

ISBN4-326-54897-5

C3333 ¥2200E

勁草書房

定価(本体2,200円+税)



9784326548972



1923333022008

Journal of Economic Policy Studies
Vol.3, No.2

CONTENTS

| | | |
|------------------------|--|--|
| <i>Articles</i> | Economic Studies of the Local Allocation Tax in Japan: A Critical Survey | Masayoshi HAYASHI |
| <i>Refereed Papers</i> | An Empirical Estimation on the Interactions between Public and Private Capital Investment, Innovation Investment and Economic Growth for China | Yang ZOU |
| | A Monetary General Equilibrium Analysis with Interest Rates System | Toru NAGAHARA |
| | Labor Migration of Brazilian Workers in Japan | Osamu KAMADA |
| | Examination of "Political Budget Cycle Hypothesis" in Japan | Tomohisa MIYASHITA |
| | The Economic Evaluation of Class Size at Elementary School | Kazuyasu KAWASAKI |
| | Decreasing Total Fertility Rate for Sustainable Development | Yukihiro TORIKAI |
| | On the Determinants of Husbands' Allocation of Time to the Household Activities | Ai NAKANO |
| | Contingent Workers and Social Security Pension: Problems and Issues | Quig ya LEE, Tomoko FURUGORI |
| | <i>U.S. v. Microsoft</i> : An Examination 5 Years after the Final Judgment | Koshiro OTA |
| | Analysis of Subscription Demand for Pay-TV | Manabu SHISHIKURA, Norihiro KASUGA, Akio TORII |
| | To Expand Lending to Small and Medium Businesses | Yasuyoshi MASUDA |
| | Factors and Effects of Environmental Innovation in Industries: Overseas Business Activity and Research and Development | Masahiro BABA |
| | Choice of Workout and Bankruptcy Procedure under Asymmetric Information | Kotaro UCHINO |
| | A Theoretical Analysis of RPS Law Enforcement and Price Discrimination in Electric Power Market with Partial Monopoly | Yoshio OHIRA |
| | An Investigation of the Relationship between System and Economic Performance Using Political and Economic Freedom Data | Katsuyoshi OKUI |
| | Waste Management Policy on Durable Goods and the Market Competition | Hideyuki AKAISHI |
| | Housing Vouchers: Lessons from the U.S. Experience | Masaaki KOMAI |
| | Infrastructure and Polycentricity | Yuki MATSUNO |
| | An Empirical Analysis of Sustainable Tourism: Determinants of Tourism Receipts by Prefecture and the Environmental Impact | Ryoji ISA |
| <i>Special Report</i> | Arguments for the Structural Reform of the Japanese Economy | |

Edited and Published by
the Japan Economic Policy Association

ISSN 1348-9232

経済政策ジャーナル

Journal of Economic Policy Studies

2006
第3巻 第2号
(通巻第56号)

学会特集号

| | |
|--|---------------|
| 地方交付税の経済分析:現状と課題 | 林 正義 |
| An Empirical Estimation on the Interactions between Public and Private Capital Investment, Innovation Investment and Economic Growth for China | 鄒 洋 |
| 金利体系を組み込んだ貨幣的一般均衡分析 | 長原 徹 |
| 外国人労働者の国際間労働移動の要因 | 鎌田 修 |
| ——日本へのブラジル人労働者を事例として—— | |
| わが国における「政治的予算循環仮説」の検証 | 宮下量久 |
| 初等教育における少人数クラス編成の経済評価 | 川崎一泰 |
| ——仮想市場法(CVM)を使った計量モデルによる検証—— | |
| 世界の少子高齢化と環境・人口問題 | 鳥飼行博 |
| ——出生率回復への開発・環境経済学からの批判—— | |
| 既婚女性の配偶者の家事・育児参加要因について | 中野あい |
| 非典型労働者の年金問題と年金加入状況の分析 | 李青雅・古郡頼子 |
| <i>U.S. v. Microsoft</i> | 太田耕史郎 |
| ——Final Judgmentから5年後の検証—— | |
| 多メディア・多チャンネル化と放送市場の将来 | 穴倉学・春日教訓・鳥居昭夫 |
| ——有料放送加入の分析—— | |
| 中小企業向け貸出拡充のための課題 | 益田安良 |
| ——リスクを反映した銀行の貸出金利設定の実現に向けて—— | |
| 産業における環境技術革新の要因と効果 | 馬場正弘 |
| ——海外活動と研究開発—— | |
| 非対称的情報下での私的整理と法的整理の選択 | 内野耕太郎 |
| 部分独占を伴う電力市場でのRPS法施行と価格差別を考慮した理論分析 | 大平佳男 |
| 世界各国データを用いた制度と経済パフォーマンスの関係についての考察 | 奥井克美 |
| 耐久消費財に関する廃棄物管理政策と市場競争 | 赤石秀之 |
| 住宅バウチャー:アメリカの経験に学ぶ | 駒井正晶 |
| 社会資本の地域間配分と地域連携 | 松野由希 |
| 持続可能な観光の実証分析 | 伊佐良次 |
| ——都道府県における観光振興の要因と環境負荷—— | |
| わが国の経済構造改革を論ずる | |

学会賞論文

査読論文

共通論題

昭和六十一年十一月六日郵政省告示 第九六一号郵便法 第二十六条第一項第五号該当刊行物にあたる学術刊行物

発行 日本経済政策学会 発売 勁草書房

Aims and Scope of the Journal:

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

Instructions to Authors:

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

<http://wwwsoc.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)

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

編集顧問 (Honorary Board)

加藤 寛 野尻 武敏
Hiroshi Kato Taketoshi 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)
Fumihiko Adachi (Kinjo Gakuin University)

上村 敏之 (東洋大学)
Toshiyuki Uemura (Toyo University)

大住 圭介 (九州大学)
Keisuke Osumi (Kyushu University)

駒村 麻平 (東洋大学)
Kohei Komamura (Toyo University)

荷 鷹 (法政大学)
Peng Xu (Hosei University)

瀧澤 弘和 (経済産業研究所)
Hirokazu Takizawa (RIETI)

土井 教之 (関西学院大学)
Noriyuki Doi (Kwansei Gakuin University)

島飼 行博 (東海大学)
Yukihiko Torikai (Tokai University)

林 正義 (明治学院大学)
Masayoshi Hayashi (Meiji Gakuin University)

松波 淳也 (法政大学)
Junya Matsunami (Hosei University)

松本 保美 (早稲田大学)
Yasumi Matsumoto (Waseda University)

村瀬 英彰 (名古屋市立大学)
Hideaki Murase (Nagoya City University)

家森 信善 (名古屋大学)
Nobuyoshi Yamori (Nagoya University)

柳川 隆 (神戸大学)
Takashi Yanagawa (Kobe University)

目次

【学会特集号】の発刊に寄せて 3

2005年度学会賞 (学術賞・研究奨励賞) 選考過程について 4

【学会賞論文】

地方交付税の経済分析：現状と課題 林 正義 6

【査読論文】

An Empirical Estimation on the Interactions between Public and Private

Capital Investment, Innovation Investment and Economic Growth for China

..... 鄒 洋 25

金利体系を組み込んだ貨幣的一般均衡分析 長原 徹 29

外国人労働者の国際間労働移動の要因 鎌田 修 33

——日本へのブラジル人労働者を事例として——

わが国における「政治的予算循環仮説」の検証 宮下 豊久 37

初等教育における少人数クラス編成の経済評価 川崎 一泰 41

——仮想市場法 (CVM) を使った計量モデルによる検証——

世界の少子高齢化と環境・人口問題 島飼 行博 45

——出生率回復への開発・環境経済学からの批判——

既婚女性の配偶者の家事・育児参加要因について 中野 あい 49

非典型労働者の年金問題と年金加入状況の分析 李 奇雅・古郡 頼子 53

U.S. v. Microsoft 太田 耕史郎 57

——Final Judgment から5年後の検証——

多メディア・多チャンネル化と放送市場の将来 宍倉 学・春日 教測・島居 昭夫 61

——有料放送加入の分析——

中小企業向け貸出拡充のための課題 益田 安良 65

——リスクを反映した銀行の貸出金利設定の実現に向けて——

産業における環境技術革新の要因と効果 馬場 正弘 69

——海外活動と研究開発——

非対称的情報下での私的整理と法的整理の選択 内野 耕太郎 73

部分独占を伴う電力市場でのRPS法施行と価格差別を考慮した理論分析 大平 佳男 77

世界各国データを用いた制度と経済パフォーマンスの関係についての考察 奥井 克美 81

耐久消費財に関する廃棄物管理政策と市場競争 赤石 秀之 85

住宅バウチャー：アメリカの経験に学ぶ 駒井 正品 89

社会資本の地域間配分と地域連携 松野 由希 93

| | | |
|------------------------|------|----|
| 持続可能な観光の実証分析 | 伊佐良次 | 97 |
| —都道府県における観光振興の要因と環境負荷— | | |

【共通論題】

| | | |
|------------------------------|-------|-----|
| わが国の経済構造改革を論ずる | | 101 |
| 規制改革の歩みを考える | 鈴木良男 | 101 |
| 電気通信分野における競争政策／通信政策の動向 | 有富寛一郎 | 106 |
| インフラストラクチャーにおける構造改革 | 山内弘隆 | 114 |
| 大会記事 | | 130 |

『学会特集号』の発刊に寄せて

会長 丸谷 冷史

『経済政策ジャーナル』特集号の発刊を嬉しく思います。これによって『経済政策ジャーナル』が会員の皆様にとってこれまで以上に身近なものとなり、また全国大会での報告に励みがつくものと期待いたします。特集号は「経済政策に関する研究成果を公開することによって会員の研究をさらに啓発し、内外の学術交流を活性化すること」を目的とし、経済政策各分野での「オリジナルな資料、方法、視点に基づく理論的・実証的な研究、および最近の研究の動向を整理し今後の研究の方向を示す展望論文」が掲載される点においては他の号と異なることはありません。査読誌であることも変わりませんが、査読に際しては大会報告における座長および予定討論者の評価も加味し、二段階の査読方式が採用されることになりました。その意味では他の号に比べていっそう広範囲に多数の会員が特集号にかかわることになります。学会特集号の発刊によって『経済政策ジャーナル』第3巻第1号(2005)には掲載されていた共通論題および会長講演は今後は学会特集号に掲載されることになりました。また特集号には第62回全国大会から始まった学会賞受賞論文も掲載されることになりました。

『経済政策ジャーナル』の前誌であった『日本経済政策学会年報』は1950年の発刊以来原則として全国大会のすべての報告論文を掲載しておりました。それによって本学会の活動を記録・紹介するとともにわが国における政策学の動向を広く研究者に知らせることができ、わが国における政策学の発展に指導的な役割を果たしてまいりました。当時は多くの学会誌が同様の編集方針で臨んでいたのですが、そのような学会誌のあり方は次第に時代の要請に答えられないようになりました。すべての学会報告を掲載することは原稿枚数を短く制限せざるをえず、学術論文として量・質ともに不満を残すものでした。また発表される論文の著しい増加は「関連するすべての論文に目を通す」ことを困難にし、社会科学の分野でも、権威ある研究者による査読論文しか読む時間がない状況が出現しました。業績評価においても権威ある査読誌に掲載されていることが重視されるようになりました。

『経済政策ジャーナル』への切り替えはそのような動きに従ったものですが、他方で学会の機関誌としての性格が薄まる、学会年報が担ってきた学界の動向を伝える機能が低下する、学会で報告しても業績評価の対象となるほどの記録が残らないため報告へのインセンティブが失われる、という懸念が指摘されました。門戸を広く会員外にも開放することは、学術雑誌として高い評価をえるための基本条件であり、そのような形で広く学問の発展に寄与することは、われわれの学会の使命でもあります。上の懸念を払拭することも劣らず重要であることはいうまでもありません。出版編集委員会ではこの二律背反的問題をどのように克服するか検討を重ねてこられました。学会特集号はその検討にもとづいた優れた工夫であり、会長としてまた一会員として編集委員会のご努力に感謝の意を表します。そしてこれを機に、会員各位が日本経済政策学会を研究活動の拠り所としてあらためて位置づけられ、『経済政策ジャーナル』に積極的に参加されることを願い、発刊の辞といたします。

