) are shown in Table 3. We initially used all potential explanatory variables for estimation. We call this model the 'full model.' We then dropped some statistically insignificant variables to arrive at the 'selected model.' Despite the inclusion of cross-sectional data, both models fit well, with adjusted R² values exceeding 0.8. Additionally, we reported Ramsey [1969]'s RESET tests with orders 2, 3 and 4. These results implies that there is no specification errors including nonlinear relationships between dependent variable and explanatory variables. In the remaining sec-

tions, we discuss the implications arising from the selected model.

The coefficient of school tuition fees is -0.132, which is statistically significant at the 1% level. This result supports our assumption that a student's effort level is negatively correlated with school tuition fees. Students make more effort to enter schools with lower tuition fees. The coefficients of the dummy variables have a positive sign and are statistically significant at the 1% level. The dummy for former imperial schools has an estimated coefficient of 4.969, which is statistically significant at the 1% level. A rich tradition, a high standard of education and a strong human network on a nationwide scale add value to students in

Table 3 Estimation Result for Selectivity Level of Medical School by OLS

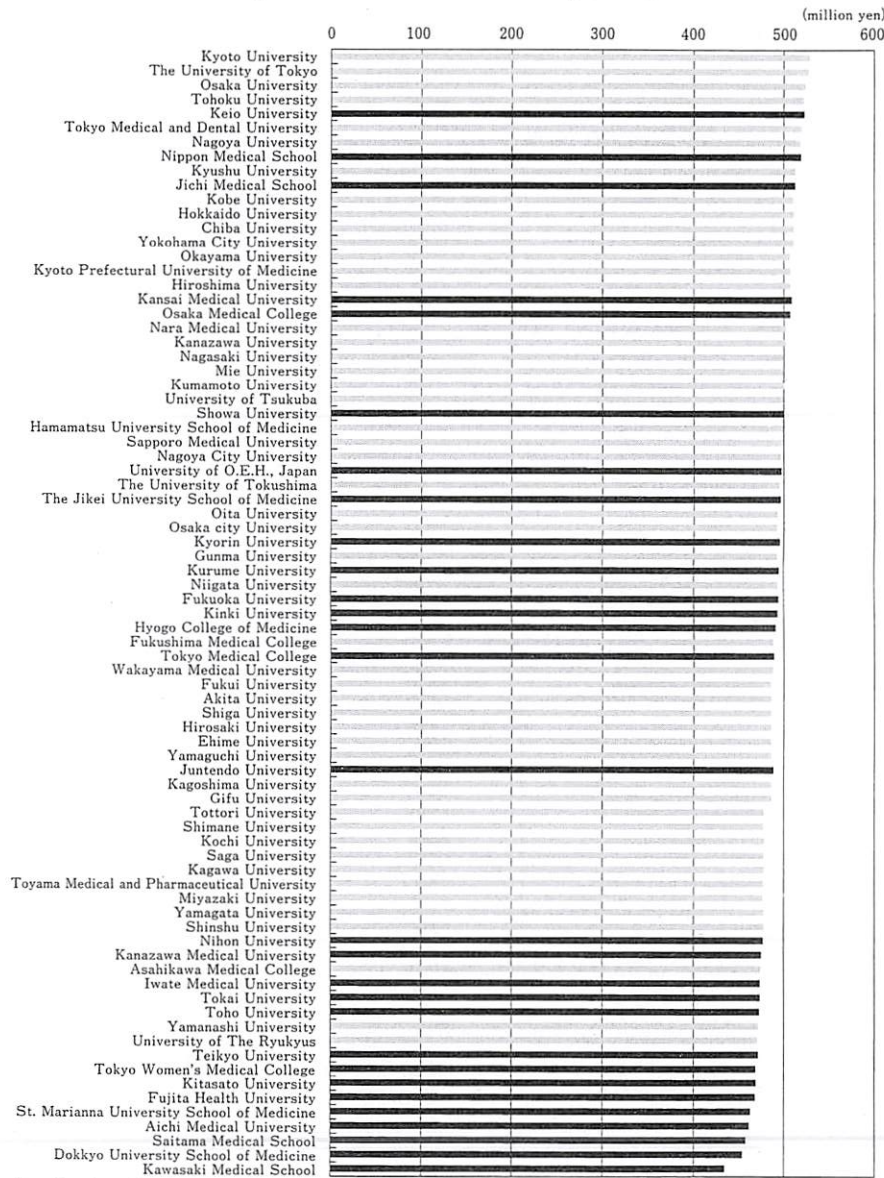
Estimated model	Full model	Selected model
School tuition	-0.131** (-6.226)	-0.132** (-6.589)
Dummy for the imperial universities	5.791** (4.032)	4.969** (6.930)
Dummy for the medical college	3.533** (2.665)	2.746** (4.706)
Dummy for the medical academy	2.063 (1.901)	1.360** (3.220)
Pass rate of national exam for medical practitioners	0.234** (5.162)	0.236** (5.410)
Year of foundation	0.033 (0.683)	
Intake quota of university	0.004 (0.164)	
Population	0.135* (2.222)	0.133* (2.234)
Constant	-23.809 (-0.251)	41.582** (10.186)
Observations	79	79
Adjusted R-squared	0.8	0.804
RESET test order=2	0.8551	0.7673
RESET test order=3	1.0717	1.0608
RESET test order=4	1.3567	1.3785

The numbers in parentheses are t-ratios.

*Significant at 5%.

**Significant at 1%.

Figure 2 Value Added of Medical Schools per Student



Note: Bars for public schools are gray and those of private schools are black.

former imperial universities. The dummy for former medical colleges has a positive coefficient. Medical college status raises the selectivity level by 2.75 points. Graduates will receive benefits from the medical college. There is a positive correlation between the selectivity level and the dummy for former medical academies. The level of selectivity is about 1.36 points higher for this type of college. Although students evaluate the historical performance and education level of the former medical academies, these schools are not as influential as former imperial schools and former medical colleges. The estimated coefficient of the pass rate of the national examination for medical practitioners is positive and significant. Because the pass rate of the national examination reflects the quality of the curriculum, a student whose school achieves a higher pass rate can accumulate greater human capital during his or her school days. The student is willing to make more effort and pay more to enter the school. We interpret the estimated coefficient of population as an environmental factor. The estimate is positive and significant at the 5% level. This suggests that schools located in populous areas are difficult to enter and supports our assumption that congestion causes serious competition and raises the selectivity level.

Using the estimation results above, the value added of a medical school can be measured by applying equation (12). This formula is used to obtain the value added to remove the effects of school tuition fees and environmental factors from the calculation of the selectivity level, and to adjust for the effect of school tuition fees. Figure 2 reports the results for value added per student. Val-

ue added ranges from approximately 430 million yen to 530 million yen. These values exceed the estimates of the lifetime salary of a hospital doctor by Arai [1998], who reported an average salary of about 283 million yen, but we should note that this estimate is constructed by simply accumulating Arai's estimated private profit for each age of the hospital doctor in 1982 and inflated by using consumer's price index for 1982 and 2005, and our estimates were calculated from 2005 data. However, our results represent the average lifetime income of hospital doctors and private practitioners, who earn much more than hospital doctors¹⁷⁾.

Former imperial schools are highly ranked. The University of Tokyo, which has the number one ranking, has been the center of research and education in Japan. Students improve their abilities by obtaining a high-quality education from this school. Former medical colleges and academies have the second-highest ranking. Because these schools were established before World War II, their long history is a major source of value added for graduates. By contrast, a college established after World War II receives a lower score than another public medical school because graduates from these new medical schools face a shortage of job opportunities resulting from their lack of human networks. In addition, a student working in a hospital has an advantage because when a patient's illness does not re-

17) A referee pointed out a tendency in Japan for younger medical doctors to work for hospitals, while as they become older they leave the hospitals to become independent practitioners, so one should interpret "average" with care in this expression. It means the average life income, including changes of position from hospital doctor to private practitioner.

spond to treatment, the student is allowed to transfer the patient to the associated university hospital. Because university hospitals of former imperial schools and former medical colleges have better facilities than other hospitals, a graduate from one of these schools has more chance of successfully treating patients¹⁸⁾. This would greatly boost the lifetime income of a medical doctor.

When private and public schools are compared, some private schools, such as Keio University and Nippon Medical School, can offer similar value added to that offered by former imperial schools. These schools are former medical colleges with a long history. In addition, although Jichi Medical School was established relatively recently, it receives a high ranking because of its high national examination pass rate. Although some schools have relatively high rankings, most private schools obtain relatively low rankings. This is because of their high tuition fees.

The aggregated value added of medical schools is reported in Figure 3. The aggregated value added is calculated as the product of the value added per student and the intake quota of the school. This value could be used as a benchmark to represent the total contribution of the school in a year. The highest value is approximately 60 billion yen for the Tokyo Medical College, and the second highest is approximately 55 billion yen for Showa University, both private schools. Although these schools do not have

18) "Successfully treating patients" includes transferring patients who need high-tech medical treatment or who are in a serious condition to associated hospitals with better facilities or more highly skilled doctors.

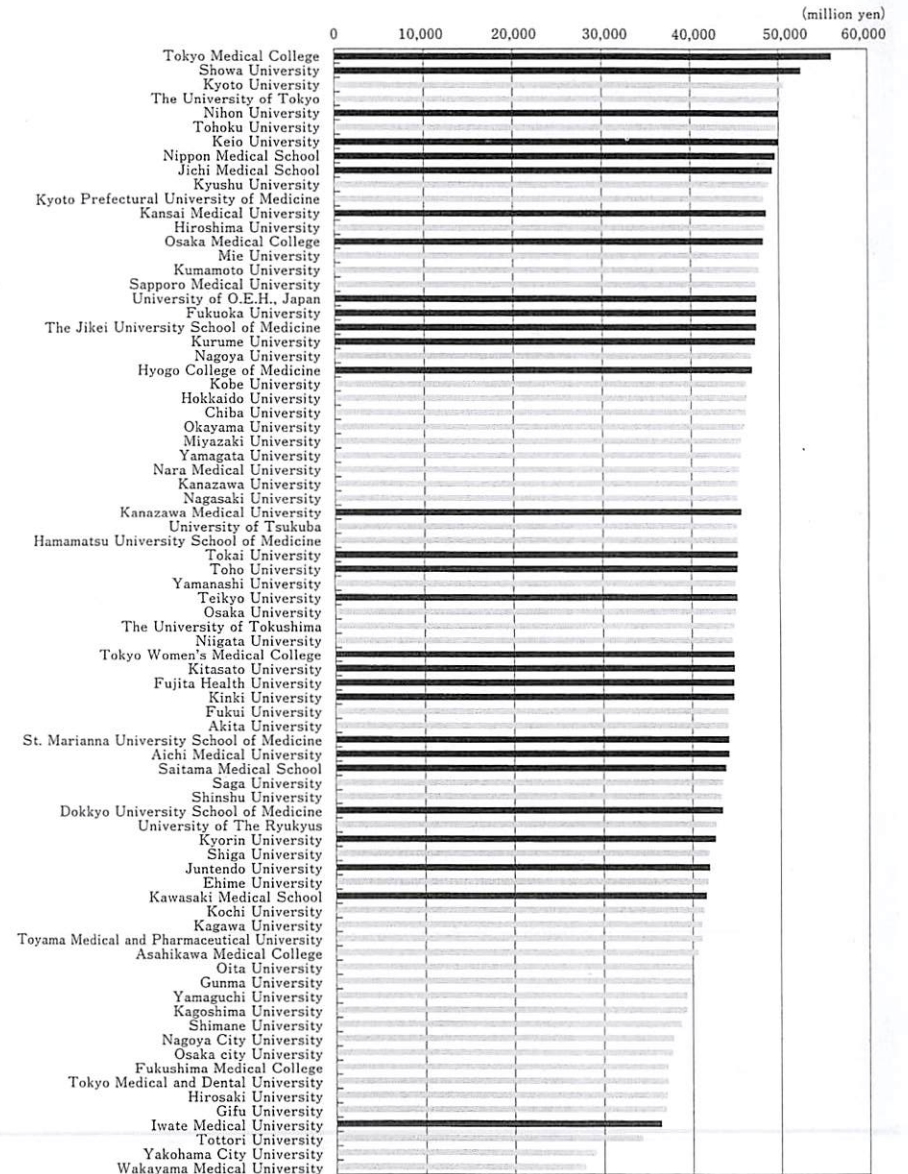
particularly high levels of value added, their quotas are higher than those of other schools. On the other hand, Kyoto University and the University of Tokyo follow the above-mentioned private schools in terms of their aggregated value added. In terms of the value of medical schools, the difference between public and private schools is smaller than that between value-added levels for students.

5. Simulation: Competition between National and Private Schools

In 2004, all national universities underwent institutional change. Before the reform, they were directly founded and operated by the state¹⁹⁾. Subsequently, they became agencies entrusted with Japan's medical school education. This system allows each university to set its own tuition fees. However, under this system, the government can influence their tuition fees with subsidies. Presently, because the system adjusts the subsidy corresponding to the level of tuition, there is no incentive to raise the tuition fees. Although the reforms are not expected to transform the national universities into private universities in the foreseeable future, it is worth simulating the extreme case in which all public schools are privatized. This simulation is important because it will shed light on the need for public schools in medical education. The value-added figures from the previous section are important in this simulation. National schools will need to raise their tuition fees when privatization occurs. Our student behavior model in Section 2 implies that, fol-

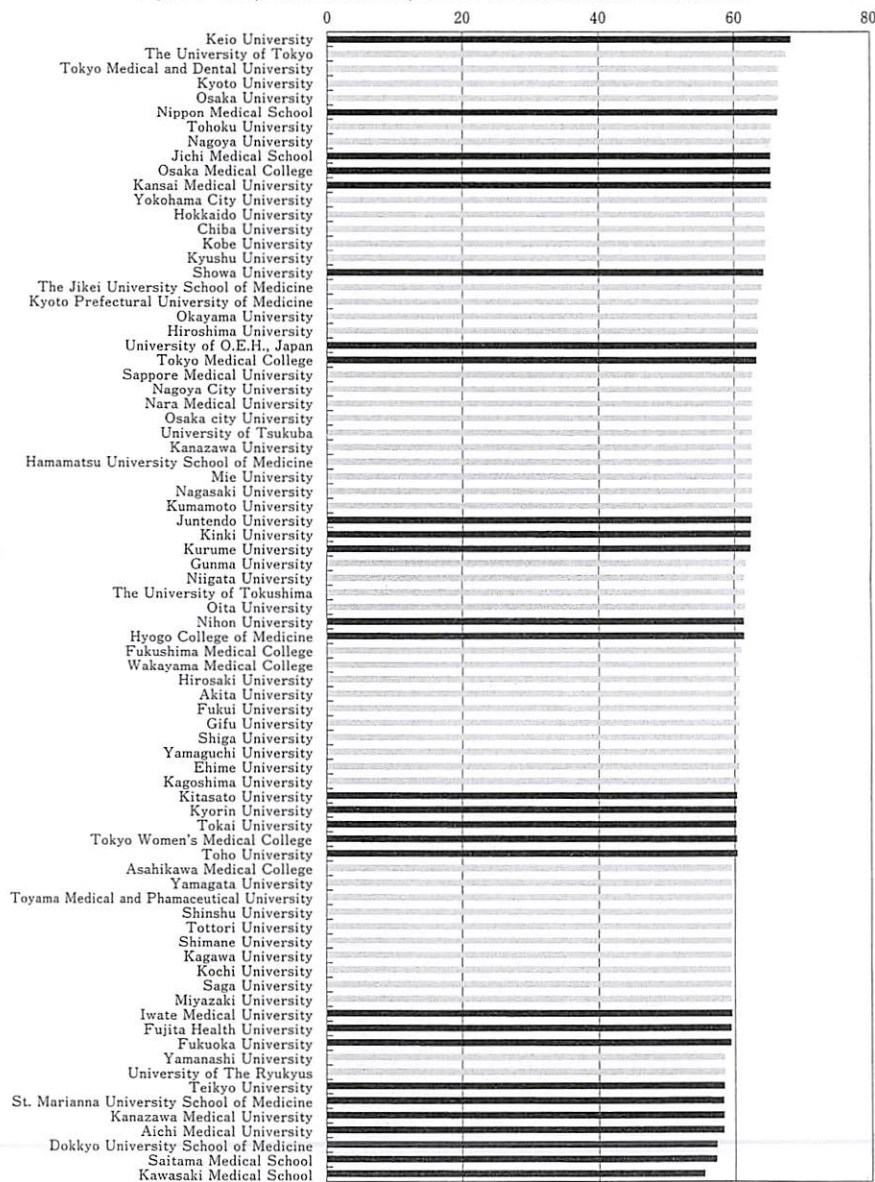
19) Agasisti [2009] analyzed a similar change in Italy.

Figure 3 Total Value Added of Medical School



Note: Bars for public schools are gray and those of private schools are black.

Figure 4 Comparison of Selectivity Level of Medical School after Privatization



Note: Bars for public schools are gray and those of private schools are black.

lowing privatization, public schools will be easier to enter because of their increased tuition fees. The selectivity levels of privatized schools are recalculated in the following simulation. We assume that public schools are required to increase their tuition fees to the average level of private school tuition fees (29,049,900yen) following privatization. In addition, we assume that all schools retain their value-added levels before and after privatization.

The selectivity levels of privatized medical schools are reported in Figure 4. Following privatization, the highest selectivity level is achieved by Keio University, which is a private school. Because student effort levels decrease as national school tuition fees increase, the selectivity level of the national school decreases. Then private schools, especially Keio University, Nippon Medical School and Jichi University, rank highly. Furthermore, the other private schools catch up with the national schools. Therefore, it seems that privatization will tend to equalize the selectivity levels of private and public universities. For example, the rank-sum statistics for Figures 1 to 4 are 0.055, 0.027, -0.023 and 0.016, respectively. The absolute values of these statistics are close to zero, which means that the distributions of public and private schools are similar. This shows that public schools will have no advantage following privatization. In other words, the public schools will face more competitive student markets. In that situation, educational standards matter much more than tradition.

6. Conclusion

In this paper, we developed a model that explains student efforts to pass medical school entrance examinations. We then used the model's estimation results to derive the value added of medical schools. Our model predicts a negative relationship between the selectivity of a particular school and its tuition fees. This is because students do not study hard to enter a school with high tuition fees. This prediction is supported by our empirical finding that a student faces a trade-off between high tuition fees and a high level of effort. Our estimates of value added by medical schools are consistent with Arai's [1998] estimates. We, unlike Arai, include the income of private practitioners in our model.

Comparing estimated value added across schools reveals that students attending national schools derive more value added than private school students. The long experience of the medical schools established before World War II generates more value added for their students.

A simulation exercise used to evaluate the effects of privatizing national schools showed that private schools would generate the highest level of postreform value added and that private and public schools would be similarly difficult to enter. These results imply that school tradition remains meaningful, but the quality of education is also important.

Additionally, directions for future research should be noted. It would be possible to use our approach to evaluate colleges in other countries, such as South Korea and

East Asian countries, where college entrance is based on examination systems similar to the Japanese system. Because of strong competition among students, the selectivity level of the entrance examination may represent the value added of the schools. Another possibility is the application of our approach to countries that do not have difficult entrance examinations but require students to study hard to graduate. In this case, our method could be used to evaluate the selectivity of graduating.

Finally, some remaining problems in our approach should be addressed. One is the plausibility of linear approximation: equation (7). Another is setting α to equal zero. If this setting is maintained, non zero α introduces some bias into estimation of the value added of the schools. However, the amount of the biases are common to all the universities' estimates, so this problem does not upset the order of the value added of the schools. These two remaining problems pose some difficulties to solve, but in future research we will attempt to improve the empirical method and solve them.

References

- Abe, Y. [2002], "Universities and the Entry-level Job Market: Evidence from Japanese Panel Data," *Labour Economics*, Vol. 9, pp. 699-715.
- Agasisti, T. [2009], "Market Forces and Competition in University Systems: Theoretical Reflections and Empirical Evidence from Italy," *International Review of Applied Economics*, Vol. 23, pp. 463-483.
- Arcidiacono, P., Cooley, J. and Hussey, A. [2008], "The Economic Return to an MBA," *International Economic Review*, Vol. 49, pp. 873-899.
- Arai, K. [1998], *The Economics of Education: An Analysis of College-going Behavior*, Springer, Tokyo.
- Betts, J. R. [1996], "What Do Students Know About Wages?" *Journal of Human Resources*, Vol. 31, pp. 27-56.
- Betts, J. R. [1998], "The Impact of Educational Standards on the Level and Distribution of Earnings," *American Economic Review*, Vol. 8, pp. 266-275.
- Blair, L. M., Finn, M. G. and Stevenson, W. [1981], "The Return to the Associate Degree for Technicians," *Journal of Human Resources*, Vol. 16, pp. 449-458.
- Brunello, G., Lucifora, C. and Winter-Ebmer, R. [2003], "The Wage Expectation of European Business and Economic Students," *Journal of Human Resources*, Vol. 19, pp. 1116-1142.
- Cawley, J., Heckman, J. and Vytlačil, E. [1999], "On Policies to Reward the Value Added by Educators," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, pp. 720-727.
- Dhesi, A. S. [2002], "Expected Life-Earnings Paths with and without Higher Education: The Case of India," *International Review of Applied Economics*, Vol. 16, pp. 417-433.
- Epple, D., Figlio, D. and Romano, R. [2004], "Competition between Private and Public Schools: Testing Stratification and Pricing Predictions," *Journal of Public Economics*, Vol. 88, pp. 1215-1245.
- Gustafsson, A., Herrmann, A. and Huber, F. [2007], *Conjoint Measurement: Methods and Applications*, 4th ed. Springer, Berlin.
- Harmon, C. and Walker, I. [1995], "Estimation of the Economic Return to Schooling for the United Kingdom," *American Economic Review*, Vol. 85, pp. 1278-1286.
- Harmon, C. and Walker, I. [2000], "The Return to the Quantity and Quality of Education: Evidence for Men in England and Wales," *Economica*, Vol. 67, pp. 19-35.
- Louviere, J. J. [1988], *Analyzing Decision Making: Metric Conjoint Analysis*, Sage Publications, London.
- Magoula, T. and Psacharopoulos, G. [1999], "Schooling and Monetary Rewards in Greece: An Over-education False Alarm?" *Applied Economics*, Vol. 31, pp. 1589-1597.
- McGuinness, S. [2003], "University Quality and Labour Market Outcomes," *Applied Economics*, Vol. 35, pp. 1943-1955.
- Nakata, Y. and Mosk, C. [1987], "The Demand for College Education in Postwar Japan," *Journal of Human Resources*, Vol. 32, pp. 377-404.
- Ono, H. [2007], "Does Examination Hell Pay Off? A Cost-Benefit Analysis of 'Ronin' and College Education in Japan," *Economics of Education Review*, Vol. 26, pp. 271-284.
- Quinn, R. and Price, J. [1998], "The Demand for Medical Education: An Augmented Human Capital Approach," *Economics of Education Review*, Vol. 17, pp. 337-347.
- Rosen, J. B. [1969], "Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis," *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, Vol. 31, pp. 350-371.
- Rosen, S. [1974], "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, Vol. 82, pp. 34-55.
- Sloan, F. A. [1971], "The Demand for Higher Education: The Case of Medical School Applicants," *Journal of Human Resources*, Vol. 6, pp. 466-489.
- Spetz, J. [2002], "The Value of Education in a Licensed Profession: The Choice of Associate or Baccalaureate Degrees in Nursing," *Economics of Education Review*, Vol. 21, pp. 73-85.
- Tao, H.-L. [2007], "Monetizing College Reputation: The Case of Taiwan's Engineering and Medical Schools," *Economics of Education Review*, Vol. 26, pp. 232-243.
- Yunker, J. A. [2005], "The Dubious Utility of the Value-added Concept in Higher Education: The Case of Accounting," *Economics of*

改善多項制は特許価値を高めているか*

Does "Improved Multiclaime System" Enhance the Patent Value?

