

Journal of Economic Policy Studies

Vol.2, No.1・2

CONTENTS

Articles Roger D. Congleton, Information Limits to Public Policy: Ignorance and the Jury Theorem

Koji SHINJO and Kozo HARIMAYA, Economies of Scale and Scope in the Japanese Trust Banking Industry: A Comparison with the Translog Functional Form and the Fourier Flexible Functional Form

Akiko SAKANISHI, Regional Unemployment Dynamics and Regional Labor Markets: Their Policy Implications

Kazuaki KAGAMI, A New Perspective on the Subcontracting Act: Justifying the Policy of Public Intervention in Private Transactions

Notes Kenjiro UDA, Economic Evaluation of Vessel Recycling: By Using Input-Output Analysis

Tomoaki SAITO, PFI Payment and Benefit Principle of Public Goods

Shihoko NEMOTO, A Genealogy of Economics and Thoughts on the Quality of Consumption: Review of a Study on Environmentally Friendly Consumption

Book Reviews Yoshimasa Nishimura, *Financial System Reform in Japan* (by Nobuyoshi YAMORI)

Takashi Yanagawa, *Industrial Organization and Competition Policy* (by Koji TAKENAKA)

Edited and Published by
the Japan Economic Policy Association

ISBN4-326-54895-9 C3333 ¥2200E 定価(本体2200円+税)

勁草書房発売

和六十一一年十一月六日郵政省告示・第九六二号郵便法
二六条第一項第五号該当刊行物にあたる学術刊行物

経済政策ジャーナル*Journal of Economic Policy Studies*

2004

第2巻 第1・2号

(通巻第53・54号)

研究論文

Information Limits to Public Policy: Ignorance and the Jury Theorem

Roger D. Congleton

わが国信託銀行業における規模の経済性と範囲の経済性の再検証

—Fourier型費用関数とトランスログ型費用関数との比較—

新庄浩二・播磨谷浩三

地域失業率の変動と地域労働市場の課題

坂西明子

下請法への新視点

加賀見一彰

—私的取引への公的介入政策の妥当性—

研究ノート

産業連関分析を使った飲料容器リサイクルの経済評価

宇多賢治郎

PFIの料金支払基準と公共財の受益者負担

齋藤友秋

消費の質を問う経済学・思想の系譜

根本志保子

—環境消費研究からの再考—

書評

西村吉正著『日本の金融制度改革』

家森信善

柳川隆著『産業組織と競争政策』

竹中康治

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. Contributions to the first issue must be in Japanese, and in English for the second issue. The submission of a paper will be held to imply that it contains original unpublished work and is not being submitted for publications elsewhere.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.soc.nii.ac.jp/jepa/index.html>

編集委員会 (Editorial Board)

編集委員長 (Chief Managing Editor)

植草 益 (東洋大学)
Masu Uekusa (Toyo University)

編集運営委員 (Managing Editors)

新庄 浩二 (神戸大学)
Koji Shinjo (Kobe University)

佐々木 實雄 (日本大学)
Mitsuo Sasaki (Nihon University)

鳥居 昭夫 (横浜国立大学)
Akio Torii (Yokohama National)

編集顧問 (Honorary Board)

加藤 寛 (野尻 武敏)
Hiroshi Kato (Takotoshi Nojiri)

新野 幸次郎 (横井 弘美)
Kojiro Niino (Hiromi Yokoi)

藤井 隆 (横山 彰)
Takashi Fujii (Akira Yokoyama)

柏崎 利之輔
Toshinosuke Kashiwazaki

海外編集委員 (Overseas Advisory Board)

Richard E. Caves (Harvard University)
Peter Drysdale (Australian National University)

M. Shamsul Haque (National University of Singapore)
Kyu Uck Lee (Market Economy Research Institute, Shin & Kim)

編集委員 (Editors)

足立 文彦 (金城学院大学) 鳥飼 行博 (東海大学)
Fumihiko Adachi (Kinjo Gakuin University) Yukihiro Torikai (Tokai University)

上村 敏之 (東洋大学) 林 正義 (明治学院大学)
Toshiyuki Uemura (Toyo University) Masayoshi Hayashi (Meiji Gakuin University)

駒村 康平 (東洋大学) 松波 淳也 (法政大学)
Kohei Komamura (Toyo University) Junya Matsunami (Hosei University)

胥 鹏 (法政大学) 松本 保美 (早稲田大学)
Peng Xu (Hosei University) Yasumi Matsumoto (Waseda University)

瀧澤 弘和 (経済産業研究所) 村瀬 英彰 (名古屋市立大学)
Hirokazu Takizawa (RIETI) Hideaki Murase (Nagoya City University)

土井 教之 (関西学院大学) 家森 信善 (名古屋大学)
Noriyuki Doi (Kwansei Gakuin University) Nobuyoshi Yamori (Nagoya University)

経済政策ジャーナル 第2巻第1・2号 (通巻第53・54号)

目次

【研究論文】

Informational Limits to Public Policy: Ignorance and the Jury Theorem

.....Roger D. Congleton... 3

わが国信託銀行業における規模の経済性と範囲の経済性の再検証新庄浩二・播磨谷浩三... 16

— Fourier 型費用関数とトランスログ型費用関数との比較 —

地域失業率の変動と地域労働市場の課題坂西明子... 33

下請法への新視点加賀見一彰... 49

— 私的取引への公的介入政策の妥当性 —

【研究ノート】

産業連関分析を使った飲料容器リサイクルの経済評価宇多賢治郎... 74

PFI の料金支払基準と公共財の受益者負担齋藤友秋... 85

消費の質を問う経済学・思想の系譜根本志保子...101

— 環境消費研究からの再考 —

【書評】

西村吉正著『日本の金融制度改革』家森信善...113

柳川隆著『産業組織と競争政策』竹中康治...116

【大会記事】

第60回全国大会118

[Article]

Informational Limits to Public Policy:
Ignorance and the Jury Theorem*

Roger D. Congleton**

JEL Code : D7, D8

* JEP A MEETINGS, NAGOYA, JAPAN NOV 2003.

** Roger D. Congleton, Center for Study of Public Choice, George Mason University, Fairfax VA 22030.

I. Public Choice and Public Policy

The positive, or scientific, strand of the public choice research program attempts to analyze how democratic institutions operate and the extent to which its various theories explain real democratic policy choices. It addresses such questions as: To what extent does electoral competition determine public policies? Are interest groups able to operate behind the scenes in a manner that distorts public policies away from those preferred by voters, and are there substantial resources invested in those activities? Are majoritarian outcomes dominated by institutional agenda setters, moderate voter interests, or chance?

In addition to the positive literature, there is a normative literature that analyzes the quality of public policy decisions made and the institutions under which political competition takes place. Do the properties of democratic decision making imply that budgets and deficits are too large or too small, too oriented toward special interest groups, or too favorable to moderate voter interests to the detriment of others? Are there agency problems within the executive branch of government that legislative oversight fails to solve? How well do governmental agencies implement and enforce legislative decisions?

Both these strands of the public choice literature focus attention on the *institutional* limits of political decision making within democracies.

This paper addresses a somewhat different, although perhaps more fundamental, limitation of democratic policy making. Suppose that all the normative agency and stability problems analyzed by the mainstream public

choice literature are solved with institutional reforms. How well would democracy work in this case, given the *information limits* of voters?

There is considerable survey evidence that voters know very little about government policies or the backgrounds and personalities of important governmental officials. If the information possessed by a typical voter determined public policies, even the best democratic government imaginable would adopt policies that are far from perfect, because voters know so little about the details of public policy issues. Indeed, if democratic outcomes were based entirely on the limited information available to a "typical voter," democratic policies would evidently be doomed to endless mistakes and failure. Yet, for the past century, democratic regimes have outperformed their authoritarian counterparts. How is this possible?

This paper demonstrates that electoral competition under majority rule aggregates voter information in a manner that allows far better policy decisions to be made via elections than would be possible if policies were made directly by a "typical" voter. In particular, Condorcet's jury theorem implies that majoritarian outcomes are often better informed than are any of the participating voters. However, if democracy aggregates information better than most people recognize, there are also limits to the information-aggregating ability of majority rule that limit the scope of effective democratic policy. These limits are also explored below.

The principle methodology of the paper is simulation. The first part of this paper simulates elections in which poorly informed voters cast votes for political candidates who

differ in quality. These simulations demonstrate that majority rule can greatly reduce the impact of the limited information sets that most voters use to appraise the relative merits of candidates. The second part of the paper explores the extent to which different kinds of information problems may affect democratic public policy choices. These results suggest that the information-aggregating power of majority rule is quite sensitive to the kind of informational constraints faced by voters.

The models used in the simulations are mathematically tractable in the limit as electorates and the number of elections approach infinity; consequently, the analysis could have been based on mathematical results, rather than simulations. However, modern democracies have had far fewer national elections than necessary to make asymptotic relationships relevant for the present analysis. Even long-standing democracies have had fewer than a hundred national elections, and many have had fewer than twenty. Moreover, majority decision making is often used in settings in which there are very few voters, as within committees. Thus, asymptotic results may be less relevant for understanding how majority rule operates in ordinary political settings than small sample results. Simulations allow such small sample results to be computed and also provide useful illustrative "pseudo data" that are often easier to understand than are the results of limit theorems and analyses of special cases.

Overall, the simulation analysis suggests that the informational efficiency of majority rule tends to be reduced by voter ignorance.

II. Democracy as an Information Aggregation Device

There is a long, although somewhat sparse literature that attempts to analyze how information problems affect political decision making. For example, the early Italian school of public finance attempted to analyze the effects of information biases, what came to be called *fiscal illusion*, on public policies (Puviani [1897, 1903]). The Italian school argued that politicians exploit voter ignorance by using taxes that are difficult for ordinary individuals to assess, while exaggerating the benefits of government programs and downplaying their costs. A related problem was tackled by Downs [1957] and Tullock [1972], who attempted to analyze voter incentives to be well informed. Both Downs and Tullock argued that voters would gather little information about public policy, because their decisions were very unlikely to affect electoral outcomes. As a consequence, voters might systematically underestimate the benefits or costs of public policy, because of entirely rational decisions to economize on information. Rational ignorance, thereby, provides a possible microfoundation for *fiscal illusion* and mistaken public policies. As noted above, survey data are largely in accord with these predictions. Voters rarely know the names of important political figures below presidential or prime ministerial levels and are often confused about which candidates or parties favor particular policies (Neuman [1986]).

A parallel literature, rooted in Condorcet's jury theorem [1785], suggests that uninformed voting may not be a major problem

for democracies. The statistical properties of medians combined with electoral competition among political parties implies that voters may not need very much information for democracy to yield "correct" policy outcomes. Lupia and McCubbins [1998] argue that party labels have enough informational content that voters rarely mistakenly vote for the "wrong" candidate. Wittman [1995] argues that information problems are no worse in political markets than they are in private markets. These papers and others that more directly explore the implications of Condorcet's jury theorem suggest that the policy choices made by majority rule tend to be far more accurate than one would expect based on survey evidence of voter knowledge.

Elementary statistical theory implies that even a small sample is sufficient to allow individuals to form unbiased (although imprecise) estimates of most causal relationships. Democratic outcomes, thus, would not be systematically biased even in cases in which voter information is very limited as long as the data collected are accurate or accurately filtered. That literature concludes that the source of fiscal illusion, if it exists, cannot be the result of the finite samples implied by models of rational search (Stigler [1961]). Voters can radically economize on policy-relevant information without undermining the accuracy of majoritarian decisions or the viability of democratic policy formation.

On the other hand, Congleton [2001] suggests that fiscal illusion and other forms of biased expectations are not the results of small samples, per se, but rather consequences of complete ignorance of policy-relevant information. That is to say, if voters

economize on information costs by collecting no data about a subset of policy-relevant parameters, voter information is incomplete in a different sense than analyzed by the jury theorem literatures. Such voters are ignorant, rather than poorly informed, about relevant policy parameters and implications. Confusion on this point exists because the Downs and Tullock discussions of rational ignorance are not clear about what is being "sampled" by voters, and, thus, what is meant by rational ignorance.

When information about relevant parameters is not available, not gathered, or not analyzed, biased expectations are very likely. Indeed, Congleton [2001] demonstrates that voter ignorance implies that unbiased estimates cannot generally be formed by even the most conscientious and rational voter.

III. Simulated Elections and the Information-Aggregating Power of Majority Rule

To analyze the properties of median voter estimates in a setting of limited information, a computer program was written that simulates election outcomes in settings where voters economize on information in various ways. The model assumes that two candidates (or parties) compete for elective office and that their platforms have completely converged to the median voter's ideal point. In this case, the electoral problem for voters is to decide which candidate is more competent, that is, more trustworthy, intelligent, or creative. Such candidates will perform better in unanticipated emergencies and will more faithfully represent voter interests in the secret negotiations among members of parliament¹⁾.

Suppose that it is well known that the quality of candidate i is a linear function of one observable characteristic, E , (perhaps experience) and one unobservable characteristic, H , (perhaps honesty or intelligence).

$$Q_i = H + bE_i \quad (1)$$

where E_i and u_i are specific values for candidate i . For the purpose of the simulations, both E and H are assumed to be uniformly randomly distributed among candidates. The observable quality indicator of the distribution of candidates, E , is assumed to be distributed between E_L and E_H , with mean zero. The unobservable indicator of candidate quality, H , of the distribution of candidates is assumed to be composed of a deterministic and stochastic component, $H_i = a + u_i$, with the distribution of u_i for the set of potential candidates being uniformly distributed between h_L and h_H with mean zero. Parameters a and b are unknown to voters and have to be estimated.

For the purposes of the simulations, voters are assumed to use the smallest data sets that allow them to estimate the quality of candidate relationship. The smallest data set that can be used to estimate equation 1 consists of two data points. One of these data points is assumed to be in common. Each voter is assumed to know the quality, Q , and value of the observable characteristic, E , of the

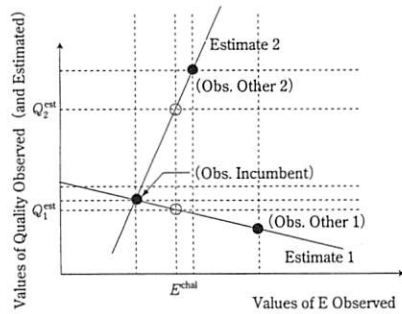
incumbent. The other data point varies among voters. Each voter is assumed to know the quality and observable characteristic of a single politician from the past, although all voters are assumed to have information about different politicians. Such differences may reflect regional or family differences or simply the random distribution of knowledge about political history. Voters use their two data points to estimate a and b and then estimate the challenger's quality by substituting his or her observable characteristic, E^c , into the estimated equation. The estimated quality of the challenger will vary among voters, because voters use different data sets for their estimates.

Figure 1 illustrates the variation in estimated quality that can emerge when voters estimate challenger quality using small, but different, data sets. Note that in the case depicted, differences in reference candidates cause these voters to disagree about the relative quality of the current incumbent and challenger, even though they agree about the meaning of "quality" and the quality of the incumbent. (Imagine, for example, using James Madison or Jimmy Carter as reference politicians, with George Bush as the incumbent.) In figure 1, differences in the estimated quality of the challengers cause Voter 2 to favor the incumbent over the challenger and Voter 1 to favor the challenger over the incumbent.

In practice, the range of estimated candidate quality will vary substantially when voters use small, but private, data sets to estimate candidate quality, because nearly every data point will be influential. It is this variation in individual experience (data about past candidates), rather than variation in

1) The point here is to simplify the analysis rather than to argue that this exact convergence actually takes place. However, it bears noting the **considerable convergence takes place within most electoral systems among viable parties**. For example, the political platforms of the Democrats and Republicans in the United States are much more similar to each other than they are to the platforms of the Libertarian or Green parties.

Figure 1. Variation in Voter Estimates of Candidate Quality For Voters with Different Data Sets



ideology or preferences, that generates the different rankings of candidates in the simulations below²⁾.

A. Simulated Elections and the Power of the Jury Theorem

Consider the distribution of estimates that results in the case in which reference candidates are drawn randomly from a distribution in which their observable characteristic is uniformly distributed:

$$E \sim U(-10, 10)$$

and their unobservable characteristic, H , is uniformly distributed as

$$H = -4 + u, \text{ with } u \sim U(-2, 2).$$

These distributional assumptions together

2) Although no empirical tests of this assumption are undertaken in this paper, it seems likely that a significant portion of the variation in real world assessments of candidates also reflects differences in information. It is informational differences that potentially allow persuasion to operate among friends and neighbors and in organized political campaigns (which are largely based on the subsidized dissemination of information about the candidates and their policies).

with the assumption that $b=0.4$ characterize the quality of candidate function used for the simulations:

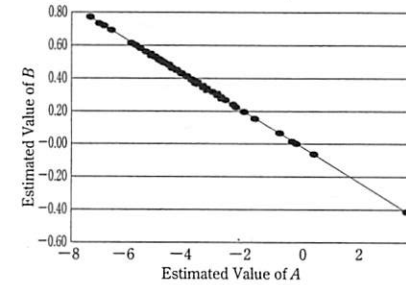
$$Q = -4.0 + 0.4E + u. \quad (2)$$

Each voter knows Q and E for the incumbent and a different reference candidate from this distribution. These data are used to estimate a , the mean value of the unobserved variable, and b , the rate at which the observed quality indicator generates candidate quality. (In a series of simulated elections, the values of E and H for the incumbent and challenger are also drawn from this distribution.)

To illustrate the information-aggregating ability of majority rule, consider the case in which the challenger has observable characteristic $E^c=4$ and unobservable characteristic $H=4$. Voters, of course, do not know these values, but can assess challenger quality by estimating the quality of candidate function and using their knowledge of the observed quality indicator, E^c . Figure 2 depicts a truncated scatter diagram of parameter estimates from a population of 101 voters with completely accurate data about the incumbent and a reference politician from the past. (The top ten and lowest 10 percent of the estimates are dropped to make the scatter diagram clearer.)

Note that the *median voter* has a very accurate estimate of the underlying quality of candidate function. The center of mass for this distribution of estimates is at approximately at $A=4$ and $B=0.4$, the actual parameters of the candidate quality function used in the simulation. The median estimate together with the observed quality indicator of the challenger, $E^c=4$, implies that the median voter's estimate of the challenger's quality is

Figure 2. Distribution of A, B estimates



-2.39. The actual quality of the challenger, in this case, is $-2.4 = -4 + 0.4(4)$.

The median voter is not always this accurate, because u , generally takes values different from zero, but such accuracy is common in the simulations. The entire range of estimated quality for the challenger varies enormously, from +47 to -32. Many of these estimates are actually impossible, because they lie outside the actual distributions from which candidates are drawn, but are nonetheless consistent with voter experience! Within the "moderate" 80 percent of the electorate tabulated in figure 2, estimated challenger quality varies less, but the range of opinion is still considerable, from +2 to -5.

Note that the accuracy of the median voter's estimate is not produced by any assumed informational advantage of the median voter. He or she has only two data points, as is true of the other voters. One of them is assumed to be the same for all voters, namely that of the incumbent, and the other is drawn from the same distribution of reference candidates. *The median voter's accuracy is entirely caused by his or her position in the middle of the distribution of voter estimates.* The median estimate of a and b is an unbiased and extremely accurate estimator in

the present informational environment, although individual voter estimates are not very accurate.

Moreover, the size of the electorate does not matter very much, in spite of the extremely limited information base used by voters to assess candidate quality and the wide range of voter estimates of candidate quality. The average difference between the median estimate and the average true value is less than 2 percent in each of the election series. The standard error of the median estimate of challenger quality falls only slightly as the size of the electorate increases. That is to say, median estimates rapidly approach the prediction limits determined by the underlying stochastic nature of challenger quality even in small electorates, as is typical of many committees. The power of the jury theorem is clearly evident in these simulations³⁾.

B. Ignorance and the Limits of the Jury Theorem

The above simulations assume that voters are well aware of the underlying quality of candidate relationship and gather some data about both candidate quality and the observable characteristic of challengers. In many cases, however, voters will choose to remain

3) Additional simulations of the power of the jury theorem are available from the author on request.

Electoral decisions in several informational environments were simulated below to discover some of the small sample properties of majority decision making. Small sample properties are more relevant for understanding the performance of well-functioning democracies than the asymptotic relationships used in most theoretical work, because most long-standing democracies have had fewer than 100 elections for important federal offices. This relatively short history limits the relevance of mathematical proofs based on the central limit theorem or asymptotic properties of estimators.

completely uninformed about a subset of relevant parameters in order to economize on information. Ignorance implies that some useful parameters go unestimated, and other parameter estimates may therefore be systematically biased (Congleton [2002]). Ignorance, thus, creates another kind of informational challenge for majoritarian policy making. Unfortunately, it is a problem that is not necessarily ameliorated by the jury theorem.

The next series of simulations analyzes the power of majority rule to aggregate information in cases in which estimated candidate quality is not only widely dispersed, but also systematically *biased*.

The choice setting modeled above allows the electoral effects of three types of ignorance to be analyzed. First, voters may completely understand the underlying quality of candidate relationship, but decide to economize on information by gathering no information about the observable candidate quality characteristic, *E*. Such rationally ignorant voters might approximate *E* with its expected value, namely 0, and base their assessment entirely on the unobservable variable, *H*. These voters vote for the incumbent only if they believe that the incumbent is of above average quality. They vote for the challenger if the incumbent is of below average quality, because they expect the challenger to be of average quality, $E(Q^c) = E(H^c) = a$. Of course, whether a particular incumbent is considered to be above or below average depends on the reference candidate used by a particular voter to estimate a^4 .

4) This electoral behavior is assumed in many theoretical models of uninformed voters. See, for example, Persson and Tabellini's [1997] analysis of divided government.

Second, voters may decide to economize on information by ignoring the effect of the unobservable variable, *H*, and focusing all of their attention on the observable variable, *E*. This form of ignorance may be a rational choice undertaken with complete knowledge of the model or the result of natural ignorance if variable *H* is simply unknown to a subset of voters. In either case, such voters implicitly assign *H* the value 0 and use information about *E* to estimate the quality of candidate function $Q = bE$, and assess the relative quality of candidates. Given the very limited data sets assumed in this paper, *b* can be estimated as $(Q^o - Q^c) / (E^o - E^c)$.

Third, voters may decide to remain completely ignorant (or be naturally ignorant) about both observed and unobserved determinants of quality. In this case, voters choose among incumbents and challengers in a manner uncorrelated with expected performance in office. They might, for example, vote expressly on the basis of regional affiliation, joke-telling ability, or height. For the present purposes, it is assumed that such voters randomly attribute "quality" to the incumbent and challenger and therefore vote randomly for and against the incumbent. Because their votes are cast randomly, they do not systematically affect electoral outcomes, although they may contribute to electoral mistakes in a given election. These voters, unlike the other two types of rationally ignorant voters do not have biased assessments, but totally uninformed ones.

Table 1 summarizes the results of eight simulated series of elections. In each simulated election, incumbents and challengers are drawn from the distribution characterized in equation 2. Voters then estimate the quality

of candidate function, as indicated above, and use those estimates to assess challenger quality and to vote. They vote for candidates with the higher estimated quality. Electoral success is determined by majority rule. An electoral mistake occurs if the majority chooses the inferior candidate.

Two populations of voters composed of all four types of voters are simulated. The first includes relatively more of the relatively informed voters used in our first series of simulations than of the three types of rationally ignorant voters. The second includes equal numbers of all four types of voters. To distinguish the mistakes induced by rational ignorance from those associated with irreducible uncertainty about candidate quality, elections are simulated for four ranges of the unobserved quality variable, *u*.

The simulations demonstrate that there is a systematic increase in mistakes made by majorities in every group and by the electorate as a whole as the variance of *u* increases. The more difficult it is to assess candidate quality, the more errors tend to be made. However, there is an even larger increase in

the number of electoral mistakes made by electoral majorities as the proportion of rationally ignorant voters increases. The error rates in the second series of estimates (tabulated in the bottom half of the table) are much greater than in the first (tabulated in the top half).