2005年度学会賞（学術賞・研究奨励賞）選考過程について

2005年度学会賞について、選考委員会の委員長を務めた立場から、その選考過程と選考結果について簡単に述べる。残念ながら今年度の学術賞は該当者がなく、研究奨励賞には、財務省財務総合政策研究所の林正義「地方交付税の経済分析：現状と課題」と決定した。

その選考過程での議論を紹介したい。選考委員は、私を含む全部で10名であり、所属大学の場所も分散していた。また各委員が極めて多忙であったために、学会賞選考についてのどのようなプロセスで選考を実施すべきかもともと問題があった。そこで、インターネットによる評価委員会を導入し、これが今後の選考委員会の定番となりうるかどうかも含めて、実験的に選考委員会をスタートさせた。該当すべき論文は、すべて委員の手元に郵送された上で、それぞれのセッションの座長とコメントの判断を材料にしながら、まず、候補論文を見つける努力をした。そのプロセスで、赤石秀之（法政大学）、林正義（財務省）の2つの論文が、審査員の半数以上が評価に値するものとしたので、各委員で再度、学術賞および研究奨励賞としてふさわしいかどうか改めて評価する機会を持った。その結果、最初にも述べたように、林氏の「地方交付税の経済分析：現状と課題」が、研究奨励賞としてふさわしいということに決まった。なお、この選考のプロセスでは、「学術賞：該当なし+奨励賞：赤石論文と林論文」と、「学術賞：該当なし+奨励賞：林論文」という2つの選択肢の中で、改めてインターネット投票を行った。その結果、10人中、7人の委員が、「学術賞：該当なし+奨励賞：林論文」という意見に賛成されたので、最終的に林氏の地方交付税に関するペーパーを研究奨励賞として決定した。林論文は、サーベイ論文である。先行研究論

文について理論ベースで体系的に論評し、今後の政策研究の方向性を示している。審査員からの評価は、サーベイ展望論文のため方法論上の独創性はないが、地方財政の分析に対する問題提起は卓抜しているというのが共通したものであり、奨励賞に値するという結論に到った。林論文は、地方交付税制度に関連する多くの論点、(1) 特定定率補助金との比較で一般定額補助金として地方交付税の効果を議論する分析、(2) フライペーパー効果に対する実証分析、(3) フライペーパー効果の原因に関する研究、(4) 地方交付税のインセンティブ効果を分析した部分、ホールドアップ問題やソフトバジェットの議論、地方交付税が地方の課税努力を阻害し、非効率性を助長するという議論、(5) 地方交付税が地方に与えた効果をリスクシェアリングと再分配の観点から定量化する研究について論評している。これらのテーマについては、それぞれ多数の研究論文がすでに存在し、地方交付税制度は様々な分析対象を提供してきているが、それが実際にどの程度わが国の地方政府に影響を及ぼしているかについて相互に比較分析している。結論として、これまでの地方交付税の経済分析が制度の仕組みを十分理解しないまま論じていることが多いこと、個人に対する国の再分配機能が取り扱われず、フライペーパー効果や財政錯覚、受益と負担の関係に関する分析で必要な分析であるにもかかわらず、取り扱われていないことなどが指摘されている。そして現行の分析の枠組みとは異なる再分配政策を対象とした経済分析が必要だという結論になっている。特にボードウェイやキーンの効率的再分配議論から、地方財政を再分配の観点から論ずる研究が今後林氏によって、進められることを期待できる。

最後まで対象となっていた赤石論文については、発想がユニークで、モデル分析に優れた点が認められること、家電などの耐久消費財のライフサイクルに関する優れた数理的研究であるが、実証分析もしくはケーススタディを行うことが不可欠であるという意見があり、また、マイクロモデル分析にモデル構成上、いまだに明らかな不備や誤りが残っており、そのまま掲載するには問題があるとの指摘から、今回の受賞は思いとどまられたと考えられる。赤石論文については、修正されるべき点が修正できれば、極めて魅力的な論文になると考えられる。

最終的には、2つの論文が研究奨励賞を競うことになったが、多くの異なるフィールドでの若手研究者の論文が提示されており、論文の構成や完成度はあと一歩であったために、受賞には至らなかったが、興味深い論文が数多く提示されており、学会を支える若手研究者の層が厚くなっていることについて、誇らしいものを感じることができた点を追記して、2005年度日本経済政策学会学会賞候補者選考の結果とその過程についての報告といたします。

<選考経緯 2005年度学会賞>

- 7月中旬 選考委員会の開催
遠方の先生が多いことから、インターネットで選考する方式とした
- 7月21日 学会賞の決め方について意見交換
- 8月10日 座長、討論者の評価一覧表より、上位4本について
選考委員全員が論文を審査の上、1または2本以内で推薦。
また、それ以外にも目を通し、推薦できる論文があれば提案。
- 8月21日 選考委員全員の評価一覧の作成
推薦で出てきた新規論文を審査
- 9月1日 各選考委員からの意見を集約し、
2案で、最終的に投票する方法で
いか確認
- 9月12日 投票のお願い

9月14日 投票の締め切り

(黒川和美)

地方交付税の経済分析*

—現状と課題—

Economic Studies of the Local Allocation Tax in Japan: A Critical Survey

林 正義 (一橋大学大学院経済学研究科/国際・公共政策大学院助教授)**

Masayoshi HAYASHI,

Graduate School of Economics and School of International and Public Policy, Hitotsubashi University

要旨

本稿の目的は、わが国の経済学者による地方交付税を対象とした一連の研究を展望し、現在までに提示された知見を整理するとともに、これらの知見を批判的に検討することによって、既存研究では十分に扱われていない新たな研究課題と分析視点を探ることである。また、地方交付税の改革がわが国の財政政策上の大きな課題になっていることにも鑑み、近年の交付税改革に関する政策議論を批判的に検討するための視角を提示することも意図している。

Abstract

This paper surveys the economic literature on the Local Allocation Tax (LAT), the system of general-purpose intergovernmental transfers in Japan, and delineates unexplored areas for further research. The 'popular' views held by many Japanese economists on the LAT are summarized and critically assessed with alternative, and possibly 'heretical,' views on the transfer system.

キーワード： 政府間財政移転, 地方交付税

Keywords: intergovernmental transfers, Local Allocation Tax

JEL区分: H77

* 本稿の作成の過程で、赤井伸郎 (兵庫県立大学)、足立伸 (ジャスダック証券取引所)、小林航 (財務省)、橋都由加子 (東京大学大学院博士課程)、上村敏之 (東洋大学)、佐藤主光 (一橋大学)、別所俊一郎 (一橋大学)、横山彰 (中央大学) の諸先生方 (五十音順) から有用なコメントを頂いた。

** 連絡先: 〒186-8601 東京都国立市中2-1 一橋大学大学院経済学研究科
E-mail: hayashim@econ.hit-u.ac.jp

1. はじめに

地方交付税は、わが国における地方財政制度の根幹のひとつであるとともに、中央政府の歳出政策を全国的に展開する主要な道具のひとつでもある。わが国の地方公共団体には先進諸国のなかでも比較的大きな歳出役割が割り当てられており、地方歳出の少なくない部分は法定受託事務をはじめとする中央政府が責任をもつべき事務に充てられている。しかし、これらの事務に充てることが明示された中央政府からの財政移転は部分的であり、現在の経済活動規模の地域的偏在を前提とすると、これらの事務の地方負担部分を自主財源のみで賄える地方公共団体は多くはない。さらに歳出割合が地方に偏っているわが国においては、中央政府が全国的な政策目標を達成するために歳出をコントロールする場合、何らかの手段によって地方歳出を動員することが重要となる。例えば、不況期における景気対策を実行する場合や国土計画にしたがって社会資本を整備する場合には、何らかの財政的誘因を通じて地方歳出を誘導する必要がある。しかし、この場合も、当該政策を支援することを明示した中央政府からの補助は部分的であり、地方負担の程度によっては中央が計画した事業量が確保されない場合もあるであろう。

地方交付税の主要な機能のひとつは、これらの国庫からの部分的な補助に対応する地方負担のうち地方の自主財源では賄えない部分を補填することにより、本来は中央政府が責任をもつべき事務や中央政府が計画する事業を、地方公共団体をして全国的に展開させることにあると考えられる。しかし、まさにこの地方交付税の仕組みがゆえに、地方交付税による財源保障や地方歳出の誘導は「無駄」や「非効率性」の象徴のようにみなされてきた。実際、1980年代後半からの地方財政は、この主張を裏付けるような動向を見せている。例えば、国の一般会計における財政再建をねらった国庫補助・負担率削

減にともなう地方負担増加と地方債発行の振り分け先は地方交付税であったし、国の一般会計規模を拡大させずに公共事業の総額を確保するために、地方単独事業に充てられた地方債を地方交付税における基準財政需要額を操作することによって手当てすることも行われた。実際、このように整備された施設のなかにはその費用対効果について疑念を挟ませる施設も少なからず存在するであろう。

このようにわが国の財政全般に大きな影響をもつ地方交付税は、多くの研究者によって分析対象とされてきた。本稿の目的は、わが国の経済学者による地方交付税を対象とした一連の研究成果を展望し、現在までに提示された知見を整理するとともに、これらの知見を批判的に検討することによって、既存研究では十分に扱われていない新たな研究課題と分析視点を探ることである。地方交付税の改革がわが国の財政政策上の大きな課題になっていることは周知のとおりであるが、本稿では、既述の作業を通じて、近年の交付税改革に関する政策議論を批判的に検討するための視角を提示することもめざしている。

本稿で扱う地方交付税の経済分析は次の4つに大きく類型することができる。第1は、標準的な消費性理論を地方政府の意思決定に応用し、地方交付税が地方歳出に与える効果を分析する一連の研究である(第2節)。この研究はさらに、①特定定率補助金との比較で一般定額補助金としての地方交付税の効果を議論する分析、②いわゆる「フライベーパー効果」に関する実証分析、そして、③このフライベーパー効果の原因に関する分析に細分化される。②の分析では、わが国の地方歳出データを用いて地方交付税が地方歳出に対して与える影響が推定され、フライベーパー効果が検証されるか否かが中心的な関心となっている。③のフライベーパー効果の原因は複数指摘されているが、わが国においては財政錯覚、および、財政移転の配分の仕組みが組上に載っている。

第2は、地方交付税のインセンティブ効果を分析した研究である(第3節)。ここでは、「ホールドアップ問題」や「ソフトバジェット」という比較的近年になって多用されるようになった概念を用いて地方交付税の影響が分析されている。ただし、地方交付税が地方の課税努力を阻害し、非効率性を助長するという研究から、わが国の地方税制度を前提とする限りそのような効果は小さいという研究まで存在する。

第3は地方交付税が地方に与えた効果を、リスキュアリングと再分配の観点から定量化する研究である(第4節)。わが国ではリスキュアリングを対象とする研究は少ない一方で、再分配効果に関しては多数の研究が行われてきた。ここでは地方交付税が交付される前後の地方における1人当たり一般財源の過多が分析され、地方交付税を通じて「過剰」な地域間財政移転が行われていることが示唆されている。

最後は、移住均衡モデルを用いて地方交付税の厚生効果を検証する研究である(第5節)。この議論は、複数の地方によって独立して決定される歳出が個人の居住地選択を歪め、人口の地域間配分が非効率になるという財政外部性の議論に基づく。ここで地方交付税(政府間財政移転)は地域的な人口配分の非効率性を矯正する手段として位置づけられる。わが国においては、この視点から地方交付税を分析した研究は少ないが、そこでは、①実際の人口配分の非効率性、および、②地方交付税が与える人口配分への効果が分析の焦点となる。

2. 地方交付税と地方政府の行動

2.1 一般定額補助金としての地方交付税

わが国における地方交付税の経済分析は、Wilde(1968)による議論を応用して地方交付税と国庫支出金¹⁾を類型化し、各々がもつ効率性への含意を議論することから始まったと考えられる。中央から地方への財政移転は学術的には「補助金(grants)」とよばれ²⁾、①中央によ

る補助金の用途指定の有無によって、「特定補助金(=指定有)」と「一般補助金(=指定無)」に、そして、②地方の歳出に応じた補助額変動の有無によって「定率補助金(=変動有)」と「定額補助金(=変動無)」に分類される³⁾。そして、地方交付税は一般定額補助金、国庫支出金は特定定率補助金として分類されるのが一般的となったようだ⁴⁾。