山田節夫 (専修大学経済学部)**

Setuo Yamada, Department of Economics, Senshu University

要約

本稿の目的は、改善多項制は企業の出願する特許の価値を高める効果を持っているか否かを定量的に分析することにある。改善多項制は、特許権の範囲を広げるので、特許価値を高める効果を持っていると考えられている。推計の結果、サンプル企業全体では改善多項制に積極的な経済的存在意義を認めることはできなかった。しかし、産業別の推計では、化学において改善多項制は企業の出願する特許の価値を明確に高めていることが明らかとなった。

Abstract

The purpose of this paper is to analyze an effect of "Improved Multiclaime System" on the patent value. As the Improved Multiclaime System expands the scope of patent rights, it has been considered that it increases the patent value. Estimation results suggest that the Improved Multiclaime System enhances the patent values in the chemical industry though it doesn't enhance the patent values in the rest of the industries.

キーワード：改善多項制，クレーム，特許価値。

Keywords: "improved multiclaime system", claims, patent value

JEL 区分：O31, O32.

* 本稿は、特許庁『平成21年度我が国の持続的な経済成長にむけた企業等の出願行動等に関する調査』委員会における筆者の研究レポート（企業等の特許出願行動に関する統計的分析—量から質への転換—）を発展させたものである。同委員会の長岡貞男委員長をはじめ、委員会メンバーの先生方から有益なご示唆をいただいた。また、匿名査読者からのコメントは、本稿の問題点や今後の課題を明らかにするうえで有益であった。ここに記して感謝の意を表したい。

** 連絡先：神奈川県川崎市多摩区東三田2-1-1 専修大学経済学部。E-mail: the0396@isc.senshu-u.ac.jp

1. はじめに

現代の特許制度には、発明創出に対するインセンティブ制度としての役割が期待されている。発明の背後にある技術知識を経済財として捉えたとき、外部性が高く、競合性が低く、複製の費用が著しく低いという共通した性質を持っている。こうした性質の財が競争市場で供給されると、原理的には市場価格がゼロとなり、発明を創出するための研究開発費の回収が困難となる。そこで、発明の創出者に排他的独占権を付与することで発明を保護し、発明創出に対するインセンティブを与えるのが、特許法とそれに基づく特許制度体系の主要な役割であると理解されている。

発明の創出者に付与される排他的独占権の強さや発明創出に対するインセンティブの程度は、特許制度の設計の仕方に依存すると考えられている。一般に、特許制度が保護するものは出願人が願書に添付するクレーム (claims) であり、クレームされなかった発明の内容は公衆に寄進 (dedication) されたものとみなされる。クレームが「権利の境界を定める文字の垣根」と言われるのはこのためである。このように、願書に添付されるクレームはいわば特許制度の本質を形成しており、クレームの記載形式に係る制度設計は、排他独占権の強さや発明創出のインセンティブの程度に大きく影響すると考えられる。

ところが、日本の特許法では大正10年法より「一発明一出願主義」が規定され、長い間クレームの記載形式がかなり限定されていて、発明の内容を多面的に表現することのできない「単項制」が採用されていた。このため、日本の単項制は発明を十分に保護する機能を有していないとし、しばしば内外の出願人からの批判の対象となった。こうした単項制が持つ問題を克服するため、1987年に日本の特許法は発明の内容を多面的に複数の表現で願書に記載でき

る「改善多項制」を導入した（1988年1月1日より施行）。そして、改善多項制の導入は、特許保護の範囲を広げ、特許価値の向上を通して研究開発活動を促進させる経済効果があると期待された。

改善多項制導入に伴うこうした経済効果の有無を実証的に分析した唯一の先行研究に Sakakibara and Branstetter [2001] がある。この研究では、製造業に分類される307企業の個票データをプールし、企業の実施する研究開発投資を、トービンの q 、企業規模、産業ダミーなどでコントロールしたうえで、1988年前後における時間ダミーの変化を観察した。推計の結果、時間ダミーに大きな変化はみられず、1988年の改善多項制の導入は、研究開発活動に有意な影響をもたらさなかったと結論づけている。

本稿の目的は、改善多項制が企業の出願する特許の私的価値を高める作用をしているか否かを「多項制乗数」の推計を通して実証的に明らかにすることにある。本稿で定義される多項制乗数とは、企業が改善多項制を利用して出願している特許の価値総額を、その特許価値を生み出している同じ数の発明がクレーム1項として分割出願された場合に実現したであろう特許の価値総額で割った数値を意味する。本稿では、多項制乗数が1より大きいとき「プレミアム (Premium)」, 1に等しいとき「ニュートラル (Neutral)」, 1より小さいとき「ディスカウント (Discount)」と呼ぶ。

もし、多項制乗数がプレミアムであれば、企業は改善多項制の利用によって単項制下では実現されない特許価値を創出できていることになるので、改善多項制の導入に積極的な経済的存在意義を認めることができる。他方、多項制乗数がニュートラルやディスカウントであれば、分割出願と改善多項制の利用が特許価値に対して無差別であったり、分割出願の方が逆に特許価値を高めることができたりするので、改善多項制の導入により企業は特許価値を高められ

る機会を得たとは言えない。このように、多項制乗数の推計は、改善多項制の経済的評価を行う上できわめて有用な情報をもたらすと考えられる。

本稿は、先行研究のように、改善多項制導入前後で企業の研究開発活動に変化が見られたかどうかを問題にするのではなく、より直接的に改善多項制が企業の出願する特許の私的価値を向上させているかどうかを問題にする。したがって本稿は、改善多項制の評価方法が大きく異なるという点で、先行研究とは差別化される。

推計の結果、日本の主要産業（医薬品、化学、電気機械）全体を対象とした場合には、多項制乗数はニュートラルと判定されたが、産業別の推計においては、化学に明確なプレミアムが見出された。したがって、化学メーカーでは改善多項制の利用によって単項制では実現されない特許価値の創出が可能になっていることが明らかとなった。こうした実証結果は、産業や技術分野によって改善多項制の経済的存在意義が著しく異なっている可能性を示唆する。

以下、2.では単項制と改善多項制の違いを述べ、改善多項制導入の経緯を概観する。3.では、多項制乗数が「特許価値のクレーム弾力性」と「クレーム割引率」によって推計されることを説明し、本稿における改善多項制の経済的評価方法を解説する。4.ではクレーム割引率の推計方法を説明し、その推計結果を報告する。5.では特許価値のクレーム弾力性を推計するための推計モデルを構築し、6.ではその推計結果を報告する。7.では、多項制乗数の推計結果を報告し、若干の含意を述べる。

2. 単項制, 多項制, 改善多項制

日本の特許法は大正10年(1921)法より「一発明一出願主義」が規定され¹⁾、長い間

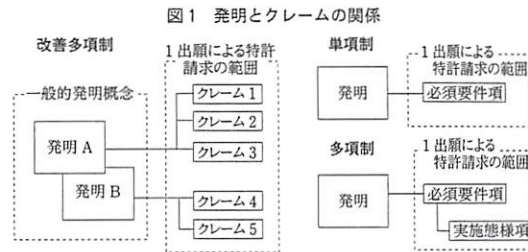
1) 大正10年特施38条では、「特許請求ノ範囲ニハ発明ノ構成ニ欠クヘカラサル事項ノミヲ一項ニ記載スヘシ」と定められていた。

「単項制」を採用してきた。単項制下では、クレームは「発明の内容の正確な記載」としか理解されず、発明の単一性の範囲も狭く解釈される傾向にあり、特許出願数をいたずらに増大させる要因になっているという批判がなされていた(土肥[2007])。昭和50(1975)年には、特許協力条約(PCT)に加盟するため、1出願に複数のクレームの記載が認められ「多項制」が採用されるようになった。しかし、この改定は必須要件項の他に複数の実施態様項の記載を認めただけで、しかも、実施態様項は必須要件項を引用する形式が要求されていたため、従来の「一発明一出願主義」という考え方が大きく変更されたわけではなく、実質的には単項制の域を出るものではなかった。

単項制が持つ問題や矛盾は、1970年に米国ウェスタン・エレクトリック社(Western Electric Company)のSpencer[1970]が発表した論文が契機となり、広く認識されるようになったと言われている(竹田[2004])。Spencer[1970]は、次のような事例を挙げて日本の単項制は発明を十分に保護していないと指摘した。

いま、3つのクレーム、クレーム1「特定の送信機(transmitter)と特定の受信機(receiver)から成る電送システム(transmission system)」、クレーム2「特定の送信機」、クレーム3「特定の受信機」を考えよう。単項制を採用していた当時の日本では、この3つのクレームのうち1つを必須要件項として特許出願する他はない。ところが、クレーム1が特許された場合、送信機や受信機を単体で販売することはこの特許の侵害には当たらない。そこで、クレーム2とクレーム3を記載して特許出願すると出願の単一性に抵触するとして拒絶されてしまう。かといって、それらを分割出願するとクレーム2やクレーム3は、クレーム1と実質的に同一発明だとして拒絶される²⁾。すなわち、Spens-

2) こうした単項制の持つ問題は、「コンビネーションとサブコンビネーション」の問題と言われている。コンビネーションは全体装置あるいは全体工程を意味し、サブコンビ



er[1970]は単項制下では発明の内容を多面的に願書に記載することができないので、単項制の特許保護の実効性はきわめて低いと指摘したのである。こうした問題を克服すべく、昭和62(1987)年に特許法第36条、第37条、第123条等が改定され、日本の特許法は同一の発明を複数の表現で願書に記載できる「改善多項制」を導入した。

改善多項制を採用している現行特許法第36条の⑤では、「一の請求項に係る発明と他の請求項に係る発明とが同一である記載となることを妨げない」としている。この条文は、先に示したSpencer[1970]の例で言えば、電送システムという発明に、送信機や受信機といった複数のクレームの記載が可能であることを意味している。

また、特許法第37条では、「二以上の発明については、経済産業省令で定める技術的関係を有することにより発明の単一性の要件を満たす一群の発明に該当するときは、一の願書で特許出願することができる」と定めている。これは、互いに類似する複数の発明を、相互の関係が一定の条件を満たせば、1つの特許出願で行えることを意味している。ここで、一定の条件とは、

ネーションはそれを形成するように結合した部分装置あるいは部分工程を意味する。本稿の事例で言えば、電送システムがコンビネーション、受信機あるいは送信機がサブコンビネーションに相当する。コンビネーションとサブコンビネーションの問題以外にも、単項制下では、物・改良物・それらの製法を1特許出願することができないという問題も指摘されていた。詳細は小栗[1992]の第1章II-2を参照。

特許法施行規則25条において「二以上の発明が同一のまたは対応する特別な技術的特徴を有していることにより、これらの発明が単一の一般的発明概念を形成するように連関している」場合と規定されている。

こうした特許法や特許法施行規則の規定から、改善多項制下での1特許出願における発明とクレームの関係を示せば、図1のようになると考えられる。すなわち、一群の発明が一般的発明概念を形成すると考えられるときには、1特許出願に複数の発明が含まれている場合があり、しかも、それぞれの発明についてはその発明を多面的に表現するための複数のクレーム(独立クレームや従属クレーム³⁾)を記載することができる。

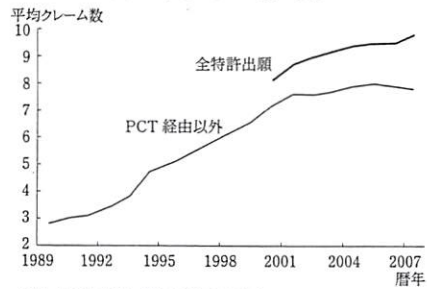
改善多項制が1988年に施行されて以来、1特許出願当りの平均クレーム数は徐々に増加した。図2は、1989~2007年における平均クレーム数の推移(マクロベース)を観察したものであるが、改善多項制の導入以降、平均クレーム数は明確な増加傾向を示している。PCT経由以外では、2000年以降増加傾向が見られなくなったが、全特許出願ベースでは依然として増加傾向を示している。

3. 改善多項制の経済的評価方法

改善多項制がもたらす企業への利益としてま

3) 従属クレームとは、他のクレームを引用して表現する形式のクレームを指す。従属クレームは、文章の重複表現を避けて請求項の記載を簡潔にするために活用されている。

図2 平均クレーム数の推移



資料：特許庁年報，特許行政年次報告書。

ず考えられるのは、同じ程度の特許保護を受けるための特許費用が節約される、というものである。日本の特許法では、出願、審査請求、登録・登録更新の各時点において特許料が課される。このうち、審査請求時点と登録・登録更新時点における特許料は、1特許出願当りの固定部分とクレーム比例部分から構成されている。また、維持年金は固定部分とクレーム比例部分が登録期間とともに幾何級数的に上昇する仕組みとなっている⁴⁾。したがって、複数の発明を1特許出願に集約させられる改善多項制は、特許費用の節約をもたらすと考えられる⁵⁾。この点に関連して山田 [2010a] は、一定の発明の下で特許費用を最小化する平均クレーム数が維持年金のクレーム比例部分に対する固定費部分の比率に規定されることに注目し、維持年金の改定によるこの比率の上昇が平均クレーム数増

4) ただし、1998年の特許料の改定で、登録期間が10年目以降の維持年金が平準化された。

5) Sakakibara and Branstetter (2001) では、1993年における各種特許料や代書費用に基づき、1特許出願当りの固定費用 (F) を 2,010,300 円、クレーム比例部分の費用 (V) を 135,000 円とし、当時の平均クレーム数 (N) が 3.77 であったことから、特許費用の総額を $NV+F=2,519,250$ 円と試算している。単項制の下での特許費用の総額は、 $N(V+F)=8,087,781$ 円となるので、改善多項制は特許費用の総額を 5,568,531 円、68.9% 節約する効果があったとしている。ただし、本文2.で指摘したように、すべてのクレームが発明に対応しているわけではないので、この節約効果は過大推計を含んでいると考えられる。

加の要因の1つになっていることを実証的に確認している。

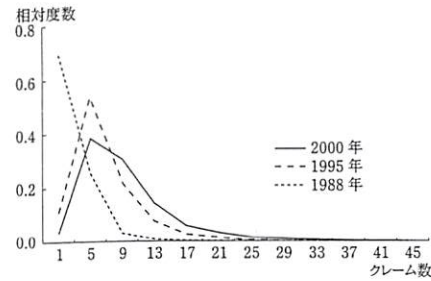
改善多項制の利用による一層重要な企業への利益は、発明のプロテクトが強化され特許の私的価値を増大させられる、というものである。単項制下では、1つの特許出願に1つの発明しか包含できず、しかも、願書への掲載が認められるクレームは必須要件だけで、複数のクレームを掲載して発明を多面的に保護することが困難であった。これに対して改善多項制下では、1つの発明にそれを多面的に保護するための複数の独立クレームや従属クレームの記載が可能で、しかも、関連する発明を1つの特許出願に包含させることができるので、一層広い範囲の発明のプロテクトが可能になったと考えられる。特許の私的価値の増加は、パテントプレミアム (Patent Premium) の期待値の向上を通して研究開発活動を刺激する効果も期待される (Arora, Ceccagnoli and Cohen [2008])⁶⁾。

そこで本稿では、改善多項制の利用により、単項制下では実現することのできない特許価値の創出が可能になっているかどうかを検証する。改善多項制のこうした経済的評価は、以下に述べる「特許価値のクレーム弾力性」と「クレーム割引率」を推計することで可能になる。

1特許出願当たりのクレーム数に関する度数分布は、規則的な分布を示す。図3は、日本の主要産業 (医薬品、化学、電気機械) に属する東証一部上場企業28社が1988年、1995年、2000年に提出した特許のクレーム数に関する相対度数分布を観察したものである。1988年の改善多項制の導入以降、クレーム数に関する相対度数分布は右に移動している。相対度数が最も大きいクレームのランクは1988年には1

6) ここで、パテントプレミアムとは Arora, Ceccagnoli and Cohen [2008] によって定義されたもので、特許取得によってイノベーションの価値が何倍高められたかを示す乗数を意味する。Arora, Ceccagnoli and Cohen [2008] によれば、パテントプレミアムの期待値の向上は、企業の特許志向を高めるばかりでなく、イノベーションからの収益率を高める効果を通して研究開発活動を刺激する。

図3 クレーム数の相対度数分布



資料：StraVision。

~4項であったが、1995年には5~8項に移動し、改善多項制の利用の普及が進んでいることがわかる。

本稿では、こうしたクレームに関する相対度数分布を $g(c; \gamma)$ のような連続的な密度関数によって近似する。ここで、 c は1特許出願当たりのクレーム数、 γ は密度関数の期待値を意味する。また、出願時における特許の私的価値 (以下では、単に特許価値とする) は、クレームの増加関数であると仮定し、これを $v(c)$ と表わす ($v'(c) > 0$)。したがって、企業がある年に提出した特許の価値総額 V_M は、

$$V_M = p \int_1^{\infty} g(c; \gamma) v(c) dc, \int_1^{\infty} g(c; \gamma) dc = 1 \quad (1)$$

と表わされる。ここで、 p は特許出願数を意味する。関数 $v(c)$ を期待値 γ でテラー展開して線形近似すれば、(1) 式は、

$$V_M = p \int_1^{\infty} g(c; \gamma) \{v(\gamma) - v'(\gamma)c + v''(\gamma)c^2\} dc = pv(\gamma) \quad (2)$$

のように単純化される。すなわち、特許価値の総額は特許出願数と密度関数の期待値がもたらす特許価値の積によって表わされる。

次に、特許価値の総額 V_M を生成させている発明の数を k としよう。特許価値の総額 V_M を生成させている総クレーム数は $p\gamma$ であるが、図1に見るように観察されるすべてのクレーム

研究論文：改善多項制は特許価値を高めているか

が発明に対応しているわけではない。そこで、 β_1 を「クレーム割引率」と呼び、観察されたクレーム数を β_1 で割り引いた c^{β_1} が発明の数に対応していると考えられる。したがって、 c^{β_1}/c はクレーム c における発明の包含率を意味し、発明の包含率はクレームの増加とともに幾何級数的に低下すると仮定される。このような仮定の下で、特許価値の総額 V_M を生成させている発明の数 k は、

$$k = p \int_1^{\infty} g(c; \gamma) c^{\beta_1} dc, 0 < \beta_1 < 1 \quad (3)$$

と表わされる。先と同様に c^{β_1} を期待値 γ でテラー展開して線形近似すれば、発明の数 k は、

$$k = p \int_1^{\infty} g(c; \gamma) \{\gamma^{\beta_1} - \beta_1 \gamma^{\beta_1-1} c + \beta_1(\beta_1-1) \gamma^{\beta_1-2} c^2\} dc = p\gamma^{\beta_1} \quad (4)$$

と単純化される。

いま、単項制下での特許出願を想定し、企業が k 個の発明をすべて分割出願してクレームも1項しか記載しなかったとすれば、特許価値の総額 V_S は、

$$V_S = kv(1) = p\gamma^{\beta_1} v(1) \quad (5)$$

と表わされる。(5) 式は、企業が単項制のもとで特許出願した場合に実現したであろう特許価値総額を意味している。

さらに、特許価値とクレームの関係性を $v(c) = ac^{\theta_1}$ のように特定化する。ここで、 θ_1 は「特許価値のクレーム弾力性」を意味する。本稿では、 V_M を V_S で割った数値 $\lambda = V_M/V_S$ を「多項制乗数」と呼ぶ。多項制乗数は (2) 式と (5) 式より、

$$\lambda = \frac{V_M}{V_S} = \gamma^{\rho}, \rho = \theta_1 - \beta_1 \quad (6)$$

と表わされる。多項制乗数は、2つの構造パラメータ、すなわち特許価値のクレーム弾力性 θ_1 とクレーム割引率 β_1 、および平均クレーム数 γ に規定される。

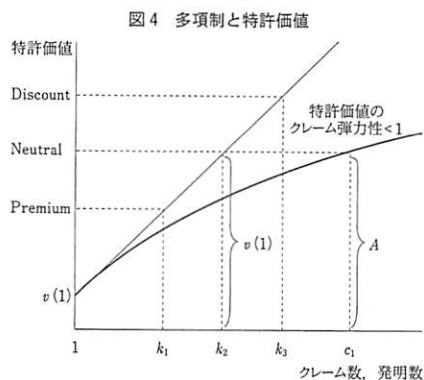
多項制乗数 γ は、企業が多項制を利用して出

願している特許の価値総額 V_M と、その特許価値を生み出している同数の発明 k がクレーム 1 項として分割出願されたときに実現したであろう特許の価値総額 V_S を比較したものである。言い換えれば、多項制乗数は、クレームを 1 項として分割出願した場合に、改善多項制の利用によって得られる特許価値と同じ特許価値を得られるか否かを判別する指標を意味する。本稿では、多項制乗数 λ が 1 より大きいとき「プレミアム (Premium)」、1 に等しいとき「ニュートラル (Neutral)」、1 より小さいとき「ディスカウント (Discount)」と呼ぶ。

なぜ、特許価値のクレーム弾力性 θ_1 とクレーム割引率 β_1 によって改善多項制の経済的評価が可能になるのかを图示すれば、図 4 のようになる。図 4 の縦軸には特許価値が、横軸にはクレーム数、あるいは発明数が測られている。特許価値のクレーム弾力性 θ_1 が 1 を下回っていれば、特許価値とクレーム数の関係は右上的りの過減的な曲線として表わされる。いま、クレーム数 c_1 の特許価値が A であったとしよう。しかし、クレーム数 c_1 のすべてが発明数に対応しているわけではない。クレーム数 c_1 に含まれている平均的な発明数は、クレーム割引率 β_1 から推計される。もし、発明数が k_2 なら、クレームを必須要件項 1 項として分割出願したときの特許価値 $v(1)k_2$ と、クレーム数 c_1 の特許価値は同じになるので多項制乗数はニュートラルと評価される。一方、発明数が k_1 ならプレミアム、 k_3 ならディスカウントと評価される。このように、特許価値のクレーム弾力性 θ_1 が大きいほど、また、クレーム割引率 β_1 が小さいほど、多項制乗数はプレミアムと評価される可能性が高くなる⁷⁾。