Overall, the results suggest that rational ignorance has effects on the efficiency of democratic decision making that may be even more important than the difficulty of the estimation problem faced. However, even in the case in which the range of *u* and the electorate composition are the least favorable to democratic decision making, majority rule still ameliorates the problem of voter information problems. The overall majority choice is less error prone than are the majorities in two of the three ignorant subpopulations, although it is generally far more error prone than is the majority of the group that collects a small amount of comprehensive information. (The last column generally has fewer errors than all but the first column.)

The simulations demonstrate that majoritarian errors are jointly determined by the

Table 1. Electoral Mistakes
in Populations of Poorly Informed and Rationally Ignorant Voters
Simulations: 100 Elections, with 202 Poorly Informed Voters, and 101 of Each Type of Rationally Ignorant Voter

Range of <i>u</i>	Poorly Informed Electorate	Rationally Ignorant of <i>B</i> Electorate	Rationally Ignorant of <i>H</i> Electorate	Rationally Uninformed Electorate	Overall Electoral Mistakes
+/-0.1	0	27	35	40	0
+/-1.0	5	28	34	55	5
+/-2.0	13	17	33	48	14
+/-4.0	28	31	37	45	23

Simulations: 100 Elections, with 51 Poorly Informed Voters, and Also 51 of Each Type of Rationally Ignorant Voter

+/-0.1	1	25	54	49	28
+/-1.0	5	19	34	55	24
+/-2.0	15	27	49	43	38
+/-4.0	21	24	36	51	32

irreducible estimation error generated by unobservable variables and the relative size of the rationally ignorant subpopulation of voters. The greater the irreducible stochastic element of the phenomena to be estimated, the more mistakes an electorate is bound to make. Similarly, the greater the fraction of voters who are ignorant, whether naturally or rationally, the more mistake prone is majoritarian policy making. Both these information problems limit the extent to which democracies can enact policies that systematically advance the interests of the median voter, and both imply that elected officials and public policies will necessarily be imperfect when voters rely on very constrained data sets.

C. Public Policies and Voter Ignorance

The results suggest that democracy will work best in policy areas in which voters have reasonably broad, if shallow, data sets. This tends to be true, for example, of pure public goods or readily observable externality problems, about which voters have direct experiential knowledge. In such cases, majoritarian decisions are likely to be effective, in the sense that public policy systematically advances the interests of the majority or at least that of the median voter. In other public policy areas, ignorance will be more commonplace, which implies that the ability of majority rule to overcome voter information constraints is substantially reduced. Public policies in such areas will be error prone. The more widespread is voter ignorance, the more likely public policies are to worsen rather than increase the welfare of the median voter.

It also bears noting that, consistent with the

simulation results, essentially all well-functioning democracies have a variety of policies in place that reduce ignorance. Such policies as public education, a free press, the publication of policy information and data sources, and even subsidies for social science and policy analysis all tend to reduce ignorance. And, moreover, all are long-standing policies. The simulations suggest that without such policies, democratic governance would be far less effective, because policy and candidate choices would be far more error prone⁵⁾.

Nonetheless, it is clear more could be done to assure transparency and to induce more dissemination of policy-relevant information in most democratic polities. For example, secrecy could be reduced and decision-making processes made more transparent. Institutions such as bicameralism and referenda may also be used to help encourage broader public debate.

IV. Conclusions: Informational Limits to Public Policy

This paper has explored the informational limits of policy formation in well-functioning democracies. In cases in which just a bit of complete information is readily available and median voter results obtain, majority rule will make remarkably accurate policy decisions even in cases in which voters have very little information. However, democratic decision making remains imperfect even in the

5) The simulations also suggest that informative policies are far more important for democracies than they are for dictatorships. This may partly explain the fact that democracies tend to have far more informative policies in place than dictatorships.

most benevolent of the circumstances examined, because uncertainty about the future implies that electoral mistakes cannot be completely avoided. Unexpected events and unobservable features of candidate talents and proclivities imply that electoral errors are unavoidable, because the future consequences of alternative policies and alternative candidates can only be partially predicted.

In more realistic settings in which voters are only partly informed about the significant variables or dimensions of the data set, electoral errors tend to be larger. Voter ignorance undermines the power of the jury decision by introducing systematic (but largely unpredictable) biases into the electoral process. Rationally ignorant voters are far more error prone than "sample-constrained" voters, and, as a consequence, so is democratic decision making.

However, the "jury theorem" effect can substantially reduce the extent to which electoral errors are generated by rationally ignorant voters, if there are a sufficient number of unbiased voters in the electorate. Overall, however, the results suggest that the informational limits of effective public policy are jointly determined by the aggregating properties of majority decision making, the underlying uncertainty of the problems being addressed, and the extent and distribution of voter ignorance.

Such information-based mistakes may be the ultimate limit of democratic public policy. This is not because imperfect information is the only problem faced by democratic polities. A broad strand of the public choice literature indicates that there are a variety of agency and institutional problems associated

with political decision making, as noted above. However, imperfect information is a more intractable problem. Given perfect information, competitive elections, and a symmetric distribution of voter interests; most agency problems would be solved democratically, as voters demand and candidates deliver appropriate institutional reforms. Without a relatively broad information base, these institutional solutions may not be adopted, either because they are neglected by rationally ignorant voters or because of errors in judgment about their need or effectiveness.

For the purposes of the median voter, the proper scope of government is usually assumed to be determined by the median voter's goals and financial constraints. However, informational limits also are clearly relevant. The proper domain of democratic policy is partly determined by the relative effectiveness of markets and democratic institutions as instruments for advancing median voter goals. The median voter's fiscal constraints may limit the domain of public policy to areas in which majority rule can effectively aggregate both voter preferences and knowledge. On the other hand, informational rather than fiscal limitations may be the binding constraint. That is to say, it may be the relative abilities of markets and democratic procedures to produce efficient outcomes for relatively uninformed participants that determine (or should determine) the boundary between public and private sectors. (Both markets and governments have to address a wide range of information problems (Hayek [1945] and Coase [1937].) In the latter case, both existing institutions and existing informational policies will also

affect the proper domains of democratic policy making, because they affect the relative effectiveness of private and collective means of advancing individual goals.

In either case, the analysis of this paper suggests that democratic decision making will make mistakes. Consequently, democratic governance will be less effective than implied by models that ignore informational problems, although it is far more effective than might have been expected given the knowledge base of individual voters. Moreover, the results suggest that democratic decision making will be more effective in some areas than in others, because the degree of voter information varies across areas. In areas where voters have some direct knowledge of the consequences of public policy, policies are likely to be quite effective. In other areas of policy, biases and mistakes will be commonplace.

References

Austen-Smith, D. and J. S. Banks [1996], "Information Aggregation, Rationality and the Condorcet Jury Theorem," *American Political Science Review* 90 : 34-45.

Benz, M. and A. Stutzer [2004], "Are Voters Better Informed When They Have a Larger Say in Politics? Evidence for the European Union and Switzerland," *Public Choice* 119 : 31-59.

Berend, D. and J. Paroush [1998], "When is Condorcet's Jury Theorem Valid?," *Social Choice and Welfare* 15 : 481-88.

Bovens, L. and W. Rabinowicz [2003], "Complex Collective Decisions, An Epistemic Perspective," *Associations* 7 : 37-50.

Brennan, G. H. and L. Lomasky [1993], *Democracy and Decision: the Pure Theory of Electoral Preference*, New York: Cambridge Uni-

versity Press.

Coase, R. H. [1937], "The Nature of the Firm," *Economica* 4, 386-405.

Condorcet, M. [1785], "Essai sur l'Application de l'Analyse a la Probabilite des Decisions Rendues a la Pluralite des Voix," Paris: Imprimerie Royale.

Congleton, R. D. [2001], "Rational Ignorance and Rationally Biased Expectations: The Discrete Informational Foundations of Fiscal Illusion," *Public Choice* 107 : 35-64.

Congleton, R. D. [1986], "Rent-Seeking Aspects of Political Advertising," *Public Choice* 49 (3) : 249-63.

Congleton, R. D. [1991], "Information, Special Interests, and Single-Issue Voting," *Public Choice* 69 : 39-49.

Congleton, R. D. and W. Sweetser [1992], "Political Deadlocks and Distributional Information: The Value of the Veil," *Public Choice* 73 : 1-19.

Downs, A. [1957], *An Economic Theory of Democracy*, New York: Harper and Row.

Fremling, G. M. and J. R. Lott [1996], "The Bias Towards Zero in Aggregate Perceptions: An Explanation Based on Rationally Calculating Individuals," *Economic Inquiry* 34 : 276-95.

Frey, B. S. and A. Stutzer [2003], "Direct Democracy: Designing a Living Constitution," University of Zurich working paper.

Hayek, F. A. [1945], "The Use of Knowledge in Society," *American Economic Review* 35 : 519-30.

Levy, D. M. and S. Peart [2002], "Galton's Two Papers on Voting as Robust Estimation," *Public Choice* 133 : 357-65.

Levy, D. M. and S. J. Peart [2004, forthcoming], "Analytical Egalitarianism: Informational Aggregation by Proverbial Wisdom," *Journal of Economic Methodology*.

Lupia, A. and M. D. McCubbins [1998], *The democratic dilemma : can citizens learn what they need to know?* Cambridge, U. K.: Cambridge University Press.

bridge University Press.

Mueller, D. C. [1989], *Public Choice II*, New York: Cambridge University Press.

Neuman, W. R. [1986], *The Paradox of Mass Politics: Knowledge and Opinion in the American Electorate*, Cambridge: Harvard University Press.

Oates, W. E. [1988], "On the Nature and Measurement of Fiscal Illusion: A Survey," in G. Brennan and others, eds. *Taxation and Fiscal Federalism: Essays in Honor of Russell Mathews*, Canberra: Australian National University Press, 65-82.

Persson, T., G. Roland, and G. E. Tabellini [1997], "Separation of Powers and Political Accountability," *Quarterly Journal of Economics* 112 : 1163-202.

Puviani, A. [1987], *Teoria della Illusione Nelle Entrate Pubbliche*, Perugia.

Puviani, A. [1903], *Teoria della Illusione Finanziaria*, Palermo.

Strauz, R. [1997], "Delegation of Monitoring in a Principal-Agent Relationship," *The Review of Economic Studies*, 64 : 337-57.

Stigler, G. [1961], "The Economics of Information," *Journal of Political Economy* 71 : 213-25.

Tullock, G. [1972], *Toward a mathematics of politics*, Ann Arbor: University of Michigan Press.

Vickers, J. [1985], "Delegation and the Theory of the Firm," *Economic Journal* 95 : 138-47.

Wit, J. [1998], "Rational Choice and the Condorcet Jury Theorem," *Games and Economic Behavior* 22 : 364-76.

Wittman, D. A. [1995], *The Myth of Democratic Failure*. Chicago: University of Chicago Press.

わが国信託銀行業における 規模の経済性と範囲の経済性の再検証*

— Fourier 型費用関数とトランスログ型費用関数との比較 —

Economies of Scale and Scope in the Japanese Trust Banking Industry : A Comparison with the Translog Functional Form and the Fourier Flexible Functional Form

新庄浩二 (関西学院大学大学院商学研究所)

播磨谷浩三 (札幌学院大学経済学部)**

Koji SHINJO, Kwansai Gakuin University
Kozo HARIMAYA, Sapporo Gakuin University

要約

本論では、わが国信託銀行業を対象に、Fourier 型費用関数を用いて規模や範囲の経済性の計測を行った。トランスログ型との比較の結果、正則性条件の充足について違いは見られない。また、規模の経済性はいずれも有意に認められるものの、範囲の経済性は関数形で大きく相違する。しかし、費用の現実値との適合度の点では、Fourier 型関数は必ずしもトランスログ型よりも強く支持されないということが確認できた。

Abstract

This paper has sought to contribute new evidence on scale and scope economies in the Japanese trust banking industry using Fourier Flexible cost function. Several conclusions emerge from this study. Scale economies have estimated significantly. These results are coincident with earlier works, estimated with standard translog cost functions. Despite this, significant diseconomies of scope have estimated between commissions on trust account and other outputs. Also, results of economies of scope are quite different between translog and Fourier Flexible functions. Moreover, this paper demonstrates that from the goodness-of-fit criterion Fourier Flexible functional form are not necessarily superior to translog.

キーワード： 信託銀行業、規模と範囲の経済性、費用関数、トランスログ型、フーリエ型

Keywords : Trust Banking Industry; Scale & Scope Economies;
Cost Function; Translog; Fourier

JEL 区分 : G21—Banks; Other Depository Institutions; Mortgages
D21—Firm Behavior

1. はじめに

近年、わが国の金融システムでは、業態の垣根を越えた再編が急速に進展している。信託銀行業界も例外ではなく、合併や統合の加速により、大きくその姿を変えている。従来、わが国の信託市場は長らく専業7行の寡占状態にあったが、1980年代後半からの金融自由化の流れの中で、外資系信託銀行の設立や業態別子会社方式による他の金融業態からの参入が相次ぎ、競争環境が大きく変化してきた経緯がある。1990年代半ば以降には、地方銀行本体による直接参入も認められるようになってきている。しかしながら、これらの新規参入組の多くは、その取扱可能な信託業務に制約を受けていたのが実情であり、専業信託銀行はつい最近時まで競争制限的な庇護の対象にあったことは否定できない。

戦後のわが国の金融システムにおいて、専業信託銀行は、信託業務、銀行業務、その他周辺業務といった複数の業務を取り扱うことが可能な特異な金融業態であった。今後、金融機関の業務分野に関わる規制は一層緩和されることが確実視されており、それら自由化実現後の金融機関の経営形態を考えるうえでも、これまでの専業信託銀行業の生産、費用構造を検証することは、数多くの示唆を与えるものと推察されよう。また、寡占状態にあった一つの産業として見た場合、信託と銀行の分離というこれまでの

競争制限的な規制が産業内の各企業にいかなる影響を及ぼしてきたのかについて考えることは、産業政策の効果を検証するという観点からも意義深いものであると言えよう。

このような目的から、本論では、わが国専業信託銀行の費用構造の特性について、より最近時までのデータを用いて、規模の経済性や範囲の経済性を計測することにより再検証を行うこととする。その際、推定関数形の特定化について、本論では数多くの先行研究において採用されているトランスログ型費用関数に加えて、よりFlexibleな性質を持つFourier型費用関数を採用し、それぞれの計測結果の比較を行うこととする。

Fourier型費用関数は、トランスログ型費用関数に説明変数の対数値のsinやcosの項を組み込んだ関数形として一般的に表される。トランスログ型費用関数は理論上の満たすべき性質である正則性条件の充足等において問題が多いことが指摘されており、トランスログ型に比べてFlexibilityの高いFourier型費用関数の採用により、これらの問題が改善されることが期待されている。銀行業を対象に同関数形を採用している先行研究も近年では数多く、Mitchell and Onvural [1996], Berger and Mester [1997], Berger and DeYoung [1997], Altunbas et al. [1999, 2000, 2001] 等が挙げられる。とりわけ、Altunbas et al. [2000] では、わが国普通銀行業を対象に、規模の経済性と費用効率性の計測がなされている。

他方、Fourier型費用関数を用いた場合、Flexibilityの向上により統計的なfitが改善される反面、得られた推定値を用いて計測される各種の経済性の指標は、トランスログ型と大きく相違することも一部の先行研究では指摘され

* 本稿は第59回日本経済政策学会全国大会での報告論文に加筆、修正を行ったものである。同大会の報告の際には、討論者である鳥居昭夫横浜国立大学経済学部教授及び参加者である衣笠達夫追手門学院大学経済学部教授より貴重なコメントを頂戴した。あわせて、本誌レフェリーからのコメントも、本稿を改訂するに際して極めて有意義であった。ここに記して感謝申し上げる。なお、本稿に残された有り得るべき誤謬は、当然ながらすべて筆者の責任である。

** 〒069-8555 江別市文京台11番地 札幌学院大学経済学部 播磨谷浩三
e-mail : harimaya@sgu.ac.jp
phone : 001-386-8111

1) 規模の経済性や範囲の経済性を計測することを目的とした Mitchell and Onvural [1996] 以外の先行研究では、効率性を計測することを目的に、フロンティア関数の関数形として Fourier 型関数が採用されている。

ている。また、Fourier項の長さをどのように決定するのかや、Fourier項に生産物の対数値のみを含めるのか投入要素価格についても含めるのかといった変数の採択基準の共通見解は、先行研究において必ずしも得られているわけではない。さらに、Altunbas and Chakravarty [2001]では、推定関数の被説明変数である費用の現実値とモデルの推定結果から得られる予測値との違いについて各種のノンパラメトリックな検定がなされており、トランスログ型の方がFourier型よりも現実値により近似しているとの結果が示されている。同論文においても指摘されているように、このような計測結果の頑健性の確認から実証分析の方法について検証を行ううえで極めて重要であると考えられる。本論の構成は以下の通りである。

まず、第2節ではわが国の信託銀行を対象としたこれまでの先行研究の展望を行う。第3節では、本論において採用する推定モデルや経済性の指標について説明する。第4節では、推定結果を示し、その解釈を行う。最後に、第5節において、まとめと課題について述べる。

2. 先行研究の展望

わが国の銀行業を対象に、規模や範囲の経済性の計測を目的とした実証分析は、首藤 [1985]、粕谷 [1986]、木下・太田 [1991]、Tachibanaki et al. [1991]をはじめとして数多く存在する。しかしながら、これらの多くは都市銀行や地方銀行といった普通銀行を対象としたものであり、信託銀行だけを対象としたものは、片桐 [1993]、橋木他 [1997]、宇佐美 [1999]、播磨谷 [2000] など、わずかしかな存在しないのが現状である。これは、金融機能としての信託への学究的考察がこれまで法学を中心としたものであったこと、また、信託銀行の生産構造の特異性ゆえに、銀行業の費用構造に関する実証分析の対象から除外されることが多かったため

と考えられる²⁾。

片桐 [1993]では、1985年度から1990年度までのパネルデータを用いて、生産物を4種類(貸出金収益、手数料収益、証券業務収益、信託業務収益)、要素費用を2種類(人件費、物件費)としたトランスログ型費用関数の推定を行っている。そして、銀行業務、証券業務及び信託業務の間における範囲の経済性が、上位4行及び下位3行のいずれかにおいて計測されたことが報告されている。また、規模の経済性については、上位4行及び業界全体7行において有意に検出されたが、下位3行では検出されなかったことが報告されている。

宇佐美 [1999]では、1975年度から1996年度までのパネルデータを用いて、生産物を2種類(貸出金収益、信託業務収益)、要素費用を3種類(労働、資本、調達資金)としたトランスログ型費用関数の推定を行っている。そして、範囲の経済性は、平均的な産出規模近辺において有意に存在しているとは言えないとの計測結果が示されている。規模の経済性についても、産出規模が小さいほど経済性は大きく、産出規模が大きくなるに従って縮小していくという、片桐 [1993]と反対の結果が報告されている。

播磨谷 [2000]では、1975年度から1997年度までのパネルデータを用いて、生産物を3種類(貸付信託と金銭信託の合計、年金信託、証券関連の信託)、要素費用を2種類(人件費、物件費)としたトランスログ型費用関数の推定を行っている。上述した2つの先行研究では、フロー変数から生産物を定義しているのに対し、同論ではストック変数から定義している点で大きく相違している。そして、規模の経済性については有意に認められるものの、範囲の経済性については、信託銀行の固有業務である年金信

2) ただし、生産物を貸出金や有価証券等のストック変数から定義したTachibanaki et al. [1991]では、專業信託銀行7行のデータについても推定サンプルに含められている。

託と他の生産物との間に、費用通増的となることを示す正の値が有意に計測されることを報告している。

トランスログ型費用関数から規模や範囲の経済性を計測することを目的としたこれらの先行研究に対し、橋木他 [1997]では、1981年度から1994年度までのパネルデータを用いて、コブ・ダグラス型のフロンティア生産関数から專業信託銀行各行の効率性が計測されている。そして、大規模行の効率性が常に高いとは言えないとの結論が報告されている。

このように、先行研究では推定関数形はトランスログ型ではほぼ統一されているものの、生産物や要素費用の定義については個々で相違している。次節で説明するように、本論では、生産物については代表的な3種類のフロー収益を、要素費用については宇佐美 [1999]と同様の3種類の内容をそれぞれ定義する。その際、本論では先行研究においてあまり考慮されていない專業信託銀行の資金調達特性に着目し、要素費用の中の調達資金として、信託勘定の調達費用についても含めることとする。

3. 推定方法

3.1 データ

取扱業務が多様な信託銀行についてその生産物を特定化することは、普通銀行を対象とする場合にも増して容易なことではない³⁾。一般的な銀行業を対象とした先行研究では、銀行を資本と労働ならびに預金を投入要素として、貸出金や有価証券により運用を行う主体であると捉える。仲介アプローチに基づいて生産物の定義がなされる場合が多い。戦後のわが国の金融システムにおいて、長期金融の担い手として位置付けられてきた專業信託銀行についても、この考え方はそのまま当てはまると言えよう。しか

3) 信託銀行の個々の具体的な業務内容や特性に関しては、三菱信託銀行信託研究会編 [1998]等を参照。

しながら、ストック変数である貸出金や有価証券では不良債権の問題や会計基準変更の影響を無視できない。しかも、銀行勘定と信託勘定という2つのバランス・シート勘定を持つ信託銀行の場合、両勘定において貸出金や有価証券による運用が行なわれているという特殊事情も存在する。このような理由から、本論では、信託銀行固有の生産物をフロー変数である信託報酬と捉える。片桐 [1993]や宇佐美 [1999]の考え方を踏襲することとした。

まず生産物として、本論では、①貸出金収益、②貸出金以外の銀行業務からの収益、③信託報酬、という3種類のフロー収益を定義した⁴⁾。参考までに、專業信託銀行7行計の1998年度におけるそれぞれの金額は、①796,827百万円(構成比39.7%)、②624,693百万円(構成比31.1%)、③586,289百万円(構成比29.2%)となっている。①貸出金収益が急増したバブル期の1990年度から1992年度を除き、それぞれの構成比は大差なく推移している⁵⁾。

次に、投入要素としては、①調達資金、②労働、③実物資本の3つを定義した。それぞれの投入要素価格の計算は、以下のように行った。まず、①調達資金価格に関しては、フローの資金調達費用として、銀行勘定の主要調達項目(預金、譲渡性預金、コールマネー、売渡手形、借入金)の各調達コストに貸付信託と金銭信託

4) ②貸出金以外の銀行業務からの収益は、有価証券利息配当金、外国為替受入利息、外国為替売買益、商品有価証券売買益、役務取引等収益の合計とした。このうち、外国為替受入利息、外国為替売買益、商品有価証券売買益の3つは、普通銀行を対象とした木下・太田 [1991]においてディーリング収益として定義されている生産物である。なお、役務取引等収益を分離し、片桐 [1993]と同じように生産物を4種類とした場合についても試行したが、後述するFourier型関数を採用する際の望ましい説明変数の数について問題が生じることから、本論では②貸出金以外の銀行業務として合算することとした。

5) ①貸出金収益の総額、構成比のそれぞれのピークは1990年度、1991年度となっている。1998年度の総額はピーク時の約4分の1であり、1983年度と同水準にまで減少している。

の調達コスト（貸付信託、金銭信託の各決算期末平残に当該年度5年もの平均利回りを掛けて計算した）を加えたものを定義した⁶⁾。そして、それを各調達勘定（上記の5つの銀行勘定の調達項目と貸付信託、金銭信託）の平残の合計で割ることにより求めた⁷⁾。先行研究では、銀行勘定の資金調達コストのみを考慮しているが、貸付信託と金銭信託はともに専業信託銀行の代表的な資金調達手段であり、貸出金収益をはじめとする各種の資金運用収益の原資となっていることから、本論ではこのような定義を行った。②貸金率については、人件費合計に福利厚生費を加えたものを従業員数の平残で割ることにより求めた。これは、福利厚生費の多くは給与の現物支給に近いという考えに基づいており、多くの先行研究において同じような定義がなされている。③資本レンタル価格については、物件費合計から福利厚生費を引いたものを土地建物機械と保証権利金のそれぞれの平残合計で割ることにより求めた。推定に際しては、各生産物をGDPデフレーター（金融・保険業）で割ることにより実質化を行った。