よく知られているように、意思決定主体の選択において、定率性は代替効果を生じさせるが、定額性は所得効果しか生じさせない。したがって、定率としてみなされる国庫支出金は、意思決定主体(=地方公共団体)の選択(=歳出水準)に「歪み」を生じさせ、定額である地方交付税は歪みを発生させないと議論される。換言すれば、同額の補助金が交付されるのならば、国庫支出金よりも地方交付税のほうが地方の厚生を向上させると議論される。

1) 国庫支出金とは、「国庫負担金」、「国庫委託金」、および、「国庫補助金」を総称する言葉である。国庫負担金と国庫委託金は地方財政法の第10条に規定され、「地方公共団体が法令に基づいて実施しなければならない事務」に関して「国が経費の全部又は一部を負担する事務」に対して支払われる。また、国庫補助金は、地方財政法第16条における「国は、その施策を行うため特別の必要があると認めるとき又は地方公共団体の財政上特別の必要があると認めるときに限り、当該地方団体に対して、補助金を交付することができる」という規定に基づく。

2) 注1)のように日本において「補助金」という言葉は「国庫支出金」の一部分をさす場合が多いが、学術的には中央から地方へ移転される財政資金一般をさす言葉である。

3) 第3の基準として交付金額の上限の有無がある。特に、地方歳出の水準に依存する定率補助金の交付金額には論理的には上限がないため、交付金額に上限が設けられる場合がある。ここで一定限度額以上は交付されない補助金は「上限あり補助金(closed-ended grants)」そして、交付金額に上限が存在しない補助金は「上限無し補助金(open-ended grants)」とよばれる。

4) 例えば、定評のある地方財政の教科書である、齊藤ほか(1991, pp.141-143)を参照せよ。そこでは「一般補助金」と「特定補助金」という言葉しか使用されていないが、文脈より、それらがここでいう一般定額補助金と特定定率補助金を示すことは明らかである。

2.2 地方交付税とフライベーパー効果

地方交付税が定額性を満たす場合は地方歳出に対して所得効果のみが存在する。したがって、地方が税率を自由に選択できるならば、地方交付税の交付額と地域所得⁵⁾は地方歳出に対して同等の効果をもつことになる。また、地方税率が固定され地方歳入が所与の場合でも、分野別の地方歳出に対して地方公共団体が裁量をもつのであれば、地方交付税の交付額と地方歳入は同等の効果をもつと(e.g., 塚原1989)。これらの命題は地方歳出を従属変数とし、一般定額補助金と地域所得(もしくは地方歳入)を説明変数とする回帰モデルを推定することによって検証できる。

米国における地方歳出を扱った実証分析では、上記の理論モデルから含意される所得効果の等価性は支持されず(e.g., Oates 1979, Bailey and Connolly 1998)、一般定額補助金には所得効果よりも大きい歳出拡大効果があることが示されてきた。この効果は、ハエ(補助金)がハエ取り紙=フライベーパー(補助金の用途)に張り付くことになたえられ、「フライベーパー効果」とよばれる。

わが国においても米国の先行研究に倣い、地方交付税の定額性について比較的多くの実証分析が行われてきた。これらの結果は多様であり互いに矛盾する結果も散見されるが、多くの研究ではフライベーパー効果の存在が示され、地方交付税の定額性が否定されている。これらの研究では既述の定額・定率の区別による非効率性の有無が強く意識され、フライベーパー効果は当該補助金の定額性を否定し代替効果の存在を含意するため、地方交付税は定率補助金と同様の「歪み」をもたらすと議論されている(e.g., 土居1996)。この主張はさらに拡張され、フライベーパー効果の程度によって非効率性を計測できるという議論(e.g., 鷲見2000, 板谷ほか

2002)から、フライベーパー効果の計測によって地方交付税制度によって失われた地方の財政規律を計測できる(e.g., 山本・白井2004)という主張まで展開されている⁶⁾。

しかしながら、このようなフライベーパー効果と効率性を結びつける議論には注意が必要である。第1に、わが国の地方歳出では社会保障や義務教育など再分配的な特徴を有する歳出が大半を占める。これらの分野では全国で統一された基準が存在し、各地方公共団体が恣意的に歳出を決定できる余地は大きくない。例えば、公的扶助にかかる歳出の場合は、給付対象となる条件を満たした個人が申請をおこなえば機械的に歳出が行われることになる⁷⁾。したがって、わが国における地方歳出の大半は、教科書的な公共財としてモデル化されることは適切でないし、地方公共団体による対人社会サービスをはじめとした再分配政策への歳出には効率性とは異なった基準が必要である⁸⁾。

第2に、教科書的な公共財選択モデルとして概念化することが適当である歳出分野に分析を限定したとしても、フライベーパー効果に関する実証結果が非効率性を示す適切な指標になるとは限らない。もちろん、中央政府からの財政移転が代替効果を有する場合、ある一定の前提のもとでは地方内部に厚生損失が発生する。したがって、代替効果の度合いをもって非効率性

6) 板谷ほか(2002)は、「フライベーパー効果があると、地方の意思決定者が望んでいる以上の支出が定額補助金によって誘導されていることを意味する。したがって、その大きさは地方支出の非効率性の指標となる」と議論し、この点を最も鮮明に示している。

7) 生活保護などの対個人社会サービスに関しては担当者の裁量の余地があることが指摘されている。また、生活保護の受給申請を他の自治体で行うことを勧めるケースもあるという。したがって、運用において独立した特定の方針が組織的に行われている場合はこの限りではないかもしれない。

8) 外国の分析手法を輸入する場合は、制度の国際的な違いを認識することが大切である。フライベーパー効果を議論する場合、米国や英国における市町村(municipalities)とわが国における市町村との歳出役割の違いを認識している研究はどれくらいあるであろうか。

5) 中位投票者モデルを用いる場合は中位投票者の所得水準となる。

を示すことができると主張することは間違いではない。しかし、その代替効果をフライペーパー効果として推定された値が適切に示すことができるかは別問題である。

フライペーパー効果とされる実証分析の結果は、推定式の特定化の誤りによっても発生する⁹⁾。ここでの特定化の誤りとは、①本来は当該財政移転には定額性が存在しているにもかかわらず、推定に使用されるモデルが誤って特定化されている場合、ならびに、②そもそも定額性を満たさないのに定額補助金としてモデルが特定化されている場合から生じる。①の原因は、他の適切なコントロール変数の欠如や関数型の誤りが問題となり、これらが矯正されれば、フライペーパー効果は観察されなくなる。一方、②の場合は、フライペーパー効果の原因を表現する構造が推定式に織り込まれていないことが原因である。したがって、そのような構造を明示的に織り込んだ推定が行われれば、好ましい推定量を得ることができる。いずれにせよ、フライペーパー効果がこのような特定化の誤りの結果であるのならば、そこから得られた推定量にはバイアスが存在する。ここから、フライペーパー効果の推定値を用いて、同効果による「非効率性」の程度を表すことが適切ではないことは明らかであろう。

第3に、この特定化の誤りに起因する問題は、これら実証分析のほとんどが基づいている中位投票者モデルからも増幅される¹⁰⁾。まず、中位投票者モデルでは投票の争点が単一でない場合、特殊な条件が成立しない限り、投票均衡は存在しないが、複数の歳出分野（投票の争点）に対して中位投票者モデルを応用した実証分析が多い。つぎに、中位投票者と中位所得者が同一であると仮定して分析が進められているが、特殊な前提をおかない限り、そのような一致が成立

することはない。したがって、中位投票者モデルが適切であった場合でさえ、定式化の誤りが発生するおそれがある。さらに、中位投票者が中位所得者に一致している場合でも、市町村レベルでは中位所得データが存在しない。平均所得が代理変数としてしばしば使用されているが、各地域における所得分布が同一でない限り、平均所得の使用は特定化の誤りをもたらす。

第4に、よく知られているように、地方歳出が域外スピルオーバーをもつものであるならば、中央による誘導政策は効率性の観点からも正当化される。フライペーパー効果の原因のひとつは、後述する地方交付税を使用した中央による誘導政策であると考えられるが、それがスピルオーバーによる外部性の矯正を考慮しておこなわれているのであれば、定額か定率かという基準だけで効率性を判断することはできない。

いずれにせよ、地方交付税の歪みを定量化するためには、地方公共団体の歳出行動に関する真のモデルを推定することが必要であり、地方公共団体の予算制約に影響を与える地方交付税の効果のメカニズムを正確に描写するとともに、地方歳出に関する地方公共団体の嗜好を適切に特定化し、推定する必要がある。この意味では既述の先行研究は必ずしも十分な分析を行っているとはいえない。

しかしながら、これら一連の研究が地方交付税の定額性を実証的に否定したことは評価されるべきである。実際、これらの実証分析の結果をうけ、研究の関心はフライペーパー効果をひきおこす要因へとむけられることになる。わが国では、それらは主に2つの方向をとった。ひとつは、フライペーパー効果の原因を地方交付税による「財政錯覚」に求める研究であり、いまひとつは地方交付税の配分ルールの仕組みに求める研究である。

2.3 地方交付税と財政錯覚

財政錯覚 (fiscal illusion) とは、意思決定者が何らかの理由で公共サービスの限界費用と限

界便益を誤って認識し、公共サービスが非効率的な水準で供給されることをさす (e.g., Oates 1988, 横山1995, Dollery and Worthington 1996)。財政錯覚は定義によって便益と費用のいずれにも起こり、歳出水準も錯覚の種類によって過大にも過小にもなりうる。財政錯覚の原因としては租税構造や公債など複数の要因が指摘されているが、わが国の研究では、地方交付税をはじめとする財政移転が主要な原因とされてきた。フライペーパー効果との関連で、地方交付税と財政錯覚の関係を実証的に分析した研究として、堀場 (1991)、宮本 (2001)、板谷ほか (2002) があるが¹¹⁾、そこでは財政移転が公共サービスの限界費用を過小に評価させ、地方歳出が過大になることに関心が寄せられてきた。

政府間財政移転から生じる財政錯覚は、①制度上は定額である補助金の水準 (Oates 1979)、もしくは、②実際に実現する歳出額 (Filmon et al. 1982) が、意思決定者によって正しく観察されないことに起因し、地方政府の歳出行動に補助金の定額性が反映せず、フライペーパー効果が発生する。これら議論は、制度としての定額性を前提として、なぜフライペーパー効果が発生するかという問題意識に基づいている。わが国の例として中村・國崎 (1996) は、中央政府が地方歳出に対して一定の制約を加えているときに、一般定額補助金が特定定率補助金と同等の効果をもつことを理論的に示し、実証的にも地方交付税は投資的経費に対して国庫支出金と類似した性格をもつことを示している。後述する地方交付税の事業費補正や地方債の交付税措置が地方公共団体への実質的な定率補助金となり、地方負担の軽減を通じて地方単独事業を増加させようとする中央政府による誘導政策であることを考えると、地方交付税がフライペーパー効果をもつことは十分予測される結果で

ある。

もちろん誘導政策に用いられる財源が国税負担につながるのであれば、その税負担を正しく予測できれば誘導政策は効果をもたない (地方歳出増はない) かもしれない。この点を指摘したのは宮本 (2001) である。そこでは、地方単独事業に充当される地方債への交付税措置に充てられる国税負担増が地域住民によって正しく認識されないことが財政錯覚を引き起こし、過剰な事業量につながったと議論している。

しかし、宮本 (2001) の議論にも留意する部分がある。まず、交付税措置の増減は必ずしも国税負担の増減をとまわらない。国税の増税の困難さからすると、交付税措置の増加は国税負担の増加ではなく他分野の歳出削減に通じると考えるべきかもしれない。つぎに、国税負担の増加をとまなうとしても、所得税の累進性、課税最低限、および、業種別の捕捉率の違いを考慮すると、交付税措置が適用される地方ほど国税負担の増加は小さいはずである¹²⁾。この場合、過度な地方歳出は、「錯覚」ではなく、交付税措置と国税体系を正しく認識した結果としても説明できる。