多項制乗数がプレミアムのとき、改善多項制の利用により、企業は単項制のもとでは得られない特許価値の創出が可能になっているので、

7) 特許価値のクレーム弾力性が 1 より大きい場合には、クレーム割引率が 1 以下である限り、多項制乗数は必ずプレミアムとなる。



改善多項制の導入に積極的な経済的存在意義を認めることができる。他方、多項制乗数がニュートラルやディスカウントである場合には、分割出願と多項制の利用が特許価値に対して無差別であったり、分割出願した方が特許価値を高められたりすることを意味するので、改善多項制の導入により企業は特許価値を向上させられる機会を得たとは言えない。

以上で定義した多項制乗数によって、改善多項制の経済的評価を行うには、クレーム割引率 β_1 の推定値を得なければならない。また、特許価値とクレームの間に有意な正の相関があることを証明し、さらに、特許価値のクレーム弾力性 θ_1 の推定値を得なければならない。そこで以下では、クレーム割引率 β_1 と特許価値のクレーム弾力性 θ_1 の推計方法を解説し、推計結果を報告する。

4. クレーム割引率 β_1 の推計モデルと推計結果

先の (4) 式は、特許価値の総額 V_M を生成させている発明の数 k が $p\gamma^k$ で表わされることを意味していた。ここで、 p は特許出願数、 γ は平均クレーム数、 β_1 はクレーム割引率を意味する。そこで、 p_{it} を i 企業が t 期に出願した特許出願数、 k_{it} を発明数、 γ_{it} を平均クレーム数とし、産業別ダミー変数を考慮して次のよう

な特許出願関数を考える。

$$p_{it} = \gamma_{it}^{\beta_1} k_{it} \exp\left(\sum_{c=1}^n \omega_c d_{ic}\right) \quad (7)$$

ここで、 d_{ic} は第 i 企業が c 産業に属する場合に 1 をとるダミー変数で、産業による特許性向 (propensity to patent) の違いを考慮するために導入される。また、知識生産関数 (Pakes and Griliches [1984]) を、

$$k_{it} = rd_{it}^{\rho_j} sp_{it}^{\rho_j} \exp\left(\sum_{c=1}^n \varphi_c d_{ic}\right) \quad (8)$$

とする。知識生産関数におけるダミー変数 d_{ic} は、産業によるイノベーション・コストの違いを推計に反映させるために導入される。発明数 k_{it} は、実質研究開発費 rd_{it} とスピルオーバー・プール sp_{it} (Jaffe [1986]) によって説明される。スピルオーバー・プールは、 ρ_{ij} を第 i 企業と第 j 企業間の技術距離として、

$$sp_{it} = \sum_{j=1}^n \rho_{ij} rd_{jt} / \left(\sum_{k=1}^n F_{ik} \sum_{k=1}^n F_{jk} \right)^{1/2}$$

のように定義される。ここで、 rd_{jt} は企業 j の実質研究開発費、 F_{jk} は企業 j が技術分野 k に投下した研究開発資源の割合を意味する (技術ポジション)。一般的な経済データから、個別企業ベースで F_{jk} を測ることはできないが、企業が出願したすべての特許の合計数で、技術分野ごとの特許数を割れば、近似的にその企業の技術ポジションを計測できる。本稿では、個々の企業が 1985~2000 年に出願した特許の IPC コードから F_{jk} を計算した。

(8) 式を (7) 式に代入すれば次の特許生産関数を得る。

$$\ln p_{it} = -\beta_1 \ln \gamma_{it} + \beta_1 \ln rd_{it} + \beta_1 \ln sp_{it} + \sum_{c=1}^n (\omega_c + \varphi_c) d_{ic} + \eta_{it} + e_{it} \quad (9)$$

ここで、 η_{it} は個別企業効果を意味し、企業ごとの特許性向やイノベーション・コストの違いを推計に反映するために導入される。また、 e_{it} は攪乱項を意味する。実際の推計には固定効果

法を適用するので、産業ダミーは固定効果に吸収され識別されない⁸⁾。

本稿では (9) 式を、医薬品、化学、電気機械に属する日本の大手企業 74 社が 1988~2000 年に出願した特許出願数を用いてクレーム割引率 β_1 を推計した。なお、推計期間の初めを 1988 年としたのは改善多項制導入以降の特許出願に限定するためである。また、推計期間の終わりを 2000 年としたのは、本稿の特許経過情報の取得時点が 2005 年なので、出願・公開ラグに伴う切断バイアス (truncation bias) を避けるためである。

特許データについては、インテクストラ株式会社「Stravision」から各企業の特許出願数とクレーム数を取得した。研究開発費は日本経済新聞社「NEEDS データベース」から取得し、実質化のためのデフレクタは経済産業研究所の「日本産業生産性データベース 2003 [Japan Industrial Productivity Database 2003: JIP2003]」における産業別研究費デフレクタ (表 5-26) を利用した。表 1 にデータベースの基本統計量を示した。

表 2 は、有意性が確認されなかった説明変数を除いた推計結果を示したものである。サンプル企業全体、医薬品、化学、電気機械について、平均クレーム数と実質研究開発費は理論的符号条件を満たし、統計的有意性も確認された。ただし、スピルオーバー・プールは、サンプル企業全体と化学においてのみ有用であった。

クレーム割引率の推定値は 0.16~0.11 と推計され、産業の区分によってそれほど大きな違いは見いだされなかった。1995 年の平均クレーム数を用いて発明の包含率 c^{th}/c を計算すると、サンプル企業全体で 23%、医薬品で 14%、化学で 27%、電気機械で 21% となり、医薬品における発明の包含率が相対的に低いことが確認された。

8) ただし、ダミートラップを起こさないように個別企業ダミーを操作すれば、産業ダミーの識別も可能となる。

表1 クレーム割引率推計データの基本統計量

基本統計量	サンプル全体	医薬品	化学	電気機械
特許出願数 (p) の平均	1,480.48	85.28	646.40	2,881.05
クレーム数/特許出願数 (γ) の平均	4.86	7.34	4.37	4.47
実質研究開発費 (rd) の平均	32,934	28,651	13,374	55,326
スピルオーバー・プール (sp) の平均	929,052	468,583	713,728	1,327,486
サンプル数	946	143	414	389

注：実質研究開発費およびスピルオーバー・プールの単位は百万円，その他は件数。

表2 クレーム割引率 β_i の推計結果

1988~2000	サンプル全体	医薬品	化学	電気機械
const	-0.203 (1.183)	1.410 (0.921)	-3.025** (1.432)	4.775** (0.517)
ln γ	-0.164** (0.034)	-0.110** (0.056)	-0.133** (0.050)	-0.140** (0.039)
ln rd	0.187** (0.028)	0.299** (0.096)	0.165** (0.029)	0.239** (0.059)
ln sp	0.348** (0.092)	-	0.573** (0.111)	-
包含率	0.232	0.141	0.273	0.214
Adjusted R-squared sample	0.964 946	0.793 143	0.946 414	0.961 402

注：()内は標準誤差，**は10%，*は5%有意を意味する。推計は固定効果法による。包含率は1995年の平均クレーム数を用いて計算された数値。

5. 特許価値のクレーム弾力性 θ_i の推計モデル

一般に、多くのクレームを包含している特許ほど価値は高いと考えられている。それは、研究開発費が単純な特許出願数よりもクレーム数で加重された特許出願数と高い相関を示すことや (Tong and Frame [1994])、クレーム数の多い特許出願ほど審査請求される確率が高い (山内・長岡 [2007]) ことなどが知られているからである。しかし、特許価値とクレーム数に関するこうした実証の方法では、具体的な特許価値のクレーム弾力性の推定値を得ることができない。そこで、本稿では特許登録更新回数から特許価値を推測し、クレーム数との定量的な関係を明らかにする。

そもそも、特許価値のクレーム弾力性を推計するには、特許価値が把握されなければならない。しかし、企業の出願する特許の価値を客観

的に示すデータは存在しない。ただし、日本の特許制度では、特許登録の更新に維持年金が課されるので、特許価値の高いものほど登録更新回数は増加すると考えられる。すなわち、登録更新情報には、特許の価値に係る情報が含まれていると考えられる。この点に着目した、Lanjouw and Schankerman [1999] は登録特許を5年以上権利が継続した特許とそれ以前に権利が消滅した特許に分割して、登録更新確率をクレーム数や被引用回数などで説明するパイナリー・プロビット推計を行っている⁹⁾。ところが、日本の特許制度は米国に比較して複雑だけでなく、単純なプロビット分析では特許価値のクレーム弾力性の推定値を得ることができない。日本において、特許価値のクレーム弾

9) かつての米国には登録更新制度がなかったが、1982年の制度改定で登録更新に特許料が課されることになった。現行法では、3年6ヵ月以内、7年6ヵ月以内、11年6ヵ月以内に、それぞれ単発的に特許料が課される。

力性を的確に推定するには、以下の点に留意する必要がある (山田 [2010b])。

まず第1に、かつての日本では、登録期間は登録日ではなく公告日からカウントされていた。公告日とは他者による異議申立の受付を可能とする期間の始まりを意味する。後に詳しく述べるように、本稿では1995年に登録された特許データを利用するので、登録期間を正確にカウントするには公告日を調べなければならない。

第2に、日本では出願・登録 (公告) ラグが米国に比べて著しく長い。出願年から公告年までの経過年数に応じた特許価値の陳腐化を無視するわけにはいかない。Lanjouw and Schankerman [1999] は、5年目も登録が更新される確率を推計しているが、米国では出願・登録ラグが短いので (平均2年程度)、出願からの経過年数に応じた登録時の価値減衰は考慮されていない。しかし、日本では出願から公告まで10年を超える特許も少なくないし、出願・公告ラグの分散も大きい (山田 [2008])。

第3に、日本では登録時クレーム数に応じて設定納付金や維持年金が定められているので、特許によって登録維持のための費用負担が異なっている。したがって、登録時クレーム数の多い特許ほど維持年金が高額になるので、他の条件が等しい限り登録更新確率は低下すると思われる。

本稿では、以上のような留意点を考慮し、特許価値のクレーム弾力性を計測するモデルを以下のように考案した。

ある企業が出願した i 番目の特許を p_i としよう。この特許の出願時の価値 v_i は、ある確率分布に従うと仮定する。

$$v_i \sim f(v_i | \mu, \sigma) \tag{10}$$

ここで、μ, σ は確率分布を規定するパラメータを意味する。

特許価値は出願時から δ で陳腐化していくとする。また、特許 p_i の出願年を s_i、公告年を d_i とする。出願・公告ラグ d_i - s_i は特許によっ

て異なっている。

企業は、登録更新時の特許価値と維持年金を比較して登録更新を決定する。日本の特許制度における維持年金は、固定額部分とクレーム比例部分から構成されている。そこで、登録時クレーム数を gc_i とし、公告年から j 年目の維持年金を α_j + β_j · gc_i (j = 4 or 7) と表す。特許 p_i が j 年目も登録を継続する条件は、維持年金より特許の残存価値が上回ることなので、

$$v_i (1 - \delta)^{d_i - s_i + j - 1} > \alpha_j + \beta_j \cdot gc_i \tag{11}$$

となる (Pakes and Schankerman [1979])。

(11) 式を変形すれば、

$$v_i > z_{j,i}, z_{j,i} = \frac{\alpha_j + \beta_j \cdot gc_i}{(1 - \delta)^{d_i - s_i + j - 1}} \tag{12}$$

となる。(12) 式は、閾値 (threshold value) z_{j,i} を上回る特許価値を持つものだけが、j 年目にも登録が更新されることを意味している。

特許価値の確率分布は、歪度 (skewness) の大きい左に偏った分布を示すことが知られている (Schankerman [1998], Scherer and Harhoff [2000], 山田 [2009])。そこで、(10) 式の確率分布を次のようなワイブル分布 (Weibull distribution) に特定化する。

$$f(v_i | \mu, \sigma) = \sigma \mu^{-\sigma} v_i^{\sigma-1} \exp\{- (v_i/\mu)^\sigma\} \tag{13}$$

ワイブル分布を規定するパラメータ μ は、クレーム数の増加関数であると仮定し、

$$\mu(c_i) = \theta_0 c_i^\theta \tag{14}$$

とする。したがって、ワイブル分布の期待値は、

$$E(v_i | c_i, \sigma) = \theta_0 \Gamma(\sigma^{-1} + 1) \cdot c_i^\theta \tag{15}$$

となるので、(15) 式の θ₁ は特許価値の期待値に関するクレーム弾力性を意味する。

次に、特許 p_i の公告年から権利消滅年までの経過年数を l_i とし、離散変数 y_i^{*} を次のように定義する。

$$y_i^* = \begin{cases} 1 & \text{if } l_i < 4 \\ 2 & \text{if } 4 \leq l_i < 7 \\ 3 & \text{if } l_i \geq 7 \end{cases} \quad (16)$$

特許 p_i の公告年から権利消滅年までの経過年数が3年以下、3年超6年以下、6年超となる確率は、ワイブル分布の累積密度関数は $1 - \exp\{-(v_i/\mu)^\sigma\}$ なので、

$$\begin{aligned} \Pr[y_i^* = 1] &= 1 - \exp\{-(z_{1,i}/\theta_0 c_i^\theta)^\sigma\} \\ \Pr[y_i^* = 2] &= \exp\{-(z_{1,i}/\theta_0 c_i^\theta)^\sigma\} \\ &\quad - \exp\{-(z_{2,i}/\theta_0 c_i^\theta)^\sigma\} \\ \Pr[y_i^* = 3] &= \exp\{-(z_{2,i}/\theta_0 c_i^\theta)^\sigma\} \end{aligned} \quad (17)$$

と表わされる。

(17) 式より対数尤度関数が、

$$l(\theta_0, \theta_1, \delta, \sigma) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^3 \ln\{\Pr[y_i^* = j]\} \cdot \psi(y_i^* = j) \quad (18)$$

と書ける。ここで、 $\psi(\cdot)$ はインジケータ関数で引数が真のときは1、偽のときは0となる関数である。本稿では、(18) 式の対数尤度関数を最大化するパラメータ $\theta_0, \theta_1, \delta, \sigma$ を最尤法によって推計する¹⁰⁾。

6. データとクレーム弾力性 θ_1 の推計結果

特許価値のクレーム弾力性を推計するにあたり、本稿では日本の主要産業（医薬品、化学、電気機械）に属する東証一部上場企業28社が1995年に登録した特許の属性データ（出願日、登録日、出願時クレーム数、登録時クレーム数、権利消滅日）を知的財産研究所「IIP 特許データベース（後藤・元橋 [2005]）」¹¹⁾ から取得し

10) 実際の推計は、Eviews 6 の LogL オブジェクト機能を用い、(18) 式の対数尤度関数を推計するためのプログラムを作成した。

11) 「IIP 特許データベース」は、後藤・元橋 [2005] が中心となって開発されたもので、財団法人知的財産研究所のホームページにおいて無料で公開されている。ただし、複数のテキストファイルとして提供されているため、利用に

た。「IIP 特許データベース」では、出願日が1964年1月～2004年1月までの特許データを収集している。したがって、1995年出願の特許の中には、最長期間が20年なので、まだ権利が存続し権利消滅日が刻まれていない特許も存在する可能性がある。5. で説明した推計モデルにおいて、権利消滅期間の最後のインターバルを6年超としたのはこのためである。

また、日本の出願登録ラグは米国などと比較して著しく長いので（山田 [2008]）、1995年登録の特許のなかには、単項制時代に出願された特許も含まれている。そこで、単項制時代に出願された特許はデータベースから削除した。登録データ取得時点をあまり古くすると、単項制時代に出願された特許が増加してしまうし、かといって取得時点を新しくするとまだ権利消滅日が刻まれていない特許データが増加して望ましくない。データ取得時点を1995年としたのはこのような理由による。なお、「IIP 特許データベース」には公告日が収録されていないので、インテクストラ株式会社「StraVision」を用いて公告日を補完した。1995年登録特許がその後支払った設定納付金や維持年金は、特許庁編集による「工業所有権法沿革」から取得した¹²⁾。

表3は、データベースの基本統計量を示したものである。1995年に登録されたもので出願年が1988年以降の特許数は6,259件、うち医薬品が153件、化学が904件、電気機械が5202件であった。登録期間は産業によって違いが見られた。医薬品では、登録期間が3年以下の特許が最も多く、しかも6年超の特許数はもっとも少ない。したがって、他の産業にくら

あたっては検索システムを作成しなければならない。本稿では、エクセルのマクロ機能を用い企業ごとに特許データを検索できるプログラムを作成した。

12) 1988年以降に出願された1995年登録となった特許が支払った設定納付金および維持年金は、1～3年：13,000円+1クレーム当り1,400円、4～6年：23,000円+1クレーム当り2,100円、7～9年：30,600円+1クレーム当り4,200円であった。

表3 クレーム弾力性推計データの基本統計量

基本統計量	サンプル全体	医薬品	化学	電気機械
1995年に登録されたもので出願年が1988年以降の特許数	6,259	153	904	5,202
登録期間 $3 \geq l$ (%)	6.81	13.73	6.86	6.59
登録期間 $3 < l \leq 6$ (%)	21.22	20.26	19.91	21.47
登録期間 $6 < l$ (%)	71.98	66.01	73.23	71.93
平均維持年金 (4年目, 10万円)	0.276	0.315	0.274	0.276
平均維持年金 (7年目, 10万円)	0.499	0.575	0.494	0.498
平均出願・公告ラグ (年)	5.592	4.608	5.288	5.673
平均クレーム (出願時)	2.416	4.516	2.242	2.385
平均クレーム (登録時)	2.214	4.026	2.106	2.179

表4 対数尤度関数 (18) 式の推計結果

Wibull Distribution	サンプル全体		医薬品		化学		電気機械	
	係数	gradient	係数	gradient	係数	gradient	係数	gradient
定数項	313633** (78055)	-1.E-09	59661** (32482)	5.E-10	146271* (79024)	4.E-10	436186** (141427)	-5.E-11
出願時クレーム	0.167** (0.019)	2.E-04	0.132* (0.080)	2.E-05	0.248** (0.050)	4.E-05	0.153** (0.023)	-5.E-05
医薬ダミー	-62429** (31164)	-4.E-11	—	—	—	—	—	—
化学ダミー	-4309 (13623)	-9.E-11	—	—	—	—	—	—
1- δ	0.900** (0.016)	-3.E-03	1.028** (0.042)	2.E-04	0.948** (0.037)	-6.E-04	0.879** (0.020)	-4.E-04
σ	1.588** (0.101)	-3.E-04	1.807** (0.422)	1.E-05	1.909** (0.324)	1.E-04	1.500** (0.115)	-9.E-06
対数尤度	-4724.5		-125.4		-664.4		-3921.2	
収束回数	14		11		21		15	
サンプル	6259		153		904		5202	

注：() 内は標準誤差。gradientは対数尤度関数の推定パラメータに関する1階の数値微分を推計されたパラメータを用いて評価したもの。*は10%有意、**は5%有意を意味する。

べて医薬品の権利消滅のテンポが速いことがわかる。これに対して、化学では登録期間3年以下の特許は少なく、しかも6年超の特許が多いので、化学における権利消滅のテンポは相対的に遅い。平均クレーム数についてみると、医薬品において4.52と最も多く、化学(2.24)と電気機械(2.39)は同程度であった。

表4は、先の(18)式で表わされる対数尤度関数を用い、パラメータ $\theta_0, \theta_1, \delta, \sigma$ を推計した結果を示したものである。まず、産業別のダミーを推計に加えてサンプル企業全体の特許データを用いて推計した結果、化学ダミーを除き

すべてのパラメータは有意に推計された¹³⁾。したがって、クレーム数の多い特許ほど特許価値は高いという安定的な関係が見いだされた。特許価値のクレーム弾力性は0.167と推計され、

13) 産業ダミーは(14)式において、 $\theta_0 = \theta_0 + \theta_{0d_dum} + \theta_{0c_dum}$ のように推計した。ここで、 d_dum は医薬品ダミー、 c_dum は化学ダミーを意味する。本来は、上場企業の事業多角化傾向などを考慮すると、クレーム弾力性の推計は産業別に差別化して行うのではなく、技術分野別に差別化して推計するのが望ましい。ただし、クレーム弾力性を技術分野別に推計すると、クレーム割引率の推計との対応関係を持たせることが困難となるので、本稿では産業別に差別化してクレーム弾力性を推計した。

統計的有意性も確認された(5%水準で有意)。ただし、特許価値のクレーム弾力性は1以下なので、クレーム数の増加に応じて特許価値は減的にしか増大しない。すなわち、クレーム数が1%増加しても特許価値は0.167%しか増大しない。陳腐化率 δ は10%と推計され有意性も確認された。ワイブル分布を規定するパラメータ σ は1.588と推計され、特許価値の分布は歪度が大きく右に裾が長い分布型を示し、先行研究の結果と整合的であった(Schankerman [1998], Scherer and Harhoff [2000], 山田 [2009])。

次に、医薬品、化学、電気機械について産業別の推計を行った。まず、医薬品の特許データに限った推計においても、クレーム数のパラメータは正で有意に推計され、特許価値のクレーム弾力性は0.132となった。ただし、10%の有意水準でパラメータがゼロという帰無仮説が棄却されただけで、パラメータの統計的安定性は高いとは言えない。また、医薬品の推計では、陳腐化率の理論的符号条件が満たされなかった。

化学と電気機械においても、クレーム数のパラメータは正で高い有意性が確認され、特許価値のクレーム弾力性はそれぞれ0.248, 0.153と推計された。サンプル企業全体の推計結果と同様、陳腐化率も理論的符号条件を満たし、特許価値の分布は歪度の大きい分布型を示した。弾力性の定量的大きさを産業別に比較すると、化学において最も大きく、医薬品と電気機械で同程度であった¹⁴⁾。

7. 多項制乗数 λ の推計結果

3. で説明したように、多項制乗数はクレーム

14) 本稿では、特許価値に関する確率分布を対数正規分布に特定化した場合も推計した。その際、対数正規分布の期待値とクレームを $E(v_i | c_i, \sigma) = \exp(\theta_i + \theta_i \ln c_i + 2^{-1}\sigma^2)$ のように関係づけて推計した。推計の結果、特許価値の期待値に関するクレーム弾力性は、サンプル企業全体で0.140、医薬品で0.131、化学で0.238、電気機械で0.128となり、ワイブル分布の場合と大きな違いはみられなかった。

に関する相対密度関数の期待値 γ 、および2つの構造パラメータ θ_1 (特許価値のクレーム弾力性)と β_1 (クレーム割引率)に規定された((6)式)。表5は、特許価値のクレーム弾力性 θ_1 からクレーム割引率 β_1 を引いた ρ と、多項制乗数 $\lambda = \gamma^\rho$ を計算した結果を示したものである。