推定対象としては、1975年度から1998年度までの専業信託7行のプーリングデータを用いた。また、競争環境の変化による経済性の指標への影響を見る目的に、推定期間を、①1975年度か

ら1986年度まで、②1987年度から1998年度まで、の2つに区分したデータセットを用意し、それぞれについても推定を行った。

なお、生産物と投入要素の主要なデータについては、全国銀行協会『全国銀行財務諸表分析』各年度版、日経NEEDS『銀行・本決算データ』から、貸付信託と金銭信託の平均利回りについては、信託協会『信託』記載の信託統計表からそれぞれ引用した。

3.2 Fourier型費用関数

生産物を Y_j ($j=1,2,3$)、投入要素価格を p_m ($m=1,2,3$) で表した場合、本論において採用する Fourier 型費用関数は、以下のように定式化される。(個別企業を表す i および時間を表す t は省略している。)

$$\begin{aligned} \ln C = & \alpha_0 + \sum_j^3 (\alpha_j + \varphi_j T) \ln Y_j \\ & + \frac{1}{2} \sum_j^3 \sum_k^3 \alpha_{jk} \ln Y_j \ln Y_k \\ & + \sum_m^3 (\beta_m + \theta_m T) \ln p_m \\ & + \frac{1}{2} \sum_m^3 \sum_n^3 \beta_{mn} \ln p_m \ln p_n \\ & + \sum_j^3 \sum_m^3 \delta_{jm} \ln Y_j \ln p_m \\ & + \tau_r T + \frac{1}{2} \tau_{rr} T^2 \\ & + \sum_j^3 [a_j \cos(z_j) + b_j \sin(z_j)] \\ & + \sum_j^3 \sum_k^3 [a_{jk} \cos(z_j + z_k) \\ & + b_{jk} \sin(z_j + z_k)] + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

ここでは、技術進歩を表す項としてタイムトレンドである T を他の生産要素と対称に考えて組み入れている。また、 \cos や \sin で表される Fourier 項に含まれている z_j や z_k の各変数は、生産物 Y や投入要素価格 p を対数変換した値であり、(1)式では各生産物をそれぞれ加算する組み合わせまでを含む形で表されている。

先行研究では、このように表される Fourier 型費用関数を採用する理由として、三角関数で表される相互に直行関係にある Fourier 項を組み込むことにより、説明変数の説明力が向上す

ることや、統計的な fit の改善が期待できる点を挙げている⁸⁾。また、関数形の特化の誤りについてもある程度回避できると指摘している⁹⁾。つまり、説明変数の採択に誤りがない限り、通常の回帰分析で多く行われているように有意性を満たさない変数を除外して新しい変数を追加するのではなく、Fourier 項を拡張することのみによって推定モデルの説明力が改善することが期待されている。

ただし、推定に際して問題となるのは、Fourier 項をどこまで拡張すべきかという点と、各変数をどのように基準化すべきかという点である。本論では、前者の点については Eastwood and Gallant [1991] において提唱された変数の数の採択基準に概ね適合する範囲でいくつかのケースを想定し、それぞれの計測結果の比較を試みることにした。その際、本論では Mitchell and Onvural [1996] と同様に、投入要素価格を含むケースについても計測を行った¹⁰⁾。

後者の点については、Mitchell and Onvural [1996] に従い、トランスログ型費用関数の部分（生産物と投入要素価格の対数値）と Fourier 項の部分（ z_j や z_k ）を以下のように同一の方法で $[0, 2\pi]$ の範囲に収まるように修整を行う。

$$z_j = \lambda \mu_j (\ln Y_j + \omega_j) \quad (j=1,2,3) \quad (2)$$

$$z_m = \lambda (\ln p_m + \omega_m) \quad (m=1,2,3) \quad (3)$$

(2)式と(3)式における λ , μ , ω は、 z_j や z_m が $[0, 2\pi]$ の範囲に収まるようにするための scale factor 変数である¹¹⁾。つまり、(1)

8) \sin と \cos の組み合わせで説明変数の説明力を向上させることができるという同関数形の性質は、先行研究では「space-spanning な説明力を有する」と表現されている (Berger and Mester [1997] 他)。

9) Fourier 型関数の理論的特性に関しては、Gallant [1981, 1982] 等を参照。

10) 費用効率性を計測することを目的とした先行研究では、Fourier 項に生産物のみを含むケースを採用している場合が多い。

式のトランスログ型費用関数の部分における各生産物の対数値も (2) 式と等しく、同じく各投入要素価格の対数値も (3) 式と等しくなるように基準化を行う。近年の先行研究の一部では、これらの基準化を Fourier 項の部分についてのみ行っているものが見受けられ、このことが後述する各種の経済性指標の計測においてバイアスをもたらす一因となっているものと推察される。

なお、データ数が極めて限られていることを考慮し、推定に際しては (1) 式の費用関数と以下に示される生産要素のコストシェア方程式との連立推定を SUR 法にて行った。

$$\begin{aligned} S_m = \frac{\ln C}{\ln p_m} = & \lambda \{ (\beta_m + \theta_m T) + \sum_n^3 \beta_{mn} z_n \\ & + \sum_j^3 \delta_{jm} z_j \} \quad (m=1,2,3) \end{aligned} \quad (4)$$

ここでは、(1)式における $\ln p_m$ や $\ln p_n$ を、 z_m や z_n に置き換えて表現している。ちなみに、(4)式は Fourier 項に投入要素価格の対数変換した値が含まれていない場合のコストシェア方程式を示している。実際の推定では、3本のコストシェア方程式のうち、任意の1本を除外して行った¹²⁾。

なお、費用関数の満たすべき理論的性質のうち、次のパラメータの対称性と要素価格に関する一次同次性の条件については、事前に制約を課して推定を行った。

$$\begin{aligned} \langle \text{対称性} \rangle \quad a_{jk} = a_{kj} \quad (j,k=1,2,3), \\ \beta_{mn} = \beta_{nm} \quad (m,n=1,2,3) \end{aligned} \quad (5)$$

<要素価格の一次同次性>

$$\lambda \sum_m^3 \beta_m = 1, \quad \sum_m^3 \theta_m = 0, \quad \sum_m^3 \beta_{mn} = 0 \quad (m=1,2,3)$$

$$\sum_m^3 \delta_{jm} = 0 \quad (j=1,2,3) \quad (6)$$

11) これらの基準化の詳細については、Gallant [1981] や Mitchell and Onvural [1996] を参照。

12) これは、コストシェアの合計が1であることから、各観測点におけるコストシェア方程式の誤差項の和が常に0となり、誤差項の共分散行列に特異性 (singularity) の問題が生じるためである。

6) 貸付信託は、専業信託銀行だけにその取扱が認可された。代表的な長期性の貯蓄商品であり、従前では信託勘定における主たる資金調達手段であった。償還期限の違いにより、2年ものものと5年ものものが存在する。他方、金銭信託は運用方法の違いにより、指定、特定、無指定の3つに分類されるが、このうち定型化された信託商品として、主に個人からの受託が多いのが共同運用の指定金銭信託である。なお、近年の低金利の持続を反映し、償還期間の短いものの残高が相対的に増加する傾向にあるが、各行の償還期間別の詳細な残高が入手できなかったことや、従来はそのほとんどが5年もので占められていたことを考慮し、本論ではこのような調達コストの計算方法を採用した。

7) 平残の定義は、各決算年度末と前年度末との平均とした。これは、以下の貸金率や資本レンタル価格の計算においても同様である。

正則性条件である、①単調性と、②要素価格に関する擬凹性については、推定結果からその充足状況を検証することとした。

さらに、推定に際しては各行間の経営規模の違いを考慮し、三菱信託銀行を基準とする6個の定数項ダミーを説明変数に加えることとした¹³⁾。

3.3 経済性の指標

まず、規模の経済性の指標を、全ての生産物がある一定倍したときに費用が何倍になるかで示される全生産物に関する規模の経済性の概念として捉える。したがって、以下のように全生産物に関する規模の弾性値として表すことができる。

$$\begin{aligned}
 SCL &= \sum_j \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y_j} - 1 \\
 &= \sum_j \lambda \mu_j (\alpha_j + \varphi_j T) + \sum_k \alpha_{jk} z_k \\
 &\quad + \sum_m \delta_{jm} z_m \\
 &\quad + [-a_j \sin(z_j) + b_j \cos(z_j)] \\
 &\quad + \sum_k [-a_{jk} \sin(z_j + z_k) + b_{jk} \cos(z_j + z_k)] - 1 \quad (7)
 \end{aligned}$$

(4)式と同様、ここでもトランスログ部分における生産物や投入要素価格の対数値は、 z_j や z_m に置き換えて表現している。このとき、 $SCL < 0$ であれば、生産物の一様な拡大に対して費用の増え方が小さいことを意味するので、規模の経済性が存在することになる。

次に、複数生産物の同一企業での生産が費用節約的な効果を生じさせているのかどうかについて、範囲の経済性の指標を考える。本論のよ

うに3種類の生産物の場合、範囲の経済性は一般的に以下のように表すことができる。

$$SCP = \frac{C(Y_1, 0, 0) + C(0, Y_2, 0) + C(0, 0, Y_3) - C(Y_1, Y_2, Y_3)}{C(Y_1, Y_2, Y_3)} \quad (8)$$

当然ながら、 $SCP > 0$ のとき、複数の生産物をそれぞれ別々の企業で生産するよりも同一企業がまとめて生産する方が低い費用となることを意味するので、範囲の経済性が存在することになる。

しかしながら、(8)式を直接検証するためには、ある特定の財以外の生産量が0であるときのデータが必要になるが、現実的にそのようなデータを得ることは不可能であることから、本論では先行研究においても多く採用されている下記の費用の補完性の概念を用いることとする。

$$\begin{aligned}
 COMP_{jk} &= \frac{\partial^2 C}{\partial Y_j \partial Y_k} \cdot \frac{Y_j Y_k}{C} \\
 &= \frac{\partial^2 \ln C}{\partial \ln Y_j \partial \ln Y_k} + \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y_j} \cdot \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y_k} \\
 &\quad (j, k = 1, 2, 3) \quad (9)
 \end{aligned}$$

このとき、 $COMP_{jk} < 0$ であれば、第j生産物と第k生産物の増加が費用の増加に対して通減的であることを意味している。この補完性の存在がすべての生産物の組み合わせにおいて認められることが、範囲の経済性が成立するための十分条件となっている。

また、技術進歩率については以下のように定義することができる。

$$\begin{aligned}
 TECH &= \frac{\ln C}{\ln T} = \tau_T + \tau_{TT} T + \sum_j \varphi_j \ln Y_j \\
 &\quad + \sum_m \theta_m \ln p_m \quad (10)
 \end{aligned}$$

ここで、 $TECH < 0$ であれば、費用節約的な技術進歩が生じていると解釈できる。また、(10)式を分解することにより、技術進歩についての特定の生産要素への偏りを調べることができる。

13) これらのダミー変数の考慮は、先行研究ではあまりなされていないわけではないが、専業信託銀行7行の経営規模は上位2行、中位2行、下位3行との間に歴然とした格差が安定的に存在したのも事実であり、本論では採用することとした。なお、これらのダミー変数の推定値は、決定論的フロンティア関数に基づく個別の事業体の費用非効率性を表すと解釈することもできる。

4. 推定結果

4.1 費用関数の推定結果

前節において述べたように、本論ではFourier項に含める変数の組み合わせについて、先行研究で提唱された選択基準に概ね従う範囲内でいくつかのケースを考慮した¹⁴⁾。まず、単独の生産物 ($\cos(z_j), \sin(z_j)$) のみを含むケースをFur-6、生産物の加算の組み合わせ ($\cos(z_j + z_k), \sin(z_j + z_k), j \neq k$) までを含むケースをFur-12とした。(1)式で示されているFourier型費用関数は、このFur-12のケースに相当することになる。本論では、これら生産物のみを含むケースに加え、要素価格の組み合わせ ($\cos(z_m - z_n), \sin(z_m - z_n), m \neq n$) までを含むケースを考慮し、これをFur-18とする。三角関数が加算ではなく減算で表現されているのは、要素価格の一次同次性の制約を課していることによる¹⁵⁾。推定期間を分割したデータセットについては、データ数の制約からFur-6のケースのみを考慮した。

表1.1は、全推定期間を対象とした、各々のケースにおける費用関数の推定結果を示したものである。いずれのケースにおいても、トランスログ型(TL)を含め、費用関数およびシェア方程式の決定係数は総じて高い。ダミー変数や技術進歩率を示す各推定値の符号や有意性についても、Fur-18の一部の変数を除き、大きな違いは見られない。特に、ダミー変数については、いずれのケースともすべての変数でマイナスの値が DM_1 から DM_6 へと大きくなるよう

に計測されており、経営規模の小さい銀行ほど費用が低い関係にあることが理解できる¹⁶⁾。他方、その他の技術パラメータについては、生産物の一次項や交差項の一部において、Fourier項を組み込むことにより推定値の符号や有意性が変化しているものが見受けられる。さらに、Fourier項の係数の推定値についても、各ケースにおいて共通した結果が得られているわけではない。

これら、技術パラメータの推定値が各ケースにおいて安定的でない背景には、本論で採用した変数の基準化の方法が大きく影響していることが考えられる。つまり、本論ではトランスログ型の部分とFourier項の部分とを同一の方法で $[0, 2\pi]$ の範囲に収まるよう基準化しており、Fourier項を拡張することによって、トランスログ型の部分にも影響が拡散された可能性を指摘できる。このことは、生産物のみを含むFur-12のケースとそれに要素価格の組み合わせを加えたFur-18のケースでは、生産物の一次項や交差項の推定値に大きな変化が見られないことから推察できる。その他では、各投入要素価格の推定値において、調達資金価格である β_1 が0.77前後(制約式の関係で表1.1では未記載)と他の2つに比して突出しており、調達資金にかなり偏った構造となっていることが示されている。本論と同様、3種類の要素費用を用いた宇佐美[1999]においても調達資金価格の推定値は0.55前後の最大の値となっているが、同論では預金と譲渡性預金のみを調達資金の費用に含めており、貸付信託等の費用まで考慮した本論の調達資金の定義が計測結果に反映されているものと理解できる¹⁷⁾。

14) Eastwood and Gallant [1991]では、推定するパラメータの数がデータ数の2/3乗の範囲内に収まるまでFourier項の長さを拡張できるとの考えが述べられている。本論の場合、データ数は3本の連立式の総数で504 ($= 7 \times 24 \times 3$)となるため、推定するパラメータの数の目安は63 ($= 504^{2/3}$)までということになる。

15) Fur-18のケースにおける推定するパラメータ総数は52であり、脚注14の目安の範囲内には収まっている。

16) DM_1 から DM_6 までのダミー変数は、それぞれ住友、三井、安田、東洋、中央、日本の各信託銀行に対応している。

17) わが国普通銀行業を対象としたAltunbas et al. [2000]においても資金調達価格の推定値は0.6以上となっており、調達資金に偏っているという共通した特徴が示されている。

表1.1 費用関数の推定結果

推定法：SUR

Parameter	TL		Fur-6		Fur-12		Fur-18	
	Estimate	t-値	Estimate	t-値	Estimate	t-値	Estimate	t-値
α_0	10.0012	114.8640	10.3454	83.1878	10.8160	43.5026	10.7647	43.9860
α_1	0.1653	3.6945	-0.0331	-0.5004	-0.2170	-1.6217	-0.2214	-1.6833
α_2	-0.0274	-0.4149	0.0433	0.5383	-0.4024	-2.7824	-0.4048	-2.8453
α_3	0.1655	3.1654	0.0049	0.0622	0.1779	1.3149	0.1858	1.3964
α_{11}	0.0872	2.2165	0.0240	0.4979	0.1265	2.1014	0.1353	2.2836
α_{12}	-0.0158	-0.3957	-0.0011	-0.0267	-0.0507	-1.1267	-0.0655	-1.4791
α_{13}	-0.1055	-3.8654	0.0074	0.2360	0.0012	0.0390	0.0075	0.2472
α_{22}	-0.1030	-2.1652	-0.0788	-1.7691	0.1108	1.7585	0.1367	2.2054
α_{23}	0.1554	5.1391	0.0646	1.9859	0.0576	1.4886	0.0465	1.2203
α_{33}	-0.0681	-1.8479	-0.0094	-0.2546	-0.0439	-1.1779	-0.0357	-0.9735
β_2	0.1525	30.8941	0.1511	31.5347	0.1514	31.6713	0.1515	26.0487
β_3	0.0740	13.6523	0.0748	13.9766	0.0742	13.9272	0.0663	11.6313
β_{12}	-0.0166	-19.5417	-0.0163	-19.8246	-0.0164	-19.9608	-0.0163	-17.9043
β_{13}	-0.0097	-9.9761	-0.0098	-10.2333	-0.0098	-10.2002	-0.0108	-10.8091
β_{23}	0.0029	4.9227	0.0030	5.1967	0.0029	5.1333	0.0024	1.3704
δ_{12}	-0.0002	-0.1966	-0.0004	-0.3231	-0.0003	-0.3129	-0.0010	-0.7321
δ_{13}	0.0018	1.1395	0.0019	1.2533	0.0018	1.1750	-0.0010	-0.6407
δ_{22}	-0.0082	-7.0492	-0.0083	-7.3957	-0.0082	-7.3349	-0.0080	-5.5972
δ_{23}	-0.0109	-7.2589	-0.0109	-7.4066	-0.0108	-7.3311	-0.0031	-1.7108
δ_{32}	-0.0025	-2.0193	-0.0022	-1.8270	-0.0023	-1.9024	-0.0020	-1.3832
δ_{33}	0.0066	4.3661	0.0065	4.3478	0.0065	4.4026	0.0030	1.7770
τ_T	0.0328	2.9367	0.0363	3.4641	0.0533	4.9755	0.0583	5.5276
τ_{TT}	0.0007	0.8641	0.0006	0.7781	-0.0005	-0.6720	-0.0007	-0.9142
ϕ_1	0.0066	2.0965	0.0029	0.9527	0.0062	1.7941	0.0135	4.2340
ϕ_2	0.0004	0.1205	0.0056	1.6045	0.0045	1.2557	0.0048	1.3358
ϕ_3	-0.0042	-1.0486	-0.0068	-1.7632	-0.0086	-1.9483	-0.0097	-2.2128
θ_2	-0.0021	-10.5311	-0.0021	-10.6209	-0.0021	-10.7177	-0.0022	-9.3244
θ_3	-0.0003	-1.2280	-0.0003	-1.4144	-0.0003	-1.3538	0.0001	0.4601
DM_1	-0.0503	-2.8109	-0.0562	-3.4301	-0.0560	-3.5551	-0.0580	-3.7261
DM_2	-0.0519	-2.7480	-0.0582	-3.3113	-0.0471	-2.7529	-0.0460	-2.7177
DM_3	-0.1545	-6.5516	-0.1502	-6.8132	-0.1495	-6.7414	-0.1537	-6.9945
DM_4	-0.2793	-10.2200	-0.2916	-11.5969	-0.2911	-11.8449	-0.2893	-11.8449
DM_5	-0.4655	-9.9743	-0.5013	-11.6614	-0.5252	-12.5909	-0.5139	-12.4845
DM_6	-0.6961	-7.4754	-0.7912	-9.1167	-0.8054	-9.6607	-0.8008	-9.7227
a_1			0.0122	0.3332	-0.1457	-1.6374	-0.1552	-1.7736
b_1			0.0749	3.2473	0.0232	0.5903	0.0191	0.4951
a_2			0.0300	0.6555	-0.1906	-2.0369	-0.1933	-2.1005
b_2			-0.0357	-1.4442	0.0038	0.1260	0.0100	0.3381
a_3			-0.1730	-3.5597	-0.0705	-0.9352	-0.0691	-0.9317
b_3			-0.0975	-4.9575	-0.0883	-2.5948	-0.0885	-2.6413
a_{12}					-0.0918	-3.0876	-0.0904	-3.0899
b_{12}					-0.0125	-0.6979	-0.0090	-0.5140
a_{13}					0.0221	0.7591	0.0187	0.6519
b_{13}					-0.1075	-3.5595	-0.1160	-3.9032
a_{23}					-0.0217	-0.5551	-0.0285	-0.7410
b_{23}					0.0801	2.4721	0.0860	2.6977
$a\beta_{12}$							0.0004	0.5135
$b\beta_{12}$							-0.0013	-1.6870
$a\beta_{13}$							-0.0111	-7.7972
$b\beta_{13}$							-0.0038	-2.9843
$a\beta_{23}$							-0.0021	-0.7722
$b\beta_{23}$							0.0005	0.4355
<adj-R ² >								
Cost	0.9941		0.9951		0.9957		0.9958	
Share1	0.9450		0.9445		0.9447		0.9714	
Share2	0.9541		0.9541		0.9541		0.9567	

(注) 1. DM_1 から DM_6 の各変数は定数項ダミー（基準行は三菱信託）を表している。
2. Share1,2 は、それぞれ調達資金価格、貸金率のシェア方程式を表している。

表1.2 費用関数の推定結果

推定法：SUR

Parameter	<1975年度～1986年度>				<1987年度～1998年度>			
	TL		Fur-6		TL		Fur-6	
	Estimate	t-値	Estimate	t-値	Estimate	t-値	Estimate	t-値
α_0	11.7368	97.5478	12.1140	87.2292	11.9631	53.6183	12.0822	44.9589
α_1	0.0406	1.2340	-0.2659	-5.0963	-0.1633	-1.9253	-0.1066	-1.2675
α_2	0.3778	4.8093	0.4426	5.8764	0.1773	1.9119	0.0512	0.4159
α_3	-0.0054	-0.0947	-0.0766	-1.2376	-0.0797	-1.5607	-0.0973	-1.5886
α_{11}	-0.0057	-0.1889	0.1074	2.5035	0.0639	1.4250	-0.0348	-0.6032
α_{12}	0.0363	0.9423	-0.0410	-0.7389	-0.0100	-0.1801	0.0709	1.2103
α_{13}	-0.0841	-2.6164	-0.0218	-0.5044	0.0134	0.7086	0.0053	0.2960
α_{22}	0.0943	1.0696	0.0930	1.2433	-0.0685	-1.0109	-0.1217	-1.8095
α_{23}	-0.1062	-1.7469	-0.0584	-1.0486	0.0332	1.4698	0.0608	2.6241
α_{33}	0.1012	1.9693	0.0140	0.2520	-0.0277	-1.7936	-0.0481	-2.6064
β_2	0.0183	48.2853	0.0730	52.6377	0.1264	19.0244	0.1395	19.1685
β_3	0.0072	19.4970	0.0293	23.1238	0.0504	9.2340	0.0551	9.2066
β_{12}	-0.0007	-11.8515	-0.0113	-12.4186	-0.0135	-13.5331	-0.0166	-13.6142
β_{13}	-0.0001	-1.3279	-0.0018	-2.3329	-0.0095	-10.4637	-0.0118	-10.6494
β_{23}	0.0000	0.3898	0.0007	1.2176	0.0020	3.0051	0.0024	3.0104
δ_{12}	-0.0010	-4.5182	-0.0039	-4.7116	0.0018	1.1142	0.0019	1.0456
δ_{13}	-0.0009	-3.4636	-0.0032	-3.7304	0.0009	0.4641	0.0009	0.4433
δ_{22}	-0.0008	-2.3554	-0.0034	-2.6618	-0.0087	-4.8688	-0.0094	-4.7975
δ_{23}	-0.0005	-1.3198	-0.0020	-1.6344	-0.0016	-0.7411	-0.0015	-0.6204
δ_{32}	-0.0003	-0.8807	-0.0012	-1.1078	-0.0017	-1.6365	-0.0019	-1.6710
δ_{33}	0.0009	2.8679	0.0033	3.1287	0.0002	0.1505	0.0001	0.0738
τ_T	-0.0495	-2.6685	-0.0409	-2.1932	0.0688	4.3544	0.0645	3.4156
ϕ_1	0.0169	2.3755	0.0175	1.9281	-0.0058	-0.8115	-0.0073	-0.9662
ϕ_2	-0.0507	-3.6766	-0.0441	-3.7665	0.0093	1.2077	0.0083	0.9554
ϕ_3	0.0501	5.3015	0.0415	3.7393	-0.0015	-0.3400	0.0014	0.3078
θ_2	-0.0004	-7.3409	-0.0018	-8.1400	-0.0018	-3.4862	-0.0019	-3.4673
θ_3	-0.0001	-1.5764	-0.0005	-2.2728	0.0015	3.4906	0.0017	3.5896
DM_1	-0.0516	-2.9936	-0.0521	-3.6750	-0.0702	-5.5195	-0.0753	-6.3105
DM_2	-0.1075	-5.7424	-0.1125	-7.2253	-0.0902	-4.6961	-0.0950	-4.6967
DM_3	-0.3313	-12.9012	-0.3122	-13.7289	-0.2449	-8.3232	-0.2636	-8.5003
DM_4	-0.5605	-15.2680	-0.5555	-17.5695	-0.3869	-12.0241	-0.4169	-12.2990
DM_5	-0.8935	-13.1477	-0.9450	-15.2303	-0.7554	-12.3629	-0.8276	-13.1376
DM_6	-0.9466	-7.4018	-1.0634	-8.4593	-1.7084	-13.5722	-1.7146	-12.5452
a_1			-0.1635	-4.5671			0.0763	2.0604
b_1			0.0649	2.7810			0.0401	1.7551
a_2			0.0636	1.0475			-0.1435	-2.9898
b_2			-0.0207	-0.8796			-0.0611	-2.7464
a_3			-0.0372	-0.6609			-0.0038	-0.0916
b_3			-0.0955	-3.4406			0.0283	2.0736
<adj-R ² >								
Cost	0.9972		0.9983		0.9987		0.9989	
Share1	0.9470		0.9458		0.9663		0.9662	
Share2	0.9500		0.9487		0.9643		0.9644	