この「財政錯覚」という言葉は、地方交付税によって「受益」と「負担」が乖離する結果、地方歳出が拡大し非効率的になるというポピュラーな議論にも散見される (e.g., 山下2001, 肥後・中川2001, 富田2003)。そもそも補助金の機能は、地方公共団体の「受益」と「負担」を乖離させることによって、そうでない場合に比べて歳出を増加させることにある。換言すると、補助金は、その定義によって、受給者の受益と負担を乖離させる。これらポピュラーな議論で

9) フライペーパー効果の原因に関する体系的なサーベイは、Bailey and Connolly (1998) が巧みに整理している。

10) この点に関しても Bailey and Connolly (1998) は要領のよい整理をおこなっている。

11) 板谷ほか (2002) では、フライペーパー効果の原因として、財政錯覚に加え、不確実性や課税の歪みを考慮した先行研究を紹介している。

12) 地方債の交付税措置がとられる地方ほど、平均的に低所得であり、かつ、農業および自営業者が多く、税率負担が少ない家計や所得捕捉率が小さい業種が相対的に多いと考えられる。したがって、交付団体においては、国税の境界的な変化の影響は小さいかもしれない。なお、集計的な国税負担額と地方交付税の交付額の相対的な大きさについては、後述する林宏昭 (1996) の算定を参照せよ。

は、地方の「受益」と「負担」が乖離することによって地方歳出が増大することを批判しているのであるから、地方公共団体は「受益」と「負担」を適切に認識しているはずである。つまり、ここで問題とされている現象は「財政錯覚」の結果ではなく、中央政府の意図通りに補助金のインセンティブが地方公共団体によって正しく認識された結果として捉えられるべきであろう。もちろん、その「正しく認識された結果」が好ましくない結果をもたらしているか否かは別の問題である。

2.4 地方交付税の誘導効果

そもそも地方交付税を一般定額補助金として特徴付けること自体に問題がある。既述の初期における地方交付税の経済分析がそうしたこともあり、多くの経済学者の間では地方交付税を一般定額補助金とみなすことがベンチマークとなっていることは否めない。しかし、わが国の制度上、地方交付税は「一般補助金」と特徴付けられるにしても、「一般定額補助金」と説明されることはないはずである。柴田らの座談会(柴田ほか1984)から理解できるように、地方交付税はその発足当時から旧自治省が地方公共団体の歳出を誘導する手段としての色彩が強かった。特に、地方交付税制度に「事業費補正」が組み込まれ、事業量に応じて基準財政需要額が変動するようになってからは、地方交付税は実質的な特定定率補助金としての機能も有することになった。この事業費補正の導入に関しては、政策担当者の間でも「地方交付税の客観性、中立性を守る観点から黙視できない」と、大きな疑問が提示されたという(柴田ほか1984)。実際、事業費補正の導入は「それまでの交付税の基準財政需要額の算定の哲学を大きく修正するほどの改定」と評されている(柴田ほか1984)。

Wildasin (1986) が指摘するように、定額を意図している一般補助金であっても、その地域間配分ルールによって政策当局が意図しない暗示的な誘導が発生する可能性もある。わが国に

おける地方交付税も例外ではなく、その配分ルールは以下のような暗示的な誘導装置を有していると考えられる。基準財政需要額の一部の測定単位には、道路延長や公共施設数などの地域における社会資本規模が利用されているため、これら社会資本の規模が増大すると地方交付税の交付額も増加することになる。つまり、地方交付税制度においては、基準財政需要額の算定方法を媒介して、今期の公共投資が後年度の交付額に影響を与える仕組みが内在していると理解できる。黒田(1986)は事業費補正による明示的な効果とは異なる、この暗示的な誘導効果が存在することに着目し、社会資本量に依存する基準財政需要額の算定方法は投資的経費を相対的に増加させることを指摘している。

Hayashi (2000) は黒田(1986)が指摘した効果を定式化するとともに、地方債の交付税措置による誘導効果もモデル化している。地方債の交付税措置とは、基準財政需要額の測定単位として地方債残高やその元利償還費を用いることによって、地方債の実質価格を低下させ、地方歳出の拡大を誘導する仕組みである。近年における地方債の交付税措置の本格的活用には次のような背景がある(e.g., 池上1998)。1985年に中央政府は投資的経費について補助率を削減したが、「内需拡大」¹³⁾のため国内の投資的経費の総額(国庫支出金+地方負担額)を増大させる必要があった。この要因もあって、地方負担額に充てる地方債(「臨時財政特例債」および「調整債」)の起債が許可され、さらに、そこで発行された臨時財政特例債の元利償還費の大部分が後年度の基準財政需要額に加算された。換言すれば、本来は国庫補助金で行われていた投

13) 当時日本は巨大な貿易黒字を有しており、特にアメリカとの間で大きな政治問題となっていた。貿易黒字解消の有力な政策として考えられたのが国内需要の拡大であり、補助率の削減を利用した投資的経費(公共事業)の増大によって、その内需拡大が図られたといえる。実際、1977年ごろの機関車論の流れをうけて1985年のプラザ合意でも内需主導が求められ、1986年の前川レポートでは「内需主導の経済成長」への転換が宣言されていた。

資的経費の補助の一部が地方交付税に転嫁されることになった。さらに、地方債元利償還費の交付税措置は、国庫支出金の対象となる事業だけでなく、地方単独事業にも適用された。具体的には、地方単独事業に充てる地方債の比率を引き上げ、かつ、当該地方債の元利償還費を基準財政需要額に加えることによって単独事業が実質的に補助されたのである。土居・別所(2005)は、都道府県データを用いて、この地方債の交付税措置の誘導効果を推定している。彼らは、地方交付税による地方債元利償還の補助規模が近年では地方交付税の30%、公債費支出の40%を超える水準に達し、公共投資を増加させていることを実証分析によって示している。

3. 地方交付税のインセンティブ効果

前節では、地方歳出にスピルオーバーなどの外部経済が存在しない場合、定率補助金が同額の一般定額補助金とくらべ地方の厚生を低下させると議論した。その意味で、誘導装置としての定率性を有する地方交付税は地方歳出の非効率性を生むことになる。本節で考察の対象とするのは、「地方交付税のインセンティブ効果」として近年頻りに議論されている、この誘導効果ではない要因によってひきおこされる地方財政の非効率性である¹⁴⁾。その効果の形態は、①地方の課税努力の欠如、および、②地方交付税による事後の補填を通じた歳出拡大(その裏側としての費用最小化努力の欠如)の2つが指摘されている(e.g., 土居2000, 田近ほか2001, 山下ほか2002, 赤井ほか2003)。

3.1 地方交付税と課税努力

課税努力に関する議論は以下のように概括す

14) incentiveとは特定の行動をとらせる節や鞭のこをさすから、既述の定額補助金や定率補助金も正当にincentiveとよぶことができ、その効果もインセンティブ効果とよべる。しかし、ここでは「インセンティブ効果」を使用する論者の用法にしたがっている。

ることができよう。地方交付税の交付額は基準財政需要額と基準財政収入額との差に基づく。この差額が正の場合は差額分の交付額を受け取る交付団体となり、差額がゼロもしくは負の場合は地方交付税が交付されない不交付団体となる。不交付団体では地方税の増加はそのまま地方歳入に反映される。しかし交付団体においては、基準財政収入額の仕組みにより、地方税増加のうち、75%が地方交付税の減少によって相殺され、残りの25%しか地方歳入増には反映されない。このように地方税の増収がそのまま地方歳入の増加につながらない状況は契約理論における「ホルドアップ問題」の一例として考えられる(e.g., 赤井ほか2003)が、交付団体はこの問題によって課税努力を怠る傾向があると議論されている。

3.1.1 税率と課税努力

この課税努力は税率と課税標準の2つに分けて議論すると理解しやすい。まず、税率に関する課税努力を議論する場合には、地方交付税制度の特徴に留意する必要がある。第1に、基準財政収入額に算入されるのは法定普通税を中心とした特定の地方税であり、法定外普通税、法定外目的税、そして、都市計画税などの目的税の一部は含まれない。したがって、これらの税目に関しては主張されている地方交付税の効果はない。

第2に、基準財政収入額の算定対象になる税目に関しては、同額を算定するときの「税率」は実際の税率ではなく、地方財政法において規定される全国一律の「標準税率」に、全国一律の値として算定される「捕捉徴収率」をかけた値が用いられる。したがって、実際に地方公共団体が設定する税率の交付金受給額に対する効果は、課税標準が税率に対して弾力的か否かに依存する。課税標準が非弾力的であれば実際の地方税率は基準財政収入額に影響を与えないため、課税努力に関する議論は税率設定については成立しない¹⁵⁾。

さらに、課税標準が税率に関して弾力的であ

れば、実際の税率はむしろ高く設定される可能性がある。実際の税率が上昇し課税標準が縮小するならば、基準財政収入額が減少し地方交付税が増加する。したがって、Smart (1998) がカナダの平衡交付金について議論したように、地方が認識する課税の限界費用が交付額の増加によって低下するため、交付団体が課する税率は不交付団体のそれよりも高くなると考えられる。

3.1.2 課税標準と課税努力

いまひとつのホールドアップ問題は、税率を介さずに課税標準が操作可能であることから生じる。この課税標準を通じた課税努力の欠如に関する議論は次の2つに分類される。

第1は、地方交付税によるホールドアップ問題は企業誘致など課税標準を直接拡大する努力を損なうという議論である (e.g., 土居2000, 田近ほか2001, 赤井ほか2003)。確かに、企業誘致によって課税標準が拡大し地方税収が増加したとしても、その増加に応じて地方交付税の交付額が減少すれば、企業誘致を通じて課税標準を拡大する誘因はないかもしれない。しかし、地方公共団体が企業誘致から達成しようとする政策目標は税収確保だけではない。地方公共団体は、地域活性化や地域雇用確保も目的として企業誘致をおこなっている¹⁵⁾。もちろん、この議論だけで、地方交付税による交付団体の企業誘致の抑制が否定されることにはならない。しかし、その一方で、国から地方への産業振興のための補助金の存在を考えると、トータルでみた地方公共団体の企業誘致に与える影響は先験的

には不確実であり、それは実証分析の問題である。しかし、それを判断する実証分析はいまだ存在しないようである。

第2は、地方交付税の存在によって市町村の基幹税である固定資産税の課税標準が低く見積もられるという議論である (e.g., 土居2000)。固定資産税の課税標準は固定資産を一定の方法によって評価することによって決定される。この評価額を過小に評価すると基準財政収入額の低下を通じて、本来、受け取るべき水準より多くの地方交付税が交付される。固定資産税の大部分を占める土地の評価額は土地公示価格の7割に相当する水準であるべきとされるが、その評価額は、いわゆる「負担調整措置」によって市町村間で評価方法が異なり、必ずしもあるべき評価額には一致していない。

持田 (2004) は、地方交付税額と地方税収の相対的な大きさにしたがって地方公共団体をグループ化し、「あるべき評価額」に対する土地評価額の割合を算定している。その結果、①地方交付税額が地方税収より大きいグループは当該割合が最も高く、②地方交付税額が地方税収より小さいグループは当該割合が最も低いことを示している。①は上記で提示した固定資産の過小評価と矛盾する結果を示しているが、②は必ずしもそうではない。また、あるべき評価額に対する課税標準の割合に影響を与える要因は地方交付税だけではない。堀場ほか (2003) は、この原因を課税努力の欠如ではなく、バブル経済期における地価の変動と固定資産税制度の変更によって生じた都市部と非都市部との非対称性に求めている。

これらの実証分析が提起した論点は重要であり、さらなる実証研究の積み重ねが期待される。しかし、持田 (2004) や堀場ほか (2003) が利用したデータの一部は総務省の非公開データであるため、彼らの分析の追試や様々な追加的な要因を考慮した実証分析を容易におこなえる環境にはない。非公開データの公開も加えて期待されることである。

3.2 地方交付税とソフトバジェット

Maskin (1996) の定義に従えば、ソフトバジェット (soft budget: 柔らかい予算制約) とは「資金を提供する者が資金を受け取る者の予算を固定することができない状況、つまり、後者が前者によって事前に最適とみなされていた水準よりも高い補助金や貸付金を事後的に引き出すことができる状態」をさす。ここで想定される状況は、資金受取者と資金提供者の選択が逐次的であり資金受取者が先手となる状況である。この資金受取者は、自己の選択に資金提供者がどのように反応するかを織り込んで、自己の意思決定をおこなう。地方交付税との関連でソフトバジェットの概念を積極的に応用した研究には、山下ほか (2002) や赤井ほか (2003) があり、そこでは資金提供者は中央政府、資金受取者は地方政府となる。彼らの議論は以下の2つのレベルに分けられる。