サンプル企業全体でみると、クレーム弾力性が0.167、クレーム割引率が0.164と推計されたので、わずかながら特許価値のクレーム弾力性がクレーム割引率を上回り、多項制乗数はプレミアムとなった。また、特許価値のクレーム弾力性の推計対象とした企業が1998年、1995年、2000年に依頼した特許の平均クレーム数を用いて多項制乗数を計算した。ただし、特許価値のクレーム弾力性 θ_1 とクレーム割引率 β_1 の差 ρ がきわめて小さいため、多項制乗数もきわめて小さな数値となった。たとえば、2000年において改善多項制の利用は特許価値を0.6%高めているにすぎない。

次に産業別にみると、化学を除き、特許価値のクレーム弾力性とクレーム割引率の差はやはりわずかであった。医薬品のクレーム弾力性は0.132、クレーム割引率は0.110と推計されたので、 ρ は0.022となり、2000年における多項制乗数は1.058と小さい数値となった。電気機械においては、医薬品よりもわずかに高いクレーム弾力性0.153が推計されたが、クレーム割引率が0.140と高く推計されたので、 ρ は0.013となり医薬品よりも小さな数値となった。多項制乗数は2000年で1.028と計算され、電気機械においても改善多項制の利用は特許価値を大きく高めているとは言えない。

これに対して、化学では特許価値のクレーム弾力性 θ_1 とクレーム割引率 β_1 に明確な差が見出され、 ρ は0.115と推計された。これは、化学のクレーム弾力性が他産業よりも高く推計されたためである。先と同様に、クレーム弾力性の推計対象とした企業が1998年、1995年、2000年に依頼した特許の平均クレーム数を用

表5 多項制乗数の推計結果

推定結果	サンプル全体	医薬品	化学	電気機械	
特許価値のクレーム弾力性： θ_1	0.167	0.132	0.248	0.153	
クレーム割引率： β_1	0.164	0.110	0.133	0.140	
$\rho = \theta_1 - \beta_1$	0.003	0.022	0.115	0.013	
1998年	1.002	1.028	1.097	1.008	
1995年	1.005	1.048	1.164	1.023	
2000年	1.006	1.058	1.236	1.028	
Wald 検定 帰無仮説 ($\theta_1 = \beta_1$)	標準誤差	0.019	0.080	0.050	0.329
	χ^2 検定量	0.021	0.076	5.213	0.023
	判定	Accept	Accept	Reject	Accept
		Neutral	Neutral	Premium	Neutral

いて、多項制乗数を計算した。その結果、1998年の多項制乗数は1.097、1995年では1.164、2000年では1.236となった。したがって、2000年についてみると、化学メーカーは改善多項制の利用により特許価値をおよそ24%高めることができたことになる。

ただし、表5によれば、どの産業区分においても特許価値のクレーム弾力性 θ_1 とクレーム割引率 β_1 はかなり近接した数値となっている。そこで、特許価値のクレーム弾力性 θ_1 とクレーム割引率 β_1 は等しいという帰無仮説($\theta_1 - \beta_1$)をワルド検定により検定した。検定の結果、サンプル企業全体、医薬品、電気機械で特許価値のクレーム弾力性 θ_1 とクレーム割引率 β_1 は等しいという帰無仮説は棄却されなかった。しかし、化学においてはこの帰無仮説が5%の有意水準で棄却された。これらの検定結果から、サンプル企業全体・医薬品・電気機械において多項制乗数はニュートラル(Neutral)、化学においてプレミアム(Premium)が見出されたことと判定した。

化学メーカーの特許は技術範囲が広く、多様な分野の技術を特許出願していることが知られている。したがって、化学メーカーは広い技術分野からの特許侵害を受けるリスクを負っており、そのために特許価値形成におけるクレームの重要性が相対的に高いと考えられる。こうした理由により、特許価値のクレーム弾力性が高

く推計され、多項制プレミアムが見出されたことと推察される。

以上の推計結果より、推計対象としたサンプル企業全体としてみれば、改善多項制導入により企業は特許価値を向上させられる機会を与えられたとは言えなかった。しかし、産業別には明確な違いがみられ、化学メーカーにおいては改善多項制の利用によって単項制のもとでは得られない特許価値を創出できていることが明らかとなった。

8. おわりに

改善多項制の導入は、企業が単項制では実現できない特許価値の創出を可能にし、ひいてはイノベーションの収益率の向上を通して研究開発活動を刺激する経済効果があると期待された。しかし、改善多項制の経済的評価を行った唯一の先行研究であるSakakibara and Branstetter [2001]は、こうした問題意識から実証分析を行ったものの、改善多項制の導入に明確な研究開発投資の刺激効果を見出すことはできなかった。

本稿は、先行研究のように、改善多項制の導入前後で企業の研究開発活動に変化が見られたか否かを問題にするのではなく、より直接的に改善多項制が特許出願の価値を向上させたか否かを多項制乗数の推計により評価した。

サンプル企業全体を対象にした推計では、特許価値のクレーム弾力性とクレーム割引率に有意な統計的な差は認められず、多項制乗数はニュートラルと判定され、改善多項制に積極的な経済的存在意義を見出すことはできなかった。産業別の推計においても、医薬品や電気機械において多項制乗数はニュートラルと判定され、これらの点においては本稿の推計は先行研究と整合的な結果であった。改善多項制において、かつての単項制下での必須要件項に対応するクレーム以外を「周辺クレーム」と呼ぶことにすれば、このような推計結果は、周辺クレームの記載が特許価値の向上にあまり貢献していないことを示唆している。

しかし、化学においては、特許価値のクレーム弾力性とクレーム割引率に明確な差が認められた。そして、化学産業においては改善多項制の経済的存在意義を確認することができた。こうした推計結果は、改善多項制のもたらす経済効果がすべての出願人にとって一様ではなく、産業分野や技術分野によって著しく異なるものであることを示唆している。ただし本稿の推計には次のような問題を含んでいることに留意する必要がある。

第1に、クレーム割引率の推計に関するバイアスの可能性である。特許価値のクレーム弾力性の推計は、登録更新回数を用いる必要があるため、登録特許のクレーム弾力性しか推計されない。本来は登録特許のクレーム割引率を推計して多項制乗数を評価すべきであるが、特許生産関数によるアプローチをとる限り特許出願数を利用する他はない。すなわち、もし特許出願のクレーム割引率と登録特許のクレーム割引率に乖離があるなら、多項制乗数の計測にバイアスが生じている可能性がある。

第2に、クレーム割引率の推計において、出来るだけ十分な自由度を確保して安定的な推計を行うため、推計期間を通してクレーム割引率は一定と仮定したという点である。クレーム割引率が経年的に変化している可能性も否定でき

ず、クレーム割引率の推計について一層の工夫が必要となろう。

第3に、データベースの制約上、クレーム割引率の推計に用いたサンプル企業数と特許価値のクレーム弾力性の推計に用いたサンプル企業数を一致させることができず、しかも、限られた産業についてしか多項制乗数を推計することができなかった。したがって、データベースを充実・拡張させ、一層多くの産業や技術分野について推計を行い、さらに詳細に改善多項制の経済的存在意義を検討することが必要となろう。これらの問題は今後の検討課題としたい。

参考文献

- 小栗昌平監修 [1992], 『詳説 改善多項制・特許権の存続期間の延長制度』 発明協会。
 後藤晃・元橋一之 [2005], 「特許データベースの開発とイノベーション研究」『知財フォーラム』Vol. 63。
 竹田和彦 [2004], 『特許の知識：第8版』ダイヤモンド社。
 土肥一史 [2007], 『知的財産法入門：第10版』中央経済社。
 山内勇・長岡貞男 [2007], 「審査請求制度の経済分析」, 知的財産研究所編『特許の経営・経済分析』, 第14章, 雄松堂。
 山田節夫 [2008], 「日本における patent stock と citation stock の作成—HJT モデルの日本への応用—」内閣府経済社会総合研究所『経済分析』, 第180号。
 山田節夫 [2009], 『特許の実証経済分析』東洋経済新報社。
 山田節夫 [2010a], 「企業等の特許出願行動に関する統計的分析—量から質への転換—」, 特許庁『平成21年度我が国の持続的な経済成長にむけた企業等の出願行動に関する調査』II, 3, 財団法人・知的財産研究所。
 山田節夫 [2010b], 「審査官引用は重要か—特許価値判別指標としての被引用回数の有用性—」, 一橋大学経済研究所『経済研究』Vol. 61, No. 3。
 Arora, A., Ceccagnoli, M. and Cohen, W. M.

[2008], "R&D and the Patent Premium," *International Journal of Industrial Organization*, 26, 1153-1179.

- Jaffe, A. B. [1986], "Technological Opportunity and Spillovers of R&D," *American Economic Review*, 76, pp. 984-1001.
 Lanjouw, J. O. and Schankerman, M. [1999], "The Quality of Ideas: Measuring Innovation with Multiple Indicators," *NBER Working Paper Series*, 7345.
 Pakes, A. and Griliches, A. [1984], "Patents and R&D at the Firm Level: A First Look," Griliches, Z. ed., *R&D patents and Productivity*, Chicago Press.
 Pakes, A. and Schankerman, M. [1979], "The Rate of Obsolescence of Knowledge, Research Gestation Lags, and the Private Rate of Return to Research Resources," *NBER Working Paper*, 346.
 Sakakibara, M. and Branstetter, L. [2001], "Do Stronger Patents Induce More Innovation? Evidence from the 1988 Japanese Patent Law Reforms," *RAND Journal of Economics*, 32, pp. 77-100.
 Schankerman, M. [1998], "How Valuable is Patent Protection? Estimates by Technology Field," *RAND Journal of Economics*, 29, pp. 77-107.
 Scherer, F. M. and Harhoff, D. [2000], "Technology Policy for a World of Skew-Distribution Outcomes," *Research Policy*, 29, pp. 559-566.
 Spencer, R. [1970], "Problem Encountered by an American Applicant in the Japanese Patent Office," *Journal of the Patent Office Society*, 52, pp. 462-467.
 Tong, X. and Frame, J. D. [1994], "Measuring National Technological Performance with Patent Claims Data," *Research Policy*, Vol. 23, pp. 133-141.

【研究論文】

ベトナム縫製企業の技術効率性

Technical Efficiencies of Garment Enterprises in Vietnam

松永宣明 (神戸大学大学院国際協力研究科)*

Nobuaki MATSUNAGA, Graduate School of International Cooperation Studies, Kobe University

Souksavanh VIXATHEP (神戸大学大学院国際協力研究科)

Souksavanh VIXATHEP, Graduate School of International Cooperation Studies, Kobe University

要約

DEA を用いてホーチミン市における縫製企業の技術効率を計測し、その技術効率を左右する要因を推定した。資本装備率と平均賃金の上昇は技術効率を高めるが、その効果は後者の方が大きいこと、操業年数が長くなると、数年間は技術効率が高まるが、その後は徐々に低下すること、個人企業に比べて国有企業、外国企業、有限会社の技術効率は低いこと、4~9人の零細企業と50~99人の中小企業の技術効率が高いことが確認された。

Abstract

Technical efficiencies of garment enterprises in Ho Chi Minh City are measured by DEA and the factors affecting them are estimated by OLS and Tobit models. The result shows that the increase in capital-labor ratio and average wages raise the technical efficiencies but the extent is greater in the latter; the experience of operation tends to improve the technical efficiencies for several years and then decrease; the unincorporated enterprises have higher technical efficiencies than state-owned or foreign-owned enterprises as well as limited private companies; small enterprises with 4-9 workers and medium enterprises with 50-99 workers demonstrate higher technical efficiencies.

キーワード：技術効率性、ベトナム、縫製業、DEA、CCR モデル

Keywords: technical efficiency, Vietnam, garment industry, DEA, CCR model

JEL 区分：L25, L67, O14

* 本稿の作成にあたっては匿名の査読者から極めて有益なコメントを得た。ここに記して感謝を申し上げる。もちろん残された問題はすべて筆者の責任である。連絡先：E-mail: matsu@kobe-u.ac.jp

1. はじめに

一般に縫製業は、高度な熟練や技術を必要とせず、資本集約性が低く、労働集約性が高いため、途上国で希少な資本や熟練労働者を節約し、未熟練労働者（その大多数は若い女性）への雇用創出効果が大いという特徴を有している。そのため、途上国の比較優位を活かして輸出を拡大し、外貨を獲得するだけでなく、貧困問題やジェンダー問題の解消にも寄与しうる。さらに、その労働者の大半は農村出身者であり、故郷への送金が広範に見られるなら、農村開発の一助としても貢献するところが大きい。

このような特徴は、ベトナムの縫製業においても一般に見ることができる¹⁾。また、寄与の点から見ても縫製業はベトナムにおいて重要であり、2007年には約71万人の労働者（製造業全体の18.7%）を雇用し、74億ドル（輸出総額の14.9%）を輸出しており、世界第6位の縫製品輸出国である²⁾。縫製品の輸出金額は1995~2005年に5.5倍（1997~2007年には5.3倍）に増えており、同期間にタイが50.1億ドルから40.9億ドルへと減らしているのと対照的である。隣国のカンボジアでも縫製品輸出は急増している（1995~2005年に43.7倍）が、その金額は2005年に26.7億ドルでしかない。

産業の担い手という観点からみると、ベトナムの縫製企業はホーチミン市に集中しており、2007年に全国の生産高の46.6%、労働者の39.1%が当該地域に立地した企業によるものであった³⁾。企業数については全国をカバーする

正確なデータが得られないので、2008年のホーチミン市についてみると、合計9,059社のうち、国有企業4社、集団企業5社、外国企業180社、民間企業1,271社、個人企業7,599社となっている⁴⁾。企業数では同年に個人企業が83.9%を占めているが、その比率は2000年以降減少傾向にあり、民間企業の増加傾向と対照的である（表1を参照）。個人企業は数こそ多いが、零細なものが多く、労働者比率も生産額比率も低く（2008年に12%前後）、2000年以降は低下傾向にある。これは上昇傾向にある民間企業や外国企業と対照的であり、2008年に民間企業は労働者の44.8%、生産額の46.1%、外国企業は労働者の39.0%、生産額の35.5%を占めるまでに躍進している⁵⁾。また、株式会社化が進められた2005年以降、国有企業の退潮は著しく、2008年には労働者の3.6%、生産額の6.4%にまでシェアを減らしている。なお、集合企業のシェアは無視できるほどでしかない。

労働者規模別の企業数に関するデータは公開されていないので、ホーチミン市統計局が2006年を対象に実施したサンプル調査の結果を用いると、縫製企業に分類される797社のうち、82.4%が労働者300人未満の中小企業であり、20人未満の小規模企業だけで30.7%を占めていることが分かる⁶⁾。しかしながら、この

3) GSO, *Statistical Yearbook 2008* および General Statistical Office of Ho Chi Minh City, *Statistical Yearbook of Ho Chi Minh City 2008* より計算。近隣地域を含めると、その割合は過半を占める。

4) ここで、民間企業とは国内の有限会社と株式会社（ただし、合併の場合は外国資本や政府資本が50%に満たない企業）であり、個人企業とは一人の個人が所有し、自分の全財産で企業のすべての活動に関する責任を負う無限責任制の企業である。（2005年に公布された会社法による。）

5) ただし、表1には若干問題があることを指摘しなければならない。例えば、2006年における国有企業は4社となっているが、脚注6のデータによれば国有企業に分類されるべき企業は11社ある。そのうち、政府による株式所有比率の記載がある4社のみが表1における国有企業として計上されている。しかし、変化の大きな傾向は表1によりつかむことができると思われる。

1) 2008年3月に、Ministry of Planning and Investment of the Agency for SME Development, VITAS (Vietnam Textile and Apparel Association)、縫製企業20数社などを訪問調査した結果による。

2) 輸出金額は、国連COMTRADE Databaseより計算。その他のデータは、ベトナム統計総局（GSO=General Statistical Office）、*Statistical Yearbook 2008* による。なお、縫製品はSITC（標準国際貿易分類）の84（衣類及び衣類付属品）として計算している。

表1 ホーチミン市における縫製業の企業形態別企業数・労働者数・生産額の推移

企業数	2000年	2005年	2006年	2007年	2008年	企業数	2000年	2005年	2006年	2007年	2008年
合計	3,808	7,762	8,503	8,818	9,059	合計	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
国有企業	15	7	4	4	4	国有企業	0.4%	0.1%	0.0%	0.0%	0.0%
集合企業	7	5	5	6	6	集合企業	0.2%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%
民間企業	206	781	924	1,094	1,271	民間企業	5.4%	10.1%	10.9%	12.4%	14.0%
個人企業	3,519	6,840	7,424	7,542	7,599	個人企業	92.4%	88.1%	87.3%	85.5%	83.9%
外国企業	61	129	146	172	180	外国企業	1.6%	1.7%	1.7%	2.0%	2.0%
労働者数	2000年	2005年	2006年	2007年	2008年	労働者数	2000年	2005年	2006年	2007年	2008年
合計	133,974	246,871	248,641	275,777	299,613	合計	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
国有企業	32,050	26,208	18,446	11,268	10,920	国有企業	23.9%	10.6%	7.4%	4.1%	3.6%
集合企業	493	588	602	187	185	集合企業	0.4%	0.2%	0.2%	0.1%	0.1%
民間企業	50,390	95,082	105,932	115,663	134,376	民間企業	37.6%	38.5%	42.6%	41.9%	44.8%
個人企業	25,681	46,285	33,978	37,010	37,290	個人企業	19.2%	18.7%	13.7%	13.4%	12.4%
外国企業	25,360	78,708	89,683	111,649	116,842	外国企業	18.9%	31.9%	36.1%	40.5%	39.0%
生産額	2000年	2005年	2006年	2007年	2008年	生産額	2000年	2005年	2006年	2007年	2008年
合計	3,284,265	8,047,339	9,405,732	11,058,621	12,925,359	合計	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
国有企業	883,220	1,934,638	1,957,050	895,626	828,465	国有企業	26.9%	24.0%	20.8%	8.1%	6.4%
集合企業	3,208	10,132	12,144	7,245	8,428	集合企業	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%
民間企業	873,563	2,572,955	3,503,057	5,132,286	5,962,162	民間企業	26.6%	32.0%	37.2%	46.4%	46.1%
個人企業	633,449	1,188,929	1,308,756	1,469,757	1,533,898	個人企業	19.3%	14.8%	13.9%	13.3%	11.9%
外国企業	890,825	2,340,685	2,624,725	3,553,707	4,592,406	外国企業	27.1%	29.1%	27.9%	32.1%	35.5%

注：生産額は1994年固定価格、単位は10億ドン。

資料：Ho Chi Minh City Statistical Office, Ho Chi Minh City Statistical Yearbook 2008より計算。

サンプル調査は大規模バイアスを有している。表1から計算すると、個人企業(7,424社)の平均労働者数は4.6人であり、企業数の87.3%を占めているが、サンプル調査において小規模企業は30.7%しか占めていない。個人企業の大半が調査対象から除かれており、これから大規模バイアスがあることが分かる。

本稿の目的は、ベトナム縫製業の中核を占める中小企業に焦点を当て⁷⁾、まず技術効率性を計測し、次にその技術効率性がいかなる要因によって左右されているかを明らかにすることで

6) General Statistical Office of Ho Chi Minh City, 2007 Enterprise Survey in Ho Chi Minh City.

7) ベトナムでは縫製業の大半が中小企業であるが、これはどの国にも当てはまるわけではない。例えばカンボジアでは、労働者が300人未満の中小企業は全体の9.6%を占めるにすぎず、1,000人以上の巨大企業が全体の28.8%を占めている(GMAC=Garment Manufacturers Association in Cambodia, List of Members, 2006)。詳しくは、松永 [2008] を参照されたい。

ある。この分析により、ベトナム縫製産業に今後どのような政策を実施することが必要か示唆することにしたい。

以下、2節では本稿で用いる包絡分析法(DEA = Data Envelopment Analysis) と推定方法について、3節では使用データについて説明し、4節では分析結果について検討する。最後の5節では、政策的インプリケーションと今後の課題を述べる。

ところで、筆者は同じデータを用いた分析を発表している⁸⁾。本稿が当該論文と異なっている点は、ベトナム縫製業の大半を占める20人未満の零細企業も分析対象に含め、かつ詳細な規模別・企業形態別分析を行なったことである。その結果、大まかな分類では明らかにならない多くの興味深い点を明らかにすることがで

8) 先行研究やDEAとSFAについても詳しくはVixathap and Matsunaga [2009] を参照されたい。

きた。本稿は、ベトナムの縫製業について中小企業に焦点を絞って技術効率性を分析した最初の研究であり、当該産業に中小企業が多い点を考えれば、その意義は高いと言える。

2. 分析方法

本稿では、縫製業の技術効率性を計測するためにDEAという方法を用いる。その基本的な考え方は、推定対象となるサンプル(DMU=Decision Making Unitと呼ぶ)から線型計画法を用いて最も効率的な生産フロンティアを導出して、それから各DMUがどれだけ乖離しているかを計測することによって、各DMUの相対的な効率性を求めるというものである。この生産フロンティアは、最も効率的なDMUを平面で結んだ包絡線(面)であり、もしフロンティア上にあれば効率性は1とされ、フロンティア上になければ当該フロンティアからの距離によってDMUの非効率の程度が0から1の範囲で示される⁹⁾。

このDEAという方法は、生産関数や費用関数を推定し、それに基づいた効率性のフロンティアを求めるパラメトリックな方法(SFAを含む)とは異なり、特定の関数型や誤差項の分布を先験的に仮定する必要がないため、こういった仮定によるバイアスを避けることができるという利点を有している。また、利潤最大化や

費用最小化を仮定せず、しかも複数の投入と複数の産出を同時に考慮して効率性を計測できるという利点も有しているため、利潤最大化行動を仮定できない国有企業や非営利組織などを分析することも可能である。他方、DEAでは誤差項が入る余地がないので、異常値となるサンプルをノイズとして処理することができないため、異常値があると生産フロンティアがそれに引っ張られて正確な推定ができない。したがって、DEAでは慎重に異常値を取り除くことが重要である。

基本的なモデルは、産出水準を所与として投入を最小化する投入指向モデル、逆に投入水準を所与として産出を最大化する産出指向モデルとに大別されるが、本稿では後者を用いている。また、効率的な生産フロンティアを形成するための制約(仮定)の課し方の違いによって、CCRモデルとBCCモデルの2つに大別される。

まずCCRモデルは、Charnes, Cooper and Rhodes [1978] によって提唱された効率性の計測手法であり、規模に関する収穫一定を仮定している。 n 個のDMUがあり、投入物が m 種類、産出物が s 種類あるとする。0番目のDMUの投入ベクトルを x_0 、産出ベクトルを y_0 とする。また、 x_i を第 i 列とする $m \times n$ 次の投入行列を X 、 y_i を第 i 列とする $s \times n$ 次の産出行列を Y とすると、各DMUの効率性は、以下の線型計画問題を解くことにより求められる。

$$\begin{aligned} \max_{\eta, \mu} \quad & \eta \quad \text{s.t.} \quad x_0 - X\mu \geq 0, \\ & \eta y_0 - Y\mu \leq 0, \mu \geq 0; \quad \mu = (\mu_1, \dots, \mu_n)^T \end{aligned}$$