(注) 1. DM_1 から DM_6 の各変数は定数項ダミー（基準行は三菱信託）を表している。
2. Share1,2 は、それぞれ調達資金価格、貸金率のシェア方程式を表している。

表2 Fourier項に関する帰無仮説の検定結果

	〈全推定期間〉			〈前半〉	〈後半〉
	Fur-6	Fur-12	Fur-18	Fur-6	Fur-6
TL仮説 (H_0 : 全 Fourier 項が0)	15.6334*	14.6217*	10.4007*	23.4729*	6.3507*
Fur-6仮説 (H_0 : $a_{12}-bp_{23}$ が0)	—	11.2009*	6.4065*	—	—
Fur-12仮説 (H_0 : $ap_{12}-bp_{23}$ が0)	—	—	1.3899	—	—

(注) 1. () 内は各々の帰無仮説の内容を表している。
 2. 各数値はF検定統計量であり、*は1%水準で有意であることを示している。
 3. 〈前半〉は1975年度～1986年度に、〈後半〉は1987年度～1998年度にそれぞれ対応している。

推定期間を分割した場合の推定結果は表1.2に示されている¹⁸⁾。ここでも、前半(1975年度から1986年度まで)と後半(1987年度から1998年度まで)のいずれのケースとも、費用関数およびシエア方程式の決定係数は総じて高い。また、前半の a_1 や a_{11} といった一部の例外を除き、TLとFur-6との間では各推定値の符号や有意性に大きな違いは見られない。ダミー変数の推定値の符号は、ここでもすべてのケースでマイナスとなっている。特に、後半の DM_6 については、-1.7を超える大きな値となっている。Fourier項の推定値については、後半の方が相対的に有意な係数が多いものの、前半と後半とで共通性は見られない。なお、生産物の推定値が安定的でないことや、調達資金に偏った構造という表1.1で示された特徴はここでも見取れる。

そこで、SUR推定の結果から得られる費用関数の残差平方和を用いて、Fourier項の各変数を0とする帰無仮説が棄却されるかどうかについてF検定を行った。表2は、これらの結果をまとめたものである。まず、全推定期間を対象とした場合には、 ap_{12} から bp_{23} までの推定値を0とする帰無仮説を除き、いずれのケースにおいても1%有意水準で帰無仮説が棄却さ

れることが確かめられた。したがって、少なくとも生産物の組み合わせのみを含むFur-12までのケースに関しては、Fourier項の採択は支持されると考えられよう。しかしながら、Fur-18のケースに関しても ap_{13} や bp_{13} の推定値が有意であることから、Fourier項に要素価格を含めることが統計的に完全に否定される訳ではないことに注意する必要がある。なお、推定期間を分割した場合についても、前半、後半ともに帰無仮説が1%有意水準で棄却されることが見て取れる。

4.2 正則性条件の充足

次に、各々のケースについて、正則性条件の充足についての検証を行った。まず、①単調性の条件とは、以下のように生産物および要素価格の限界費用が正となることを意味する。

$$\frac{\partial C}{\partial Y_j} = \frac{C}{Y_j} \cdot \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y_j} > 0 \quad (j=1,2,3)$$

$$\frac{\partial C}{\partial p_m} = \frac{C}{p_m} \cdot \frac{\partial \ln C}{\partial \ln p_m} > 0 \quad (m=1,2,3) \quad (11)$$

(11)式において、 $C/Y_j > 0$ および $C/p_m > 0$ となることは明らかであるので、 $\partial \ln C / \partial \ln Y_j > 0$ および $\partial \ln C / \partial \ln p_m > 0$ が成立すれば、単調性の条件は満たされることになる。

他方、残された正則性条件である、②要素価格に関する擬凹性の条件とは、以下の要素価格のヘッセ行列(H)が半負値定符号行列となる必要があることを意味している。

$$H = \left[\frac{\partial^2 C}{\partial p_m \partial p_n} \right] \quad (m, n=1,2,3) \quad (12)$$

3種類の投入要素を定義する本論の推定モデルでは、(12)式の第一首座小行列を H_1 、第二首座小行列を H_2 、第三首座小行列を H_3 とすると、 $H_1 \leq 0$ 、 $H_2 \geq 0$ 、 $H_3 \leq 0$ が成立することを意味する。

表3.1は、各データの平均値を基準点と捉えて、Wald検定によりそれぞれの充足の検証を行った結果である。これを見ると、①単調性の条件については、全推定期間では符号はすべてのケースで正の値が有意に計測されているものの、推定期間別では前半の第1生産物(Y_1)の符号が負となるなど、充足において問題があることが理解できる。また、トランスログ型(TL)とFourier型との比較では、いずれの生産物、要素価格とも計測値に際立った違いは見られない。②要素価格に関する擬凹性の条件については、 H_1 と H_2 はいずれのケースにおいてもすべて1%有意水準で満たされている。これに対し、 H_3 は一部のケースで符号が正となるなどの問題が示されているが、Fur-6のケースについてはすべて充足している。ところで、費用関数の理論上、対称性と一次同次性の制約を課した下では、ヘッセ行列式の値は恒等的に0となる。表3.1に示されているように、各ケースの H_3 の値は極めて0に近似した値となっているが、これは推定プログラムにおける有効桁数の認識等の特性によるものであると考えられる。したがって、 H_3 の条件はすべてのケースで充足していると解釈することは可能であろう。

表3.2は、観測点の全域における検証を、充足率として示した結果である。①単調性の条件については、要素価格はすべてのケースでほぼ100%の充足が満たされている。これに対し、生産物は各ケースで大きく相違している。ただし、Fourier項が長いほど充足率が改善、あるいは悪化するといった、共通する関連性につい

ては認められない。②要素価格に関する擬凹性の条件については、 H_3 の充足はここでも問題があると考えられるが、充足していない各値のほぼすべてが極めて0に近似した正の値であり、表3.1と同様に解釈することはできよう。なお、 H_1 と H_2 はすべてのケースでほぼ100%の充足が満たされている。しかも、トランスログ型(TL)とFourier型の充足率はいずれの推定期間においても同じ値となっている。

このように、 H_3 の充足の問題が推定プログラムによるものと理解するのであれば、局所的にも大域的にも関数形の違いによる正則性条件の充足に大きな違いは認められない。つまり、少なくとも本論の推定対象に関する限り、McKillop et al. [1996] 他において指摘されている、関数形の持つFlexibilityの向上により統計的なfitと擬凹性条件の充足率との間にトレード・オフが生じるという事実は無いものと解釈できる¹⁹⁾。

4.3 経済性の指標の計測結果

次に、推定値から計算される規模の経済性をはじめとする各種の指標について検証を行う。まず、基準点における規模の経済性を(7)式に従って計算した結果が表4の上段にまとめられている。これを見ると、全推定期間についてはFur-18を除くすべてのケースにおいて、規模の経済性は有意に存在することが認められる。関数形の違いによる比較では、トランスログ型(TL)が最も大きく、Fourier項が拡大するにつれて小さくなる傾向が見取れる。推定期間別では、前半、後半のいずれのケースとも、規模の経済性は有意に存在することが認められる。それぞれの比較では、本格的な信託市場への参入規制の緩和が進むよりも前の時期である前半の方が規模の経済性は大きい。しかし、全推定

18) 推定期間を2つに区分するに際して、1975年度から1998年度までの全観測期間を対象として推定を行い、そこから得られる費用関数の残差平方和を用いてChowテストの方法により構造変化の有無の検証を行った。結果、TLおよびFur-6のいずれにおいても有意水準1%で構造変化が生じていることが認められた。

19) Fourier型費用関数を用いたAltunbas et al. [2000]等の先行研究では、これら正則性条件の充足率についての検証はなされていない。

表3.1 正則性条件の検証 (データ平均)

	〈全推定期間〉				〈前半〉		〈後半〉	
	TL	Fur-6	Fur-12	Fur-18	TL	Fur-6	TL	Fur-6
〈単調性〉								
Y_1	0.1841*	0.0956**	0.1040**	0.1063**	-0.1224*	-0.2693*	0.1363*	0.1264*
Y_2	0.0722***	0.2103*	0.2307*	0.2043*	0.2149*	0.3136*	0.0038	0.0124
Y_3	0.1483*	0.1984*	0.1806*	0.2119*	0.0057	0.0125	0.0264	0.0161
β_1	0.8706*	0.8705*	0.8705*	0.8819*	0.8826*	0.8824*	0.8457*	0.8458*
β_2	0.0694*	0.0696*	0.0695*	0.0716*	0.0732*	0.0734*	0.0768*	0.0768*
β_3	0.0599*	0.0599*	0.0600*	0.0748*	0.0442*	0.0443*	0.0775*	0.0775*
〈擬凹性〉								
H_1	-0.0864*	-0.0865*	-0.0866*	-0.0770*	-0.1028*	-0.0906*	-0.1075*	-0.1021*
H_2	0.0025*	0.0025*	0.0025*	0.0019*	0.0028*	0.0023*	0.0037*	0.0035*
H_3	-6.0E-19	-2.3E-19	6.0E-19	9.2E-05*	-2.7E-20	-1.1E-18	2.71E-19	-5.1E-19

(注) 1. *は1%, **は5%, ***は10%でそれぞれ有意な計測値。
 2. Wald統計量による χ^2 検定(自由度1)の結果に基づく。
 3. 〈前半〉は1975年度~1986年度に、〈後半〉は1987年度~1998年度にそれぞれ対応している。

表3.2 正則性条件の検証 (全観測点)

	〈全推定期間〉				〈前半〉		〈後半〉	
	TL	Fur-6	Fur-12	Fur-18	TL	Fur-6	TL	Fur-6
〈単調性〉								
Y_1	98.21%	82.74%	63.69%	63.69%	25.00%	27.38%	73.81%	66.67%
Y_2	92.26%	97.62%	83.93%	76.79%	76.19%	83.33%	72.62%	53.57%
Y_3	87.50%	83.33%	88.69%	88.69%	61.90%	40.48%	65.48%	67.86%
β_1	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
β_2	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
β_3	100.00%	100.00%	100.00%	98.21%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
〈擬凹性〉								
H_1	99.40%	99.40%	99.40%	100.00%	100.00%	100.00%	98.81%	98.81%
H_2	98.81%	98.81%	98.81%	98.81%	100.00%	100.00%	97.62%	97.62%
H_3	50.00%	50.00%	51.19%	38.10%	48.81%	54.76%	45.24%	52.38%

(注) 1. 各値はサンプル数に占める各条件を充足する数の比率を表している。
 2. 〈前半〉は1975年度~1986年度に、〈後半〉は1987年度~1999年度にそれぞれ対応している。

期間の場合とは異なり、前半、後半のいずれともFur-6の方がTLよりも大きい。したがって、従来のトランスログ型に基づく計測が、規模の経済性を過大に評価していたかどうかについては、この表4の結果からだけでは判断できない。なお、全推定期間の場合の-0.5前後という規模の経済性の値は、推定対象期間こそ異なるもののフロー変数から生産物を定義した片桐[1993]や宇佐美[1999]とも極めて近い値であり、規模の経済性がデータの基準化や推定関数

形に影響を受けることなく認められることをあきらめる程度示唆していると言えよう。

しかしながら、データの基準点ではなく、各行別にそれぞれの平均値で規模の経済性を計測したところ、推定関数形の違いにより結果が異なることが確かめられた。表には示していないが、トランスログ型では-0.6835と7行中で最大となる最下位位の日本信託の値は、Fourier項が拡大するほど小さくなる傾向にあり、Fur-18では-0.4675と順位についても中位へ

表4 規模と範囲の経済性の計測検証

	〈全推定期間〉				〈前半〉		〈後半〉	
	TL	Fur-6	Fur-12	Fur-18	TL	Fur-6	TL	Fur-6
規模の経済性	-0.5954*	-0.4957*	-0.4848*	-0.4774	-0.9018*	-0.9432*	-0.8334*	-0.8452*
費用の補完性								
$COMP_{12}$	-0.0025	0.0190	-0.0267	-0.0438	0.0100	-0.1255***	-0.0094	0.0724
$COMP_{13}$	-0.0782**	0.0264	0.0200	0.0301	-0.0848*	-0.0251	0.0170	0.0073
$COMP_{23}$	0.1661*	0.1063*	0.0993**	0.0897**	-0.1049***	-0.0544	0.0333	0.0610*

(注) 1. *は1%, **は5%, ***は10%でそれぞれ有意な計測値。
 2. Wald統計量による χ^2 検定(自由度1)の結果に基づく。

と変化する。同様の傾向はその他のいくつかの信託銀行についても見られ、解釈を行う際には注意を要することが理解できる。また、計測期間別では、前半については上位行ほど規模の経済性が大きくなる傾向にあるのに対して、後半では反対となっている。

次に、範囲の経済性が成立するための十分条件である、費用の補完性について検証する。(9)式に従って計算した費用の補完性の指標は、各々の生産物の組み合わせごとに表4の下段に示されている。これを見ると、全推定期間については費用の補完性が有意に認められるのは、トランスログ型(TL)のケースの第1生産物(貸出金収益)と第3生産物(信託報酬)との組み合わせ($COMP_{13}$)のみである。反対に、第2生産物(貸出金以外の銀行業務からの収益)と第3生産物(信託報酬)との組み合わせ($COMP_{23}$)では、すべてのケースにおいて費用の補完性が無いことを示す正の値が有意に計測されている。ただし、Fourier項が拡大するにつれて、その値は小さくなる傾向にある。また、規模の経済性の場合とは異なり、 $COMP_{12}$ や $COMP_{13}$ ではトランスログ型とFourier型との違いが計測結果に影響することが理解できる。推定期間別では、費用の補完性が有意に認められるのは前半のみであるが、有意となる生産物の組み合わせはTLとFur-6とで全く一致していない。また、後半のFur-6においても、 $COMP_{23}$ は正の値が有意に計測されている。後

半では第3生産物(信託報酬)と他の生産物の組み合わせはすべて正の値となっており、参入規制の緩和による競争環境の変化が、専業信託銀行の信託業務に費用通増的な影響を与えている可能性を示唆している。

なお、費用の補完性についても、各行別の平均値で評価した場合には推定関数形の違いにより異なることが確かめられた。特に、全推定期間を対象とした $COMP_{23}$ については、トランスログ型では特筆すべき各行の違いが見られなかったものが、Fourier項が拡大するほど全般的に値が小さくなる中で、上位行と下位行との格差が広がる傾向にあることが示された。推定期間別では、前半のTLのケースにおける $COMP_{12}$ は、基準点で評価した表4では正の値となっていたものが、上位3行については費用の補完性があることを示す負の値となった。反対に、前半のFur-6のケースにおける $COMP_{13}$ では、上位3行は正の値となった。

最後に、技術進歩率について検証する。表1.1, 1.2の費用関数の推定結果に示されていたように、技術進歩を示す各項の推定値の有意性は概ね満たされていると言える。念のため、すべての技術進歩項を0とする帰無仮説についてのF検定を行った結果、すべてのケースにおいて1%有意水準で帰無仮説が棄却されることが確かめられた。表5は、(10)式に従って計算された技術進歩率の指標の計測結果をまとめたものである。表5からも明らかのように、各データセットのほとんどのケースで正の値が有意に

表5 技術進歩率の計測検証

	〈全推定期間〉				〈前半〉		〈後半〉	
	TL	Fur-6	Fur-12	Fur-18	TL	Fur-6	TL	Fur-6
技術進歩率	0.0486*	0.0593*	0.0637*	0.0634*	0.0976*	0.1036	0.0342*	0.0322*

(注) 1. *は1%で有意な計測値。
 2. Wald統計量による χ^2 検定(自由度1)の結果に基づく。
 3. 推定対象期間の中間時点の値として計算している。

表6 関数形の違いによる適合度の比較

	〈全推定期間〉				〈前半〉		〈後半〉	
	TL	Fur-6	Fur-12	Fur-18	TL	Fur-6	TL	Fur-6
平均値の検定 (P値)	0.9683 (0.3343)	0.9718 (0.3326)	0.9728 (0.3321)	0.9640 (0.3364)	0.9944 (0.3229)	0.9980 (0.3212)	0.9426 (0.3486)	0.9221 (0.3591)
Mann-Whitney 検定 (P値)	14060 (0.9559)	14047 (0.9423)	14074 (0.9664)	14069 (0.9620)	3511 (0.9584)	3523 (0.9886)	3528 (0.9987)	3526 (0.9962)
Wilcoxonの符号順位和検定 (P値)	7004 (0.8823)	6838 (0.6811)	6722 (0.5520)	6735 (0.5659)	1731 (0.8114)	1739 (0.8392)	1719 (0.7702)	1777 (0.9733)

(注) 1. 上段の数値は各々の検定統計量を表している。
 2. P値は帰無仮説が棄却されない確率を表している。

計測されており、費用節約的な技術進歩が生じていないことが理解できる。ただし、(10)式を分解して検証したところ、各要素価格とタイムトレンドとの交差項の部分については、全観測期間のTL、前半のTLおよびFur-6においてのみ、費用節約的となる負の値が有意に計測されることが確かめられた²⁰⁾。タイムトレンドの1次項と2次項の部分、各生産物とタイムトレンドとの交差項の部分については、すべて正の値が計測された。

各行別の平均値で評価した場合には、全観測期間と後半については上位行と下位行とで大きな差は見られなかった。しかし、前半については、TL、Fur-6のいずれとも上位行ほど正の値が大きくなり、規模の経済性の場合と異なることが確かめられた。

20) 技術進歩が生産要素に関して偏りがあるかどうかを、 θ_1 から θ_m までの推定値を0とする帰無仮説をF検定により検証したところ、すべてのケースについて1%有意水準で帰無仮説が棄却されることが確かめられた。つまり、技術進歩はHicks中立型ではない。

4.4 推定関数形の適合度の比較

最後に、Altunbas and Chakravarty [2001] にならない、トランスログ型とFourier型のいずれのモデルが被説明変数である費用の現実値をよりよく近似できるかについて、いくつかの検定を試みた。これらの結果は、すべて表6に示されている。まず、現実値と各々の推定関数形から計算される予測値との平均値が等しいという帰無仮説についてt検定を行った。表6の上段に示されているように、いずれのケースにおいてもP値は高く、帰無仮説は棄却されない。また、全推定期間では、Fur-6やFur-12の検定統計量はTLよりも大きいものの、最長のFourier項を含むFur-18のケースにおいて適合度が最も悪いことが見て取れる。推定期間別では、前半と後半とでTLとFur-6との検定統計量の大小関係は反対となっている。

次に、現実値と各々の推定関数形から計算される予測値との中央値(median)が等しいという帰無仮説についてMann-Whitney検定を行った。結果は表6の中段に示されている。ここでも、平均値の検定と同様、すべてのケースにおいて帰無仮説は棄却されない。さらに、全推

定期間では、適合度についてはFur-6が最も悪く、反対にFur-12が最も良いことが見て取れる。また、推定期間別のTLとFur-6との検定統計量の大小関係は、平均値の検定と同じく反対となっている。

次に、同様の帰無仮説を、Wilcoxonの符号順位和検定を行うことにより検証した。表6の下段に示されている結果から理解できるように、ここでもいずれともP値は高く、帰無仮説は棄却されない。しかしながら、これまでの2つの検定とは異なり、全推定期間では、TLの検定統計量が最も大きく、かつFourier型との格差が非常に大きいことが見て取れる。反対に、推定期間別では、前半、後半のいずれとも、Fur-6の方がTLよりも検定統計量は大きい。

このように、Altunbas and Chakravarty [2001]ほど明確ではないものの、本論においても、Fourier型関数の採用が必ずしも現実値との適合度の点でトランスログ型よりも強く支持されるわけではないということが確認できた²¹⁾。このことは、決定係数の大小やFourier項の推定値に関する統計的な有意性の検定に基づく推定関数形の採択基準のみに頼ることの危険性を示唆していると言えよう。

5. まとめと課題

本論では、わが国専業信託銀行を対象に、近年数多くの先行研究において採用されているFourier型費用関数を用いて規模や範囲の経済性、技術進歩率の計測を行い、トランスログ型費用関数との計測結果の比較を試みた。本論で明らかにされた計測結果を要約すると以下のようになる。

まず、費用関数の推定結果の比較では、Fourier項の推定値を0とする帰無仮説はほと

21) ただし、Altunbas and Chakravarty [2001]では、Fourier項に生産物のみを含めたケース(3種類の生産物各々の加算まで)が採用されている。

んどケースで棄却され、決定係数についてもFourier項を組み込むことにより改善されることが明らかにされた。しかしながら、正則性条件の充足については、Fourier項が長いほど改善するような一定の関係にはないことが確かめられた。

規模の経済性については、先行研究と同様、トランスログ型とFourier型のいずれのモデルにおいても有意に計測されることが確かめられた。他方、費用の補完性については、有意に計測されるのはトランスログ型のケースにおける貸出金収益と信託報酬との組み合わせのみであり、かつその値も小さい。さらに、その他の生産物の組み合わせでは、トランスログ型とFourier型とで符号が反対となるなど、採用する推定関数形の違いが計測結果に影響することが示された。推定期間別の比較では、バブル期以前と以後の両方のデータセットともに規模の経済性は有意に認められるものの、信託報酬と他の生産物との組み合わせにおいて符号が反対となる結果が示された。技術進歩率については、特定の生産物とタイムトレンドとの交差項の推定値の影響もあり、すべてのケースにおいて費用増進的であることを意味する正の値が計測された。

さらに、トランスログ型とFourier型のいずれが被説明変数である費用の現実値により適合しているのかについてノンパラメトリックな検定を行ったところ、Fourier項が拡大することで適合度が高まるわけではないことが示された。つまり、関数形のFlexibilityの向上を目的としたFourier項の拡大が、必ずしも望ましい統計的な性質を有しているわけではないことを意味しており、同関数形を採用して銀行業の費用構造の特性を検証されることが多い近年の流れに対する一つの反証を示すことができたと見えよう。

ただし、本論のアプローチの延長においても、いくつかの検証すべき課題は残されている。特に、先行研究との関連において、Fourier型費

用関数の確率的フロンティアモデルへの応用が本論に残された最も大きな課題であろう。ただし、これについては、専業信託銀行だけを対象とする場合にはサンプル数の制約が大きいため、絶対的な限界に直面する。専業信託銀行の経営の特異性を一先ず無視し、他業態をも含む大きなデータを対象に試行する以外に方法は無いものと思われる。その他にも、異なる生産物の採用や個々の信託銀行の比較等についても検討の余地が残されている。これらの問題点については、今後の検討課題としたい。

参考文献

Altunbas, Y. and S. P. Chakravarty [2001], "Frontier Cost Functions and Bank Efficiency," *Economic Letters*, 72.
 Altunbas, Y., J. Goddard and P. Molyneux [1999], "Technical Change in Banking," *Economic Letters*, 64.
 Altunbas, Y., M-H. Liu, P. Molyneux and R. Seth [2000], "Efficiency and Risk in Japanese Banking," *Journal of Banking and Finance*, 24.
 Berger, A. N. and L. J. Mester [1997], "Inside the Black Box: What Explains Differences in the Efficiencies of Financial Institutions?," *Journal of Banking and Finance*, 21.
 Berger, A. N. and R. DeYoung [1997], "Problem Loans and Cost Efficiency in Commercial Banks," *Journal of Banking and Finance*, 21.
 Eastwood, B. J. and A. R. Gallant [1991], "Adaptive Rules for Semiparametric Estimations That Achieve Asymptotic Normality," *Econometric Theory*, 7.
 Gallant, A. R. [1981], "On the Bias in Flexible Functional Forms and an Essentially Unbiased Form: The Fourier Flexible Form," *Journal of Econometrics*, 15.
 Gallant, A. R. [1982], "Unbiased Determination of Production Technologies," *Journal of Econometrics*, 20.
 McKillop, D. G., J. C. Glass, and Y. Morikawa

[1996], "The Composite Cost Function and Efficiency in Giant Japanese Banks," *Journal of Banking and Finance*, 20.