3.2.1 中央政府と地方政府

ここでは基準財政需要額の決定方法を通じた地方政府の行動が問題にされる。基準財政需要額は、補正係数、単位費用、および、測定単位から構成される。赤井ほか (2003) は、このうち補正係数と単位費用に着目し、これらが客観的な基準に基づくのではなく、地方の選択の結果として過去に実現された地方歳出に依存して算定されると議論する。具体的には、現在の歳出が増加すれば、将来の補正係数や単位費用の増大 (つまり基準財政需要の増大) を通じて、将来の地方交付税の交付額が増加する。したがって、交付団体は将来の交付額を増加させるために現在の歳出を増大するインセンティブをもつことになる。この彼らの分析は新たな視点を用いた地方交付税の経済分析として評価できよう。しかし、追加的な仮定を導入することによって、彼らが指摘する効果は必ずしも強くないと考えることができる。

赤井ほか (2003) の議論は単一の地方公共団体、もしくは、複数の地方公共団体の協調的行動を前提とする。しかし、地方交付税が複数の

地方公共団体に対して一定のルールにしたがって財源を配分する点に着目すれば、地方交付税を媒介して各地方政府間に外部性が発生することが理解できる。例えば、地方交付税の単位費用は過去の各地方歳出の重みつき平均として設定されるとすると、ある地方政府の歳出増加は単位費用の上昇を通じて他の地方政府が受け取る地方交付税の増加につながる。この場合、地方歳出は単位費用の設定を通じて交付団体間に正の外部性を生み出すことになるため、地方歳出は各地方公共団体が協調的に行動した場合にくらべると過小傾向をもつと考えることができる。また、意思決定主体の数が増加すると協調解からの乖離が増大すると考えられるため、2,000以上の地方公共団体が存在するわが国では、地方公共団体間の最適解を基準とした「過小」の度合いは大きいと判断されよう¹⁷⁾。このような地方交付税制度が媒介する地方公共団体の間の水平的な外部性¹⁸⁾、および、地方公共団体の数を所与とすると、社会的にみて過大な歳出が存在するとしても、その程度は小さく、もしくは、無視可能な程度であるかもしれない¹⁹⁾。

ここでは、上記のロジックを用いて実際の地方歳出が過小であると主張しているのではない。

17) ここで「過小」とは、交付団体全体があたかも単一の主体として行動する場合に与えられる、交付団体にとって最適な地方歳出よりも低い水準という意味である。この最適な水準は「社会全体」にとっては、赤井ほか (2001) が主張するように過大になりうる。

18) 基準財政収入額についても、西川・横山 (2004) が、捕捉徴収率が生み出す外部不経済に基づいて上記と同様の考えを提示している。過去の実績値に基づいて決定される捕捉徴収率が、地方の実績値の平均として設定されれば、特定の地方が徴収率を増加させると他の地方の地方交付税額は減少する。したがって、捕捉徴収率を上げる努力は外部不経済となり、その努力は過大になり、地方政府の数が増加するとともに、捕捉徴収率の最適水準からの乖離も大きくなることになる。

19) ただし興味ある仮説として、総務省が自らの予算請求を通すために、地方政府間の協力が達成されるような行動をとる可能性もあるであろう。その場合、ここで議論している中央と地方のソフトバジェットの問題が、次に議論する中央内部の官庁間のソフトバジェットの問題がリンクすることになる。

15) これは堀場ほか (2003)、および、持田 (2004) が展開した議論である。なお彼らは捕捉徴収率に関しても地方の裁量性がないことを指摘している。

16) 例えばあるアンケート調査によると (イニシアコンサルティング2003)、地方自治体が企業誘致を通じて期待する効果としての税収の確保は、「地域経済の活性化」、「新しい産業の創出」、「若年層の雇用拡大」に次ぐ第4位であり、優先度はそれほど高くない。もちろん、交付団体がゆえに財源確保の優先順位が高くないという解釈は十分ありうる。

上記の要点は、補正係数や単位費用にかかるメカニズムが地方歳出拡大の主要な要因になるとは考えにくいということである。そのようなインセンティブ効果を考えなくとも、地方歳出水準を押し上げる要因は第2節で議論した誘導装置のように複数存在する。もちろん、ソフトバジェットによる効果と誘導効果の相対的な重要性は、実証分析によって検証すべき問題である。山下ほか(2002)、および、赤井ほか(2003)は実証分析をおこない、地方交付税による救済への期待が費用最小化にむけた努力インセンティブを阻害していると結論づけているが、彼らの推定ではソフトバジェットの効果を識別することは困難であると考えられる²⁰⁾。地方交付税による地方歳出拡大の経路の識別とその効果の定量化、および、地方交付税による非効率性の存否とその度合いの定量化は、非常に重要な実証分析上の課題である。彼らの実証分析をベースとした適切かつ丹念な実証分析が期待されるところである。

3.2.2 中央政府内の意思決定過程と地方交付税

第2のソフトバジェット問題は中央政府内の省庁間の相互作用に起因する。ここでは地方財政計画による地方交付税総額の決定過程が注目され、資金提供者は財務省、資金受取者は事業所管省庁となる。地方財政計画においては地方

20) 彼らは確率フロンティアモデル $\ln e = \ln c(\cdot) + v + u$ を用いて推定モデルを特定化する。ここで、 $c(\cdot)$ は費用最小化がおこなわれた場合の費用関数、 v は通常の税乱項、そして、 u は非負の非効率項であり、確率フロンティア ($\ln c(\cdot) + v$)からの乖離を表す。彼らの推定では歳入に占める地方交付税の割合が u の期待値に正の影響を与えると推定されている。しかし、この交付税率が u の期待値に対して有意な効果を与える結果をえたとしても、それが $\ln c(\cdot)$ にも影響を与える場合、交付税率が $\ln c(\cdot)$ に与える影響が u に与える影響として誤って推定されている可能性を排除できない。例えば、交付税率が高くなれば交付税措置による誘導効果も大きくなると考えられ、そのような効果は社会資本価格の変化として $\ln c(\cdot)$ に含まれる公共サービスの生産要素価格に影響を与えるであろう。実際、このような影響を回避するような特定化をおこなった林(2002)では交付税は非効率項に有意な影響を与えてはいない。

の歳出総額と(地方交付税を除く)歳入総額が推計され、それらの差額が算定される。当該差額が地方交付税の原資となる国税5税の一定割合によって補填できない場合は、地方財政対策によって不足分の原資と地方交付税総額が決定される。要点は、地方財政計画における地方歳出総額が増加すると地方交付税総額も増加するという点である。ここではSato(2001)の理論分析が援用され、事業所管官庁が先手としてアジェンダを設定する場合には、事業所轄官庁からの過剰な補助金要求を承認せざるを得ない状況に財務省が陥り、その結果、地方交付税総額が増大することが示される。

中央政府内の予算決定過程に注目する視点は重要である。第1に、先進国においては、日本の財務省と総務省のように、財政移転の資金を調達する官庁とそれを要求し地方に配分する官庁が別である国は少なく、例えばカナダのように、通常は財務省に相当する官庁が資金配分を決定している。したがって、この予算決定過程に着目することには大きな意義がある。

第2に、現在問題とされている地方交付税の肥大化は、わが国特有の地方財政制度を所与とした、外生的な経済的・政治的ショックに起因する中央政府内部での対応の帰結として、考えることができる。外生的なショックとは、70年代初頭のオイルショック、80年代～90年代初頭の米国からの歳出拡大圧力、90年代のバブル経済崩壊であり、わが国特有の地方財政制度とは地方への歳出役割の集中化と交付税特会の存在である。

地方が公共部門歳出の大部分を占めるわが国では、景気拡大政策を行うためには地方歳出を「動員」する必要がある。地方歳出の動員には国庫支出金における定率補助や地方交付税における地方債の交付税措置や事業費補正による誘導が行われてきたが、80年代以降は財政再建という政治的公約もあり、一般会計に直接反映する国庫支出金を用いた歳出拡大は抑制される傾向にあった。一方、地方交付税は、特別会計の

借入を通じて一般会計に影響を与えることなく増額が可能であり、かつ、特別会計は一般会計よりも「見え難い」ため、景気拡大政策の手段として容易に使用されるようになったという解釈も可能である。

このように、地方歳出の拡大に関しては、既述のインセンティブ問題に加え、中央政府内の意思決定過程、さらに、わが国の財政制度を所与とした中央政府の外生ショックへの対応という複数の要因を考えることができる。これらの各要因が与えたインパクトの実証的な検証は今後の重要な課題であろう。

4. 地方交付税と地域間再配

4.1 地方交付税とリスクシェアリング

欧米においては、地域間リスクシェアリングと地域間再配の双方の観点から、政府間財政移転が地方財政に与える効果の定量化がおこなわれている(e.g., Hess and van Wincoop 2000)。ここでリスクシェアリングとは、地域間の財政移転を通じて地域内の所得変動を小さくすることにより地域厚生を高めることをさす。欧米における研究とは対照的に、わが国でリスクシェアリングの観点から地方交付税を分析した研究は少なく、土居(2000, 2005)を数えるだけである。土居(2000)では、1956年から1996年における、地方交付税の地域間リスクシェアリングへの寄与度は3.2%程度と比較的低いことが示されている。

4.2 地方交付税と再配効果

その一方で、地域間再配の効果については比較的多くの研究が存在する。そのなかで地方交付税に焦点を絞った研究には、伊多波(1985, 2002)、中井(1986, 1988)、貝塚ほか(1987)、林宜嗣(1987)、林宏昭(1995, 1996)、小倉(1995)などがある。

中井(1986)は、1人当たり市データを用いて地方税収と一般財源(=地方税収+普通交付

税)の分布を比較している。1970年度、75年度、80年度に関してジニ係数が算定され、各年とも一般財源のジニ係数は地方税収のそれより低くなること示されている。特に一般財源のジニ係数はゼロに近く、1975年は負の値となっている²¹⁾。貝塚ほか(1987)も市データを用い、1972年度と83年度に関して同様の分析を行っている。特に彼らは、普通交付税の交付前後の分布で一部の順位が逆転していることを明示し²²⁾、それを地方交付税の「順位入れ替え効果」とよんでいる。

この効果は、交付前は貧しい地域が交付後は他の地域よりも豊かになることを含意するものとされ、しばしば聞かれる「世界に類をみない行き過ぎた財政移転」や既述の「受益と負担の乖離による過大な地方歳出」というポピュラーな議論に、実証的な基礎を与えるものとして捉えられる。ただし、この「順位入れ替え効果」を解釈する場合には以下のような注意が必要である。

4.2.1 地方交付税の目的

第1に、地方交付税の目的は1人当たり財源の均等化ではない。地方交付税は中央政府が設定する所与の行政サービス水準の供給に必要な費用を地方公共団体に対して保障するように設計されている。所与の行政サービスを提供する費用は自然環境や年齢構成などの地域特性によって異なる。例えば、自主財源が乏しい地域ほど行政サービスの平均費用が大きくなるのであれば、「順位入れ替え効果」が観測されても特段驚くべきことではない²³⁾。

もちろん問題はその程度である。したがって、地方交付税が保障すべき公共サービスの内容や水準は精査される必要がある。地方交付税の保

21) 後の全市町村データを用いた研究(中井1988)では、この再配の度合いは高くなり(ジニ係数の値は低くなり)、特に1975年以降の数値は全て負の値を示している。

22) 林宜嗣(1987)や林宏昭(1995)は異なる年度のデータを用い、同様の結果を確認している。

23) これは貝塚ほか(1987)も認識している点である。

障対象は、生活保護、障害者福祉、義務教育などの個人を対象とする再分配政策から、事業費補正や地方債の交付税措置を通じた国土開発や景気対策の道具としての公共事業まで多岐にわたっている。特定分野が地方交付税の対象としてふさわしくないのであれば、当該分野が一般財源の分布に与える影響を数量化し、当該分野が地域間再分配の度合いに与えた時系列的な影響や、当該分野を除いた地域間再分配の度合いを示す必要があるであろう²⁴⁾。