ただし、 η は制約条件の下で最大化すべき実数、 μ は n 次の転置ベクトルであり、この式は0番目のDMUの投入水準を所与として産出を最大化している。

実際には、以下のような双対問題を解くことにより効率性が計測されることが多い。

$$\begin{aligned} \min_{\theta, \lambda} \quad & \theta \quad \text{s.t.} \quad \theta x_0 - X\lambda \geq 0, \\ & Y\lambda \geq y_0, \lambda \geq 0; \quad \lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_n)^T \end{aligned}$$

9) DEAにより計測された技術効率性は、最も効率的な企業群と比較した相対的な効率性であり、その値を時系列で比較する場合には注意が必要である。たとえbalanced panel dataが入手できた場合でも、異時点で計測された効率性を比較しても意味はない。最も効率的な企業群により形成されるフロンティアが異時点では異なり、それからの乖離の程度を比較しても意味はないからである。比較可能にするためには共通のフロンティアを計測しなければならないが、そのためには物価変動を正しくデフレートするだけでなく、同一の生産関数を異時点で仮定しなければならない。Luong and Matsunaga [2009] は、BCCモデルを用いて2003年、05年、07年の3時点と比較する試みを行ない、大・中・小企業それぞれについて純技術効率性が改善する傾向を確認している。詳しくはLuong [2009] を参照されたい。

ただし、 $\lambda = \mu/\eta$, $\theta = 1/\eta$ である。

次にBCCモデルは、Banker, Charnes and Cooper [1984]によって提唱された効率性の計測手法であり、規模に関する収穫可変を仮定している。このモデルは、CCRモデルに $\sum \mu_i = 1$ ないし $\sum \lambda_i = 1$ という制約条件を加えたものであり、規模の違いによる効率性の差異を、規模の大小に左右されない純粋な技術効率性と区別して示すことができる。前者は「規模効率性」と呼ばれるが、これはCCRモデルから得られる効率性をBCCモデルから得られる効率性で除することにより求められる¹⁰⁾。本稿では、CCRモデルを用いて技術効率性を計測している。

さて、このようにして計測した個々の企業の効率性を左右しているのはいかなる要因であろうか。特に、企業形態や企業規模は効率性に対してどのような影響を与えているのであろうか。このような問題に答えるために、企業形態別と企業規模別の効率性を計測した。しかしながら、効率性に影響を与える要因を正しく捉えるためには他の要因をコントロールしなければならない。そこで、次のような推定式を最小自乗法とTobitモデルで推定した。

$$TE_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j z_{ij} + \varepsilon_i$$

ただし、 TE はDEAで計測された効率性、 z は j 個の説明変数のベクトル、 α は推定する未知の係数、 ε は攪乱項、 i は各企業である。個々の説明変数については次節で詳しく説明する。

3. 使用データ

本稿で使用するデータは、ホーチミン市統計局が2007年に実施した企業調査の個票であり、調査対象年は2006年である(脚注6)参照)。

10) 詳しくは、Charnes, Cooper and Rhodes [1978], Banker, Charnes and Cooper [1984], 刀根 [1993], 鳥居 [2001]などを参照。

縫製企業のデータは元々797社あったが、以下の条件によって絞り、これを基に分析している。

- (1) 以下の分析に必要な全ての情報があること。
- (2) 少なくとも1年以上操業していること。
- (3) 労働者が少なくとも4人以上いること。
- (4) 労働者が5,000人を超えていないこと。
- (5) 生産費用が正の値であること。
- (6) ダミー変数を除いて、最小値と最大値の比率が1万分の1より大きいこと¹¹⁾。
- (7) 以上の条件に加えて、DEAは確率的分析法とは異なり、異常値が1つでもあると全体がそれに引っ張られて正確な計測ができないので、資本装備率や労働生産性などの値に基づいて、異常値を慎重に取り除いた。

技術効率性の計測に用いた変数は、以下の4つである。まず、産出としては各企業の総売上額(Y)を用いた。次に、投入としては各企業の総資産額(K)、労働者数(L)、中間投入額(M)を用いた。なお、 Y は2006年の値、 K と L は2006年末の値であり、単位は100万ベトナム・ドンまたは人である。 M の値は資料からは直接得られなかったため、次の計算式により求めた。

$$M = Y - \text{Profit} - \text{Wage} - d \times K$$

ただし、Profitは税引前の利益、Wageは総賃金支払額(フリンジベネフィットを含む)、 d は資本の減価償却率である。 d の値は資料から得られないので、5%、10%、15%、20%、25%、30%として、それぞれについて M の値を計算した。なお、国有企業については資本の減価償却率は0%として計算している。

次に、推定に用いた変数について説明したい。

11) これは技術効率性の計算に用いたソフトウェア(DEA Solver Pro)による制約である。

表2 ホーチミン市における縫製企業の労働者規模別・企業形態別企業数の構成(2006年)

企業形態	合計	4~9人	10~19人	20~49人	50~99人	100~299人	300人以上
国有企業	11 (1.69)	—	1 (1.05)	3 (2.68)	1 (1.04)	—	6 (4.29)
外国企業	89 (13.71)	—	1 (1.05)	3 (2.68)	3 (3.13)	25 (18.38)	57 (40.71)
個人企業	92 (14.18)	19 (27.14)	25 (26.32)	19 (16.96)	10 (10.42)	10 (7.35)	9 (6.43)
有限会社	443 (68.26)	51 (72.86)	67 (70.53)	84 (75.00)	81 (84.38)	97 (71.32)	63 (45.00)
株式会社	14 (2.16)	—	1 (1.05)	3 (2.68)	1 (1.04)	4 (2.94)	5 (3.57)
合計	649 (100.0)	70 (100.0)	95 (100.0)	112 (100.0)	96 (100.0)	136 (100.0)	140 (100.0)
	100.0%	10.8%	14.6%	17.3%	14.8%	21.0%	21.6%

資料：General Statistical Office of Ho Chi Minh City, 2007 Enterprise Survey in Ho Chi Minh Cityより計算。

まず、被説明変数としてはDEAにより求めた技術効率性(TE)を用いた。説明変数としては、操業年数の自然対数値($\ln Age$)、資本装備率(総資産額(K)を労働者数(L)で除した値)の自然対数値($\ln Capin$)、平均賃金額(総賃金支払額($Wage$)を労働者数(L)で除した値)の自然対数値($\ln W$)、および以下のダミー変数を用いた。「国有企業」は政府が50%以上の株式を保有する企業と政府が所有する集合企業($Dsoe$)、「外国企業」は100%外資所有の企業($Dfdi$)、「有限会社」は株式を発行しない有限責任制の民間企業($Dpltd$)、「株式会社」は株式を発行し、少なくとも3人以上の株主がいる民間企業($Dpjsc$)である。また、労働者数に応じてD1~D5のダミー変数を用いた。これに合致する場合は1、合致しない場合は0を付け、「個人企業」と労働者300人以上の大企業をベースとして推定している。

ベトナムでは、民間企業や外国企業との合併であっても、中央・地方政府の出資比率が50%を超えれば国有企業として分類される¹²⁾。外国資本の出資比率が50%を超えれば外国企業に分類されるが、ここで用いたデータでは全て100%外資所有の企業であった。また、株式会社も政府の出資比率が50%未満であれば民間の株式会社に分類されるが、推定に用いたデータには政府の出資した企業はなく、すべて

12) 2005年11月に議会で採択された会社法(Enterprise Law [Law No: 60/2005/QH11])による。

100%民間の株式会社にあった。資本の減価償却率が5%と10%の場合の企業サンプルの構成を表2として示す。なお、この表では表1の民間企業を有限会社と株式会社に分けて示している。

4. 分析結果

まず、技術効率性の計算結果を示すと、表3の通りである。「合計」を見ると、資本の減価償却率によって値は異なるが、株式会社と外国企業では高く、国有企業では低く、個人企業と有限会社は両者の中間にある点は共通している。

しかし、企業規模ごとに見ていくと差異が見られる。20~49人と50~99人規模の企業では概ね「合計」と同じ結果(株式会社と外国企業では高く、国有企業では低く、個人企業と有限会社は両者の中間にある)であるが、100~299人規模では外国企業の技術効率は高いが、株式会社のそれは比較的低く、国有企業は存在しない。300人以上の企業では個人企業と株式会社の技術効率が高く、国有企業の技術効率は比較的低い。(国有企業では資本の減価償却率をゼロとしているので、他の企業に適用される減価償却率が低いほど、国有企業の技術効率は高めになる。)4~9人と10~19人の規模では個人企業と有限会社とを比較することしかできないが、4~9人の企業では個人企業の方が有限会社より技術効率は高いのに対して、10~19人の企業では逆である。

以上のように、資本の減価償却率を変えても

表3. ホーチミン市における縫製企業の労働者規模別・企業形態別の技術効率性（2006年）

減価償却率	5%		10%		15%		20%		25%		30%	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
合計	0.557	0.150	0.517	0.166	0.498	0.160	0.471	0.165	0.455	0.155	0.435	0.159
国有企業	0.642	0.181	0.642	0.181	0.668	0.175	0.665	0.175	0.678	0.173	0.683	0.176
外国企業	0.625	0.194	0.634	0.198	0.637	0.181	0.644	0.183	0.667	0.166	0.669	0.167
個人企業	0.604	0.186	0.607	0.187	0.625	0.182	0.627	0.181	0.645	0.179	0.646	0.180
有限会社	0.654	0.206	0.655	0.206	0.662	0.201	0.662	0.201	0.722	0.183	0.697	0.169
株式会社	0.612	0.186	0.616	0.188	0.631	0.182	0.633	0.182	0.651	0.179	0.651	0.180
小計												
サンプル数	649		649		625		598		556		534	
労働者規模												
4~9人	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
国有企業	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
外国企業	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
個人企業	0.736	0.226	0.740	0.225	0.736	0.209	0.763	0.187	0.810	0.111	0.810	0.111
有限会社	0.650	0.221	0.658	0.224	0.673	0.209	0.684	0.206	0.712	0.187	0.722	0.188
株式会社	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
小計	0.693	0.223	0.699	0.224	0.704	0.209	0.724	0.197	0.761	0.149	0.766	0.149
10~19人	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
国有企業	0.396	—	0.239	—	0.234	—	0.178	—	0.220	—	0.180	—
外国企業	0.558	—	0.558	—	0.234	—	0.558	—	0.558	—	0.558	—
個人企業	0.545	0.202	0.570	0.219	0.584	0.194	0.580	0.198	0.634	0.175	0.628	0.166
有限会社	0.632	0.214	0.639	0.218	0.657	0.201	0.670	0.204	0.673	0.194	0.687	0.188
株式会社	1.000	—	1.000	—	1.000	—	1.000	—	1.000	—	1.000	—
小計	0.626	0.208	0.601	0.218	0.542	0.198	0.597	0.201	0.617	0.185	0.611	0.177
20~49人	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
国有企業	0.529	0.182	0.512	0.174	0.498	0.164	0.482	0.159	0.468	0.153	0.454	0.148
外国企業	0.816	0.318	0.816	0.318	0.816	0.318	0.816	0.318	0.816	0.318	0.816	0.318
個人企業	0.595	0.169	0.595	0.169	0.610	0.165	0.629	0.182	0.616	0.179	0.617	0.180
有限会社	0.558	0.187	0.562	0.184	0.594	0.188	0.595	0.184	0.629	0.192	0.625	0.195
株式会社	0.681	0.057	0.686	0.057	0.702	0.059	0.702	0.059	0.833	0.236	0.666	—
小計	0.636	0.182	0.634	0.180	0.644	0.179	0.645	0.180	0.672	0.216	0.636	0.210
50~99人	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
国有企業	0.356	—	0.327	—	0.313	—	0.287	—	0.265	—	0.246	—
外国企業	0.773	0.332	0.776	0.327	0.778	0.323	0.778	0.323	0.965	0.032	0.965	0.032
個人企業	0.672	0.160	0.672	0.160	0.675	0.158	0.675	0.158	0.689	0.151	0.690	0.151
有限会社	0.624	0.181	0.629	0.182	0.647	0.185	0.646	0.179	0.655	0.168	0.655	0.173
株式会社	0.837	—	0.837	—	0.837	—	0.837	—	0.837	—	0.837	—
小計	0.652	0.224	0.648	0.223	0.650	0.222	0.645	0.220	0.682	0.117	0.679	0.119
100~299人	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
国有企業	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
外国企業	0.659	0.188	0.660	0.187	0.695	0.163	0.700	0.171	0.704	0.159	0.725	0.159
個人企業	0.567	0.099	0.567	0.099	0.571	0.096	0.571	0.096	0.583	0.091	0.583	0.091
有限会社	0.579	0.169	0.580	0.169	0.593	0.167	0.589	0.167	0.613	0.180	0.605	0.173
株式会社	0.471	0.223	0.471	0.223	0.479	0.216	0.479	0.216	0.567	0.169	0.567	0.169
小計	0.569	0.170	0.569	0.170	0.584	0.160	0.585	0.163	0.617	0.150	0.620	0.148
300人以上	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
国有企業	0.632	0.106	0.597	0.114	0.573	0.113	0.545	0.119	0.520	0.124	0.499	0.128
外国企業	0.620	0.159	0.620	0.159	0.645	0.163	0.638	0.157	0.651	0.162	0.648	0.163
個人企業	0.689	0.155	0.703	0.177	0.669	0.150	0.669	0.150	0.698	0.161	0.717	0.188
有限会社	0.608	0.134	0.608	0.134	0.619	0.135	0.619	0.137	0.627	0.143	0.628	0.148
株式会社	0.677	0.677	0.677	0.677	0.681	0.681	0.681	0.681	0.692	0.692	0.692	0.692
小計	0.645	0.246	0.641	0.252	0.637	0.248	0.630	0.249	0.638	0.256	0.637	0.264

注：標準偏差が示されていないものは、当該サンプルが1つしかないものである。

資料：General Statistical Office of Ho Chi Minh City, 2007 Enterprise Survey in Ho Chi Minh CityよりDEA Solver Proで計算。

企業形態別の技術効率性に関する傾向は余り変わらず、規模別の差異が大きいたることが分かる。また、表3の「合計」の所に示されているように、資本の減価償却率を高く設定するほど中間投入額がマイナスになる企業が増えるため、サンプル数は減少する。10%までは変わらないが、15%では24社、20%では51社、25%では93社、30%では115社の企業を分析対象から除かざるをえない。以下の推定では、この点を考慮して減価償却率を10%とした場合の結果を重視することにした。

企業形態や企業規模をコントロールして推定しなければ、技術効率性について明確な結論を導くことはできない。そこで、技術効率性 (TE) を被説明変数とし、操業年数 (lnAge)、資本装備率 (lnCapin)、平均賃金額 (lnW)、「国有企業」(Dsoe)、「外国企業」(Dfai)、「有限会社」(Dpltd)、「株式会社」(Dpjsc)、4~9人の企業 (D1)、10~19人の企業 (D2)、20~49人の企業 (D3)、50~99人の企業 (D4)、100~299人の企業 (D5) を説明変数として、最小自乗法とTobitモデルによって推定した。なお、lnの付いた変数は自然対数、Dの付いた変数はダミー変数であり、推定する際には個人企業と300人以上の大企業をベースとしている。なお、資本の減価償却率を10%とした場合の記述統計と相関係数行列は、後出の表5と表6を参照されたい。

表4のパネルAには最小自乗法による推定結果、パネルBにはTobitモデルによる推定結果を示した。推定結果は両者ほぼ同様であり、操業年数は5%水準で有意(ただし、逆U字型)であり、資本装備率と平均賃金は1%水準でプラスに有意であり、国有企業、外国企業、有限会社はごく一部を除いて10%水準でマイナスに有意であるが、株式会社は有意でない。

企業規模については、資本の減価償却率が30%の場合を除いて、Tobitモデルでは10%水準で4~9人の企業 (D1) と50~99人の企業 (D4) がプラスに有意であるが、最小自乗法で

は13%程度まで有意水準は低くなる。他の企業規模については有意なものは見当たらない。

以上のような推定結果は、以下のように解釈することが可能であろう。まず、操業年数については逆U字型で有意となっており、他の条件を一定とすれば、4~5年になるまで技術効率は上昇し、それ以降は減少する傾向にある。労働者や経営者等が経験を積み、4~5年に至るまでは操業年数が増すにつれて技術効率は高まるが、その後は機械設備等の陳腐化などが進むため、徐々に技術効率は低下していくものと考えられる。しかし、操業年数による技術効率改善の効果はピーク時においても0.05ほどでしかなく、それほど大きくはない。

次に、資本装備率 (労働者1人あたり総資産額の自然対数値) について見ると、プラスに有意ではあるが、同じくプラスに有意な平均賃金 (総賃金支払額を労働者数で除した値の自然対数値) に比べて、その効果はかなり小さいことが分かる。資本装備率で示されるベトナム縫製業の技術水準はなお低いため、その上昇は技術効率を高める効果を有しているが、縫製業のように労働集約的な産業では、労働者1人あたりの資本設備を増やすよりも平均賃金を高める方が技術効率は上昇しやすいのである。その背後にはベトナムで広範に見られる低賃金があり、その水準はなお効率賃金に満たないと考えられる。

企業形態については個人企業 (合名・合資会社) をベースにして推定しているが、予想通り国有企業の技術効率が最も低くなる傾向があるという結果が出ている。また、有限会社 (株式を発行しない有限責任制の民間企業) の技術効率も低い傾向があるが、これは債務返済に無限責任を問われる個人企業に対して、いわゆるX非効率が生じやすい結果と考えられる。株式会社も有限責任制の民間企業であるが、株式を発行し、最低限の透明性は確保しているためか有意にマイナスとはなっていない。

意外であったのは外国企業であり、5%水準

表4 ホーチミン市における縫製企業の技術効率性の決定要因

A. 最小自乗法による推定結果

減価償却率		5%		10%		15%		20%		25%		30%	
変数		係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
lnAge	操業年数	0.069	2.71	0.059	2.19	0.053	1.99	0.072	2.66	0.069	2.78	0.062	2.45
(lnAge) ²		-0.022	-2.68	-0.019	-2.21	-0.015	-1.72	-0.020	-2.38	-0.018	-2.09	-0.019	-2.20
lnCapin	資本装備率	0.027	3.51	0.028	3.59	0.033	4.16	0.034	4.18	0.042	5.07	0.045	5.21
lnW	平均賃金	0.191	15.21	0.188	14.89	0.178	13.57	0.184	13.66	0.174	12.96	0.174	12.60
Dsoe	国有企業	-0.065	-2.19	-0.114	-3.44	-0.151	-4.62	-0.181	-5.21	-0.224	-6.15	-0.239	-6.28
Dfdi	外国企業	-0.044	-1.73	-0.050	-1.90	-0.030	-1.14	-0.050	-1.85	-0.055	-2.05	-0.053	-1.89
Dpltd	有限会社	-0.029	-1.68	-0.034	-1.84	-0.026	-1.48	-0.033	-1.85	-0.036	-1.96	-0.041	-2.14
Dpjsc	株式会社	-0.012	-0.34	-0.018	-0.50	-0.022	-0.63	-0.028	-0.82	-0.015	-0.41	-0.028	-0.75
D1	4~9人	0.040	1.59	0.041	1.60	0.040	1.53	0.047	1.79	0.054	2.16	0.049	1.84
D2	10~19人	0.000	0.00	0.005	0.19	0.003	0.13	0.006	0.26	-0.003	-0.12	-0.008	-0.30
D3	20~49人	-0.013	-0.69	-0.014	-0.71	0.000	0.02	0.000	-0.02	0.009	0.41	-0.001	-0.07
D4	50~99人	0.031	1.58	0.033	1.63	0.037	1.82	0.032	1.55	0.033	1.64	0.027	1.23
D5	100~299人	-0.009	-0.54	-0.011	-0.66	-0.003	-0.19	-0.011	-0.65	0.000	0.02	-0.002	-0.12
con		0.012	0.30	0.030	0.65	0.037	0.84	0.013	0.28	0.023	0.46	0.035	0.69
サンプル数		649		649		625		598		556		534	
自由度修正済決定係数		0.491		0.472		0.454		0.481		0.491		0.488	

B. Tobit モデルによる推定結果

減価償却率		5%		10%		15%		20%		25%		30%	
変数		係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
lnAge	操業年数	0.069	2.88	0.058	2.35	0.052	2.06	0.071	2.79	0.071	2.71	0.063	2.31
(lnAge) ²		-0.022	-2.59	-0.019	-2.13	-0.014	-1.59	-0.020	-2.23	-0.018	-2.01	-0.019	-2.02
lnCapin	資本装備率	0.027	4.70	0.028	4.75	0.033	5.56	0.034	5.75	0.042	7.06	0.045	7.31
lnW	平均賃金	0.196	19.23	0.195	18.52	0.186	17.05	0.193	17.36	0.182	16.01	0.182	15.50
Dsoe	国有企業	-0.066	-1.42	-0.120	-2.49	-0.156	-3.27	-0.186	-3.99	-0.225	-4.89	-0.241	-5.13
Dfdi	外国企業	-0.044	-1.89	-0.052	-2.17	-0.031	-1.26	-0.051	-2.11	-0.054	-2.23	-0.053	-2.11
Dpltd	有限会社	-0.030	-1.84	-0.037	-2.21	-0.028	-1.66	-0.035	-2.08	-0.035	-2.04	-0.041	-2.32
Dpjsc	株式会社	-0.009	-0.22	-0.018	-0.43	-0.022	-0.52	-0.028	-0.70	-0.006	-0.14	-0.025	-0.55
D1	4~9人	0.044	1.78	0.047	1.84	0.045	1.73	0.053	2.02	0.056	2.12	0.049	1.81
D2	10~19人	0.004	0.17	0.009	0.39	0.007	0.29	0.011	0.47	0.001	0.03	-0.006	-0.25
D3	20~49人	-0.010	-0.49	-0.010	-0.48	0.005	0.24	0.004	0.19	0.016	0.75	0.004	0.17
D4	50~99人	0.035	1.73	0.037	1.77	0.043	2.03	0.038	1.82	0.038	1.83	0.031	1.43
D5	100~299人	-0.007	-0.41	-0.009	-0.48	-0.001	-0.04	-0.008	-0.46	0.003	0.19	0.000	-0.01
con		0.002	0.05	0.015	0.43	0.019	0.54	-0.008	-0.22	0.000	0.01	0.014	0.37
サンプル数		649		649		625		598		556		534	
Log likelihood		343.32		318.93		307.66		309.80		297.84		275.64	
Pseudo-R ²		-1.71		-1.83		-1.56		-1.69		-1.62		-1.73	

資料：表2と同じ。

でマイナスに有意となっている。表3では株式会社は進んだ技術と規模の利益を享受しているが、表2からわかるように外国企業の63.1%は300人以上、92.2%は100人以上の規模である。外国企業は進んだ技術と規模の利益を享受しているはずであるが、現地事情に精通していないため、労務管理などの面で不利であり、高い技術力に見合った技術効率を達成し得ていないと考えら