Mitchell, K. and N. M. Onvural [1996], "Economies of Scale and Scope at Large Commercial Banks: Evidence from Fourier Flexible Functional Form," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28.

Tachibanaki, T., K. Mitsui, and H. Kitagawa [1991], "Economies of Scope and Shareholding of Banks in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 5.

宇佐美竜一 [1999], 「信託銀行の費用構造に関する実証分析—規模の経済性・範囲の経済性を中心として—」日本経済学会報告要旨。

柏谷宗久 [1986], 「Economies of Scopeの理論と銀行業への適用」『金融研究』vol.5, No.3.

片桐聡 [1993], 「日本の信託銀行における範囲の経済性及び規模の経済性」『フィナンシャル・レビュー』No.28.

木下貴雄・太田誠 [1991], 「日本の銀行業における範囲の経済性, 規模の経済性および技術進歩: 1981-1988年度」『フィナンシャル・レビュー』No.21.

首藤忠 [1985], 「銀行業の Scale and Scope Economies」『ファイナンス研究』No.4.

橋本俊昭・尾崎哲・笠松宏充 [1997], 「信託銀行の資産選択と経営効率」『フィナンシャル・レビュー』No.43.

三菱信託銀行信託研究会編 [1998], 「信託の法務と実務 (3訂版)」金融財政事情研究会。

播磨谷浩三 [2000], 「わが国専業信託銀行の Scale and Scope Economies の計測」『六甲台論集』第47巻, 第3号。

【研究論文】

地域失業率の変動と地域労働市場の課題*

Regional Unemployment Dynamics and Regional Labor Markets: Their Policy Implications

坂西明子 (奈良県立大学地域創造学部)**

Akiko SAKANISHI, Nara Prefectural University

要約

1992年以降, 失業率の上昇に伴い, 若年失業問題が深刻化している。本稿では地域労働市場の変化と若年層の失業の要因について検討し, 若年失業に対して打ち出された国と地方自治体の雇用政策とその効果を考察する。実証分析より, 若年層の地域失業率は, 他の年齢層よりも労働市場の状況に影響を大きく受けるという結論を得た。新規雇用の創出, ミスマッチの解消, 職業訓練, 産業構造の変化等地域の実情に応じた対策が必要となる。

Abstract

The progressive rise of unemployment, especially that of young people has been conspicuous in Japan since 1992. This paper provides arguments about the national and regional unemployment policies for young people. An important finding of this paper is that regional unemployment disparities are negatively correlated with the national unemployment. The tendency of regional young unemployment largely reflects the impact of shocks that affects the entire economy. The paper concludes that labor market policies should contribute to correcting mismatch in the labor market. And labor policy should be directed so as to encourage new businesses that create new jobs.

キーワード: 地域労働市場, 若年失業, 雇用政策, 地域失業率

Keywords: Regional Labor Markets, Young Unemployment, Labor Policy, Regional Unemployment Rates

JEL区分: J23, J64, J68, R23

* 本稿は2003年5月に東洋大学で行われた日本経済政策学会第60回大会で報告した論文を加筆・修正したものである。討論者の朝日大学経営学部吉田良生教授から, 論文を宛張らせて行く上で参考になる大変貴重なコメントを頂いた。そして, 匿名のレフェリーの方々より有益なコメントを頂いた。ここに記して謝意を表す。当然のことながら, 本稿のすべての責任は筆者に帰する。また, 本稿は文部科学省科学研究費補助金(課題番号: 14730046)の補助を受けて執筆を行った。

** 〒630-8258 奈良県奈良市船橋町10 奈良県立大学地域創造学部 坂西明子
 e-mail: sakanishi@narapu.ac.jp
 phone: 0742-22-4978

1. はじめに

日本の完全失業率はバブル経済崩壊以降上昇し続けており、1991年の2.1%に対し、2002年には5.4%となっている。「労働力調査」の結果によると、数値が比較可能な1953年以来、1994年まで完全失業率が3%を超えることはなかった。1995年に3.2%に達して以来、1990年代後半以降の失業率は高水準で推移している。1990年代後半以降の労働市場では、坂西 [2002] で考察されたように、地域間の失業率格差はそれ以前の時期と比べて縮小している。また、2000年代に入って、若年層の失業問題が顕在化してきた。

本稿では、1990年代以降地域労働市場に生じている変化について、今日深刻化している若年失業問題と今後とられるべき政策を中心に考察する。1990年代に入って増え続けている若年失業者とフリーターなどの非正規の就業形態は、職業訓練を行なってゆく上で重要な若年期に能力を身につけることができないという問題が存在し、現在よりもむしろ若年層が壮年期に差し掛かる時期以降の長期的な問題へと発展する見込みがある。失業プールから就業への移行、フリーター等非正規の就業形態から正規就業への移行は、学卒後十分な職業能力を持たなかった期間が長いほど困難さが増すと一般的には考えられるからである。

では、2002年に失業率が10%に迫るまでになっている若年失業者増加の要因は何であろうか。一つには、バブル経済崩壊後の経済の停滞に伴い、労働需要不足が生じていることである。日本の長期的な雇用慣行において、雇用調整は新規採用の抑制から行なわれやすい。実際に、「資金構造基本統計調査」によれば、100人以上の企業における29歳以下の若年労働者比率は1990年代を通して減少し続けており、中高年に比べて若年層の雇用の調整が進んでいる。このように若年層が他の年齢層と比べて、労働市場

の状況によって影響を受けやすいのであれば、逆に労働市場の状況が好転することによってメリットも受けやすいのであろうか。第4節では実証分析によって、このような問題を考察する。労働市場の状況により、良くも悪くも影響度が大きいのであれば、経済全体の雇用を増やすような政策を行えば、若年層がその利益を最も大きく得るといことになる。また、他の要因として、長期的に若年層を取り巻く経済環境が変化してきたこと、就業意識の変化、需給のミスマッチが生じていること等が挙げられる。

本稿で若年失業問題について、地域単位で考察する理由は、坂西 [2002] で触れられたように、1990年代には南関東、近畿など大都市地域での失業率上昇が目立ち、労働市場の状況が以前とは変化していることである。そして、雇用政策について地方自治体が策定するものが増えており、地域単位での考察が欠かせない。地方自治体が行なう政策は、地域の事情に応じて決定されるべきであり、このような雇用政策の在り方を考える上で地域労働市場について明らかにしておくことが重要となる。

本稿の構成は次の通りである。第2節では、若年失業問題に対して現在まで決定された主な政策を取り上げ、見込まれる効果と問題点を議論する。第3節では、近年の地域間失業率格差の推移を明らかにし、1990年代以降地域労働市場に生じた変化と地域雇用政策について考察する。第4節では、全国の完全失業率が変化するとき、地域の各年齢層の失業率はどのような影響を受けるのか、実証分析により明らかにする。若年層の失業率は他の年齢層よりも、感応度が大きいのかを考察する。第5節では、それ以前の節で得られた結果をもとに、地域労働市場の課題、今後若年失業問題に対して必要となる政策を考察し、結論を述べる。

2. 若年失業問題と雇用政策

2002年の完全失業率が5.4%であったのに対

し、年齢別には15～19歳で12.8%、20～24歳で9.3%と若年層の失業率が高く、今日深刻な問題となっている。若年失業問題については、2000年代に入り議論が活発化しているが、全体の失業率との乖離は既に1980年代から生じていた。1988年の完全失業率が2.5%、15～19歳では7.3%、20～24歳では4.2%であり、バブル経済崩壊前の雇用状況が比較的良かった時期から全体の完全失業率に比べて、若年層の失業率の乖離幅が大きかった。この数年間で問題が表面化したのは、若年失業率の水準自体がほぼ10%という非常に高いレベルに達したこと、学卒未就業者の増加に代表されるように、日本社会全体の雇用調整が現在就業している労働者よりも、新規採用の抑制という形より強く進められてきたことによる影響が深刻化したためである。2000年代に入って、政府は若年失業を捉えて、様々な方策を打ち出した。従来の雇用政策は失業給付、給与助成等が中心であり、現在就業している人々に対して失業時の所得保証をはかるものが主であり、企業の雇入れと雇用維持を促進する中高年層を対象としたものであった。

以下では、国と地方自治体により現在までに発表された若年雇用対策の主なものについて概観し、効果と論点を議論する。

2.1 政府による若年雇用対策について

2003年の6月に政府の若者自立・挑戦戦略会議が「若者自立・挑戦プラン」をまとめた。近年の若年失業率の高まり、フリーター等の非正規就業形態の増加、労働市場が複雑化している中、現行の人材育成と雇用システムが不十分である等の若年層労働問題の背景があった。このプランにおいては、以下の4点を中心となっている。①教育段階から職場定着段階のキャリア形成と就業支援、②若年労働市場の整備、③若年者の能力向上・職業選択肢の拡大、④就業機会の創出、である。具体的な方策として、ドイツでの対策をもとに企業実習と職業訓練をセッ

トにした「デュアルシステム」の導入をはかり、学校と企業の協力の下、在学時から就業能力を高めてゆくことを目的としている。そして、企業の通年採用・トライアル雇用の導入、高度専門職業人の育成、起業家への情報提供、若年者のための就職相談と職業斡旋などの支援を1ヶ所で行なう「ワンストップサービスセンター（ジョブカフェ）」を普及してゆくことが挙げられている。Snower [1994] は1970年代後半以降、EU諸国で見られた急速な失業率の上昇と政策的な対応を議論している。日本の若年雇用対策においても、ヨーロッパ諸国での先行的なモデルが採用されている。

ワンストップサービスセンターは経済産業省等の支援の下、都道府県が設置し運営を行う。2004年度にモデルとなる道府県で、産業政策の観点からの人材育成、NPOが運営に携わるなど、特色を持ったセンターの整備が行われる。公共職業紹介機関としては、厚生労働省により2001年に若年求職者専用の「ヤングハローワーク」が東京都区内、横浜市、大阪市、神戸市の4つの大都市に開設された。2003年には名古屋市に開設されている。このように、若年層専用の職業紹介、民間活力を利用した職業訓練の制度が整備されつつある。

これらの対策を議論するに当たって、若年失業の根本的な原因について考察すると、以下の通りである。第1に、大久保 [2002] で議論されているパラサイトの増加がある。1980年代以降長期的に若年層を取り巻く経済的条件が変わってきており、必ずしも生活のために働くことが必要とされていない層が増えている。また、就業形態もパート、アルバイトの非正規の割合が増え、「平成15年国民生活白書」によると、大卒者の新卒フリーター比率は1990年の7.4%から、2002年には31.3%へと急上昇している。第2に、近年の失業率の悪化は、需要不足による求人への減少に起因している。第3に、若年層の職業能力の不足、職業意識や将来展望の欠如に

より、需給のミスマッチが生じていることである。

「若者自立・挑戦プラン」の策定、「ワンストップサービスセンター」の創設は、従来学校から労働市場へと卒業と同時に、在学時には接点のなかった世界へ移行していたのを、在学時から職業経験を積み、また職業訓練を通じて労働市場に対する情報を得ることができることによって、若年労働力の質の向上とミスマッチの解消に役立つという効果が期待できる。第2の要因に対しても、若年層の質の向上により、労働需要を増加させる効果が見込める。しかし、日本の長期的な雇用慣行においては、雇用の調整が新規採用の抑制を中心に行なわれており、経済全体の雇用が増加しなければ、若年層の雇用の増加につながりにくいという側面がある。実際には、失業率が低下した1980年代後半には、若年層の失業率が最も大きく改善している。第4節では全国失業率の変化に対し、各地域の年齢別失業率がどの程度反応するのかを考察する。若年層の反応度が大きければ、経済全体の雇用を増やし失業を減らす政策は、若年労働問題に対して需要不足を解消するための抜本的で重要な対策であり、検討してゆく必要がある。

2.2 地方自治体による若年雇用対策について

各地方自治体においても、若年失業問題に対して様々な取り組みを行なっている。北海道、大阪府、兵庫県など、都道府県で多く行なわれているものは、新卒の未就業者などを半年から1年間の一定期間直接雇用する対策である。大阪府などでは、職員の残業を削減し、その分を財源として若年者雇用に充てるワークシェアリング事業を行なっている。樋口 [2001] が議論するように、政府が直接雇用する対策の効果は、他の政策と比べて即効的であり、緊急避難的な対策として期待が持てる。しかし、雇用条件の設定、期間限定に起因する職業モラルの問題などがあり、労働資源の有効活用から民間企業では提供できないサービスでかつ長期的に社会が

必要とするサービスについて政府の直接雇用が行なわれるべきことを論じている。

若年層の直接雇用による効果には、失業から就業への移行（アウトフロー）を促し、かつ職業経験を積むことによって、雇用期間終了後の就業に役立てられることがある。しかし、失業者を一時的に地方自治体で雇い入れるために「緊急地域雇用創出特別交付金」が各都道府県に交付され、2002年度に18万人が一時的に雇用された事業では、厚生労働省の追跡調査によると期間終了後半年以内に職についていない者は35%にのぼった。地方自治体によるワークシェアリング事業は、その原資を正職員の残業の削減によっており工夫が見られるが、一時的な雇用創出の「ばら撒き」政策で単なるアルバイト的なもので終わらないよう、期間終了後までに雇い入れた若年層が次の仕事にスムーズに移行できるように、職業紹介の斡旋、官民で協同して情報を提供してゆくなどアフターケアにつながる支援を行ない、政策的な効果を高めて行く必要がある。

また、大阪市では2003年の秋から「若年者の技能職場体験講習事業」を実施し、定職に就いていない30歳未満の若年層にモノづくりの職場での現場体験を通じて、職人になる道を開くことを試みる。職場においては今後技能を後継する見込みのある若者を紹介し、若年層は今まで接触のなかった技能職場で経験を積めるというメリットがある。

他に地方自治体で多く行なわれているものは、学生に就業体験をさせるインターンシップの事業がある。

地方自治体の雇用政策は、地域の実情に応じて柔軟に決定できるというメリットがあり、それを活かす形で行なっていくことにより、きめ細かな住民へのサービスを提供できる。人口の年齢構成、産業構造は地域ごとに異なり、面している労働市場の課題も異なっている。和歌山県の提言により2002年から実施された「緑の雇用」の試みは、高齢化が進んでいる林業で、県

外から森林作業員を募集し、林業後継者の育成と人口の流入を促進することを目的としている。現在、過疎化が進み、若年層が就職難のため流出し続けている市町村も多い。このような実情に応じて、必要とする産業分野の雇用が、情報不足のため求職者にうまく伝わらないというミスマッチの解消や、地域の産業構造に応じた若年雇用創出の課題に対応するように地方自治体の雇用政策が行なわれるべきである。

3. 地域間失業率格差の変動

本節では、「労働力調査」で適用されている全国を10に分けた地域について、地域間の失業率格差を考察する。失業率は地域ごとにばらつきが大きく特色があるのか、あるいは自由な労働移動の下、地域間失業率格差は比較的小さいのか、時系列で地域間失業率格差の変動を明らかにする。地域間で失業率が異なる要因として、産業構造の差異、地域の経済成長力の差異、人口構成などが考えられる。地域間で失業率のばらつきが縮小しているならば、労働市場の状況は地域間で類似した傾向にある。逆にばらつきが大きくなっているときには、地域ごとの労働市場の状況が異なっており、その差異が生じる要因により注意を払って考察を進める必要が生じる。

Martin [1997], Dixon, Shepherd and Thomson [2001], Shepherd and Dixon [2002] によると、地域失業率の散布の指標は以下のようにして導かれる。

全国失業者に占める地域 r のシェアは、以

下のようになる。

$$U_r/U_N = (u_r/u_N)(L_r/L_N) \quad (1)$$

(U_r : 地域 r における失業者数, U_N : 全国の失業者総数, u_r : 地域 r における失業率, u_N : 全国の失業率, L_r : 地域 r における労働力人口, L_N : 全国の労働力人口, とする.)

(1) 式より、地域 r の全国失業者に占めるシェアと労働力人口に占めるシェアとの差は以下のように表される。

$$(U_r/U_N) - (L_r/L_N) = (L_r/L_N)[(u_r - u_N)/u_N] \quad (2)$$

(2) 式についてすべての地域に関して差の絶対値を合計すると、次のようになる。

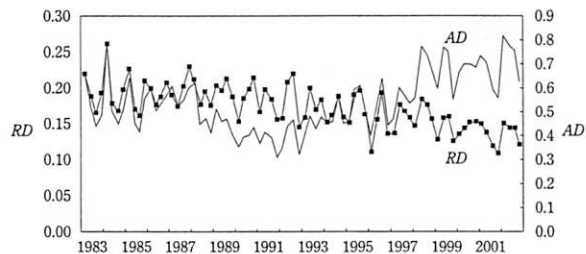
$$\sum_r |(U_r/U_N) - (L_r/L_N)| = \left[\sum_r (L_r/L_N) |u_r - u_N| \right] [1/u_N] = AD/u_N = RD \quad (3)$$

(3) 式の AD は全国失業率に対する絶対的な地域失業率の散布, RD は相対的な散布として定義される。 RD は地域間の失業率を等しくするために、各地域において完全失業者から就業者へ、あるいはその逆へと就業状態を変えなければならぬ労働力人口の全国失業者に対する割合を表している。

図1には、「労働力調査」の10地域について、1983年第1四半期から2002年第4四半期までの各期の AD と RD を図示した。 AD はほぼ全国失業率の変動に対応して、推移している。1987年から1991年までの全国失業率が低下していた時期には AD も低下しており、1992年以降、特に失業率が3%に達した1990年代後半から AD は急速に上昇している。一方、 RD は1991年までの時期には一定の傾向は見られず、1990年代後半以降に低下している。全国失業率が急速に上昇している1990年代後半以降の時期に AD と RD が大きく逆の方向に推移し、従前にはなかった特徴を示している。1990年代後半以降には全国失業率の上昇に伴って、地域失

1) 10地域の地域区分と構成率は次の通りである。北海道、東北(青森、岩手、宮城、秋田、山形、福島)、南関東(埼玉、千葉、東京、神奈川)、北関東・中信(茨城、栃木、群馬、山梨、長野)、北陸(新潟、富山、石川、福井)、東海(岐阜、静岡、愛知、三重)、近畿(滋賀、京都、大阪、兵庫、奈良、和歌山)、中国(鳥取、島根、岡山、広島、山口)、四国(徳島、香川、愛媛、高知)、九州(福岡、佐賀、長崎、熊本、大分、宮崎、鹿児島、沖縄)

図1 ADとRDの推移



(注)「労働力調査」の1983年第1四半期から2002年第4四半期までの地域別データを用いた。

業率から全国失業率を差し引いた差の絶対値は大きくなる傾向にある。しかし、それを全国失業率で割った相対的な散布度合いは小さくなっていることを表している。

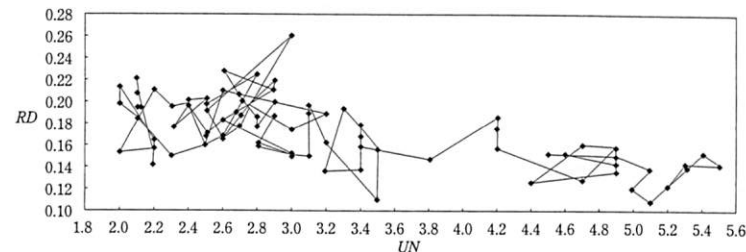
失業率格差の指標として、ADあるいはRD、いずれを用いるかによって得られる結果が異なる。例えば、すべての地域で同じポイントだけ失業率が上昇するならば、ADは不変であるが、RDは低下する。だが、各地域の失業率に比例的な割合ですべての地域の失業率が上昇するならば、ADは上昇するが、RDは不変となる。RDは全国失業率の変化の影響を取り入れた指標となっており、異なった期における地域間の失業率格差の大きさを直接比較して、政策に関連した考察を行うという目的のためには、ADを各期の全国失業率で除したRDを地域間失業率格差の指標として用いることが適している。

図2には、図1と同じ期間における全国失業率(UN)とRDとの関係を示している。相関係数は約-0.6でやや強い負の相関があり、全国失業率が高くなると、地域間の失業率格差は縮小する。期間を1983年第1四半期から1991年第4四半期までと、1992年第1四半期から2002年第4四半期までの2つに分けると、前期間の相関係数は0.28と弱い正の相関が得られたのに対し、後期間には-0.58と負の相関が得られた。UNとRDの関係に関しても、1992年以降の

失業率上昇期には相関が示され、特に、全国失業率が3.5%に達した1996年第1四半期以降、地域間の失業率格差は縮小している。

「日本の労働政策」[2002]によると、2001年より急速に雇用情勢が悪化している地域として「雇用維持等地域」が設定され、失業の予防のための雇用調整助成金支給要件の緩和、離職者の再就職促進のために緊急就職支援者雇用開発助成金の支給等の施策が行なわれている。人口減少が著しい過疎地域においては、「過疎雇用改善地域」の指定があり、地域内の事業主に対して地域雇用促進奨励金、地域雇用特別奨励金の支給がある。このように、雇用機会が乏しい特定の地域に対して、国の政策により雇用維持、雇用創出が図られてきた。また、国と都道府県が連携して地域雇用開発を推進する地域雇用開発促進法による施策の対象となる地域類型として、①雇用機会増大促進地域、②能力開発就職促進地域、③求職活動援助地域、④高度技能活用雇用安定地域等の4つがある。かつて、不況業種の集積、過疎化の進行など、構造的に雇用機会が乏しく雇用情勢が悪化している地域に対して、雇用維持の政策がなされ、これらの地域の失業率改善に寄与していた。しかし、全国的に失業率が上昇し、かつ地域間失業率格差が縮小している近年においては、失業は特定地域だけの問題ではなくなっており、地域雇用開発促進法によるように、都道府県が区域を盛り込んだ

図2 全国失業率(UN)とRDの推移



(注)「労働力調査」の1983年第1四半期から2002年第4四半期までの地域別データを用いた。

計画を策定し、国が同意するような政策がより重要となっている。地域の産業対策や地域振興策など様々な施策と相乗効果を発揮できるように、地域の実情に応じた雇用対策を行なってゆく必要性が増している。

4. 全国失業率の変化と年齢別地域失業率への影響

労働需要の側からは、若年労働市場に近年どのような変化が生じているだろうか。「平成14年版労働経済白書」によると、高校卒の新規学卒求人数は1992年以降一貫して減少している。「労働力調査」の結果から、2002年には15~24歳の失業者69万人のうち、16万人が学卒未就職であり、自発的離職23万人に次いで多く、近年の若年失業率悪化の大きな要因となっている。そして、「雇用レポート2002」によると、1999年に高等学校を卒業した者のうち無業者は9.3%、大学では19.9%であり、90年代を通じて特に大学卒の無業者の割合が急速に増加している。無業者の中には、働くことを希望しながら職を得られなかった失業者と、労働市場に入ること自体を諦めて失業者にカウントされていない者と両方を含むので、失業率で現れている以上に若年層の雇用の問題は深刻である。若年層の失業を経済全体の労働市場の状況によって説明するのは、雇用の調整弁は若年層が中心になっているのか、労働市場の状況が上向きにある時には若年層の雇用が最も大きく影響を受けるのか

を考察する上で有益である。以下で行なう実証分析により、このような傾向が見られれば、若年層の労働需要を増やしてゆくためには、経済全体の雇用を増やすことが重要であると言える。

Shepherd and Dixon [2002]では、地域固有のショックではなく、全国経済に変化を及ぼすようなショックが生じた時、地域失業率に与える影響を考察している。以降では、全国失業率の変化が各地域の年齢階級別失業率に及ぼす影響について、操作変数法を用いて推定する。バブル経済崩壊以前の労働市場の状況が好転していた1986年第1四半期から1991年第4四半期までと、労働市場が急速に悪化している1997年第1四半期から2002年第4四半期までと、期間を2つに分ける。全国失業率の変化に対する反応度を明らかにし、両期間の推定結果を比較することで、全体の労働市場の変化による各年齢層の影響度を考察する。地域区分は、労働力調査の全国を10に区分したものをを用いる。表1には推定で用いたデータの基本統計量を、1986年第1四半期から1991年第4四半期までと、1997年第1四半期から2000年第4四半期までに分けて示している。後半期には前半期よりも全年齢階級で失業率の平均値が高くなっており、特に15~24歳が8.7%と高水準である。

推定式は全国失業率と地域年齢階級別失業率の階差を取った以下のような式である。

$$\Delta U_{n,t} = c + \beta_r \Delta U_{n,t} + e_{n,t} \quad (4)$$

表1 データの基本統計量

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
1986年Q1~1991年Q4				
15~24歳	4.9	1.7	2.1	10.5
25~34歳	2.5	0.9	0.7	5.7
35~44歳	1.8	0.7	0.5	4.4
45~54歳	1.7	0.8	0.6	5.5
55~64歳	3.3	1.3	1.1	9.4
1997年Q1~2002年Q4				
15~24歳	8.7	2.2	3.0	15.1
25~34歳	5.2	1.4	1.7	9.1
35~44歳	3.1	1.1	0.9	6.2
45~54歳	3.0	1.0	1.0	5.8
55~64歳	5.0	1.2	2.0	7.9

(注) 労働力調査の10地域に関して、前半期、後半期それぞれ24四半期分のデータの年齢階級別基本統計量を示している。

($\Delta U_{r,t}$: 地域 r の第 i 年齢階級の $t-1$ 期から t 期にかけての失業率の変化, ΔUN_t : $t-1$ 期から t 期にかけての全国失業率の変化, $e_{r,t}$: 誤差項, とする.)