4.2.2 わが国における地方の歳出役割

第2に、わが国においては地方公共団体に大きな歳出役割が割り当てられている。わが国の高い地方の歳出割合は、本来は国が責任をもつべき生活保護や社会福祉などの対個人社会サービス等の再分配にかかる事務を地方が実施していることによる。また、既述のように、計画的な社会資本整備や景気対策的な財政出動に関しても、地方歳出の「動員」を必要とする歳出役割の配分がなされている。その一方で、「3割自治」という言葉に象徴されるように、これらの歳出を補うに十分な自主財源は地方に割り当てられていない。つまり、わが国には大規模な「垂直的財政不均衡 (vertical fiscal imbalance)」が存在し、その不均衡を埋めるために中央から地方へ地方交付税をはじめとした政府間の財政移転が行われている。

24) 林宏昭 (1996) は市町村を含めた都道府県単位の集計データを用いて、地方交付税に関するネットの資金フローを検討している。具体的には、地方交付税に充てられる都道府県別の国税負担額を推計し、「受益率」として地方交付税の交付額とこの推計された国税負担額の比率を算定している。さらに、この受益率と1人当たり県民所得の関係を見ることによって、1972年から92年までの地域間再分配の度合いを検討し、再分配効果は1990年まで減少するものの、1992年には反転することを示している。この結果は90年代に中央政府が地方交付税を公共事業促進への手段として本格的に活用したことと関連すると考えられる。誘導装置としての地方交付税は交付団体にしか機能しないため、公共事業の原資として地方交付税が使用される場合、必然的に条件不利地域により多くの移転が行われることになる。

地方歳出割合のOECD諸国平均 (32.2%) がわが国の割合 (40.7%) よりも小さいように²⁵⁾、他の先進諸国では地方が行う業務は限定的である。その傾向は市町村などの基礎的自治体の事務に顕著であり、日本の市町村による業務の多くは、連邦国家では州政府²⁶⁾、単一国家では国が、地方事務所を通じて直接担っている場合がある。つまり、他国と比べてわが国の地方公共団体は大きな歳出役割を担っており、その結果、中央政府から地方公共団体への財政移転も国際的にみて大きくなると考えられる。したがって、このような制度的要因をコントロールした国際比較をせずに「世界に類をみない行き過ぎた財政移転」と主張することは幾分か不誠実であろう。

なお、わが国では、通常の単一国家では国の歳出として割り当てられている機能が地方の歳出として割り当てられているため、本来は国の会計のなかで処理される部分が地方交付税による財源保障を通じた地方歳出として地方の会計に現れているという解釈も可能である。通常、単一国家では歳入と歳出は国家レベルで集計するため、地域別の財政資金の流れを明示した統計を得ることは難しい²⁷⁾。分権国家である連邦国家であっても州内に関してはかなりの集権体制がとられているため、州政府内の市町村に対

25) これらの数値は社会保障基金を含めた割合である。社会保障基金を除くと地方のシェアは61%までに増加する。OECD諸国の単一国家でわが国と比較可能な水準を示すのはデンマーク (58.9%) のみで、スウェーデンで4割強程度、他は全て3割以下となっている。連邦国家では州を除く市町村のレベルではせいぜい16%程度で、州を含めても47%を超えることはない (IMF (2003) による)。

26) 連邦国家における州政府をわが国の都道府県とぞらえて「州政府」に含めることは国際比較上適切でない。連邦国家における政治的決定の中心は州であり、連邦政府は外交や国防などの州の一部の権限を移譲されている存在であるからである。

27) 「中央集権国家では、どの地域でいくら税金を集め、その地域に還元しているか、そもそも数字がでない」という岡本全勝総務省総務課長の指摘 (Free ML投稿 [pubeco:0904]) による。

する統一的な制度に関する情報や資金のやり取りを示す財政データを得ることは簡単ではない。わが国では、戦後の特殊事情によって、単一国家であるのにもかかわらず地域間の財政資金の流れが明示される仕組みが構築されたと解釈できるが、政府間財政移転にかかわる争点の多くは単一国家であれば本来は国の内部の問題として明示されない問題なのかもしれない。

4.2.3 受益と負担

第3に、「受益と負担」という表現は慎重に使用されるべきである。地方交付税を含む地域間資金フローに関して「受益と負担」というフレーズを用いたのは、石ほか (1982) であるが、彼らは「受益と負担を具体的に把握する場合には困難」であることを理由に、「第1次接近として…受益-負担を資金フローとして把握」したと但し書きを付け、彼らを用いる「受益と負担」は「限定された概念であること」を強調している。つまり、資金フローによって適切に「受益」が表されるわけではない。しかし後に続く研究では、彼らの注釈は忘れられているようである。

そもそも、財政活動は「受益と負担」という基準だけでは適切に捉えることはできない。先進諸国では公共部門の歳出の大部分は再分配に充てられる (Boadway and Keen 2000)。さらに、わが国においてはその再分配の大部分が地方政府の歳出となる。ここでは、再分配への支出額がその拠出額と一致する共同体を意味する sharing community の概念が重要となる (Boadway 2003)。地方歳出の少ない部分は、地方自治法によって「本来は国が果たすべき役割にかかわる」と規定される国からの「法定受託事務」²⁸⁾である。そのような事務経費の

28) 正確には「第1号法定受託事務」とよばれるもので、「法律又はこれに基づく政令により都道府県、市町村又は特別区が処理することとされる事務のうち、国が本来果たすべき役割にかかわるものであって、国においてその適正な処理を特に確保する必要があるものとして法律又はこれに基づく政令に特に定めるもの」とある。また、

一部は国庫支出金を通じて、そして、基準財政収入額が十分でない地方にはさらに地方交付税を通じて、中央政府から財源が保障される。個人は地域住民ではなく日本国民として国税を支払い、その国税の大部分は国庫支出金や地方交付税を通じて政策の実施機関である地方公共団体に移転され、地方公共団体の活動を通じて各国民に再分配される。つまり、現行の行財政制度を前提とする限り、わが国における sharing community は国であり、一部の論者によって受益と負担の乖離を生む原因とされる政府間財政移転の少ない部分は、地方を通じて国が再分配を実施するための手段として捉えることができる。

このようなわが国の仕組みを前提にすると、「受益と負担」という基準だけで地方交付税をはじめとする地域間財政移転を適切に捉えることはできない。第1に、再分配とはある個人の負担の他に他の個人の受益を贈うことであるから、再分配政策では受益と負担が個人単位で一致することはありえない。第2に sharing community が国である限り、再分配にかかる受益 (給付) と負担 (拠出) を「地方」という下位空間で捉えることは意味がない。当然、ある地方は他の地方とくらべて多くの財政移転を得るであろう。しかし、それは当該地域において給付対象となる個人が相対的に多いということであって、それ以上の意味はない。

もちろん地方交付税が保障している事務分野は対人的な再分配だけではない。既述のように、地方交付税は国土計画に従った社会資本整備や景気対策としての財政政策を誘導してきた。ここでの公共事業が効率性基準だけで評価されるものであり、投入された資金に応じた便益を有しているのならば、資金フローをそのまま受益として捉えても問題はないだろう。しかし、し

その法令としては、職業安定法、児童福祉法、精神保健及び精神障害者福祉に関する法律、生活保護法、社会福祉法など個人の再分配にかかわるほとんど全ての法律が他の多数の法律とともに列挙されている。

ばしば指摘されるように公共事業が「無駄」であるならば、そこに投入される資金フローは当該地域住民が得る便益を反映しないし、公共事業を地域的な所得移転の道具とする場合でも当該事業実施地域への公共投資による所得の帰着は自明ではない²⁹⁾。

5. 地域人口配分の非効率性と地方交付税

第2節では政府間財政移転を定率補助金として地方歳出の域外スピルオーバーを内部化する効率化の手段としてとらえたが、他の視点からも財政移転を効率性達成の手段として意味づけることができる。特に、個人が居住地選択において自己が地方財政に与える影響を考慮せずに行動する場合、地域間の人口配分が歪む可能性が指摘され、この人口配分の非効率性を矯正する手段として一般補助金が位置づけられる (e. g., Flatters et al. 1974, Boadway and Flatters 1982)。この議論のエッセンスは以下のとおりである。まず各個人は自己の効用が最大になるような地域に移住すると考える。この効用には、当該地域で獲得できる所得、当該地域で支払われる租税、そして、当該地域で享受できる公共サービスが影響を与える。個人はどの地域に住居しても効用水準が変わらない場合に移動を止め、その時点で移住均衡が達成される。一方、最適な人口配分は、所与の地域において人口が1単位増加することによって増加する効用水準(人口の限界効用)が地域間で等しくなる配分によって与えられる。問題は、移住均衡における人口配分が人口の限界効用が等しくなる最適な人口配分と一致する保証はないということである。ここで、地域間財政移転をつうじて地域

29) ここでは公共事業を契機として当該地域で生み出される付加価値が問題となる。ハコモノ事業では労働分配率自体も高くはないであろうし、また、地域雇用につながる単純労働に分配される所得も大きいとは考えられないため、公共事業による地域的な所得移転効果は限定されているかもしれない。

所得を再分配し、政策的に人口を最適な配分へと誘導することがめざされる。

このような財政移転と人口配分の効率性に関する理論分析は、わが国においても米原(1977)によって先駆的な紹介がされていたが、残念ながら当時の財政学者に注目されることはなかったようだ。むしろこの理論に注目したのは都市経済学者たちであった。特に、約20年後の坂下(1994)による同分野のサーベイ論文は、財政学者の関心を引くに十分なものであった。しかし、本来は平衡交付金の経済理論とされるべきものが地方公共財の最適供給の理論として理解される傾向があり、伊多波(2002)や小川(2000)を除き、地域人口配分の最適性を達成するための政策手段という観点から、わが国の地方交付税が認識されることはなかった。

海外においては、人口の地域配分の変更をつうじた効率性改善を検証する、いくつかの研究がある。例えば、カナダの平衡交付金を対象としたWatson(1986)では、平衡交付金の効率性改善の程度はそれに使用される資金よりも少ないため、同制度は正当化されないという結果が示された。この考えは10年以上にわたりカナダにおいて支配的な見解であったが、Wilson(2003)は、人口移動を、Watson(1986)のように年度内で瞬時調整される変数ではなく、複数年度にわたって長期的に調整される変数として捉えると、平衡交付金が人口移動に対して与える効果は無視できないほど大きく推計され、政策的にも十分正当化できることを示している。

わが国における地域間財政移転による効率性向上に関する分析は、シミュレーションによる数値計算(小川2000, 土居2002)に加え、地域データを用いた実証分析がある。伊多波(2002)は地方交付税と国庫支出金による厚生効果を推定し、これらの財政移転は効率性を改善ではなく喪失させることを示している。一方、林(2005)は、いわゆる都市部と考えられている地域人口はむしろ過小であることを示している。この結果は、非都市地域から都市地域へ人

口が移動するような財政移転が必要であることを示唆している。

これらの実証分析においては、地域間財政移転がもつ人口移動への効果を適切に推定することが重要である。人口移動をひきおこす要因は多岐にわたり、それらを適切に推定することは容易ではない。しかし、人口移動に関する実証分析には経済地理学や地域科学の分野において蓄積があり、これらの先行研究を基礎としつつ、わが国の社会経済および財政制度上の特徴を織り込みながら実証分析を積み重ねることが大切であろう。

6. さいごに

最後に本文中では明示しなかった、わが国における研究の特徴と今後の課題を提示したい。第1に、地方交付税の経済分析では、地方交付税制度の仕組みが十分に理解されていなかった。例えば、地方交付税は早い時期から地方歳出を誘導する役目を果たしており、地方交付税を定額補助金とみなすこと自体が地方交付税の仕組みを無視した分析枠組みであった。つまり、地方交付税の仕組みが精査されていれば、フライペーパー効果やインセンティブ効果をめぐるいくつかの議論も取り立てて主張されることはなかったであろう。