表5 ホーチミン市における縫製企業サンプルの記述統計 (参考) 外国企業サンプルの記述統計

変数	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値	
TE	技術効率	649	0.616	0.188	0.084	1	89	0.642	0.181	0.289	1
Y	総売上額	649	11,170	23,679	12	210,606	89	33,038	41,094	1,035	210,606
K	総資産額	649	10,828	24,277	29	232,659	89	34,676	46,062	1,328	232,659
L	総労働者数	649	222	405	4	3,687	89	671	705	11	3,207
M	中間投入額	649	6,747.6	16,601.2	0.4	170,872.8	89	19,405.6	30,107.0	262.5	170,872.8
Capin	資本装備率	649	77.76	107.88	0.55	932.60	89	72.90	99.68	3.79	565.11
W	平均賃金	649	4.48	9.56	0.67	108.67	89	18.27	11.25	2.77	92.82
Age	操業年数	649	4.90	4	1	30	89	6.0	3.4	1	14
Dsoe	国有企業	649	0.02	0	0	1					
Dfdi	外国企業	649	0.14	0	0	1					
Dpltd	有限会社	649	0.68	0	0	1					
Dpjsc	株式会社	649	0.02	0	0	1					

注：金額についてはすべて百万ドン。資本の減価償却率が10%の場合。

資料：表2と同じ。

表6 相関係数行列

	TE	Age	lnCap-in	lnW	Dsoe	Dfdi	Dpltd	Dpjsc	D1	D2	D3	D4	D5	D6
TE	1													
Age	0.109	1												
lnCapin	0.331	0.030	1											
lnW	0.644	0.232	0.236	1										
Dsoe	-0.040	0.327	0.001	0.009	1									
Dfdi	0.056	0.117	0.004	0.176	-0.052	1								
Dpltd	-0.068	-0.158	0.067	-0.119	-0.193	-0.585	1							
Dpjsc	0.030	0.134	0.041	0.036	-0.020	-0.059	-0.218	1						
D1	0.118	-0.174	0.239	0.024	-0.046	-0.139	0.034	-0.052	1					
D2	0.007	-0.168	0.195	-0.059	-0.021	-0.152	0.020	-0.032	-0.144	1				
D3	-0.096	-0.101	0.015	-0.085	0.035	-0.147	0.066	0.016	-0.159	-0.189	1			
D4	0.046	-0.042	0.009	-0.043	-0.021	-0.128	0.144	-0.032	-0.145	-0.173	-0.190	1		
D5	-0.071	0.086	-0.209	0.014	-0.068	0.070	0.034	0.028	-0.179	-0.213	-0.235	-0.215	1	
D6	0.023	0.320	-0.162	0.134	0.105	0.412	-0.262	0.051	-0.182	-0.217	-0.240	-0.219	-0.270	1

注：資本の減価償却率が10%の場合。

資料：表2と同じ。

れる。ちなみに、資本の減価償却率が10%の場合、技術効率=1を実現している20社のうち、10社が有限会社、6社が個人企業、3社が外国企業、1社が株式会社である。

最後に、規模別の推定結果に注目すると、ベトナム縫製業における中小企業の特徴が明らかになる。本稿では、300人以上の大企業をベースにして推定しているが、減価償却率30%の場合を除いて、Tobit モデルでは10%水準で、最小自乗法では13%水準で、4~9人規模と50

~99人規模の企業がプラスで有意になっている。この結果は、操業年数、資本装備率、平均賃金、企業形態の違いをコントロールした上で得られた結果である。それほど有意性は高くないが、これらの規模の縫製企業は高い技術効率を達成していると言える。

4~9人規模の零細企業の多くは、在来の仕立て業 (tailor) を営んでおり、安価な衣服の大量生産ではなく、比較的高価な少量の注文生産において高い技術効率を達成していると考え

えられる。表3を見れば、4~9人規模の企業はすべて個人企業が有限会社であり、その技術効率は他の規模の企業に比べて、合計欄で見ても、個人企業と有限会社の各欄で見ても、一番高いことが分かる。この規模の企業に対するインタビュー調査数は十分でないので確たることは言えないが、在来の仕立て業にあっては、4~9人の零細企業が最適規模と考えられる。

50~99人規模の中小企業は、4~9人規模の零細企業に次ぐ技術効率を実現しているが、この規模の企業が仕立て業を営んでいることは考えにくく、安価な衣服の大量生産に携わっている企業が大半と考えられる。再び表3を見れば、この規模では国有企業の技術効率が最も低く、株式会社のそれが最も高いが、どちらも1社しかサンプルがないためその信頼性は低い。外国企業は3社あり、その技術効率は高いが、そのうち2社は平均の3倍を超える高い資本装備率により高い技術効率を実現しているものと考えられる。このような差異（操業年数、資本装備率、平均賃金、企業形態）をコントロールすれば、ベトナム縫製企業の最適規模は50~99人と言えよう。300人以上の大企業が高度技術効率を実現しておらず、中小企業と零細企業の方が高い技術効率を達成している点は極めて興味深い発見である。

5. おわりに

本稿では、DEAを用いてホーチミン市における縫製企業の技術効率を計測し、その技術効率を左右する要因を最小自乗法とTobitモデルにより推定した。その結果、資本装備率と平均賃金の上昇は技術効率を高めるが、その効果は後者の方が大きいこと、操業年数が長くなると、数年間は技術効率が高まるが、その後は徐々に低下すること、個人企業に比べて国有企業、外国企業、有限会社の技術効率は低いこと、4~9人の零細企業と50~99人の中小企業の技術効率が高いことが明らかになった。

以上の分析結果から幾つかの政策インプリケーションを導き出すことが可能である。第1に、ベトナムの縫製業においては闇雲に大規模化を推進するのではなく、適正規模の中小企業が増えるように施策を講じることが必要である。インタビュー調査で中小企業が挙げた政府に求める最も重要な施策は金融であり、中小企業金融の重要性は明らかであるが、その実施にあたっては単に規模の拡大を促進するのではなく、適正規模への誘導、小規模でも効率的な企業の組織化や近代化に資することに努める必要がある。

第2に、有限会社の技術効率を改善する政策を実施することが必要である。表2によれば、有限会社の85.8%は300人未満の中小企業であるから、これは紛れもなく中小企業政策の対象である。有効な政策を立案・実施するためには、まず技術効率が低い原因の究明から始めることが必要であろう。ここで、ベトナム計画投資省の中小企業発展局（特に中小企業技術支援センター）の果たすべき役割は大きい¹³⁾。しかしながら、現状は当該センターの情報収集・調査能力に問題があり、技術支援の前に情報収集・調査能力の向上が必要と考えられる。

第3に、外国企業の技術効率を改善する政策を実施することも必要である。国有企業の技術効率は低い、近年の株式会社化によってこの問題は既に解消しつつある。これに対して外国企業は、表1からわかるように、ホーチミン市において2008年に労働者の39.0%を雇用し、35.5%の生産額を占めているだけでなく、これらの割合は一貫して増加してきた。一般に、途上国政府は国内企業を重視する傾向が強く、ベトナム政府もその例外ではないが、ベトナムの比較優位産業である縫製業のさらなる発展を望むなら、外国企業の技術効率を改善する政策も重要である点を正しく理解する必要がある。

13) 2008年に中小企業発展局は「企業発展局」に、中小企業技術支援センターは「中小企業支援センター」に改組された。

最後に、平均賃金と技術効率との関係について考察したい。先に、ベトナムでは低賃金が一般的であり、その水準は効率賃金に満たないため、平均賃金の上昇は技術効率の上昇に結びつくと述べた。しかし、技術効率が低い平均賃金が低い、という逆の因果関係も考えられる。多くの工場を見て回ったが、5S（整理、整頓、清掃、清潔、躰け）などを導入して効率を高めようとしていた企業は見当たらなかった。特に中小企業において技術効率の改善を求めるのであれば、このような生産管理の改善によって効率を高めて、賃金を引き上げることも可能である。労働者への技能訓練も重要であるが、特に中小企業においては生産管理の改善が効率と生産性を高めて、国際競争力の強化に寄与する所が大きいと考えられる¹⁴⁾。

ベトナム縫製企業において外国企業の技術効率が低い原因については、残念ながら不明である。また、生産管理の改善が実際のどの程度の効率改善をもたらすかについても既存の研究はなく、不明なままである。これらの重要な点については、個々の企業の経営や財務等にまで踏み込んだ大規模な調査が必要であり、また紙幅の制約もあるため今後の課題としたい。なお、外国企業からの下請けや輸出を通じた現地企業における技術効率向上の可能性は重要な論点であるが、本稿で用いたデータから分析することはできない。この点については、別のデータを用いた拙稿を参照して頂きたい¹⁵⁾。

14) 現在実施されているJICAのシニアボランティアによるベトナムの裾野産業支援では、金型、鋳造、機械加工、組立、治具、包装、溶接、金属加工、発電設備等に関して、品質管理、5S、生産管理、技術支援、経営管理、人的資源管理などの幅広い支援が実施されている。また、縫製業の生産性向上については、支援対象国がカンボジアではあるが、USAIDの実施したGIPC (Garment Industry Productivity Center) による訓練・情報提供等が有名である。詳しくはUSAID [2009]を参照。

15) Vixathep and Matsunaga [2012]は、企業形態や企業規模だけでなく、主要な市場（先進諸国、ASEAN諸国、その他の輸出市場、国内市場）、製品の種類（単一、複数）、企業の立地（ハノイ、ハノイ周辺、ホーチミン、

参考文献

- 天川直子編 [2006], 『後発ASEAN諸国の工業化—CLMV諸国の経験と展望—』アジア経済研究所。
- 後藤健太 [2003], 『繊維・縫製産業—流通未発達への検証』大野健一・川端望編著『ベトナムの工業化戦略』日本評論社, pp. 125-172。
- 後藤健太 [2005], 『ホーチミン市の内需向けアパレル産業の生産と流通構造—地縁・血縁ネットワークの企業間関係と下請生産—』『アジア経済』10月, pp. 2-25。
- 後藤健太 [2006], 『ホーチミン市の『独自ブランド型』アパレル産業の生産・流通組織—知識集約的機能と生産・流通の内部化』藤田麻衣編『移行期ベトナムの産業変容』アジア経済研究所, pp. 105-136。
- 刀根薫 [1993], 『経営効率性の測定と改善—包絡分析法DEAによる』日科技連。
- 鳥居昭夫 [2001], 『日本産業の経営効率—理論・実証—国際比較』NTT出版。
- 松永宣明 [2008], 『インドシナ3国の衣類産業—ラオスを中心に—』『彦根論叢』4月, pp. 23-47。
- 松永宣明・ヴィサテップロスクサバン [2011], 『ベトナム縫製業の企業効率—DEAとSFAによる比較—』『国民経済雑誌』9月, pp. 21-39。
- Banker, R. D., Charnes, A. and Cooper, W. W. [1984], "Some models for estimating technical and scale efficiencies in Data Envelopment Analysis," *Management Science*, 30, pp. 1078-1092。
- Charnes, A., Cooper, W. W. and Rhodes, E. [1978], "Measuring the efficiency of decision making units," *European Journal of Operational Research*, 2, pp. 429-444。
- Luong, Khoi Van [2009], "Degree of Scale Economies and Congestion Management in Ho Chi Minh City and other regions" (その他の地域) についても分析できるデータを用い、本稿とほぼ同様な手法により縫製企業の技術効率を左右する要因を分析している。その結果、ホーチミンに立地し、輸出市場向けに、単一種類の製品を生産している企業（特に中小企業）の技術効率が高いことが確認されている。

- Garment, Textile and Food Processing Industries in Vietnam," June, Dissertation submitted to Kobe University.
- Luong, Khoi Van and Matsunaga, Nobuaki [2009], "Scale Elasticity, Congestion Management and Options for Firm Development in the Garment Industry of Vietnam," *International Journal of Economic Policy Studies*, pp. 105-128.
- Nadvi, Khalid and Thoburn, John [2004], "Challenges to Vietnamese Firms in the World Garment and Textile Value Chain, and the Implications for Alleviating Poverty," *Journal of the Asia Pacific Economy*, pp. 249-267.
- Nadvi, Khalid and Thoburn, John [2004], "Vietnam in the Global Garment and Textile Value Chain: Impacts on Firms and Workers," *Journal of International Development*, pp. 111-123.
- Socheth, Hem [2006], "Spatial Effect, Cooperative Behavior and Investment Motivations: A Study on Cambodia's Garment Industry in Export Sector," December, Dissertation submitted to Kobe University.
- Thoburn, John [2007], "Vietnam and the End of the Multi-fibre Arrangement: A Preliminary View," *Journal of International Cooperation Studies*, July, pp. 93-107.
- Tran, T. B., Grafton, R. Q. and Kompas, T. [2008], "Firm efficiency in a transitional economy: Evidence from Vietnam," *Asian Economic Journal*, 22, pp. 47-66.
- Truong, D. L., Lanjouw, G. and Lensink, R. [2006], "The impact of privatization on firm performance in a transition economy: The case of Vietnam," *Economics of Transition*, 14, pp. 349-389.
- USAID [2009], *Garment Industry Productivity Center, Cambodia: Final Report*.
- Vixathep, Souksavanh and Matsunaga, Nobuaki [2012], "Firm performance in a transitional economy: A case study of Vietnam's garment industry," *Journal of the Asia Pacific Economy*, 17, pp. 73-92.
- Vixathep, Souksavanh and Matsunaga, Nobuaki [2007], "Comparative Advantage and Industrialization Process in a Transition Economy: The Case of Lao PDR," presented at the 6th International Conference of the Japan Economic Policy Association, December.
- Vixathep, Souksavanh and Matsunaga, Nobuaki [2009], "Technical Efficiency in Vietnam's Garment Industry: A Combination of Parametric and Nonparametric Approaches," presented at the 20th Annual Conference of JASID (Japan Society for International Development), November, pp. 294-297.
- Vu, H. D. [2005], "Productivity analysis for Vietnam's textile and garment industry: A Malmquist-DEA approach," In Proceedings of the second symposium of the joint research project between Vietnam and Thailand on "Technical efficiency, productivity and economic growth: Experiences from Vietnam and regional economies," pp. 148-163.

【研究論文】

破綻したPFI事業における「施設買い取り条項」と
事業の清算・延命の関係について*

The Effect of the So-called "Retention of Assets by Contractor on Termination"
Clause on the Liquidation/Continuation Decision in the Private Finance Initiative Project

大島 誠 (関西学院大学災害復興制度研究所)**

Makoto OOSHIMA, Institute for the Research of Disaster Area Reconstruction, Kwansai Gakuin University

要約

本稿では、PFI (Private Finance Initiative) 方式を用いて事業破綻した場合、政府が金融機関に対して施設買い取り費用を支払うという施設買い取り条項がもたらす経済効果を政府・SPC (Special Purpose Company)・金融機関の3層モデルのフレームワークを構築して定性的に分析する。また、事業に1度失敗した場合、この条項が金融機関に追加融資をして事業を延命させるかどうかに影響を及ぼす効果を検討する。さらに、政府による施設買い取り価格とサービス移転料の望ましい契約を導出する。

Abstract

The PFI (Private Finance Initiative) project in Japan usually comes with the so called asset retention clause, which in effect dictates the government to insure the financial institution for the failure of the project. This paper theoretically analyze the effect of such clause on the incentives of main players of the project, SPC (Special Purpose Company) and financial institution, by setting up a three-stage game where the financial institution may choose to refinance it upon the first failure of the project. We derive the optimal contract chosen by the government to deduce the policy implications and then apply them to the case of Fukuoka Taraso.

キーワード：PFI, 施設買い取り条項, 事業破綻, タラソ福岡

Key Words: Private Finance Initiative, Retention of Assets by Contractor on Termination Clause, the failure of the project, Fukuoka Taraso

JEL区分：H41, H43, H57

* 本稿の作成にあたり秋山太郎教授 (横浜国立大学)、石田和之准教授 (徳島大学) および本誌レフェリーから詳細なコメント等を頂戴した。ここに期して感謝の意をあらわす。もちろん本稿におけるすべての責任は筆者にある。

** 連絡先：Email: ooshima0316@gmail.com

1. はじめに

わが国では「官から民へ」あるいは「民営化」の流れの下、公共財供給の新しい手法が多数導入されている。その手法のひとつがPFI方式であり、その特徴は、①費用削減による財政負担の軽減、②支払いスキームをコントロールすることによる質の向上、そして③事前的な契約による官民の適切なリスク配分である¹⁾。多くの文献では、従来型の政府直営方式に比べて、PFI方式の優位性や効率性を支持している²⁾。

しかしながら、現行のPFI方式は、運営上、いくつかの問題を抱えている。そのひとつは「施設買取り条項」である。この条項は、BOT (Build, Operate and Transfer) 方式でPFIが実施されている場合に、契約満了時において政府がSPCから残存施設を買取ることを定めたものである。ここでは、本来、事業が契約満了時まで適正に運営されると想定されている。

タラソ福岡事業では、「事業者の責に帰すべき事由により事業契約が終了する場合の措置として、本施設において提供される行政サービスを継続することを目的に、(中略)福岡市が本施設を買取る義務を負う³⁾」という形で、施設買取り条項が設けられていた。そのため、金融機関にとっては「結果的にリスクフリーとなり、経営悪化時においても融資者として担保権を実行し、タラソ福岡事業を第三者に譲渡して事業の再建を図らなくても融資を回収することが可能⁴⁾」となり、事業そのものの破綻につながってしまった。

いわば鳴り物入りで導入されたPFI方式に

1) 「民間資金等の活用による公共施設等の整備等の促進に関する法律」(平成11年法律第117号)第3条第2項参照。

2) たとえば野田 [2003] および町田 [2009] が挙げられる。

3) 福岡市PFI事業推進委員会 [2005, p. 9] を参照。

4) 注3と同様。

よる事業の破綻を受けて、その後、事業破綻や中途解約の視点からの研究がPFI方式に対して数多く行われた。たとえば、三井 [2003]、石・大西・小林 [2006] は、中途解約の可能性を過度に強調することはSPCに過大な負担を生じさせ、その結果、入札参加者の減少による非効率性をもたらすことがありうること、あるいは、実際に事業が中断された場合には、新たなSPCが事業を再開するまでの一定期間、地域住民が公共サービスを受けられなくなることを述べている。三浦 [2008] は、金融機関が事業破綻後の再建スキームを決定できると仮定し、サブゲーム完全均衡において社会厚生が改善する場合が存在することを明らかにしている。その他に、大西・石・小林 [2005] は、あらかじめ契約保証金制度を導入しておくことが、資金不足に陥ったPFI事業を効率的に再生あるいは清算する可能性を示している。

本稿は、PFI事業の破綻を施設買取り条項との関係で分析するものである。事業期間の終了時までPFI事業が適正に運営されていたならば、施設買取り条項に基づいて、契約満了時には政府はSPCから残存施設を買取ることになる。しかしながら、PFI事業が破綻した場合、残存施設は、SPCが金融機関から受けている融資残高と引き換えにして、SPCではなく金融機関の所有となる。したがって、この場合には、政府は金融機関から残存施設を買取る。

本稿は、慈悲深い政府を想定して、破綻したPFI事業に対して支払う最適な施設買取り価格とサービス移転料の組み合わせを明らかにする。さらに、施設買取り条項の経済的効果として、金融機関からSPCに対する追加融資によって事業が延命される効果についても分析する。

PFI事業の破綻を分析した先行研究においては着目されてこなかった施設買取り条項に注目する本稿は、PFI事業の理論的研究に対して一定の貢献をするものと考えられる。また、今

後も「タラソ福岡事業」のようなPFI事業の破綻がありうるとするならば、実際の政策論におけるPFI事業のあり方に対しても少なからず意義をもつと思われる。

本稿の構成は次のとおりである。第2節は、モデルを説明する。第3節は、金融機関の裁定条件と収益の決定を分析する。第4節は、政府が選択するSPCとの契約をみる。第5節は、破綻事例のひとつであるタラソ福岡事業を中心に検証する。第6節は本稿をまとめる。

2. モデル

政府、SPC、そして金融機関という3者のリスク中立的なプレーヤーが存在するとする。政府および金融機関はただ1者のみ存在するが、SPCは潜在的に多数存在するとする⁵⁾。また、市場利子率および時間選好率はゼロとする。

政府は慈悲深い存在であり、社会厚生を最大化が目的である。SPCと金融機関は期待利得の最大化が目的である。

ステージ1は、政府とSPCの契約である。慈悲深い政府は、SPCや金融機関そして市民の純利得を合計した社会厚生を最大化する。PFI事業が発生させる外部経済は、社会的便益 R_g として施設の利用者である市民のみに帰着する。政府は、サービス移転料 R_t と施設買取り価格 C の組み合わせである支払いスキーム $\{R_t, C\}$ を内生的に決定する。 $\{R_t, C\}$ の財源である租税を1単位獲得する際には、租税の歪みとして $d (>0)$ を伴うことから、 $1+d$ の社会的費用が必要となる⁶⁾。SPCは、政府から提示された契約を受託するか拒否するかを決定する。受託した場合には、政府とSPCの

5) 複数の企業が入札時にコンソーシアムを形成し、政府が複数のコンソーシアムから1者を落札するという入札の問題は考慮しない。また、落札されたコンソーシアムはSPCを形成する。

6) Laffont and Tirole [1987] を参照。

7) プリンシパルである政府はミドルマンであるSPCを通じて直接エージェントである金融機関に事業内容を開

間で契約が成立する⁷⁾。

ステージ2では、金融機関はSPCに融資するか否かを決定する。SPCの自己資金は簡単化のためにゼロ⁸⁾とし事業遂行のためには金融機関から1の融資を受ける必要があるとする。金融機関は、期待純利得がマイナスになる場合には融資を執行しない。金融機関が融資を執行しない場合には、金融機関およびSPCは留保効用を獲得し、ここでゲームは終了する。ゼロ以上の期待純利得であれば、金融機関は融資を実行する⁹⁾。

ステージ3で、SPCはPFI事業を実施する。PFI事業が成功する確率を α とする。金融機関の金銭的利得は期待純利得として表され、それは収益 $\bar{R}-1$ から融資額1を控除した \bar{R} である。SPCの利得は立証可能な期待純利得と立証不可能な非金銭的利得の合計となる。前者は、サービス移転料 R_t から金融機関に返済する収益 \bar{R} を控除した $R_t - \bar{R}$ であり、後者は立証不可能な非金銭的利得としての私的便益である $E_t^{10)}$ である。市民は、 R_g を得る。事業が成功した場合には、ここでゲームは終了する。

他方、PFI事業が失敗した $(1-\alpha)$ 場合、金融機関はSPCに $x (x \geq 0)$ の追加融資を行って事業を継続させるか、あるいは追加融資を行わずに清算するかを決定する。追加融資をしない場合、SPCおよび市民の期待利得はゼロになり、金融機関の期待純利得は施設買取り価格からステージ2で貸し付けた資金を控除し