(4) 式は全国失業率に反映される全国的な力によってもたらされる各地域の年齢階級別失業率の変化を表している。全国失業率は各地域のウェイトを考慮して計算されるので、規模の大きな地域の失業率と関連が深くなるという問題がある。10地域の労働力人口の対全国の占有率は、2001年に北海道(4%)、東北(8%)、南関東(27%)、北関東・甲信(8%)、北陸(4%)、東海(12%)、近畿(16%)、中国(6%)、四国(3%)、九州(11%)となっており、地域規模に格差が見られる。全国失業率を回帰式に含めることの統計上の問題を回避し、地域間の作用に関する情報を取り入れるために、(4)式に対して、左辺にある地域を除いたすべての地域の失業率を操作変数として利用する。

表2は1986年第1四半期から1991年第4四半期までの期間について、(4)式を推定した結果を表している。被説明変数にすべての年齢計の地域失業率を用いた結果を最初の行に示している。中国、九州を除き、すべての地域で有意となっており、全国失業率の0.1ポイントの低下

に対して、北海道の失業率は0.39ポイント、東北は0.19ポイント、南関東は0.10ポイント、反応する。全国失業率が低下した時、それに反応して最も強く失業率低下の影響を受けるのは、北海道、東北、北陸、四国、南関東の順である。北関東・甲信、東海、近畿、中国、九州については全国失業率が低下しても、その割合以下にしか地域失業率は低下しない。

次に、年齢別に見ると、15~24歳の失業率を被説明変数とした式において、各地域とも全国失業率の係数は1を大きく超えており、中国を除いて10%水準で有意である。地域別には、北海道は25~34歳を除き、すべての年齢階級で係数の値が4を超えており、全国失業率の変動に非常に大きく(4倍以上)反応している。南関東、北関東・甲信、北陸、東海、近畿では、15~24歳を除いて、他の年齢階級では係数が1よりも小さくかつ有意となっていないものも多く、決定係数もゼロに近く説明力が弱い。特に35~44歳の年齢階級では、北海道、東北、北陸を除き、全国失業率の変動に対する反応が緩やかであり、全国失業率と逆方向に反応している地域がある。年齢階級に区分した時、地域全体の失業率に対する反応とは大きく異なっており、バブル期の全国失業率低下の趨勢の中、地域に

表2 前半期(1986年第1四半期~1991年第4四半期)の推定結果

		北海道	東北	南関東	北関東・甲信	北陸	東海	近畿	中国	四国	九州
年齢計	定数項	0.011 (0.09)	0.002 (0.04)	0.014 (0.80)	0.016 (0.47)	0.043 (1.01)	0.012 (0.28)	0.005 (0.12)	-0.037 (-0.67)	-0.019 (-0.18)	-0.044 (-0.76)
	ΔUN	3.878** (5.19)	1.931** (5.11)	1.013** (10.06)	0.836** (4.47)	1.901** (7.70)	0.956** (3.98)	0.733** (3.58)	0.282 (0.88)	1.133* (1.88)	0.532 (1.63)
	R^2	0.690	0.591	0.852	0.531	0.783	0.353	0.420	0.036	0.396	0.209
15~24歳	定数項	-0.069 (-0.16)	0.047 (0.19)	0.096 (0.80)	0.067 (0.35)	0.205 (0.56)	0.121 (0.79)	0.049 (0.30)	0.142 (0.43)	0.171 (0.30)	0.123 (0.47)
	ΔUN	5.772** (2.22)	5.737** (4.02)	3.129** (4.63)	2.768** (2.57)	6.807** (3.22)	4.107** (4.75)	1.782* (1.92)	2.070 (1.09)	6.208* (1.86)	5.841** (4.00)
	R^2	0.358	0.501	0.587	0.273	0.451	0.459	0.128	0.043	0.186	0.474
25~34歳	定数項	-0.168 (-0.56)	-0.015 (-0.18)	0.041 (0.76)	0.027 (0.16)	0.037 (1.14)	0.045 (0.31)	-0.013 (-0.12)	-0.099 (-0.44)	-0.039 (-0.17)	-0.043 (-0.28)
	ΔUN	-0.006 (0.00)	1.559** (3.21)	1.286** (4.29)	1.735* (1.90)	-0.109 (-0.58)	0.981 (1.20)	0.523 (0.84)	-0.648 (-0.50)	1.642 (1.22)	0.210 (0.24)
	R^2	0.084	0.443	0.493	0.180	0.020	0.028	0.034	0.012	0.245	0.003
35~44歳	定数項	0.089 (0.61)	0.048 (0.50)	0.005 (0.10)	0.013 (0.20)	0.007 (0.10)	-0.025 (-0.41)	-0.007 (-0.09)	-0.086 (-0.72)	0.002 (0.02)	-0.087 (-1.12)
	ΔUN	4.364** (4.89)	2.430** (4.34)	0.922** (3.31)	0.345 (0.93)	1.062** (2.37)	-0.123 (-0.36)	0.088 (0.40)	-1.234* (-1.80)	-0.166 (-1.00)	-1.039** (-2.38)
	R^2	0.579	0.485	0.454	0.086	0.358	0.088	0.010	0.199	0.017	0.155
45~54歳	定数項	0.011 (0.06)	-0.012 (-0.11)	0.005 (0.08)	0.020 (0.31)	-0.001 (-0.08)	0.039 (0.43)	0.024 (0.33)	0.021 (0.17)	0.010 (0.81)	-0.024 (-0.21)
	ΔUN	5.007** (4.19)	0.960 (1.55)	0.454 (1.33)	0.366 (1.02)	-0.120 (-0.72)	1.083** (2.08)	1.271** (3.14)	1.066 (1.44)	-0.061 (-0.92)	0.271 (0.43)
	R^2	0.666	0.163	0.067	0.011	0.013	0.195	0.387	0.089	0.010	0.012
55~64歳	定数項	0.104 (0.34)	-0.065 (-0.50)	-0.104 (-0.78)	0.007 (0.04)	0.051 (0.17)	-0.108 (-0.54)	-0.022 (-0.21)	-0.076 (-0.35)	-0.014 (-0.56)	-0.120 (-0.64)
	ΔUN	8.183** (4.38)	0.894 (1.18)	-0.123 (-0.16)	0.676 (0.66)	4.960** (2.88)	-0.689 (-0.61)	1.198** (2.00)	-0.018 (-0.10)	-0.095 (-0.62)	-0.279 (-0.27)
	R^2	0.525	0.064	0.012	0.038	0.403	0.010	0.293	0.010	0.012	0.010

(注) 括弧内の数値はt値である。**は5%、*は10%水準で有意であることを表す。

において失業率低下の影響を最も大きく受けたのは15～24歳の若年層であると結論できる。

表3には、全国的に失業率の上昇が大きい1997年第1四半期から2002年第4四半期までについて、(4)式を推定した結果を表している。年齢計の推定結果を見ると、北海道では ΔUN の係数は、前半期の3.878から後半期には1.099へ、北陸では1.901から1.001へと大きく低下している。他方、南関東が1.013から1.353に、九州が0.532から1.263へと係数の値が大きくなっている。前半期には全国的な失業率の変化に対して地域失業率の反応が高かった地域が東北を除いて、後半期にはほぼ全国失業率の変動と同じ割合で地域失業率が変動するようになり、南関東と九州では1997年以降の全国的な失業率上昇に対応して、全国の上昇幅以上に地域失業率が上昇するという傾向が現れている。近年の全国的な失業率上昇の中で、前半期と比べて地域ごとのパフォーマンスの変化が現れており、大都市地域である南関東で前半期と比較して全国経済に影響を与えるショックによる失業率上昇の効果が深刻になっている。

年齢別について、表2と表3を比較すると、15～24歳では ΔUN の係数が東北で5.737から7.619、南関東で3.129から3.179、北関東・甲信で2.768から3.519、近畿で1.782から3.475へと大きくなっている。後半期には東北、南関東、北関東・甲信、東海、近畿、九州の6地域で、15～24歳の ΔUN の係数が他の年齢層と比べて大きくなっており、後半期の全国失業率の上昇に対して、これらの地域では若年者層の失業率の上昇として最も大きく影響を受けていることがわかる。また、35～44歳については ΔUN の係数は北陸を除き、すべての地域で1よりも小さく、かつ決定係数の値が小さくなっており、全国失業率の変化によってあまり説明できない。

表2の前半期と表3の後半期を比べると、後半期に北海道、北関東・甲信、東海、四国では、ほとんどの年齢階級で ΔUN の係数が小さくなっており、説明力が落ちている。1990年代後半

以降の地域失業率の変動に関しては、前半期よりも全国経済に影響を及ぼすようなショックによる説明力が小さくなっている。特に、近年近畿の失業率が全国で最も高くなっているが、表3の結果から ΔUN の係数は1よりも小さく、地域固有の要因によって影響を受けている部分が多いことが考えられる。また、前半期と後半期両方において、説明力の地域差が大きい。前半期において、国全体のショックは、南関東、北陸の失業率の変化の80%程度を説明するが、中国ではわずかに数%しか説明しないという結果になっている。労働力人口の大きい地域が全国失業率に大きく影響を与えるというバイアスの問題を避けるような推定方法をとっても、全国的なショックが地域に与える影響は地域差が大きい。地域単位での失業対策の重要性は比較的大きいことを示唆している。

表3の35～44歳について、各地域とも ΔUN の係数が小さく、説明力が低くなっている。「労働力調査」によると、後半期にかけて、全国の35～44歳の年齢層では年齢計よりも労働力人口の大きさに比して、自発的、非自発的な離職双方に起因する失業の増加幅が小さい。一方、15～24歳では学卒未就業者の増加が後半期の失業率増加の多くを説明している。企業の雇用調整が採用抑制や残業規制を中心に行われており、直接的な人員削減を避ける傾向にあるという日本の雇用システムと、労働需要の減退による失業率悪化が中年層に比べて若年層で大きいということと関連していると考えられる。しかし、年齢計と各年齢階級の ΔUN の大きさと推定式の説明力に地域差が生じていることは、全国的なショックに対して地域ごとに受ける影響の差があることを示している。15～24歳の若年層に関しては前半期後半期ともほぼ地域を問わず全国的なショックからの影響が大きいのに対し、25～34歳以上の年齢階級については ΔUN の大きさと説明力に地域差が見られる。「労働力調査」によると、45～54歳以上の年齢層の失業者の最も多い求職理由は非自発的な離職であり、

表3 後半期（1997年第1四半期～2002年第4四半期）の推定結果

		北海道	東北	南関東	北関東・甲信	北陸	東海	近畿	中国	四国	九州
年齢計	定数項	-0.036 (-0.23)	-0.084 (-0.76)	-0.034 (-0.60)	0.047 (0.74)	-0.021 (-0.29)	0.051 (0.83)	0.058 (0.98)	-0.011 (-0.12)	0.028 (0.29)	-0.012 (-0.28)
	ΔUN	1.099 (1.52)	1.876** (3.68)	1.353** (5.48)	0.251 (0.85)	1.001** (2.96)	0.216 (0.78)	0.715** (2.52)	0.704* (1.72)	0.395 (0.93)	1.263** (6.81)
	R^2	0.261	0.409	0.631	0.078	0.457	0.263	0.410	0.112	0.203	0.717
15～24歳	定数項	-0.050 (-0.10)	-0.558 (-1.38)	-0.258 (-1.22)	-0.261 (-0.79)	0.227 (0.46)	-0.052 (-0.20)	-0.115 (-0.37)	-0.019 (-0.06)	0.281 (0.63)	-0.226 (-0.73)
	ΔUN	-0.205 (-0.80)	7.619** (4.11)	3.176** (3.47)	3.519** (2.29)	-0.700 (-0.31)	1.516 (1.29)	3.475** (2.34)	1.169 (0.78)	-2.869 (-1.48)	3.408** (2.53)
	R^2	0.010	0.480	0.404	0.289	0.092	0.147	0.106	0.013	0.020	0.139
25～34歳	定数項	0.060 (0.21)	-0.062 (-0.43)	-0.033 (-0.33)	0.149 (0.94)	0.026 (0.15)	0.113 (0.63)	0.038 (0.21)	0.151 (0.70)	0.204 (0.71)	0.017 (0.10)
	ΔUN	0.691 (0.53)	1.590** (2.42)	1.591** (3.66)	-0.569 (-0.77)	0.683 (0.84)	-0.338 (-0.42)	1.126 (1.29)	-0.687 (-0.72)	-1.490 (-1.20)	1.265* (1.83)
	R^2	0.097	0.307	0.400	0.070	0.020	0.010	0.160	0.020	0.005	0.117
35～44歳	定数項	-0.046 (-0.18)	0.130 (0.86)	0.034 (0.42)	-0.012 (-0.08)	-0.046 (-0.30)	0.016 (0.18)	0.128 (1.07)	0.225* (1.74)	0.161 (0.44)	0.085 (0.63)
	ΔUN	0.598 (0.52)	-0.619 (-0.90)	0.410 (1.18)	0.191 (0.28)	1.498** (2.12)	0.806** (2.05)	0.238 (0.42)	-1.348** (-2.37)	-0.396 (-0.25)	0.512 (0.88)
	R^2	0.132	0.016	0.135	0.055	0.306	0.203	0.154	0.303	0.070	0.012
45～54歳	定数項	-0.061 (-0.24)	-0.038 (-0.23)	-0.004 (-0.06)	0.027 (0.27)	-0.042 (-0.26)	0.062 (0.55)	0.232 (1.44)	0.023 (0.16)	0.111 (0.48)	-0.013 (-0.10)
	ΔUN	1.663 (1.44)	1.686** (2.23)	0.818** (2.66)	0.496 (1.08)	1.400* (1.92)	0.213 (0.42)	-1.182 (-1.54)	0.458 (0.72)	0.082 (0.08)	1.258** (2.30)
	R^2	0.105	0.113	0.246	0.011	0.098	0.077	0.100	0.042	0.005	0.208
55～64歳	定数項	0.049 (0.15)	0.097 (0.34)	0.030 (0.17)	0.010 (0.05)	0.099 (0.30)	0.192 (0.96)	-0.107 (-0.63)	-0.177 (-0.70)	0.023 (0.11)	0.011 (0.06)
	ΔUN	-1.219 (-0.81)	-0.068 (-0.05)	1.258 (1.61)	0.839 (0.83)	-0.657 (-0.43)	-0.918 (-1.02)	2.020** (2.51)	2.063* (1.85)	1.383 (1.47)	0.777 (0.94)
	R^2	0.013	0.013	0.099	0.012	0.054	0.013	0.232	0.048	0.236	0.055

(注) 括弧内の数値はt値である。**は5%、*は10%水準で有意であることを表す。

かつ後半期には自発的な離職と比べて非自発的な離職の増加が大きくなっている。日本の長期的な雇用慣行において、全国的なショックの影響を受けて各地域で中高年層の雇用にどのように影響が及ぶのか、その程度と雇用の調整の速さについては地域差があると言える。

以上の結果をまとめると、バブル期には全国の労働市場の状況が好転すると共に、北海道、東北など地方部ではほぼすべての年齢層の失業率が大きく改善している。そして、この時期の労働需要増加によって、すべての地域で他の年齢層よりも若年層の失業率が非常に大きく反応し改善に向かったという結果が強く現れた。つまり、全体の労働需要の増加によって、若年層の労働需要の変化が最も大きかったと言える。第2節で議論したように、長期的には1980年代から全体の失業率に比べて、若年層の失業率は乖離幅が大きくなっていたが、バブル期に失業率低下の効果が見られたことは、若年失業が労働需要側の要因に起因するところが大きいことを含意している。

1997年以降は、全国で労働需要が後退して失業率が上昇し続けている中、南関東、近畿の失業率上昇の影響が大きい。坂西 [2002] で示されたように、1990年代には大都市地域の失業率上昇が他地域よりも大きく、新しい傾向を示している。また、多くの地域で労働需要減少により、若年層の失業率が最も大きく反応して上昇しているという結果が得られた。しかし、前半期よりも推定の説明力が落ちており、地域労働市場に影響を及ぼす産業構造の違いなど、地域における要因を検討する必要があると考えられる。

以下に、Armstrong and Taylor [1993] に基づき、就業者成長の地域格差を地域産業構成から説明するシフト・シェア分析の手法を適用する。シフト・シェア分析は一定期間内の地域の就業者成長を3つに分けている。計算に必要な以下の定義について説明する。まず、0年からt年までの地域の就業者成長率を g_r 、国全

体の就業者成長率を g_n 、産業jの地域就業者数を e_j 、産業jの国全体の就業者数を E_j とする。このとき、 g_r 、 g_n 、ならびに産業別の国の就業者成長率でみた地域就業者成長率 g_m はそれぞれ次のように表される。

$$g_r = \left(\sum_j e_j^t - \sum_j e_j^0 \right) / \sum_j e_j^0 \times 100,$$

$$g_n = \left(\sum_j E_j^t - \sum_j E_j^0 \right) / \sum_j E_j^0 \times 100$$

$$g_m = \left(\sum_j [e_j^t (E_j^t / E_j^0)] - \sum_j e_j^0 \right) / \sum_j e_j^0 \times 100 \quad (5)$$

(5)式より、地域の就業者成長率(g_r)は国の就業者成長率(g_n)、産業構成による成長率($g_m - g_n$)、その他の要因による成長率($g_r - g_m$)の3つの構成要素に分解できる。産業構成による成長率は地域の産業構成を与えたときに国と同率で成長すると予測したときの地域の就業者成長率と国の成長率の差であり、地域の産業構成が成長にとって有利であればこの要素は正になる。国成長率と産業構成成長率との残差として示されるその他の要素による成長率は、国の各産業と同じ成長率で成長した場合の地域の成長率と実際の地域の成長率との差を示している。

表4には1997年第1四半期から2002年第1四半期にかけて、シフト・シェア分析を行った結果について主な産業の寄与を示している。その他の要因による成長率($g_r - g_m$)と国の就業者成長率(g_n)について示している。近畿の年齢計と15~24歳の若年層に関して、シフト・シェア分析を行った。ここでは「労働力調査」の産業別就業者のデータを用いている。なお、産業構成による成長率はほぼゼロに近いため、省略している。

①の近畿の年齢計について、農林業、非農林業の3つの構成要素の和として示される地域の就業者成長率は-5.85%である。国の就業者成長率が-2.65%、産業構成による成長率が0.16%、残差の部分が-3.36%となっている。残差

表4 シフト・シェア分析による各産業の寄与 (1997年第1四半期~2002年第1四半期)

	①近畿 (年齢計)		②近畿15~24歳	
	$g_r - g_m$	g_n	$g_r - g_m$	g_n
農林業	-0.44	-0.43	0.00	0.13
非農林業	-2.92	-2.22	-9.36	-22.18
建設業	0.36	-1.20	-0.37	-3.63
製造業	-0.51	-3.20	-2.94	-7.52
電気・ガス・熱供給・水道業	-0.23	-0.05	0.00	-0.26
運輸・通信業	0.23	-0.14	-0.32	-1.95
卸売・小売業、飲食店	-0.78	-0.43	-1.08	-2.46
金融・保険業、不動産業	-0.51	-0.33	-0.91	-1.17
サービス業	-1.21	2.81	-2.38	-4.41
公務 (他に分類されないもの)	-0.41	-0.08	-0.96	-1.17

表5 労働力人口の成長率を基準にした時の産業別就業者数の成長率

	年齢計	15~24歳
建設業	-10.7%	-22.8%
製造業	-13.7%	-24.2%
電気・ガス・熱供給・水道業	-7.8%	-38.4%
運輸・通信業	-1.6%	-21.9%
卸売・小売業、飲食店	-1.3%	12.9%
金融・保険業、不動産業	-7.7%	-19.5%
サービス業	11.9%	3.1%
公務 (他に分類されないもの)	-1.6%	-17.9%

(注) 計算に当たっては、各産業について、1997年第1四半期就業者数×(1+労働力人口成長率)と、2002年第1四半期の就業者数を比べたときの成長率を示している。

の産業別寄与については、サービス業、卸売・小売業、飲食店、製造業、金融・保険業、不動産業の順に負の寄与が大きい。全国と比べて近畿の就業者の減少率が大きいのは、これらの産業の就業者の成長率が全国と比べて低くなっていることで説明できる。

②の近畿の15~24歳は、全国の15~24歳に対してシフト・シェア分析を行った結果である。1997年第1四半期から2002年第1四半期にかけて、全国の15~24歳人口が13.5%減少し、進学率の高まり等の要因もあり、労働力人口が18.8%減少している。しかし、就業者数の減少率は22.1%と、労働力人口の減少以上に大きい。また、②より、残差はサービス業-2.38、製造業-2.94、卸売・小売業、飲食店-1.08と、負の寄与が大きい。近畿の若年層の就業者数減少率は31.7%と全国と比べて大きく、これらの産

業の負の寄与により、全国との差の7割程度を説明できる。サービス業の雇用の減少は全国若年層で見られるが、近畿では製造業とサービス業の就業者減少率が全国よりも大きく、地域ごとの産業成長率の違いが生じている。

全国的なショックの地域における影響が異なるのは、このように各地域での産業構造と雇用吸収力の違いによる部分があるためと考えられる。

表5には、1997年第1四半期から2002年第1四半期までの労働力人口の成長率と同じ割合で各産業の就業者数が変化した場合を基準に考えた時の全国の年齢計と15~24歳の産業別就業者数の成長率について示している。