第2に、最近の地方交付税総額や公共投資総額の縮小傾向に対する新たな分析視角が必要である。臨時財政対策債を除いた地方交付税総額は2001年度から減少しており、2004年度からは同債を含んだ総額も減少している。また、公共投資に関しても行政投資実績ベースで50兆円を超えていた1994年から減少傾向にあり、直近の数値が入手可能な2002年度には36兆円まで減少し、その傾向はいまだ続いている。特に第3節で紹介したインセンティブ効果にかかわる研究では、もっぱら地方交付税の拡大について議論されてきたが、それらが問題としてきた交付税制度の本質が変化していないなかで近年の地方

交付税や公共投資の縮小傾向が観察されているのならば、さらに異なった視点から地方交付税をめぐる歳出決定を捉え直す必要がある。

第3に、地方交付税の経済分析では、個人に対する国の再分配機能が暗示的に捨象されていた。特にこれはフライペーパー効果、財政錯覚、そして、地域間の受益と負担をめぐる議論にあてはまる。しかし、先進諸国では公共部門の歳出の大部分が再分配に充てられており、さらにわが国においては、その再分配の大部分が地方歳出となっている。実際、わが国における政府間財政移転の少ない部分は、地方をして個人を対象とした国の再分配政策を実施させるための手段となっている。個人レベルの再分配が、地方交付税が資すべき主要な目的のひとつであるならば、現行の分析枠組みとは異なる、再分配政策を対象とした経済分析が必要となる。ここでは、所与の再分配効果を達成するために地方交付税を含む現行の地方財政制度は効率的かという問いかけが重要となる。現在積極的に展開されている効率的再分配論(Boadway and Keen 2000)の観点から再分配と地方財政という研究課題にとりくむことは、財政再建が大きな課題となっているわが国にとって意味のある作業であろう。

参考文献

- 赤井伸郎・佐藤主光・山下耕治(2003)、『地方交付税の経済学』有斐閣。
 足立伸(2005)、「国による地方に対する財源保障について」in 財務総合政策研究所・中国国務院発展研究中心(2005), 1-76。
 池上岳彦(1998)、「一般財源主義の限界と新たな一般財源主義」神野直彦・金子勝編『地方に税源を』東洋経済新報社, 77-133。
 石弘光・小泉一郎・長谷川正・秦邦昭・山本裕一(1982)、「地域間における受益と負担の帰着と再分配効果」『経済分析』(86), 1-187。
 伊多波良雄(1985)、「地方財政調整制度による一般財源調整効果と県民所得再分配効果」『経済学論叢(同志社大学)』36(3/4), 131-149。

- 伊多波良雄 (1992), 「地方交付税と経済厚生」『日本経済研究』(23), 128-145.
- 伊多波良雄 (2002), 「地方分権時代の地方財政」有斐閣.
- 板谷淳一・佐野博之・山口力 (2002), 「補助金に関するフライベーパー効果の理論と実証」『経済学研究(北海道大学)』52(3), 69-85.
- イニシア・コンサルティング (2003), 「地方自治体による企業誘致」についてのアンケート結果報告書」株式会社イニシア・コンサルティング.
- 小川喜弘 (2000), 「地方交付税と効用変化について: 地域経済データによる数値解析分析」『経済経営論叢(京都産業大学経済経営学会)』35(3/4), 89-98.
- 小倉波子 (1995), 「1980年代後半以降における地方交付税の財政調整機能の変容」日本地方財政学会編『税制改革の国際比較』勁草書房.
- 貝塚啓明・本間正明・高林喜久生・長峯純一・福岡潔 (1987), 「地方交付税の機能とその評価 Part II」『フィナンシャル・レビュー』(5), 9-26.
- 黒田東彦 (1986), 「補助金と交付税に関する理論的分析」『フィナンシャル・レビュー』(2), 29-39.
- 齋藤慎・林宜嗣・中井英雄 (1991), 「地方財政論」新世社.
- 財務総合政策研究所・中国国务院発展研究中心編 (2005), 「財務省財務総合政策研究所と中国国务院発展研究中心との「地方財政(地方交付税)」に関する共同研究」財務省財務総合政策研究所.
- 坂下昇 (1994), 「地方公共財の地域間最適配分」宇沢弘文・茂木愛一郎編『社会的共通資本: コモンズと都市』東京大学出版会.
- 柴田護・山本悟・横手正・石原信夫・花岡圭三・土田栄作・遠藤安彦 (1984), 「座談会」地方交付税30年の歩み」『地方財政』1984年7月号, 84-142.
- 鷺見英司 (2000), 「政府間補助金制度を通じた地方自治体の歳出行動の分析: フライベーパー効果の検証」『法政大学大学院紀要』(44), 59-78.
- 田近栄治・油井雄二・佐藤主光 (2001), 「地方交付税の何が問題か: 緩む地方の財政規律と阻害される財政改善努力」『税経通信』56(12), 23-33.
- 土居丈朗 (1996), 「日本の都市財政におけるフライベーパー効果: 地方交付税と国税減税の等価性の検証」『フィナンシャル・レビュー』(40), 95-119.
- 土居丈朗 (2000), 「地方交付税制度の問題点とその改革」『エコノミクス』(3), 70-79.
- 土居丈朗 (2000), 「地方財政の政治経済学」東洋経済新報社.
- 土居丈朗 (2002), 「日本の地方財政制度が生み出す非効率性の厚生分析」『フィナンシャル・レビュー』(61), 3-33.
- 土居丈朗 (2005), 「地方交付税をめぐる地域間のリスクシェアリングと地域経済構造」in 財務総合政策研究所・中国国务院発展研究中心 (2005), 145-181.
- 土居丈朗・別所俊一郎 (2005), 「地方債元利償還金の交付税措置の実証分析: 元利補給は公共事業を誘導したか」『日本経済研究』(51), 33-58.
- 塚原康博 (1988), 「ファンジビリティ仮説とフライベーパー効果」『一橋論叢』99(6), 860-874.
- 塚原康博 (1989), 「日本型モデルによるフライベーパー効果の検証: その問題点と今後の展望」『公共選択の研究』(14), 96-98.
- 富田俊基 (2003), 「国と地方の税源配分の在り方について」地方分権改革推進委員会平成15年1月22日資料1-2.
- 中井英雄 (1986), 「地方交付税と都市レベルにおける財政調整効果」本間正明編『地方交付税の経済分析: 国と地方の財政関係の研究報告書』関西経済連合会.
- 中井英雄 (1988), 「現代財政負担の数量分析」有斐閣.
- 長峯純一 (1988), 「地方政府モデルによる公共支出の実証分析: 日本におけるフライベーパー効果の検証」『公共選択の研究』(12), 65-67.
- 中村和之・國崎稔 (1996), 「地方交付税と国庫支出金の等価性」『フィナンシャル・レビュー』(40), 50-64.
- 西川雅史・横山彰 (2004), 「地方政府の徴税インセ

- ンティブ: 徴収率の格差と地方交付税制度」『日本経済研究』(50).
- 林宏昭 (1995), 「租税政策の計量分析: 家計間・地域間の負担配分」日本評論社.
- 林宏昭 (1996), 「地方交付税の地域間再分配効果」『フィナンシャル・レビュー』(40), 20-36.
- 林正義 (2002), 「自治体特性と非効率性: 随伴フロンティア分析による予備的考察」『研究所年報(明治学院大学産業経済研究所)』(19), 15-21.
- 林正義 (2005), 「地域間財政移転と人口移動」日本財政学会第62大会報告論文. 10月22-23日, 一橋大学. (<http://www.econ.hit-u.ac.jp/%7Ezaisei62/resume-pdf/hayashi-masayoshi-FP.pdf>)
- 林宜嗣 (1987), 「現代財政の再分配構造: 税・支出・補助金の数量分析」有斐閣.
- 肥後雅博・中川裕希子 (2001), 「地方単独事業と地方交付税が抱える諸問題」日本銀行調査統計局 Working Paper Series 01-9.
- 堀場勇夫 (1991), 「補助金と財政錯覚: 日本における錯覚の検証」『青山経済論集』43(2).
- 堀場勇夫・持田信樹・深江敬志 (2003), 「地方交付税とモラルハザード: 固定資産制度との関連で」『青山経済論集』54(4), 27-58.
- 宮本佳寿子 (2001), 「地方交付税の「財政錯覚」に関する検証」『三田学界雑誌』94(2), 91-112.
- 持田信樹 (2004), 「地方分権の財政学: 原点からの再構築」東京大学出版会.
- 山下耕治 (2001), 「地方分権に対応した地方税のあり方」『郵政月報』(158), 74-81.
- 山下耕治・赤井伸郎・佐藤主光 (2002), 「地方交付税制度に潜むインセンティブ効果: フロンティア費用関数によるソフトな予算制約問題の検証」『フィナンシャル・レビュー』(61), 120-145.
- 山本聡・白井早由里 (2004), 「経済安定の基盤としての地方自治体の財源問題: 地方交付税のフライベーパー効果とその実証分析」総合政策学ワーキングペーパー No.33.
- 横山彰 (1995), 「財政の公共選択分析」東洋経済新報社.
- 米原淳七郎 (1977), 「地方財政学」有斐閣.
- Bailey, S., and Connolly, S. (1998), "The flypaper effect: Identifying areas for further research", *Public Choice* 95, 335-361.
- Boadway, R. (2003), *Options for Fiscal Federalism* (Royal Commission on Renewing and Strengthening Our Place in Canada, Ottawa, March, 2003).
- Boadway, R., and Flatters, F. (1982), "Efficiency and equalization payments in a federal system of government: A synthesis and extension of recent results", *Canadian Journal of Economics* 15, 613-33.
- Boadway, R., and Keen, M. (2000), "Redistribution", in Atkinson, A. B., and Bourguignon, F. (Eds.), *Handbook of Income Distribution* 1 (Elsevier, Amsterdam), 677-789.
- Dollery, B. E., and Worthington, A. C. (1996), "The empirical analysis of fiscal illusion", *Journal of Economic Surveys* 10(3), 261-297.
- Filmon, R., Romer, T., and Rothenthal, H. (1982), "A symmetric information and agenda control: The bases of monopoly power in public spending", *Journal of Public Economics* 17, 54-70.
- Flatters, F., Henderson, V., and Mieskowski, P. (1974), "Public goods, efficiency and regional fiscal equalization", *Journal of Public Economics* 3, 99-112.
- Hayashi, M. (2000), "Distortionary effects of seemingly lump-sum intergovernmental transfers in Japan: A note", *Meiji Gakuin Review: The Papers and Proceedings of Economics* (118), 63-72.
- Hess, G. D., and van Wincoop, E. (2000), *Intra-national Macro-economics* (Cambridge University Press, Cambridge).
- International Monetary Fund (2003), *Government Finance Statistics Year Book* (International Monetary Fund, Washington D.C.).
- Maskin, E. (1996), "Theories of the soft budget constraint", *Japan and the World Economy* 8(2), 125-133.
- Oates, W. E. (1979), "Lump-sum grants have price effects", in: Mieskowski, P., and Oakland, W.

- H. (Eds.), *Fiscal Federalism and Grants-in-Aid* (Urban Institute, Washington D.C.).
- Oates, W. E. (1988), "On the nature and measurement of fiscal illusion: A survey", in: Brennan, G., Grewal, B. S., and Groenewegen, P. (Eds.), *Taxation and Fiscal Federalism: Essays in Honour of Russel Mathews* (Australian National University Press, Sydney).
- Sato, M. (2001), "Intergovernmental transfers, governance structure and fiscal decentralization", *Japanese Economic Review*, 53(1), 55-76.
- Smart, M. (1998), "Taxation, incentives and dead-weight loss in a system of intergovernmental transfers", *Canadian Journal of Economics* 31(1), 189-206.
- Watson, W. G. (1986), "An estimate of the welfare gain from fiscal equalization", *Canadian Journal of Economics* 19(2), 298-308.
- Wildasin, D. (1986), *Urban Public Finance* (Harwood Academic Publishers, Chur, Switzerland).
- Wilde, J. A. (1968), "The expenditure effects of grant-in-aid programs", *National Tax Journal* 21, 340-348.
- Wilson, L. S. (2003), "Equalization, Efficiency and Migration: Watson Revisited", *Canadian Public Policy* 29(4), 385-395.