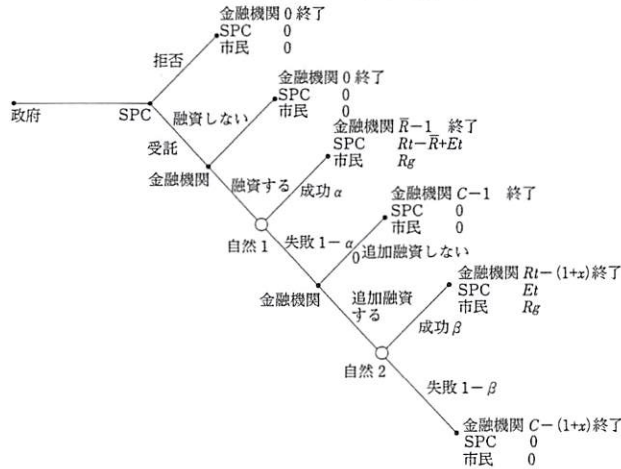
示することはできないとする。Ida and Anbashi [2008] を参照。

8) 一般的には、SPCは自己資本金を契約金の10~20%程度しか保有していない。そのため、SPCの自己資本金は事業が中断した場合の違約金程度(通常、契約額の10~20%程度)しか保有していないのが実情である。

9) このモデルでは市場利子率をゼロと仮定している。金融機関の期待純利得がゼロとなるように金融機関の期待収益が決まる。

10) E_t は、立証不可能な私的便益であり、金融機関は得られない。たとえば、SPCが事業に成功したという実績がその例であり、それは次回のPFI案件の入札に対して有利に作用する。

図1 金融機関、SPCそして市民の期待純利益



た $C-1$ となる¹¹⁾。

ステージ4は、金融機関が追加融資を行った場合である。追加融資によりPFI事業が成功する確率は、 β とする (α と β は独立とする)。成功した (β) 場合には、金融機関は政府から支払われるサービス移転料から1回目の融資および追加融資を控除した期待純利得である $Rt - (1+x)$ 、SPCは私的便益 Et 、そして市民は社会的便益 Rg を得る。

失敗した ($1-\beta$) 場合には、政府は施設買取り価格を金融機関に支払う。金融機関は1回目の融資および追加融資を控除した期待純利得 $C-(1+x)$ 、SPCと市民は何も得られない。

各ステージにおいて金融機関とSPCそして市民が得る期待純利得は、図1のようにまとめられる。

このモデルの意思決定を整理すると、以下のようになる。

[ステージ1]

1. 政府は潜在的なSPCのうちの1者に契約を提示する。
2. SPCに契約を拒否されたらここでゲームは終了し、各プレイヤーは留保効用を得る。SPCが契約を受託した場合、次のステージに進む。

[ステージ2]

1. 金融機関はSPCに融資するか否かを決定する。融資しない場合にはここでゲームが終了し、各プレイヤーは留保効用を得る。融資する場合には、次のステージに進む。

[ステージ3]

1. 事業が成功した場合 (α)、SPCは政府からサービス移転料を受け取る。
2. 事業が失敗した場合 ($1-\alpha$)、金融機関は追加融資をするか否かを決定する。追加融資をしなければ、金融機関は政府から施設買取り価格を受け取り、市民とSPCは留保効用を受け取る。追加融資する場合には、次のステージに進む。

[ステージ4]

1. 追加融資された事業が成功した場合 (β)、

11) 金融機関が追加融資を行った場合には、事業のコントロール権はすべてSPCから金融機関に移転する。

金融機関はサービス移転料を受け取る。

2. 追加融資された事業が失敗した場合 ($1-\beta$)、金融機関は施設買取り価格を受け取り、市民とSPCは留保効用を受け取る。

逆向き推論法でこのゲームを解くことができる。図1で示すように、まずはステージ2からステージ4までのSPCと金融機関の均衡を求め、次にこれらを所与としてステージ1の均衡を求める。

3. 裁定条件および収益

3.1 裁定条件

金融機関による追加融資の決定を考える。破綻した事業を延命する場合の期待純利得は $\beta Rt + (1-\beta)C-x$ であり、清算した場合の期待純利得は C である。

延命よりも清算の方が金融機関にとって期待純利得が大きくなるのは、 $\beta Rt + (1-\beta)C-x < C$ のときである。そのため、

$$Rt - \frac{x}{\beta} < C \quad (1)$$

が成立するならば、金融機関は追加融資に応じない。

逆に、清算よりも延命の方が金融機関にとって期待純利得が大きくなるのは、 $\beta Rt + (1-\beta)C-x \geq C$ のときである。そのため、

$$Rt - \frac{x}{\beta} \geq C \quad (2)$$

が成立するならば、金融機関は追加融資に応じる。

命題1

施設買取り価格の増加は金融機関に事業の追加融資に応じないインセンティブを与え、逆に、施設買取り価格の低下は金融機関に事業の追加融資に応じるインセンティブを与える。

3.2 収益

事業を清算する場合、金融機関の期待純収益がゼロになるという条件を使用しているので、金融機関の収益は、

$$\bar{R} = \frac{1-(1-\alpha)C}{\alpha} \quad (3)$$

となる。すなわち、金融機関が得られる収益は、SPCに貸し付けた1の資本から施設買取り価格の期待値を控除した値となる。

一方、事業を延命する場合、清算する場合と同様に金融機関の期待純収益がゼロになるという条件を使用しているので、金融機関の収益は、

$$\bar{R} = \frac{1-(1-\alpha)[\beta Rt + (1-\beta)C-x]}{\alpha} \quad (4)$$

となる。すなわち、金融機関が得られる収益は、SPCに貸し付けた1およびxの資本からサービス移転料と施設買取り価格の期待値を控除した値となる。そしてサービス移転料および施設買取り価格の増加は、収益を低下させる効果がある。

4. 支払いスキーム

4.1 清算する場合の支払いスキーム

(1)式が成立し、金融機関が追加融資をせずに清算する場合を考える。社会厚生関数は政府、SPC、市民の期待利得の合計から租税の歪みおよび融資額を控除しそして清算された事業の収益である(3)式を用いると、

$$SW_s(Rt, C) \equiv \alpha Rg - d[\alpha Rt + (1-\alpha)C] - 1 + \alpha Et \quad (5)$$

とおくことができる。

SPCの参加制約は、1度目の融資で事業に成功した場合に得られるサービス移転料および私的便益から収益を控除した $\alpha(Rt + Et - \bar{R}) \geq 0$ であり、収益である(3)式を用いるならば、

$$G_s(Rt, C) \equiv \alpha Rt + (1-\alpha)C + \alpha Et - 1 \geq 0 \quad (6)$$

とおくことができる。

このとき、政府の解くべき問題は、SPCの参加制約、サービス移転料そして施設買取り価格の非負制約を制約条件とし社会厚生を最大化させるので、

$$\begin{aligned} \max_{(R_t, C)} SW_s(R_t, C) \\ \text{s.t. } G_s(R_t, C) \geq 0, R_t \geq 0, C \geq 0 \end{aligned}$$

となる。

このとき、

$$SW_s = \alpha Rg - (1+d)(1-\alpha)Et \quad (7)$$

を得ることができる。

4.2 延命する場合の支払いスキーム

(2)式が成立し、金融機関が追加融資をして延命する場合を考える。社会厚生関数は事業を清算した場合と同様に、政府、SPC、市民の期待利得の合計から租税の歪みおよび融資額を控除しそして延命された事業の収益である(4)式を用いると、

$$\begin{aligned} SW_L(R_t, C) \equiv & [\alpha + (1-\alpha)\beta]Rg \\ & - d\{[\alpha + (1-\alpha)\beta]Rt \\ & + (1-\alpha)(1-\beta)C\} \\ & + [\alpha + (1-\alpha)\beta]Et \\ & - [1 + (1-\alpha)x] \end{aligned} \quad (8)$$

とおくことができる。

SPCの参加制約は、最初の融資と追加融資の成功により得られるSPCの期待純利得である $\alpha(Rt + Et - \bar{R}) + (1-\alpha)\beta Et \geq 0$ であり、収益である(4)式を用いると、

$$\begin{aligned} G_L(R_t, C) \equiv & [\alpha + (1-\alpha)\beta]Rt \\ & + (1-\alpha)(1-\beta)C \\ & - [1 + (1-\alpha)x] \\ & + [\alpha + (1-\alpha)\beta]Et \geq 0 \end{aligned} \quad (9)$$

とおくことができる。

このとき、政府の解くべき問題は、SPCの参加制約、サービス移転料そして施設買取り

価格の非負制約を制約条件とし社会厚生を最大化させるので、

$$\begin{aligned} \max_{(R_t, C)} SW_L(R_t, C) \\ \text{s.t. } G_L(R_t, C) \geq 0, R_t \geq 0, C \geq 0 \end{aligned}$$

となる。

このとき、

$$\begin{aligned} SW_L = & [\alpha + (1-\alpha)\beta]Rg \\ & - (1+d)\{[1 + (1-\alpha)x] \\ & - [\alpha + (1-\alpha)\beta]Et\} \end{aligned} \quad (10)$$

を得ることができる。

4.3 政府による支払いスキームの選択

政府は、(7)式および(10)式で示される社会厚生を前提として、事業を清算させるべきか延命させるべきかを選択し、支払いスキームを決定する。清算した場合の社会厚生と延命した場合の社会厚生を比べると、

$$SW_L - SW_s = (1-\alpha)[\beta Rg - (1+d)(x - \beta Et)]$$

となる。

したがって、

$$\beta \left[\frac{Rg}{1+d} + Et \right] \geq x \quad (11)$$

ならば、延命に必要な追加コストよりも延命により得られる追加的な社会厚生期待利得の方が大きくなるので、政府は金融機関に事業を延命させるような契約を選択する。

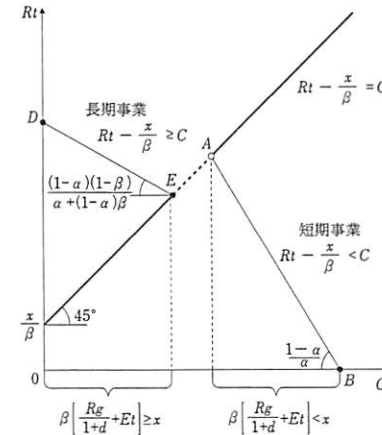
逆に、

$$\beta \left[\frac{Rg}{1+d} + Et \right] < x \quad (12)$$

ならば、清算した方が延命した場合に得られる追加的な社会厚生期待利得よりも大きくなるので、政府は金融機関に事業を清算させるような支払いスキームを選択する。

延命した場合に得られる社会厚生よりもコストの方が小さいのであるならば、政府は事業の延命を促すような支払いスキームを選択する。そのため、施設買取り価格を低下させたり、

図2 解の組み合わせ



サービス移転料を増加させるなどのインセンティブをもつ。

反対に、延命した場合に得られる社会厚生よりもコストの方が大きいのであるならば、政府は事業の清算を促すような支払いスキームを選択する。そのため、施設買取り価格を増加させたり、サービス移転料を低下させるようなインセンティブが働く。

また、支払いスキームの財源を調達するときに伴う d は、租税負担の歪みとして社会厚生を低下させる。 d が大きくなれば政府に事業を清算させ、逆に、 d が小さくなれば政府に事業を延命させるような支払いスキームを選択させる効果をもつ。

たとえば、租税負担の歪みのないファーストベストのケースでは、追加融資をした場合の社会厚生は増加する。政府は、金融機関に追加融資に応じるような支払いインセンティブを与え、その結果、事業を延命させるような支払いスキームを決定する。他方、セカンドベストのケースでは、追加融資した場合に租税負担の歪みが生じるので、政府は金融機関に追加融資に応じないような支払いスキームを提示し、事業の清算を促すインセンティブを与える。

結局、社会的便益および私利便益が大きければ大きいほどして租税の歪みおよび追加コストが小さければ小さいほど社会厚生は増加することがわかる。

図2は、サービス移転料と施設買取り価格の組み合わせを示している。 $Rt - x/\beta = C$ ならば、追加コストの x/β が切片となり、45度線の太線上では金融機関にとって清算と延命は無差別となり、太線の上方の領域では延命、下方の領域では清算が選択される^{12), 13)}。

支払いスキームの任意のそれぞれ $\{Rt_A, C_A\}$ の契約を点Aおよび $\{Rt_B, C_B\}$ の契約を点B¹⁴⁾ とすると、清算する場合の最適解は点Aを含まない線分ABとなり、政府は社会厚生関数(5)式の最大化を図るためにこの契約¹⁵⁾を満たすような支払いスキームを決定する。

支払いスキームの任意の点をそれぞれ $\{Rt_D, C_D\}$ の契約を点Dそして $\{Rt_E, C_E\}$ の契約を点Eとすると、延命する場合の最適解は点Dおよび点Eにおけるすべての線分上であるDEとなる。

また、線分ABの縦軸切片が線分DEの縦軸切片よりも上に位置するためには、延命に要する追加コストから $\alpha x - \beta > 0$ 、切片点Cとして $1 - \alpha Et > 0$ も必要である。また、最適解の組み合わせは各パラメータの値によって一意的には決定しないことがわかる。清算と延命が無差別である $Rt - x/\beta = C$ の直線上では、清算は含まれず、社会厚生は延命の方が清算よりも $(1-\alpha)\beta Et$ の分だけ大きくなり、不連続になる。

12) 短期事業における目的関数および制約線の傾きは同一となり(6)式から $-Rt/C = (1-\alpha)/\alpha$ と導出される。

13) 長期事業における目的関数および制約線の傾きも同一となり(9)式から $-Rt/C = [(1-\alpha)(1-\beta)]/[\alpha + (1-\alpha)\beta]$ と導出される。

14) 線形計画問題として定式化しているので端点解の点Bが解になる可能性が生じてしまう。

15) これらの契約は $\{Rt_A, C_A\} = \{1 + [(1-\alpha)x/\beta] - \alpha E_t, 1 - \alpha x/\beta - \alpha E_t\}$ および $\{Rt_B, C_B\} = \{0, (1-\alpha E_t)/(1-\alpha)\}$ と導出される。

モデル分析から、政府は、施設買い取り価格を低下させることにより、金融機関に対して事業を成功させるようなインセンティブを与えることが可能であることがわかった。

また、点Dのように施設買い取り価格が付与されていないサービス移転料のみの支払いスキームの場合、これは運営費のみに特化した特殊ケースと解釈することができる。ここから、ソフト事業中心の「運営型PFI方式」¹⁶⁾を実行したいならば、政府は点Dのような施設買い取り価格を含まない契約を選択するのが望ましいといった結果を得ることもできた。これは、PFI方式の問題点としてしばしば指摘される施設整備を中心とするハード事業を重視した「箱モノ型PFI方式」に対する対案として有益な含意といえる。

事業を清算させるかあるいは延命させるかについて、社会的便益およびSPCの私的便益を考慮しない金融機関は、社会厚生を最大化ではなく、延命するために必要な追加コストと施設買い取り価格のみを考慮して決定する。そのため、社会的に最適な支払いスキームの選択とは別の仕方でもって清算あるいは延命を決定してしまうことも明らかになった。

命題2

(11) 式 $\beta[Rg/(1+d)+Et] \geq x$ が成立すれば、追加融資が行われる点Dから点Eまでの線分上の契約すべてが最適となる。一方、(12) 式 $\beta[Rg/(1+d)+Et] < x$ が成立すれば、追加融資が行われない(点Aを含まない)点Aから点Bまでのすべての線分上の契約が最適となる。

5. タラソ福岡の事例

タラソ福岡事業とは、福岡市がPFI方式を用いて実施した温海水健康増進施設整備事業で

ある。この事業の概要は、表1のとおりである。PFI事業の範囲は、余熱利用施設の設計・建設・維持管理であり、事業運営にあたり土地はSPCに無償貸与され、電力も無償供給される。事業方式はBOT方式を採り、事業形態はサービス対価と利用収入によるミックス型の料金形態である。事業期間は15年間であり、契約金額は11億9000万円である。隣接するごみ焼却処理施設で発電された電力を活用して、玄界灘の海水を用いたタラソセラピーを提供していることが大きな特徴である。

この事業は、開設後3年目に事業破綻した。破綻と再開の経緯は表2のとおりである。経営悪化のために2004年12月から4ヵ月間閉鎖し、その後、新しい事業会社を選定して翌年3月に再開した。この事業は全国で3番目に実施されたPFI事業であり、そして最初の事業破綻の事例である。

福岡市PFI事業推進委員会[2005]による破綻原因の分析結果では、①需要リスクに関する意識と審査・評価、②事業推進における市の行動、③SPCの経営破綻リスクのマネジメント、④PFI事業におけるプロジェクト・ファイナンスの問題を指摘している。③および④は、施設買い取り条項の存在が大きく影響している。

つまり、開設時からSPCは需要リスクを適切に対処できていなかったのである。金融機関は施設買い取り価格の範囲内でしかSPCに融資しないのであり、そのために金融機関による事業のモニタリング機能は機能せず、結果として、SPCのモラルハザードを引き起こしてしまったこと¹⁷⁾を事業破綻の最大の要因として指摘することができる。

施設買い取り条項に焦点を絞った本稿の結果を踏まえると、タラソ福岡事業のように破綻した事業に対しては、サービス移転料が小さくそして追加コストおよび失敗する確率(リスク)が大きいのであるならば、政府は施設買い取り

表1 タラソ福岡事業の契約内容

発注者	福岡県福岡市
事業名称	福岡市臨海工場余熱利用施設整備事業
施設の種類のPFI事業の範囲	清掃工場余熱利用施設 余熱利用施設の設計・建設、維持管理 土地は無償貸与、電力の無償供給
事業方式	BOT方式
事業形態	ミックス型：サービス対価(委託費(手数料))+利用収入
事業期間	15年間
契約金額	1,190,000千円

出所：大島[2007]より作成。

表2 タラソ福岡における破綻と再開の経緯

2004年9月21日	(株)タラソ福岡取締役会で法的倒産手続申立を決議
2004年12月1日	タラソ福岡閉鎖(旧)コミュニティゾーン運営継続
2005年1月31日	新事業者「福岡臨海PFI(株)」を設立
2005年2月18日	事業契約の仮解約
2005年2月24日	議会決議
2005年3月1日	タラソ福岡事業設立
2005年3月10日	民間事業者によるタラソ福岡の営業譲渡契約成立
2005年3月27日	リニューアル・オープン・セレモニー

出所：大島[2007]。

価格を増加して金融機関に事業を清算させるインセンティブを与えるべきである。もし事業を延命させたい場合には、政府は施設買い取り価格を低下させるような支払いスキームを選択すべきである。

政府が社会厚生を最大化を図りたい場合には、タラソ福岡事業に対してどのような支払いスキームを選択すればよかったか。社会的便益、SPCの私的便益および事業破綻した後に追加融資を受けて成功する確率が大きく(小さく)、事業を継続するための追加コストと租税の歪みが小さい(大きい)ならば、延命(清算)するような支払いスキームが望ましかったと言える。

図2で言えば、事業を延命するのが望ましい場合には、政府は線分DE上の支払いスキームを選択するのが最適である。他方、事業を清算するのが望ましいならば、政府は線分AB(点Aを除く)上の支払いスキームを選択するのが望ましい。

タラソ福岡事業は、地域住民の厚生を一定以上増加させるものであるが、地域社会にとって

必要不可欠なサービスとは認められない。そのため、政府はこの事業から得られる期待純利得を考慮して金融機関に事業の清算を選択させるような支払いスキームを提案することが望ましかったのかもしれない。このように考えると、病院や学校のように継続的なサービスの供給が求められ社会的便益が認められるような事業では、政府は金融機関に事業の延命を促すようなインセンティブを与える運営重視型の支払いスキームを選択するべきであることが示唆される。社会的便益をあまり期待することができず、事業再建に多額の追加コストを要するタラソ福岡事業では、発注者である政府は事業の清算を促すようなサービス移転料の減額、そして施設買い取り価格の増加といった支払いスキームを検討するべきであった。

また、タラソ福岡事業と類似のサービスを提供するPFI事業には、仙台市の「松森工場関連市民利用施設整備事業」、岡山市の「岡山市東部余熱利用健康施設の整備・運営事業」と「当新田環境センター余熱利用施設整備事業」

16) 野田[2003]および大島[2007]を参照。

17) 大島[2007]を参照。

などがある¹⁸⁾。これらの事業でも、タラソ福岡事業と同様に、施設買取り条項が設定されている。その意味では、タラソ福岡事業は例外ではなく、施設買取り価格の増加によって清算を促すような支払いスキームが望ましい事例は数多く存在すると考えられる。

6. むすびに

本稿ではPFI方式における事業破綻と施設買取り価格の関係を分析した。得られた結果は次のとおりである。第1に、施設買取り価格および追加コストの増加は事業破綻したPFI事業を清算させるが、逆に、施設買取り価格などの低下は事業を延命させるインセンティブを金融機関に与えてしまう。第2に、破綻した事業を延命させるために必要な追加的な融資額や成功することにより生じる社会的便益、そして歪みのある租税コストといった要素を踏まえて、政府は支払いスキームを決定する必要がある。第3に、金融機関は施設買取り価格を重視する。金融機関が追加融資をするか否かの判断は、社会厚生最大化という政府の視点とは異なり、歪みをもって決定されてしまうことがわかった。

事業破綻したタラソ福岡事業の事例に即して言えば、事業がもたらす社会的便益が低くて事業再建に多額の追加コストを要するならば、福岡市は事業を清算させるようにサービス移転料を低めに設定し、施設買取り価格を高く設定するような支払いスキームを検討するべきであった。

参考文献

- 石磊・大西正光・小林潔司 [2006], 「PFI事業とモラルハザード」『土木学会論文集』第62巻第4号, pp. 586-604.
大島誠 [2007], 「タラソ福岡のPFI事業破綻について—施設買取り条項を中心に—」『都市問

18) 大島 [2007] を参照。

題』第98巻第11号, pp. 100-110.

大西正光・石磊・小林潔司 [2005], 「独立採算型PFI事業における契約保証金と補助金」『建設マネジメント研究論文集』第12巻, pp. 149-158.

野田由美子 [2003], 『PFIの知識』日本経済新聞出版社.

福岡市PFI事業推進委員会 [2005], 『タラソ福岡の経営破綻を超えて—PFI事業の適正な促進のために—タラソ福岡の経営破綻に関する調査検討報告書』(http://www.city.fukuoka.jp/index.html).

町田裕彦 [2009], 『PPPの知識』日本経済新聞出版社.

三浦功 [2008], 「PFI, 自主再建及び不完備契約」『会計検査研究』第38巻, pp. 1-13.

三井清 [2003], 「PFIと内部情報—中途解約と負債による規律づけ—」*ESRI Discussion Paper Series*, 第28巻.

Bennett, J. and Iossa, E. [2006], "Building and Managing Facilities for Public Services," *Journal of Public Economics*, Vol. 90, pp. 2143-2160.