年齢計と若年層とで労働力人口の成長率に差があり、この影響を取り去るように産業別成長率を求めた時に、建設業、製造業の減少率が若

年層で大きく、卸売・小売業、飲食店の増加率が高いという特徴がある。ただし、卸売・小売業、飲食店の若年層の雇用は、アルバイトなどの非正規就業の割合が高いことが考えられる。年齢計では、サービス業のみ成長率が正で11.9%となっているのに対し、若年層のサービス業の成長率は3.1%と低い。

経済のサービス化といった産業構造の変化に対応して、今後成長が見込める分野で若年層の雇用をどのように開発して行くかが課題となる。

5. 地域労働市場の課題と結論

失業率を低下させる雇用政策として、大竹・太田 [2002] で議論されたように、日本では就業者の失業プールへの移行（インフロー）抑制が失業プールから就業への移行（アウトフロー）よりも重視されてきた。例えば、景気の変動、産業構造の変化に伴う経済上の理由により事業活動を縮小し、休業、出向等を行なった事業主に休業手当、賃金を助成する雇用調整助成金は、整理解雇を避けて失業を増やさないための措置である。しかし、新規採用の抑制と「平成14年版労働経済白書」で示されているように雇用調整において中途採用の削減・停止が広く行なわれ、外部労働市場からの雇い入れが減っているという現状があり、新規学卒者や失業者が職を探す上での状況は困難さを増している。第4節での分析から、若年層が特に労働市場の状況によって影響を受け、経済全体の労働需要の変化による感応度が大きいということが示された。1990年代を通じて、新規学卒求人数が減少傾向にあり、新規大学学卒者の規模別就職構成比では1991年には従業者1000人以上の企業が52%、300～999人が21%に対し、1997年にはそれぞれ29%、20%となっている。新卒者の労働需要はバブル期には大企業中心であったのが、中・小規模の企業の割合が増えるという変化が生じている。樋口 [2001] によると、社齢の若い企業ほど雇用純変化率は大きく雇用が伸びて

いる。特に、企業規模が小さく（50～99人）設立からの年数が9年以下の企業の雇用創出率はきわめて大きくなっている。近年、若い企業の雇用が増えている反面、1980年ごろから新規開業率が低下し続けている。若年層を含めた労働需要を増やしていくためには、雇用創出が見込める新しい企業をたち上げやすくするための仕組みを社会全体で作ってゆくことが欠かせない。不要な規制の緩和、起業のための支援組織の育成、資金面での補助などの対策を充実してゆくことが必要である。2003年6月に政府が発表した若年雇用対策において、若年層の就業機会創出のために、NPOを核とした起業支援組織が若年層をベンチャー企業にインターンとして派遣すること、IT、ベンチャー企業などの人材育成強化を打ち出すなど、若年層の起業を促進することを打ち出している。

また、2003年6月に発表された「530万人雇用創出プログラム」では、今後経済のサービス化が一層進展し、新たな雇用創出の中心となると考えられている。新規分野を含めてサービス業の9つの分野について雇用創出のための環境整備、人材育成の対策を示している。第4節の考察から、産業構造の変化によって経済全体で雇用が増えているサービス業で、若年層の成長率は低いことが示された。

今日の若年失業率の高まりについて、産業別の雇用から考えると、若年層において製造業、建設業などの雇用の減少が進み、それに代わるサービス業の雇用創出がなされていないことが影響していると言える。この要因が需給のミスマッチにあるのか、あるいは職業能力の不足のため若年者の労働需要自体が少ないのかを考慮する必要がある。例えば、介護サービスを行っている事業者の多くは、人材が不足気味と答えており、産業構造の変化に伴って今後成長が見込める分野で業種や賃金などで求人側と求職側の希望がずれているミスマッチを解消するとともに、業種に合った職業訓練を講じるべきである。経済全体の雇用が増えているサービス業に

ついて、若年層の雇用創出につながるよう、職業能力の開発や仕事に関する情報提供がスムーズに行くように対策を立てる必要があると考えられる。

地域労働市場に関して、第3節の分析から1990年代以降、地域間失業率格差は縮小していることが示された。かつては基幹産業の衰退により失業が生じた構造不況地域や過疎地域等の雇用の減少が是正を要する緊急な問題であったのが、1990年代以降は特定地域というよりも全国的に失業率の上昇が地域経済の課題となっている。雇用政策は国だけでなく、地方自治体独自のものが多く策定されており、地域の産業構造の変化など実情に応じて、地域内での求人と求職のミスマッチの解消、長期的な雇用の創出につながるような支援を行うことにより細かな対応が可能になる。例えば、近畿ではサービス業の就業者増加率が全国と比べて低く、卸売・小売業、飲食店と製造業の減少率が大きくなっている。地域の産業構造によって、雇用の喪失している産業への対応や新たな雇用を創出してゆく上での課題が異なっている。全国的に失業率が高水準で推移している中、国が主体となった雇用政策と地方自治体独自の政策が相乗効果を発揮して雇用の創出に結びつくように、1990年代に入って変化した産業構造や地域の年齢構成など地域の実情に合った対策を行うことが重要になっている。第4節の実証分析から、若年層に関しては各地域で国全体のショックからの感応度が高く、国全体として雇用を創出するような対策によって影響を受けやすいと言えるが、中高年に関して地域ごとの実情に応じた雇用政策の必要性が特に高いと考えられる。

政府の若者自立・挑戦戦略会議において、今日の若年者問題の原因として挙げられているものについて、十数年前より、若年層が就業意欲、質の面で低下してきているということが言われてきた。しかし、若年層の直面する労働市場の状況が悪化する中、若年層自身が職業観を育成し職業能力を身につける必要性がかつてよりも

増している。学卒後、正社員での職に就くか、フリーター等の道を選ぶかは、若年者自身の意思と選択の問題にもよる。だが、学卒後数十年に及ぶ可能性のある将来の就業の期間について、雇用形態に関する最初の選択が与えるキャリア育成、雇用上の不安定さ、勤労所得の違いなど将来的な影響についてビジョンと将来観を持ち得た上で選択を行っているのかが重要である。現在、厚生労働省は高校生の親に対して、雇用形態の特徴と問題点について説明するセミナーを全国で開催している。在学者が学校から労働市場へと異なった世界へ移行するに当たって、両者の溝が深いため情報が少なく将来ビジョンが描き難いということを避けるために、在学時から将来の就業について考える機会を作ることが重要であろう。また、大学卒の学卒者について無業者の割合が1992年以降急速に上昇し、1991年の5.7%から1999年には19.9%となっている。その影響は現在よりも、社会の中核となる年齢に達する時期に、キャリアの欠如とそれに起因する就職難としてより大きな問題に発展する可能性がある。今後の高齢化の進行において、経済社会の活性化が必要とされており、人々が生き生きと働ける社会を築くためにも、学卒後長期間無業やフリーターなどの経験を積んできた者に対して、職業訓練と職業紹介を行ってゆく対策が長期的に必要となる。

失業は短期的な問題ではなく、人がずっと労働力である限りはそれまでの人生で築かれてきた経歴の形成が次の職探しに影響してゆくの、長期間にわたって影響を及ぼす問題である。このような観点から若年労働力育成のために、雇用政策が行われるべきである。

参考文献

- 大久保幸夫編 [2002], 『新卒無業』, 東洋経済新報社。
大竹文雄・太田聡一 [2002], 「デフレ化の雇用対策」, 『日本経済研究』, 第44号。
厚生労働省編 [2002], 『日本の労働政策』, 労働調査会。

厚生労働省編 [2002], 『平成14年版労働経済白書』, 労働研究機構.

厚生労働省職業安定局編 [2002], 『雇用レポート2002』, 労務行政.

坂西明子 [2002], 『1990年代後半以降の地域労働市場について』, 『日本経済政策学会年報』, 第50号.

樋口美雄 [2001], 『雇用と失業の経済学』, 日本経済新聞社.

Armstrong, H. W. and J. Taylor [1993], *Regional Economics & Policy, 2nd ed.*, New York: Harvester Wheatsheaf. (坂下昇監訳 [1998], 『地域経済学と地域政策』, 流通経済大学出版社.)

Dixon, R., Shepherd, D. and J. Thomson [2001], "Regional Unemployment Disparities in Australia," *Regional Studies*, Vol.35, pp.93-102.

Martin, R. [1997], "Regional Unemployment Disparities and their Dynamics," *Regional Studies*, Vol.31, pp.237-252.

Shepherd, D. and R. Dixon [2002], "The Relationship between Regional and National Unemployment," *Regional Studies*, Vol. 36, pp.469-480.

Snowder, D. [1994], "Evaluating Unemployment Policies; What Do the Underlying Theories Tell Us?," *Oxford Review of Economic Policy*, Vol.11, pp.110-135.

【研究論文】

下請法への新視点*

—私的取引への公的介入政策の妥当性—

A New Perspective on the Subcontracting Act:
Justifying the Policy of Public Intervention in Private Transactions

加賀見一彰 (明海大学経済学部)**

KAGAMI Kazuaki, Meikai University

要約

下請法は、大企業の行為を抑制して中小企業の利益を保護するように私的取引に介入する。本稿では、このような政策が取引の効率性を改善する可能性があることを論じる。この政策の本質は、過大な裁判費用が協調の失敗を引き起こすような取引関係において、公的機関が裁判過程を代替することで、効率性を回復するところにある。下請法の内容や制定当時の取引環境を整理することを通じて、下請法への新視点を提供する。

Abstract

The Subcontracting Act (*Shitauke-Hou*) intervenes in private transactions; limits larger firms' power and protects smaller firms' positions. I suggest that this policy might promote efficiency and can be justified from the economic perspective. The Act can resolve coordination failures, caused by excessive litigation costs. It indicates that the JFTC engages in litigation processes instead of private participants in the specified class of transactions, especially in subcontracting relations.

キーワード： 下請取引関係、下請法、私的取引への公的介入

JEL 区分： D23, K21, K41, L14

* 本誌レフェリーより適切かつ有益なコメントを頂いたことに深く感謝する。しかし言うまでもなく、なおありうべき誤謬等の全ては筆者個人の責に帰せられる。

** e-mail: KazKagami@aol.com

1. 序論

下請法（正式には「下請代金支払遅延等防止法」）と称される法律の存在は広く知られているところであろう。しかし、その内容や性質については必ずしも明確に理解されていないように思われる。通常、下請法は、下請取引関係を対象に弱者保護を目的として私的取引に公的介入する法律である、と捉えられる。ここで弱者保護とは、通説に従うと、支配-従属関係における私的自治の回復¹⁾やパターナリズム的配慮²⁾に依拠するものとされる。これらは、マルクス経済学の立場とは親和的な議論となるかもしれない³⁾が、近代経済学の効率性基準との整合性はほとんど否定されてきた。このため、下請法は、近代経済学の枠組みの中では正当化が難しい法律だとされる⁴⁾。しかし、本稿ではこのような考え方に対して疑念を投げかけ、下請法は効率性を重視して策定され、そして実際に効率性の観点から合理的に説明されうべきことを主張する。

そもそもこれまでの議論では、下請法の条文と運用実態をとともに理解するという作業が欠け

- 1) 代表的文献として正田 [1980, p.410] は、この規制について「支配的な力の行使を規制し、相手方—従属者—の権利に対する侵害を阻止して、その取引上の地位の確保を中心とした権利の擁護を図るという構成にもとづくものである」と説明している。
- 2) 内田 [1990, pp.241-242] は、下請法が「パターナリティックな介入の典型」と目されることを指摘している。
- 3) 実際に、岩本 [1995, p.26] によると、「下請取引関係のなかでの大企業による下請企業の「取奪」という問題は、主としてマルクス経済学者によって取り上げられてきた」とされる。具体例のひとつとして、佐藤 [1977, p.50] では「下請取引構造は、その親企業との取引関係において、不平等・不公正な面があり、取引内容が結局「不均衡交換」となる問題が重要である」として下請法の意義を論じている。
- 4) 三輪 [1982, 1990] がこの主張を強力に展開した。また、岩杉 [1999, p.127] も、この政策について「非効率性を改善することに多くを期待することはできない」と述べている。

ていた。法律学者は独禁法体系上での位置づけ論に固執し、経済学者は私的取引への公的介入という部分に目を奪われていた。そこで本稿では、制定当初期の下請法に着目し、その実体および実態について整理し、確認することから議論を始める。そして、下請法の実体・実態を前提として、その内容や性質が経済学的にいかなる意味があるのかを検討する。ここでは、先行研究とは異なる新たな視点を提示する。すなわち、下請法は、実体法（契約法、独禁法）ではなく手続法（訴訟法）を補完する目的と機能を有していることを主張する。この命題は、まず運用実態から仮説として導出され、さらに法条との整合性を確認したうえで、経済理論的に正当化されるかどうか検証される。

あらかじめ強調しておくが、本稿では、近代経済学の観点から効率性に基づいて下請法に基づく政策の評価を行う⁵⁾。筆者は効率性以外の評価基準を一概に否定するものではないが、事業者間の取引関係を規定する法律の評価としては効率性に基づく議論は有効かつ有益であると考える⁶⁾。また一方で、下請法を正当化することを試みるが、これは弱者保護政策を一律に支持することを意味しない。むしろ、本稿において下請法は、法条や運用実態から判断する限り、一般的な意味での弱者保護政策ではないことを明らかにする。下請法は、確かに下請業者の利益保護という形式をとる。しかし、弱者保護そのものは目的ではなく、産業の発展や取引の効率性改善という最終目的を達成する手段として弱者保護を行うのである。本稿では、下請法において効率性と整合的な最終目的が設定されていることを確認し、その目的を達成するうえで

- 5) 特に Kaldor-Hicks 基準を用いる。詳しくは、例えば Miceli [1997] を参照のこと。
- 6) 政策評価の基準について経済学者と法律学者の間で長きにわたる論争の歴史があるが、いまだに多くの予断と誤解が蔓延している。関連する議論を客観的に整理したものとしては、経済学者の側では常木 [2001] を、法律学者の側としては川浜 [1999] を見よ。

下請業者の利益を保護することの意味や機能を検討する。

また、これもあらかじめ強調しておくが、本稿が主たる考察対象とする時期は下請法が制定された前後の1950年代であり、1960年代以降の状況については簡単な整理にとどめる。なぜなら、1950年代の状況を理解することが、現在に至るまでの下請取引関係を論じるうえで重要な意味を持つと考えるからである。わが国の下請取引関係の特徴は、継続性と協調性にあるといわれる⁷⁾。そして、これらの性質がわが国において主流になったのは1950年代である⁸⁾。したがって、わが国の下請取引関係の是非を論じ、対応する政策を検討するためには、その前提として1950年代の状況を把握する必要がある。そこで、本稿では、この当時の下請取引関係の実態を整理し⁹⁾、継続性と協調性が確立される前後に展開された政策のひとつとして下請法の解明を試みるのである。

以下、本稿の内容を概観する。まず、次の第2節では、経済学や法律学のそれぞれの領域で蓄積されてきた先行研究について整理する。まず、法律学における通説的見解では、下請法の最終目的は下請業者（＝弱者）保護であるとし、その目的設定自体は是認したうえで、独占禁止法の政策体系の中にいかに位置づけられるかが主たる論点とされてきた¹⁰⁾。一方、経済学の伝統的な見解では、私的取引への介入政策を正当化することは困難であると説明される。しかし、近年になって、私的取引への介入を経済学的に説明する研究が発展している。ここでは特に、手続過程における公的支援政策が取引の効率性を改善する可能性を示す議論を紹介する。第3

- 7) 例えば [平成4年版 経済白書] (経済企画庁編 [1992, pp.277-281]) を参照せよ。
- 8) この点は、加賀見 [2001] のほか、藤本 [1998] や西口 [2000] など多くの文献で指摘されている。
- 9) 1950年代の下請取引関係の状況についてのより詳しい考察は、加賀見 [2001] を参照されたい。
- 10) 本文中で述べるように、下請法は独占禁止法の特別法として位置づけられる。

節では、下請法の法条と運用実態に基づいてこの政策の目的や内容を明らかにする。そして、下請法の最終目的は弱者保護ではなく取引の発展であること、下請法の運用は行政的な強制調査・審査という特徴を持つことを確認する。これに続く第4節では、1950年代の下請法制定前後の取引状況を念頭に置くと、下請法の内容・機能が合理的に正当化できることを主張する。すなわち、当時の政策目的が下請取引関係における設備投資の活性化であったこと、この最終目的に至る中間目標として下請業者の利益保護が求められたこと、そして、この中間目標の実現のために行政的な強制調査・審査、すなわち手続過程における公的支援政策が有効であったことを明らかにする。この節までの議論が本稿が主題とするところであるが、下請取引関係に関わる政策については、下請法が制定された1950年代だけでなく、現在に至るまで大いに関心を集めてきた。そこで第5節は、高度成長期以降の環境変化の中で、下請法がいかなる変容を遂げてきたかを確認する。特に、継続性や協調性を前提としない下請取引関係の効率性改善を意図した制定当時の下請法のメカニズムは、継続性や協調性を喪失しつつある近年の下請取引関係において大きな示唆を持つかもしれない。下請法の現代的意義を論じることは本稿の主題ではないが、本節においてその関連を簡単に整理してみたい。そして、最後の第6節では、全体の要約と、考察によって得られた知見、そして残された検討課題等について提示する。

2. 先行研究の整理

2.1 法律学上の伝統的議論

下請法に関する法律学上の議論は、独禁法体系における「位置づけ論」に焦点が当てられてきた。これは、下請法が独禁法の補助法として制定されたことにともなう論点がある。以下、その概要を簡単に整理しておく¹¹⁾。

独禁法は、第2条9項5号において「不公正

な取引方法」のひとつとして「取引上の地位の不当利用」を定義し¹²⁾、第19条においてこれを禁止している¹³⁾。これを受けて、公正取引委員会は、「優越的地位の濫用」を一般指定14号¹⁴⁾として指定している¹⁵⁾。下請法は、これらの規定（以下まとめて「優越的地位の濫用規制」）をより実効的に運用するために制定された¹⁶⁾。ところが、まず、優越的地位の濫用規制は独禁法体系の中で整合的に位置づけることが直観的には困難である。そしてさらに、下請法は必ずしも独禁法の枠内に収まりきれない性質を持っている¹⁷⁾。法学上の議論のうえでは、下請法の位置づけは二重の意味で疑念を伴うのである。

学説は大きく3つに分かれる。第1に、優越

11) より詳しい解説は以下の文献に当たられたい：金子他 [1983, pp.207-242]、今村他編 [1985, pp.251-261] および、柳貫 [1994]。また規制主体である公正取引委員会が時々に出している解説書としては、公正取引委員会事務局 [1966, 1988] などがある。

12) 第2条9項5号：“自己の取引上の地位を不当に利用して相手方と取引すること。”

13) 第19条：“事業者は、不公正な取引方法を用いてはならない。”

14) 適用実績が少ないので、指定内容にこだわる必要性は乏しいが、一応文書を以下に示す。
(優越的地位の濫用)

自己の地位が相手方に優越していることを利用して、正常な商慣習に照らして不当に、次の各号のいずれかに掲げる行為をすること。

一 継続して取引する相手方に対し、当該取引に係る商品又は役務以外の商品又は役務を購入させること。
二 継続して取引する相手方に対し、自己のために金銭、役務その他の経済上の利益を提供させること。
三 相手方に不利益になるように取引条件を設定し、又は変更すること。
四 前三号に該当する行為のほか、取引の条件又は実施について相手方に不利益を与えること。
五 取引の相手方である会社に対し、当該会社の役員（私的独占の禁止及び公正取引の確保に関する法律（昭和二十二年法律第五十四号）第二条第三項の役員をいう。以下同じ。）の選任についてあらかじめ自己の指示に従わせ、又は自己の承認を受けさせること。

15) 1953年に制定された旧指定は、1982年に現行指定に改訂された。しかし、この指定は旧指定10号を具体化・明確化しただけで基本的な意味内容・考え方には変化はないとされる。また、独禁法体系における不公正な取引方法の規制方法については、金子他 [1983, pp.5-7] を参照のこと。

的地位の濫用規制は独禁法体系と整合的であると独禁法そのものを捉える立場である（代表文献は正田 [1980]¹⁸⁾）。この立場からは、下請法の運用に様々な限界が課されることをもって「全くもって不十分な規制」とされる¹⁹⁾。第2に、独禁法体系との非整合性を認めつつ、当該規定の意義を認める考え方である（代表文献は今村 [1978]）。そして第三に、独禁法体系に反する以上「競争法のあるべき姿と評価されるようなものでない」（村上 [1996, p.16]）と当該規定を否定する立場である²⁰⁾。さらに最近の学説では個別的に新たな解釈を模索する動きもある²¹⁾。

第2の学説が長らく通説とされてきたが、最近の学説がやや拡散しつつある。ただし、いずれにせよ、下請法は弱者保護を目的とする政策

16) 公正取引委員会事務局 [1956] の「序」によると、下請法を制定した理由は次のように述べられている：

“下請問題の特殊な性格から下請代金支払遅延等の問題には独禁法による規制に必ずしも適しない面もあり、われわれの期待する如き効果もあげえず、一部にはかえって悪化する傾向さえみられたので今回独禁法とは別に、迅速且つ効果的な措置をとることができるようにするため、本法を制定するに至ったのである。”

ここでいう“下請問題の特殊な性質”とは、公正取引委員会 [昭和31年度 年次報告] によると、「特殊指定が困難であること」「下請事業者からの申告が期待できないこと」および「独禁法の審査・審判手続に馴染まないこと」という三点が挙げられている（pp.9-10）。

17) このことは、公正取引委員会でも長らく下請法運用に携わり、さらにわが国で数々の下請法研究者でもあった論者も認めている。詳しくは、辻 [1987] を参照のこと。

18) 市場における「支配-従属」関係と、個別取引関係における「支配-従属」関係を是正することが独禁法の目的であり、体系であると捉える。優越的地位の濫用規制は後者に対応した規定とされる。

19) 下請法の制定（1956年）直後から“この法律は不幸にして世間の一部ではザル法の一つに数えられている”（辻 [1959]）とされ、最近でも“立法上の不備や運用上の問題は多い”（宮坂・本間・高橋 [1995, p.116]）といわれている。

20) 村上 [1996, pp.85-87] の議論も参照せよ。

21) 例えば、白石 [1993] は、新たな市場・競争概念を提示することで独禁法体系を再定義し、これを通じて当該規定の位置づけを捉え直そうという試論を展開している。

であるとして捉えている点では一致している²²⁾。学説の違いは、このような弱者保護を認めるかどうか、認めるとすれば独禁法体系の中でどのように位置づけられるのか、という点で生じている。

言い換えると、伝統的な法律学の議論においては、その制定当時にまで遡って下請法の目的を再検討したり、目的に対して下請法のメカニズムが有効に機能するかどうかはほとんど議論されてこなかった。

2.2 経済学上の伝統的議論

上で述べたように、下請法は取引当事者達の合意に介入する弱者保護という形式をとる。そして、私的取引への公的介入という形態をとる以上、下請法を経済学的に正当化することは極めて困難である。このような政策が正当化されるには次の2つの条件を同時に満たす必要がある：1) 私的取引は非効率である、2) 介入が効率性を改善する。これについて、三輪 [1982, 1990, 1991] は、完全情報下では合理的な当事者間で実現される合意は（パレート基準で）効率的であること、また、不完全情報下であっても情報劣位の第三者による介入は平均的に見ると効率性を改善するよりも悪化させる傾向があることを主張した。そして、この見解から導き出される命題として、優越的地位の濫用規制や下請法は無効、さらには有害であると断じた。

三輪 [1982, 1990, 1991] の主張の要点は、下請法は、政策としての目的設定にそもそも意味がないし、目的設定が仮に適切だとしても実現性に乏しいという2点にまとめられる²³⁾。これらは、多くの経済学者にとっては支持される

22) 例えば、今村他編 [1985] は“本法の制定は、大企業の中小企業に対する抑圧行為の防止という観点から行われたため、独禁法における競争秩序の維持という目的の枠内ではあるが、中小企業という特定の階層の保護という側面が強く押し出されている。”（pp.701-702）と述べている。佐藤 [1994, p.31] も同様の位置づけであると思われる。また、松下 [1995, pp.289-290] はより明確に“下請保護法制”と位置づけている。

見方であろうが、伝統的な法律学の議論に対して重大な疑念を投げかけることになった。

2.3 1990年代の研究動向

経済学、法律学のいずれの領域においても、伝統的な議論では下請法を私的取引への公的介入と捉えている点では一致している。しかし、介入そのものを政策目的とする法律学と、効率性を政策目的の基準とする経済学は、激しい議論を戦わせながらも結局のところ平行線をたどっていた。

これに対して1990年代以降、経済学と法律学の双方にまたがる領域から新たな視点が提示されるようになった。その嚆矢となる大録 [1991, 1993] は、下請法や優越的地位の濫用規制は「私法的救済システムの限界」への対応策として存在意義があるのではないかとこの視点を提示した。そして、下請法の目的とメカニズムについて再検討の必要性を指摘したのである。

しかし、大録 [1991, 1993] における「私法的救済システムの限界」の概念は必ずしも明確ではなく、したがって、私的取引への公的介入が直ちに正当化されるわけではない。伊藤・加賀見 [1998] や若杉 [1999] は、私法的救済システムの限界に当たる状況を特定化することを通じて当該政策の可能性について検討したが、いずれも試論という枠を超えるものではなかった。

特に、問題視されたのは、政策目的の実現メカニズムが不明瞭であることにあった。経済学的に正当化される最終目的を実現するための中間目標として弱者保護が位置づけられるとしても、弱者保護によって最終的に効率性を改善させるようなメカニズムを提示できなかったのである²⁴⁾。

23) 独禁法学者による文献、米生 [1987, pp.131-133] もこれに沿った見解を示している。

24) この点については、金本 [1998] が的確に指摘している。

2.4 私的取引への公的介入の経済分析

しかし、ごく最近になって、不完備契約の状況で公的介入が取引の効率性を改善させる可能性を経済理論的に分析する文献が現れてきた。つまり、大録 [1991, 1993] が指摘した「私法的救済システムの限界」を明示的にモデル化した研究が進展してきたのである (例えば Bernardo et al. [2000] や Usman [2002])。

この系統に属する加賀見 [2000] は、手続過程に費用や不確実性があるモデルを設定し、私的取引への公的介入が効率性を改善する可能性があることを示した。すなわち、まず、裁判所の事実認定能力が低く、かつ、裁判費用が掛かるような紛争解決過程を設定した。そして、この設定のもとでは、契約違反にもかかわらず裁判が起きないことや、あるいは、契約履行にもかかわらず裁判が起きることが当事者達にとって私的に最適となることがある。つまり、事後的な手続過程の意思決定が不適切 (過剰ないし過少) になる。そして、手続過程の意思決定が不適切になると予想される時、取引行動も非効率な水準に歪められる。この結果として取引の効率性が阻害されることになる。そして、手続過程の歪みから取引の効率性が阻害される問題への対応策のひとつは、私的主体に代わって公的主体が手続過程——すなわち提訴、証拠収集、審理等——を進めることである²⁵⁾。これが加賀見 [2000] の概要である。

要するに、裁判システムの不完全性こそが「私法的救済システムの限界」であると捉え、公的介入によって効率性が改善する可能性があることを定式的に考察したのである。その重要な特徴のひとつは、政策として対応すべき問題を実体法上ではなく手続法上に想定することであり、もうひとつは、公的主体が裁判活動を私的主体に代わって展開することである。一見、

25) ただし、達成されるのは second best である。取引の効率性は改善するが、介入に掛かる費用の分だけ効率性は低下する。

極めて奇異な政策であると考えられるが、これは以下で説明する下請法に組み込まれた仕組みなのである。

3. 下請法の法条と運用実態

3.1 検討課題

ある法律に依拠して実行される政策は、その目的と、目的達成のための具体的手段・方法によって規定される。したがって、当該政策の正当性は、目的設定の適切さと手段の有効性によって評価されることになる。本節では、下請法が企図する政策内容を法条から理解することを試みる。

まず、下請法の目的はその第1条に述べられている。

下請法 第1条

この法律は、下請代金の支払遅延等を防止することによつて、親事業者の下請事業者に対する取引を公正ならしめるとともに、下請事業者の利益を保護し、もつて国民経済の健全な発展に寄与することを目的とする。

残念ながら、この条文をみても下請法の目的は判然としない。そこで、本来的には後先になるが、具体的な政策内容を先に整理し、然る後に目的について検討してみたい。

下請法の具体的内容は、1) 適用対象となる取引関係の定義・明確化、2) 取引関係書類の作成・保存・交付の義務づけ、3) 親事業者の禁止行為についての類型化、4) 事件の端緒発見・審議機能の確保、5) 独自の罰則規定の制定、の5点にまとめることができる。これらについて、順次検討していく。

3.2 下請法の内容 (1) : 適用対象の限定

下請法は、その運用の前提として、1) 適用対象となる取引関係の定義・明確化を行っている。すなわち、適用対象となる取引は、取引さ

れる商品の市場性が乏しいような製造委託ないし修理委託であること (取引される財の性質)、および、取引参加者間で資本金規模に格差があること (取引当事者間の性質) という二つの縛りによって定義している²⁶⁾。これを経済学的に解釈すると、前者は関係特殊のないし取引特殊の傾向を持つ支出を伴うことを、後者は交渉力格差が生じやすいことを、それぞれ意味している²⁷⁾。

ここで注意すべきは、下請法が適用対象として定義する取引は、1970年代以降に定着した下請取引関係のイメージ——継続的かつ協調的な取引関係²⁸⁾ (以下便宜的に「下請系列」と呼ぶ²⁹⁾) ——とは必ずしも一致しないことである。実は、下請法の制定が取り沙汰された1950年代前半期の下請取引関係は、下請系列とは対照的な、単発的かつ非協調的な市場的取引が主流であった。そして、下請系列は、1950年代後半から1960年代——ちょうど下請法が制定された時期以降——に構築された。したがって、継続性や専属性を伴う取引関係は、むしろ下請法が想定していなかった性質の取引だといってよい。

1950年代に下請取引関係の性質が大きく変化したことは、取引当事者達が取引行動を変更したということであるので、それまでの取引が非効率であったことの証左となる。つまり、政策的な対応を図る余地が存在していたことを示す。しかし他方、適用対象となる取引関係の変質は、本来想定していなかった性質を持つ取引を対象に下請法が運用されることになり、その後の議論を混乱させる一因となったとも考えられる³⁰⁾。

26) 下請法第2条。なお、資本金規模については制定以来数次の見直しが行われている。
27) 資本金規模の格差が交渉力格差をどの程度反映するかという点については議論の余地がある。例えば、辻 [1967, p.13] や三輪 [1990, p.10] 参照。
28) さらに、論者によっては「支配-従属的な」という性質が付加されることもある。この方向での代表的文献としては、藤田 [1965] を見よ。
29) 「下請系列」は多義的で誤解を招きやすい用語であるが、あくまで便宜的に使用する。

3.3 主要な内容 (2) : 手続規定

次に、下請法は、2) 取引関係書類の作成・保存・交付の義務づけを規定する³¹⁾。これは手続規定と呼ばれ、以下の三つの側面を有する。第1に、当事者達の前近代的な非合理性を啓蒙する目的が考えられる。取引当事者の双方ともが、契約書の作成・保存等のコストを過大に評価していたり、契約に関わる知識・技能の蓄積に消極的である場合に、その是正を促す効果がある。第2に、下請法の規制を実行する上での前提条件の整備である。後述するように、下請法は書面調査によって取引の外形的な調査を行うことが運用の中心に位置づけられている。もし仮に取引関連文書が整備されておらず現場の担当者全員からヒアリングしなければ取引実態を把握できないとすると、法を運用する上での大きな制約となる³²⁾。そして、第3に、契約締結時の交渉力格差が契約書の作成に反映されることに伴う問題への対応という側面がある。この点についての経済学的な分析は遅れており確たることは言えないが、問題が起ころうる可能性はある³³⁾。

これら3つの側面のうち、第1の側面については、当事者達の非合理性をアド・ホックに想定しているようで、経済学の観点からはいささか「気持ちが悪い」ものである。しかし、この規定が契約締結時の情報開示を明示的に義務づけると捉えるならば、これも経済学的に正当化

30) より詳しい議論は4.4において提供される。
31) 下請法第3条および第5条。
32) 下請法制定以前は、少数の主要企業への立入検査 (ヒアリング等) だけが行われていた。
33) 第1と第2の側面については、例えば「実務講座 下請法に規定する注文書について」[「公正取引」No.159, [1963, pp.38-39] を参照。筆者不詳であるが「立入検査を行っているもの一員」と述べられている。
34) Aghion and Hermalin [1990] および Hermalin and Katz [1993] は、類似の問題意識から理論分析を行っている。契約締結時に非対称情報が存在すると、契約は情報を開示させる仕組みを内包するように作成される。この費用が過大であるときには私的取引に制限を課すことが正当化されるかもしれない。

表1 違反の全数と手続規定違反推移

昭和31年度 32年度 33年度 34年度 35年度 36年度 37年度 38年度 39年度 40年度 41年度 42年度 43年度 44年度 45年度 46年度 47年度 48年度 49年度 50年度 51年度 52年度 53年度 54年度 55年度 56年度 57年度 58年度 59年度 60年度 61年度 62年度 63年度 平成元年度 2年度 3年度 4年度 5年度 6年度 7年度 8年度 9年度 10年度 11年度 12年度 13年度 14年度	1956 1957 1958 1959 1960 1961 1962 1963 1964 1965 1966 1967 1968 1969 1970 1971 1972 1973 1974 1975 1976 1977 1978 1979 1980 1981 1982 1983 1984 1985 1986 1987 1988 1989 1990 1991 1992 1993 1994 1995 1996 1997 1998 1999 2000 2001 2002	手続規定 違反	実態規定 違反	合計	手続規定違反			計		
					発注書面 不交付・ 不備 第3条違反	書類不保 存等 第5条違反	虚偽報告 等 第9条1項 違反			
昭和31年度	1956	?	?	?	昭和31年度	1956	?	?	?	?
32年度	1957	?	?	?	32年度	1957	?	?	?	?
33年度	1958	?	?	?	33年度	1958	?	?	?	?
34年度	1959	?	?	?	34年度	1959	?	?	?	?
35年度	1960	?	?	?	35年度	1960	?	?	?	?
36年度	1961	?	?	?	36年度	1961	?	?	?	?
37年度	1962	?	?	?	37年度	1962	?	?	?	?
38年度	1963	?	?	?	38年度	1963	?	?	?	?
39年度	1964	?	?	?	39年度	1964				
40年度	1965	77	?	?	40年度	1965	相当数			?
41年度	1966	212	?	?	40年度	1965	77			77
42年度	1967	416	?	?	41年度	1966	212			212
43年度	1968	382	?	?	42年度	1967	416			416
44年度	1969	352	?	?	43年度	1968	382			382
45年度	1970	370	?	?	44年度	1969	352			352
46年度	1971	431	?	?	45年度	1970	370			370
47年度	1972	446	511	957	46年度	1971	431			431
48年度	1973	481	551	1,032	47年度	1972	446			446
49年度	1974	399	534	933	48年度	1973	481			481
50年度	1975	346	763	1,109	49年度	1974	399			399
51年度	1976	869	847	1,716	50年度	1975	346			346
52年度	1977	1,279	883	2,162	51年度	1976	869			869
53年度	1978	876	619	1,495	52年度	1977	1,279			1,279
54年度	1979	618	442	1,060	53年度	1978	876			876
55年度	1980	686	634	1,320	54年度	1979	618			618
56年度	1981	730	601	1,331	55年度	1980	686			686
57年度	1982	800	661	1,461	56年度	1981	655	55	20	730
58年度	1983	951	716	1,667	57年度	1982	702	87	11	800
59年度	1984	787	938	1,725	58年度	1983	814	135	2	951
60年度	1985	1,395	1,418	2,813	59年度	1984	667	114	6	787
61年度	1986	890	1,061	1,951	60年度	1985	1,381	12	2	1,395
62年度	1987	831	907	1,738	61年度	1986	879	10	1	890
63年度	1988	1,077	1,006	2,083	62年度	1987	719	45	1	765
平成元年度	1989	1,850	1,573	3,423	63年度	1988	759	71	1	831
2年度	1990	1,638	1,337	2,975	64年度	1989	1,008	66	3	1,077
3年度	1991	1,150	828	1,978	65年度	1990	1,762	88	0	1,850
4年度	1992	1,557	1,034	2,591	66年度	1991	1,550	88	0	1,638
5年度	1993	2,084	1,318	3,402	67年度	1992	1,063	87	0	1,150
6年度	1994	1,308	1,024	2,332	68年度	1993	1,425	132	0	1,557
7年度	1995	1,271	926	2,197	69年度	1994	1,912	172	0	2,084
8年度	1996	1,202	871	2,073	70年度	1995	1,189	119	0	1,308
9年度	1997	1,199	857	2,056	71年度	1996	1,142	129	0	1,271
10年度	1998	1,141	699	1,840	72年度	1997	1,090	112	—	1,202
11年度	1999	960	690	1,650	73年度	1998	1,064	135	—	1,199
12年度	2000	964	743	1,707	74年度	1999	1,039	102	—	1,141
13年度	2001	1,234	954	2,188	75年度	2000	826	134	—	960
14年度	2002	1,262	874	2,136	76年度	2001	843	121	—	964
					77年度	2002	1,067	167	—	1,234
					78年度		1,127	135	—	1,262

(出所) 『公正取引委員会 年次報告』(各年版)より作成。

(注) 規事業者調査は昭和59年度までは事業所ベース、昭和60年度以降は企業ベースの数字である。下請事業者調査は企業ベースの数字である。なお、昭和60年度の規事業者調査については、上段が事業所ベース下段が企業ベースの数字である。昭和31年度は31年9月から32年3月までの数値となっている。そして、表中の“?”は資料から確認できなかったことを、“—”は調査されなかったことを示す。なお、これらの注記は表1-5の全てに共通して適用される。

されうるだろう³⁵⁾。

この規定の意図や機能を論理的に考察するだけでなく、運用実態も確認しておこう。表1は、下請法の手続規定違反の件数推移をまとめたものである。比較対象や評価基準がないため、絶対数の多寡を一概に論じることは難しい。しかし、下請法の制定当初については文書交付義務違反に対する罰則規定すら無く、また現行の罰則も事業者を相手としては極めて軽微であること³⁶⁾を考えると、この規定の意味をあまり大きく捉えることはできない。従って、手続規定は、その違反自体を厳しく取り締まるというよりは、補助的な位置づけを与えられるものだといっよういだろう。

3.4 主要な内容(3):実体規定

下請法では、さらに、実体規定として、3) 親事業者の禁止行為が典型的に例示されている³⁷⁾。一般的にはこれらの実体規定こそが下請法の根幹をなすと考えられており、この法律を議論する際の主戦場となってきた。その内容については、制定当初からある支払遅延等に加えて、報復措置や遅延利息に関する規定等が数次の改正によって追加されている。しかし、運用実態(表2)から明らかなように、これらの諸行為の全てを均等に規制してきたわけではないことに注目する必要がある。すなわち、下請法は、その制定当初から1980年頃まで、下請代金支払に関連する行為(以下「支払関連行為」と呼ぶ)を中心に規制していた。逆に言うと、一般的に「しわ寄せ」や「下請いじめ」という言葉から連想される(と思われる)「買い叩き」や「返品」などの行為(以下「非支払関連行為」と呼ぶ)について、下請法の制定当初はほとんど規制していないのである。

35) 非対称情報や情報開示費用の存在に伴う問題については、例えば Bebchuk and Shavell [1991] を参照。

36) 現行では「3万円以下の罰金」となっている。後述の3.6も参照。

37) 下請法第4条および第4条の2。

ここで「支払関連行為」の中心をなす「不当な支払遅延」は、公正取引委員会が1954年3月31日付で策定した「下請代金の不当な支払遅延に関する認定基準」によると、「元請事業者が支払い能力があるにもかかわらず支払遅延を行うこと」と要約できる。逆にいうと、資金繰りの苦しい元請事業者による支払遅延は下請法の上では問題とされないのである。つまり、この規制は、事業の結果として獲得された資金が、まずは元請業者に優先的に配分され、然る後に下請業者にも配分されることを求めていることになる。これは、下請法の最終目的が下請業者の利益保護ではないことを示唆する。むしろ、元請業者と下請業者の間で適切な資金配分が実現されることを企図する内容となっている。

下請法の実体規定をみると、制定当初においては「支払関連行為」に焦点が当てられ、下請取引関係内の資金配分をコントロールすることが目的であったといえるであろう。

3.5 主要な内容(4):運用規定

次に、運用規定:4) 事件の端緒発見・審議機能について検討してみよう³⁸⁾。本稿では、この機能こそが下請法を特徴づける最大の要素であると捉えている。下請法の運用の流れを大まかに眺めると、次のような三段階になっている。まず(i) 事件の端緒発見:書面調査(表3)、申告ないしは措置請求によって問題性のありうる取引関係をピックアップする(表4)³⁹⁾。次に(ii) 立入検査⁴⁰⁾:元請事業者の工場に出向いて書類等の検査を行ったり、関係者からヒアリング等を行うことを通じて事実を明らかにす

38) ただし、「運用規定」という呼称は筆者が便宜的につけたものであり、一般的ではない。

39) 「書面調査」は、公取委が中小企業庁との協力のもとで実施する。また、下請業者が自ら事件の端緒を提供することを「申告」と呼び、中小企業庁長官が事件の端緒を公取委に提供することを「措置請求」という。なお、後者については下請法第6条が根拠となる。

40) 昭和36年(1961)度までは「精密検査」と呼ばれている。

表2 実定規定違反推移

	実定規定違反									計
	支払遅延	有償支給 原材料等の 早期決済	長期手形 の交付	受領拒否	下請代金 の減額	返品	買いたたき	購入強制	報復措置	
	第4条 第1項 第2号違反	第4条 第2項 第1号違反	第4条 第2項 第2号違反	第4条 第1項 第1号違反	第4条 第1項 第3号違反	第4条 第1項 第4号違反	第4条 第1項 第5号違反	第4条 第1項 第6号違反	第4条 第1項 第7号違反	
昭和31年度 1956	?	?	?			?				?
32年度 1957	?	?	?			?				?
33年度 1958	?	?	?			?				?
34年度 1959	?	?	?			?				?
35年度 1960	?	?	?			?				?
36年度 1961	?	?	?			?				?
37年度 1962	?	?	?			?				?
38年度 1963	?	?	?			?				?
39年度 1964	?	?	?			?				?
40年度 1965	103	?	148			?				?
41年度 1966	129	?	200			?				?
42年度 1967	173	?	264			?				?
43年度 1968	119	?	204			?				?
44年度 1969	105	?	137			?				?
45年度 1970	110	?	158			?				?
46年度 1971	167	?	208			?				?
47年度 1972	189	27	281			14				511
48年度 1973	258	53	236			4				551
49年度 1974	243	38	235			7				534
50年度 1975	283	35	438			8				763
51年度 1976	358	19	465			5				847
52年度 1977	386	24	445			28				883
53年度 1978	251	56	287			25				619
54年度 1979	172	16	240			14				442
55年度 1980	217	40	359			18				634
56年度 1981	189	38	297	0	73	2	2	0	0	601
57年度 1982	196	96	306	1	55	2	1	4	0	661
58年度 1983	212	77	302	1	116	3	2	3	0	716
59年度 1984	233	74	355	13	201	36	2	24	0	938
60年度 1985	321	20	681	23	277	12	29	55	0	1,418
	230	13	553	13	188	8	20	36	0	1,061
61年度 1986	163	25	352	28	157	19	51	51	0	846
62年度 1987	160	15	311	34	198	20	121	47	1	907
63年度 1988	200	37	424	33	160	26	93	33	0	1,006
平成元年度 1989	469	55	778	20	153	17	36	44	1	1,573
2年度 1990	393	92	617	12	130	21	32	39	1	1,337
3年度 1991	236	60	375	10	67	11	42	27	0	828
4年度 1992	310	86	417	14	89	11	57	50	0	1,034
5年度 1993	363	85	412	74	165	23	97	99	0	1,318
6年度 1994	270	61	284	54	177	20	98	60	0	1,024
7年度 1995	227	40	254	59	165	20	95	66	0	926
8年度 1996	226	40	235	86	123	32	65	64	0	871
9年度 1997	269	58	205	60	121	22	48	74	0	857
10年度 1998	226	34	218	42	97	23	31	28	0	699
11年度 1999	234	36	191	21	132	29	27	20	0	690
12年度 2000	230	45	203	27	135	11	43	49	0	743
13年度 2001	335	36	225	25	168	23	36	106	0	954
14年度 2002	307	51	210	29	137	23	38	79	0	874

(出所) 『公正取引委員会 年次報告』(各年版)より作成。
(注) 表1に同じ。

表3 書面調査件数推移

	規事業者調査			下請事業者調査		
	小計	定期調査	特別調査	小計	定期調査	特別調査
	(事業所・社)	(事業所・社)	(事業所・社)	(社)	(社)	(社)
昭和31年度 1956	304	304	—	—	—	—
32年度 1957	723	723	—	—	—	—
33年度 1958	769	769	—	—	—	—
34年度 1959	986	986	—	—	—	—
35年度 1960	1,214	1,214	—	—	—	—
36年度 1961	1,514	1,514	—	4,000	—	4,000
37年度 1962	1,803	1,803	—	—	—	—
38年度 1963	1,800	1,800	—	—	—	—
39年度 1964	2,004	2,004	—	—	—	—
40年度 1965	2,554	2,554	—	—	—	—
41年度 1966	3,631	3,631	—	—	—	—
42年度 1967	5,512	5,512	—	—	—	—
43年度 1968	6,030	5,871	159	—	—	—
44年度 1969	6,684	3,277	3,407	—	—	—
45年度 1970	7,214	4,195	3,019	—	—	—
46年度 1971	8,451	6,207	2,244	—	—	—
47年度 1972	8,751	8,093	658	—	—	—
48年度 1973	10,039	10,039	—	2,915	2,915	—
49年度 1974	10,045	10,045	—	3,808	3,808	—
50年度 1975	12,007	12,007	—	4,861	4,861	—
51年度 1976	12,171	12,171	—	6,325	6,325	—
52年度 1977	12,315	12,315	—	7,247	7,247	—
53年度 1978	10,973	10,973	—	10,663	10,663	—
54年度 1979	12,007	12,007	—	11,546	11,546	—
55年度 1980	13,490	13,490	—	21,785	21,785	—
56年度 1981	13,668	13,668	—	18,091	18,091	—
57年度 1982	16,026	16,026	—	20,532	20,532	—
58年度 1983	16,346	16,346	—	23,138	23,138	—
59年度 1984	15,959	15,959	—	66,579	66,579	—
60年度 1985	16,095	16,095	—	—	—	—
	9,574	9,574	—	48,031	48,031	—
61年度 1986	9,559	9,559	—	52,105	52,105	—
62年度 1987	10,121	10,121	—	59,535	59,535	—
63年度 1988	13,854	13,854	—	70,968	70,968	—
平成元年度 1989	13,537	13,537	—	73,320	73,320	—
2年度 1990	12,889	12,889	—	72,030	72,030	—
3年度 1991	12,680	12,680	—	71,603	71,603	—
4年度 1992	14,234	14,234	—	84,361	74,334	10,027
5年度 1993	13,781	13,871	—	86,650	75,864	10,786
6年度 1994	13,235	13,235	—	83,343	72,784	10,559
7年度 1995	13,261	13,261	—	75,202	75,202	—
8年度 1996	13,857	13,857	—	70,453	70,453	—
9年度 1997	14,648	13,648	1,000	76,860	71,860	5,000
10年度 1998	15,605	13,869	1,736	70,182	70,182	—
11年度 1999	14,453	14,453	—	70,554	70,554	—
12年度 2000	15,964	15,964	—	75,859	75,859	—
13年度 2001	18,090	16,417	1,673	94,486	93,483	1,003
14年度 2002	17,385	17,385	—	99,481	99,481	—

(出所) 『公正取引委員会 年次報告』(各年版)より作成。
(注) 表1に同じ。