Ida, T. and Anbashi, M. [2008], "Analysis of Vertical Separation of Regulator under Adverse Selection," *Journal of Economics*, Vol. 93, pp. 1-29.

Laffont, J. J. and Tirole, J. [1987], "Auctioning Incentive Contracts," *Journal of Political Economy*, Vol. 95, pp. 921-937.

【書評】

和田聡子著

『EUとフランスの競争政策』

NTT出版, 2011年, 211+viページ, 定価(本体3,800円+税)

柳川 隆 (神戸大学)

本書は、フランスおよびEU(欧州連合)の競争政策の内容・特徴と展開について、第2次世界大戦後から現代までの歴史を体系的に研究し、現代のグローバル化の中でのEU競争政策の役割と課題について検討したものである。

フランス競争政策の展開過程においては、フランスと日本の競争に対する「伝統的思考観」と「外圧」による影響、の2つの共通性を見出しているのが特徴である。両国とも伝統的に官民協調体制により産業政策を志向するという特徴があった。また、両国とも外圧を受けて、すなわち日本は戦後アメリカから独占禁止法を輸入し、フランスはEU加盟国の一員としてEU競争法の中に組み込まれる形で競争政策を重視するようになった。

昨今、EU統合がますます深化・拡大し、EUが世界経済の成長・発展に及ぼす影響と役割が大きくなる状況下、EU加盟国においては、自国の競争政策よりもEU加盟国共通のEU競争政策が優先的に実施されるようになっている。そこで、フランス競争政策と深い関わりのあるEU競争政策の内容と特徴についても詳細に検討すると共に、グローバル化時代のEU競争政策のあり方について提言している。

本書の構成は、はじめに、の後、序章、第1部(第1章と第2章)、第2部(第3章と第4章)、第3部(第5章と第6章)、補章、おわりに、からなる。各章の内容を紹介しよう。

序章では、本題のフランスおよびEUの競争政策の検討に入る前に、研究上の基本的視点として、市場経済体制下における競争政策の原理的根拠を整理する。

第1部「フランス競争政策の展開」では、第2次大戦以降、現代までのフランスの競争政策について

研究している。第1章では、戦後のフランスが、国家管理計画経済(ディリジズム)とよばれる特有の政府主導の下、産業政策を中心とした政策路線によっていかに経済復興・発展を遂げ、また、この限界が現れ始めたことで、いかにして競争政策重視の政策路線に転換していったかについて検討する。1945年の価格令により政府に価格決定の権限が付与されていたこと、1977年法により競争法が導入されたことが経済大臣の権限が強かったことが、この時期のフランス競争法の特徴であり、当時は大規模化推進、国有化、政府統制への支持が強かった。

第2章では、産業政策重視から次第に脱却していく経緯と競争政策の現実展開についてEU統合の進展、およびそれに伴うEU競争政策との関連で、2007年に誕生したサルコジ政権下の具体的な政策動向まで言及する。第2章での興味深い指摘は、1986年法の合併規制において、競争侵害だけでなく、経済成長や国際競争の側面が勘案された点である。つまり、経済成長、企業の効率化、雇用の促進などをもたらす競争制限的な合併は違法とならないという。現在の世界の主要な競争法では、効率性に多少の配慮がなされるが十分ではなく、まして経済成長や雇用の促進については全く配慮がなされない。しかし、現代においても実業界のなかにはこのような効果をも考慮すべきという考えもあり、その是非について考える際の参考になろう。

第2部「欧州統合の歴史とEU競争政策」では、戦後の欧州統合の歴史をふまえながら、EU加盟国共通のEU競争政策の内容、および特徴について詳しく論じている。第3章では、戦後6カ国で発足した共同体から連合体としての27加盟国まで進んだEU統合の歴史の変遷とEU競争法の体系を整理すると共に、とりわけEU競争政策上、一大特徴とも言える「国家援助の規制」の役割と問題点を指摘している。日米とは異なりEUでは産業政策となる国家援助を競争政策の観点から規制し、域内市場の企業間競争の公正を避けようとしていること、そのもとで経済成長と雇用創出を後押しするための国家援助の方針を説明している。産業政策と競争政策との関係について考える際には、こうした欧州の経験が不可欠であろう。

第4章では、一連の統合が急速に加速した一方で、

各加盟国独自の主権・利益問題を尊重する動きも顕在化している状況の下で、EU競争政策の実現展開として近年の具体的事例を、カルテル規制、市場支配的地位の濫用規制、合併規制に分け、重要な判例、日本企業に関する判例を引用しながら、詳細に考察する。EU競争政策の現状を概観するのに有益な章である。

第3部「グローバル化時代のEU競争政策」では、第2部の検討内容をふまえながら近時に見られる諸問題をさらに検討する。第5章では、21世紀に入り、新興国、発展途上国も含めた世界各国の経済成長によって、EUを取り巻く経済状況、および世界におけるEUの役割も大きな変革期を迎えていることから、今後のEU競争政策の役割と課題として、合併、域外適用、国際的平準化、加盟国とEUの競争政策の関連性、成長と競争政策という5点について指摘する。いずれも重要なテーマであり、今後この章の事項をめぐってさらに種々の議論がなされることを期待したい。

第6章では、今や世界100カ国以上が競争法を制定し、競争政策が一国の主要な政策の1つとして定着しつつある状況においてEU競争政策が世界の中でどのような位置づけにあるのか、オルド自由主義と新古典派経済学思想を取り上げながら検討し、競争政策の「多様性」を吟味する。加えてEU域内で活動している日本企業・産業への示唆も述べている。

補章では、第1部から第3部において検討してきた内容とは独立して競争政策を実施する上で関わりの深いミクロ経済学の応用分野である「産業組織論」、とりわけ「SCPパラダイム」の内容について政策論特有の興味深い問題が少なからず見られることを前提にした上で整理する。

最後の「おわりに」では、以上の研究に基づきながら、フランスとEUの競争政策の在り方について筆者自身の見解をまとめている。種々の事例に対する経済分析を行う際に、アメリカ反トラスト政策の原理、および政策展開の変遷には参考になる事柄が多々あることはいうまでもないが、アメリカの反トラスト政策が、そのまま世界の競争政策のスタンダードモデルになると結論付けるのは尚早であると主張する。1990年代以降、EUにおいても、アメリカ

の経済分析を主眼にした競争法・競争政策のアプローチを積極的に採用する傾向が見られ始めたが、折しも21世紀に入って、世界的な金融・財政危機にも遭遇している。そこから、EUでは、従来の競争秩序に基づくオルド自由主義の経済的自由の重要性が改めて再考される機会が得られた。以上のことをふまえると、国家援助などの政府支援はあくまで時限的・非常的措置でとどめて、世界的レベルで保護主義やカルテルがくれぐれも再燃することのないように、常に自由で公正な競争の維持をめざすことが何より重要である。そのためにも、経済社会のルール基盤としての競争政策を普遍的に実施することが有効であると指摘している。

本書の貢献として、主として次の3点を挙げる事ができよう。第1に、経済学者の視点からヨーロッパ、特にフランスの競争政策について、フランス語文献、法律の文献も数多く参照しながら整理し、フランスとEUについて、歴史的には第2次世界大戦後から現代までと、それぞれ長期間にわたり広範囲の問題を対象にして研究している。経済学者がこのようなテーマについて行った研究、特にフランスの競争政策についての包括的な研究は見当たらず、有益な基本文献となるであろう。また次に述べるように、フランスと日本には類似性があるので、フランスの競争政策の研究は日本の競争政策の研究にとっても価値がある。

第2に、競争政策を扱った研究であるが、同時に産業政策も視野に入れて研究を行っており、競争政策と産業政策との関係にも言及し、競争政策を一段広い視点から論じている。たとえば、フランスと日本の類似性として産業政策重視であったことを指摘し、相違点として、どちらも外圧によって競争政策重視に方向転換することになったが、オイルショック以前は両国とも経済成長率は高かったが、オイルショック後には日本の方が転換の時期が早かったことで経済成長の推移で一日の長があったことを指摘している。

第3に、フランスとドイツがEU競争政策に対し及ぼした影響を整理し、重要な判例もとりあげながらEU競争政策の役割と課題について上述の5点について論じている。いずれも重要な論点であり、現在における動向が整理されているので、EUの競

争政策の歴史的な動向と合わせて有用である。「フランスとEUの競争政策」という題目が示唆するように、EUの重要な加盟国の動向について目配りしながら、EUの競争政策を論じている点が特色である。

著者にさらに望まれる点としては、次の3点が挙げられよう。第1に、本書の前半はフランスの競争政策の研究、後半はEUの競争政策の研究となっており、後半ではフランスとドイツがEU競争政策に及ぼした影響について述べているが、さらに深く主要加盟国とEUの関係を深く検討することが望まれる。たとえば、フランス流の考え方にはイタリアやスペイン等の支持が得られたはずであるが、EU競争政策の基本的な考え方にはドイツのフライブルク学派の影響が強かったことについて、その経緯を歴史的・政治的にもさらに深く説明してもらいたい。

第2に、米国反トラスト法とEU競争法では、時に大きな事件で異なる判断を下す。たとえば、GEーハネウェル事件、マイクロソフト事件では競争当局の規制および裁判所の判決は米国とEUの間で大きく異なったものとなった。その溝をどのように理解するのが適切かについて、思想的、政治的な背景にまで遡って説明することができれば米国反トラスト法とEU競争法の相違点が明確になり、理解が進むものと思われる。

第3に、経済のグローバル化のなかでEU競争政策は発展途上国に拡散しつつある。EU競争法が次第に世界のなかで影響力を高めているなかで、拡散の理由、拡散のプロセスにおける変質、およびEU競争法の拡散が日本企業にどのような影響を与えるかといった研究が社会的には望まれるだろう。

もちろん、これらは今後の研究に待つべきものであり、本書の意義と貢献を損じるものではない。

【書評】

伴ひかり著

『グローバル経済の応用一般均衡分析』

晃洋書房、2011年、221+ixページ、定価（本体3300円+税）

千田亮吉（明治大学）

環太平洋経済連携協定（TPP）への参加を巡って、さまざまな立場や視点から賛否両論が表明されている。書店に並ぶ出版物の数では、現在のところ反対派の方が優勢のようだ。標準的な経済学の見解は、貿易自由化は全体として国民に利益をもたらすが、各産業の生産や雇用、生産要素価格への影響を通じて不利益を被る人も存在するというものである。しかし、このような一般的結論だけでは貿易自由化を巡る議論に対して意味のある情報を提供しているとはいえない。経済学および経済政策論がこのような議論に貢献するためには、どの程度の利益や不利益が発生するのかを定量的に把握することが不可欠である。

本書は、上記のような目的を達成するための最も適切な分析ツールである応用一般均衡モデルを用いた分析が紹介されている研究書であり、同時に、応用一般均衡分析を理解し自ら分析を行いたいと考える読者に対する解説書としての役割も果たす内容となっている。評者は、モデル分析の大きな意義は、定量的な評価が可能になることに加えて、モデルを使わないで予想される結論とは定性的に異なる結論をモデル分析が示すことにあると考える。本書の分析では、いくつかそのような結果が得られていて、政策評価の観点からもモデルのいっそうの精緻化という観点からも重要な貢献となっている。

最初に、本書の内容について章ごとに紹介している。本書は、応用一般均衡分析とそのための標準的モデルとして広く使われているGTAPモデルについての説明が行われている第Ⅰ部、分析結果を解釈するために必要な基本的な経済理論が解説されている第Ⅱ部、いくつかの応用分析の結果が紹介され

ている第Ⅲ部の3部から構成されている。

第Ⅰ部は3章に分かれていて、まず、第1章では、最初に2要素・2財のヨハンセン・モデルが紹介され、モデルのために必要なデータが投入産出データであることが述べられている。また、カリブレーションによるパラメータの決定、シミュレーションについての説明があり、この部分を読むだけで読者は応用一般均衡分析を行うためにはどのような理論、データ、作業が必要かを理解できる。次いで、これまでの研究の系譜が簡単に述べられ、アロードブルーモデル、スカーフ・アルゴリズムの解説、クロージャ問題、産業連関モデル、さらに社会会計表などCGE分析を行うために必要な知識が簡潔に説明されている。また、観察されるデータをモデルの均衡状態と解釈すること、次章以降で説明されるGTAPモデルが古典派的な考え方でモデルを閉じていることなど、分析上の重要な視点も述べられている。第2章と第3章では、第Ⅲ部の分析で使用されるGTAPモデルとGTAP-Eモデルについての解説に当てられている。GTAPモデルはCGE分析のための貿易モデルとして広く使用されているモデルで、開発の経緯等が簡単に紹介されたのちに、生産関数、効用関数といったモデルの部品、それらを組み合わせた閉鎖・2要素・2財モデル、2国・2要素・2財モデルが詳しく説明され、最後にデータベースが解説されている。GTAP-Eモデルは環境・エネルギー問題を扱うために、生産関数と効用関数でエネルギー集計財およびエネルギー間の代替を考慮していることに特徴がある。第3章では、炭素税モデル、いくつかの排出量取引モデルが詳しく紹介されている。

第Ⅱ部は、CGE分析の結果を解釈するうえで必要な基本的な経済理論が説明されている。特に、国際貿易や国際的な要素移動が要素価格にどのような影響を与えるのか、その際に要素間の代替性や要素賦存量がどのような役割を果たすのかに焦点が当てられている。第4章では、2要素・2財・小国モデルで成立する「相対的に価格が上昇した財で集約的に使用される生産要素の価格は上昇する」という Stolper-Samuelson 効果について、要素の数が財の数を上回ると逆向きの効果が生じることもあることが、3要素・2財・小国モデルを用いて体系

的に解説されている。重要なポイントは、財価格の変化の要素価格への影響が要素集約度と要素代替性に依存するという点である。第5章では、価格を内生化した3要素・2財・閉鎖経済モデルで要素賦存量が要素価格に与える効果が分析されている。まず、財価格の変動がない場合には要素賦存量から拡大要素以外の要素価格への効果（従来効果と呼ばれている）は初期の要素集約度に依存すること、財価格の変化による効果（追加効果と呼ばれている）は要素間の代替・補完関係ならびに効用関数と生産関数の関数形に依存することが示されている。また、相対要素価格への影響も、従来効果は初期の要素賦存量、追加効果は要素間の代替・補完関係や関数形に依存する。

第Ⅲ部はCGEモデルによる分析例が紹介されている。まず、第6章と第7章ではGTAPモデルによる貿易自由化の効果が計測されている。第6章では、資本と技能労働の補完性および先進国と発展途上国の間でその補完性に差があるときに、関税の引き下げが賃金格差にどのような影響を与えるかに焦点が当てられる。その際に、資本蓄積が内生化したケースも考慮される。また、この章では、ネステッドモデルで補完性がどのように発生するのかを説明されていて、モデルにおける補完性の意味を理解することができる。シミュレーション結果は、補完性や資本蓄積を考慮すると賃金格差への影響が大きくなることを示唆している。第7章では、日本を中心にどの国とFTAを締結するかで5つのシナリオが設定され、シミュレーションが行われる。データから日本は技能労働を輸出し単純労働を輸入していることが確認できるが、何れのシナリオでも両者の賃金率は上昇し、賃金格差が縮小するケースもある。相手国の需要拡大がどの財に対して派生するかによって、賃金格差が縮小するという予想外の結果も生じている。

第8章と第9章は、GTAP-Eモデルを用いたシミュレーション結果が紹介されている。第8章では、第7章とほぼ同様のシナリオの下で、主に貿易の自由化がCO₂排出量にどのような影響を与えるかが分析されている。シミュレーション結果は、エネルギー代替を認めるモデルと認めないモデルではかなり異なる。エネルギー代替を認めない場合は、

GDPが増加するにも関わらずCO₂排出量は域内で減少する。その理由は、エネルギー集約財の生産が生産量当たりの排出量が少ない日本にシフトするためである。しかし、エネルギー代替を認めると、エネルギーが相対的に安くなりより多く使われるようになるため、CO₂排出量増加率はGDP増加率を上回る傾向にある。第9章では、GTAP-Eを用いて炭素税、国内排出量取引、国際排出量取引の経済効果、具体的には、日本、アメリカ、EUの削減対象産業の排出量を15%~30%削減する際の効果が計測されている。エネルギー代替を生産関数で認めたケースでは、炭素税がGDP等に与えるマイナスの効果が最も大きく、同時にCO₂削減効果も大きい。また、本章でも労働とエネルギーあるいは国産エネルギーと輸入エネルギーの代替性がシミュレーション結果に大きな影響を与えることが明らかにされている。

以上のように本書の各章は非常に豊富な内容を含んでいる。その中で、まず評者が最も注目するのは、すでに述べたように、モデルを使わない場合の定性的な予想とモデル分析の結果が異なるケースである。まず、第4章の付論でそのような結果が示されている。投入係数表から得られる各地域の要素集約度をもとにした予想とモデルを使ったシミュレーションの結果が異なること、その原因として理論モデルでは外生変数となっている財価格がモデルでは内生的に決定されることが指摘されている。第4章は、理論的な解説が中心であるが、付論で行われているこのような試みは非常に貴重である。第5章では、理論的な予想とシミュレーション結果の比較ではないが、国際貿易の存在が要素賦存量の変化による要素間の価格差の拡大を抑えることがあり得ることが示されている点が興味深い。一般的に国際貿易は要素価格差を拡大しがちと予想されているが、そうならない可能性が指摘されている。最後に、第7章の結果をとりあげよう。すでに述べたようにこの章では日本と各国のFTAの締結によって日本の賃金格差が縮小するケースが示されている。初期の関税率や相手国次第では技能労働輸出（日本）が技能労働集約財の輸出を拡大させるとは限らないのである。このように、本書では随所にモデル分析の意義あるいは醍醐味が伝わる結果が示されている。モデ

ル分析に対して、「モデルを使わなくてもわかる」という批判が寄せられることがあるが、「モデルを使わなければわからないこと」は決して少なくない。

モデル分析に対するもう一つのよくある批判は、「そのような結果がでるようにモデルを構築した」あるいは「そのような結果はパラメーターの設定に依存しているのではない」というものである。本書全体を通じて、生産要素間の代替・補完関係はきわめて重要な役割を果たしている。多段階の生産関数や効用関数でそれぞれの関数形をどのように特定化するのか、CES関数の場合に代替の弾力性をどの程度に設定するのかといった選択によって分析結果は大きく変わってくる。第4章の付論で行われているように、パラメーターの値を動かしながら結果を比較していくという方法が有効な解決策の一つであろう。また、既存のあるいは独自の計量分析によって代替の弾力性を測定していくという作業も不可欠であると思われる。

現実の経済問題と経済学の懸け橋として、本書が刊行された意義は極めて大きい。冒頭で述べたTPPあるいは本書第Ⅲ部で扱われているCO₂排出削減問題など、モデル分析が必要な課題は数多く存在する。応用一般均衡モデルあるいはその標準形であるGTAPモデルは、今後それらの課題に応えるために改訂され精緻化されていくであろう。本書を通じて多くの人々がモデル分析の意義を理解し、グローバル経済における重要な議論が冷静に行われることを期待したい。

原稿の応募

『経済政策ジャーナル』は毎年1巻2号の発行を予定しています。各巻第1号は投稿論文誌、第2号は学会特集号です。投稿は随時受け付けます。原則2名のレフェリーによる匿名の査読の後、編集委員会において採択の可否が審査されます。

投稿論文は未発表のものに限り、各巻第1号への投稿論文原稿は、以下のとおりWordないしはLatexで作成下さい。

投稿論文の表紙には、論文タイトル、著者名、およびemail addressを含んだ連絡先を記載して下さい。著者が複数の場合には連絡担当の著者を明記して下さい。続く第1ページには、論文タイトルの他に、5つまでのキーワード、JEL区分、和文の場合には200字以内の要約、英文・和文にかぎらず100 words以内の英文要約を記載して下さい。査読は著者名を伏せて行いますので、表紙以外に著者名等を記載しないで下さい。また、謝辞や本文、著者名を示唆する記述が残らないようにご注意ください。レフェリーには表紙を送付せず、第1ページ以後のみ送付致します。執筆要領は学会のホームページ

<http://www.jepa-hq.com/indexj.html>

に掲載されています。

作成いただいた原稿は片面印刷し、次の宛先に4部お送り下さい。また、他に投稿をしていない旨を記した文書を編集委員会宛に作成し同封して下さい。

〒101-8301

東京都千代田区神田駿河台1-1

明治大学商学部

千田亮吉 宛

同時に、投稿論文のファイルないしはpdf化したファイルをchida@kisc.meiji.ac.jpあてに添付ファイルでお送り下さい。ファイルのプロパティ等に作成者の氏名等が残らないようにご注意ください。投稿いただきました論文が編集委員会によって採択された場合、別掲の最終論文提出要領にしたがって印刷指示を書き込んだハードコピーの提出を改めてお願いします。なお、掲載された論文については、著者負担で別刷りを作成します。

投稿規程

1. 日本経済政策学会会員は日本経済政策学会学会誌に投稿することができる。会員以外の投稿も可能であるが、掲載は(申し込み中を含む)会員に限られる。
2. 原稿枚数は以下に示す上限を超えることができない。ただし、編集委員会が必要と認めるときはこの限りではない。

研究論文 (Article)	和文 30,000字 英文 12,000words
研究ノート (Shorter paper)	和文 15,000字 英文 6,000words
サーベイ論文 (Survey article)	和文 30,000字 英文 12,000words

3. 投稿するものは、別に定める執筆要領にしたがった原稿を提出しなければならない。
4. 編集委員会は、レフェリーによる審査結果に基づいて投稿原稿の掲載の可否を速やかに本人に通知する。投稿された論文は返却されない。
5. 論文は今までもどこにも掲載されていなかったもので、新しい知見を与えるものでなければならない。また、投稿時に他に投稿をしていない旨を記した文書を編集委員会に提出しなければならない。
6. 原稿は論文タイトル、著者名その他必要事項を記した文書と併せ編集委員会事務局に4部提出しなければならない。
7. 投稿論文が編集委員会によって掲載を可とされた場合、投稿したものは速やかに別に定める最終原稿提出要領にしたがって電子化されたファイルと印刷の詳細を記載した原稿を提出しなければならない。
8. 投稿論文は随時受け付ける。

※投稿についてのお問い合わせは

千田亮吉

chida@kisc.meiji.ac.jp

までお願いします。

経済政策ジャーナル 第9巻 第1号 (通巻第67号)

2012年1月25日 第1刷発行

編者 日本経済政策学会
発行者 荒山裕行

発行所 愛知県名古屋市中区
名古屋大学内 日本経済政策学会
発売所 東京都文京区 株式会社 勁草書房
水道2-1-1
振替 00150-2-175253・電話 (03) 3814-6661

落丁本・乱丁本はお取り替えします。 理恵社・中本製本
無断で本書の全部又は一部の複製・複製を禁じます。 Printed in Japan

ISBN978-4-326-54908-5
<http://www.keisoshobo.co.jp>