An Empirical Estimation on the Interactions between Public and Private Capital Investment, Innovation Investment and Economic Growth for China

鄒 洋 (大阪大学大学院国際公共政策研究科)

Yang ZOU, Osaka School of International Public Policy, Osaka University

1. Introduction

The literature has focused on the impact of *R&D* expenditure on productivity and economic growth. The available evidence suggests that returns to *R&D* are high at the national level. However, one may concern in what degree the *R&D* or patents can be commercialized. An important determinant of the commercial applications is the availability of finance, or more generally the role of financial markets. Usually, the public and private sectors finance innovative projects for there are identifiable finance and management gaps between research institutions and business enterprises. Thus, for the empirical studies, although investment expenditure on the innovative projects (we hereafter name this type of investment as innovation investment) does not capture all of an economy's investment in innovation, it does provide a new way to estimate its effects on productivity and economic growth.

The purpose of this paper is to investigate the interactions between public and private capital investment, innovation investment, and economic growth in China. We perform an empirical estimation by Vector Error Correction Model (*VECM*) based on the

country-level data (1957- 2001). We present the arguments in the following order: Section 2 describes the theoretical background. Section 3 provides the empirical estimation. The last concludes.

2. Theoretical Background

We first consider a model in which there is no technological progress with a difference from Basu & Weil (1998) in incorporating public capital. The aggregate production function for per capita output (*Y*) in the economy is

$$Y = A^*(K, G, t)K^\beta G^\gamma \quad (1)$$

where β and γ are the shares of per capita private and public capitals (*K* and *G*) in *Y*. A^* is the technical coefficient, which does not change over time.

We now assume that the technology for producing output with given levels of *K* and *G* can change over time. Let $A(K, G, t)$ be the level of technology for *K* and *G* at time *t*. We also assume that increases in *K* and *G* may bring about technology progress. Thus, the production function now become

$$Y = A(K, G, t)K^\beta G^\gamma \quad (2)$$

Changing (2) into its natural logarithm form

$$\ln Y = \ln A + \beta \ln K + \gamma \ln G \quad (3)$$

Using first differences of logarithmic levels, that is, the growth rates of the original variables, from (3)

$$\ln \frac{Y_t}{Y_{t-1}} = \ln \frac{A_t}{A_{t-1}} + \beta \ln \frac{K_t}{K_{t-1}} + \gamma \ln \frac{G_t}{G_{t-1}} \quad (4)$$

where the lower letters, t and $t-1$, denote two different time points.

Since (4) measures private and public capital stock changes' effect on *GDP* growth, for simplicity we assume the depreciation rate is zero, and then we instead investigate how private and public capital investment, the flow figures which lead to their stock changes, affect *GDP* growth. In addition, the innovation investment itself can be considered an independent input factor in output, the same as the private and public capital investment. For innovation really encompasses all developments of new ideas or discoveries into economic welfare enhancing goods and services. The commercialization and utilization of new goods and services generate additional sources of wealth that accelerate economic growth (Romer, 1990). Therefore, we generate an augmented growth model written as

$$\ln y_t = \ln a_t + \beta \ln k_t + \gamma \ln g_t + \lambda \ln i_t + \eta_t \quad (5)$$

where k , g and i denote per capita private and public capital and innovation investment, respectively; η is an error term.

3. Empirical Estimation

We intend to analyze the interactions between private and public capital construction investment, innovation investment, and *GDP* growth. The data are from "China

Statistical Yearbook" compiled by National Bureau of China. By *ADF* (Augmented Dickey-Fuller) and *P-P* (Phillips-Perron) unit root tests, we found that all of the variables are *I*(1). Further, we perform Johansen cointegration test, a popular method, by which we confirmed that there exist possible long-run relationship among the *I*(1) variables.

From (5), an empirical model can be written as

$$d(\ln y)_t = a_0 + a_1 d(\ln k)_t + a_2 d(\ln g)_t + a_3 d(\ln i)_t + \eta_t \quad (6)$$

where $d()$ means that the estimate is performed in the first differences.

The estimation of (6) gave no satisfactory result. There exists multicollinearity in the estimation. The correlation coefficients between the independent variables are very high. For example, the correlation coefficient between $\ln k$ and $\ln i$ is 0.9539, near to one. The Durbin-Watson statistic is very small, less than one. One subject of the future study is to create stock series data to give further empirical estimation.

However, for the purpose of the present paper, we need to find a more efficient estimation model. For all of the variables are *I*(1) but are co-integrated, according to Granger representation theorem (Granger, 1983, 88), a Vector Error Correction Model (*VECM*) can be given as follows

$$d(\ln y)_t = c_1 + \sigma EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \eta_i(L) d(\ln y)_{t-i} + \sum_{j=1}^p \delta_j(L) d(\ln g)_{t-j} + \sum_{k=1}^p \rho_k(L) d(\ln k)_{t-k} + \sum_{l=1}^p \theta_l(L) d(\ln i)_{t-l} + \phi_1 dm_{-79} + u_t \quad (7)$$

$$d(\ln k)_t = c_2 + \sigma_2 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \eta_2(L) d(\ln y)_{t-i} + \sum_{j=1}^p \delta_2(L) d(\ln g)_{t-j} + \sum_{k=1}^p \rho_2(L) d(\ln k)_{t-k} + \sum_{l=1}^p \theta_2(L) d(\ln i)_{t-l} + \phi_2 dm_{-79} + v_t \quad (8)$$

$$d(\ln g)_t = c_3 + \sigma_3 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \eta_3(L) d(\ln y)_{t-i} + \sum_{j=1}^p \delta_3(L) d(\ln g)_{t-j} + \sum_{k=1}^p \rho_3(L) d(\ln k)_{t-k} + \sum_{l=1}^p \theta_3(L) d(\ln i)_{t-l} + \phi_3 dm_{-79} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$d(\ln i)_t = c_4 + \sigma_4 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \eta_4(L) d(\ln y)_{t-i} + \sum_{j=1}^p \delta_4(L) d(\ln g)_{t-j} + \sum_{k=1}^p \rho_4(L) d(\ln k)_{t-k} + \sum_{l=1}^p \theta_4(L) d(\ln i)_{t-l} + \phi_4 dm_{-79} + \omega_t \quad (10)$$

where $\eta_m(L)$, $\delta_m(L)$, $\rho_m(L)$, $\theta_m(L)$ are the p -th order polynomials in the lag operator L , $m = 1, 2, 3, 4$; c are constants; dm_{-79} is a dummy variable ($dm_{-79} = 1$ after 1979, otherwise 0); u , v , ε , ω are serially independent error terms. Based on *AIC* (Akaike Information Criterion), we select the lag length $P=6$. We assume that there is a deterministic linear trend in the data. The likelihood ratio test strongly supports the assumption. Thus, we specify the *VECM* with an unrestricted intercept and one cointegrating vector. *EC* are the error correct terms derived from the cointegrating vectors.

The *VECM* allows us to explore the interactions of the variables that may occur not in just one direction. Equation (6) is derived from the Cobb-Douglas production function, which suggests one interaction direction from different investment to *GDP* growth. However, the inverse may occur. As known, Wagner's law suggests that economic growth leads to increase in government expenditures, which of course include expenditures on public capital and innovation investment. Other

interaction channels may also exist. For example, increases in private capital and innovation investment induce increasing demands for public goods and service, particularly infrastructure maintenance of roads, electricity, water systems and sewages etc., which are mainly provided through public capital investment. On the other hand, public capital investment may complement private capital and innovation investment by raising the productivity of private factors of production. Due to their substitutability, public capital investment may crowd out private capital investment.

For the purpose of the present paper, we only give an explanation for the estimated result of equation (7) in details as follows. The adjusted R-squared is 0.8695, the highest, compared to 0.3920, 0.2419 and 0.5138, the corresponding results for equations (8), (9) and (10). The *F*-statistic is 10.4843 which rejects the hypothesis of that all coefficients except constant are zero. In addition, most of the estimated coefficients are statistically significant. Public capital investment shows positive effects on *GDP* growth. However, the effects show a decreasing change trend. The estimated coefficient at lag order one is 0.71, and then decreases gradually, down to 0.15 at lag order six finally. By contrary, private capital and innovation investment show negative effects in the beginning, positive effects at the end. In a long term, innovation investment (at lag order six, the estimated result is 0.27) contributes much more to *GDP* growth than public and private capital investment (at lag order six, the estimated result of the latter is 0.15, 0.02, respectively). We may conclude that public capital investment shows decreasing positive influence on *GDP*

growth, while the influence of the private capital and innovation investment on *GDP* growth exhibits negative in the beginning but positive finally, in particular, the innovation investment's effect is outstanding. The estimated result for the dummy variable suggests that the reform and openness policies beginning in the 1980s brought out an average growth effect by 13.83 percent. The coefficients of the *EC* terms represent the proportions by which the *VECM* is adjusting in each-time period towards its long-run equilibrium state. The coefficient for the *EC* term in (7) is -0.3293, which suggests that the short-run deviations from the long-run equilibrium are corrected in a contrary direction.

The *VECM* also allows us to give further Impulse Response Function (*IRF*) and Error Variance Decomposition (*EVD*) analysis, in particular the Granger Causality (*GC*) test. The *IRF* analysis suggests that one *S.D.* shock in the growth of public capital investment brings about greater shock to *GDP* growth than private capital and innovation investment. The *EVD* analysis suggests that growth in public capital investment contributes about 80% to the error variance of *GDP* growth, even far higher than *GDP* Growth itself, while the private capital investment only 10%. The *GC* tests confirmed the interactions between the variables in all directions with statistically significance by the *F*-statistic tests.

4. Conclusion

By the above analysis, we conclude that there may exist long run relationship between public and private capital construction and innovation investment and *GDP* growth. Public capital construction invest-

ment contributes greatly to *GDP* growth while private capital construction and innovation investment seem to do not. In the long term, the private capital construction and innovation investment may positively affect *GDP* growth; in particular, the innovation investment's influence may be outstanding. The empirical result also suggests that, the reforms and openness policies beginning in the 1980s accelerate economic growth by double digit percentage points.

Acknowledgement

I would like to thank Masatoshi YAMADA, Yoshizo HASHIMOTO, Charles Yuji HORIOKA, Ryokichi CHIDA for their useful comments. Any errors are the responsibility of my own.

References

- Basu, S. and D. N. Weil (1998), 'Appropriate technology and growth,' *The Quarterly Journal of Economics*, 113 (4), pp.1025-54.
- Chow, Gregory. C. (1993), 'Capital formation and economic growth in China,' *The Quarterly Journal of Economics*, 108 (3), pp.809-842.
- Granger, C. W. J. (1988), "Some recent developments in a concept of causality," *Journal of Econometrics*, 39, pp.199-211.
- Romer, P. M. (1990), 'Endogenous technological change,' *Journal of Political Economy*, XCVIII, S71-103.
- Zou, Y. (2003), "On the relationship between public and private investment: an empirical study of Japan," *Journal of Economic Policy Studies*, Vol.1, No.1*2(the 51st*52nd issues), pp.18-29.
- Zou, Y. (forthcoming), "Empirical Studies on the Relationship between Public and Private Investment and GDP Growth," *Applied Economics*.

【査読論文／マクロ経済政策】

金利体系を組み込んだ貨幣的一般均衡分析*

A Monetary General Equilibrium Analysis with Interest Rates System

長原 徹 (立教大学大学院経済学研究科)

Toru NAGAHARA, Graduate School of Economics, Rikkyo University

1. はじめに

2001年3月以来日本銀行が実施してきた量的金融緩和政策は、時間軸効果によって長短利子率を低位に安定させてきたことが知られている。しかし量的緩和政策の解除観測が高まり、長期利子率の不安定化が懸念される昨今(2005年10月現在)にあつては、長短利子率の関係を改めて問い直す試みは、今後の日銀の金融政策に何らかの示唆を与える上でも、極めて有益なものだと筆者は考える。

本稿では、以上のような問題意識を踏まえ、次のような分析を行う。第一に、短期利子率と長期利子率をつなぐリスク・プレミアムに関して、流動性需要の観点から利子率の期間構造を捉え直す Holmström and Tirole (2001) や齊藤他 (2002) を参考にモデルを構築する。これらのモデルは LAPM (Liquidity-Based Asset Pricing Model) として知られているが、本稿ではこうした先行研究をベースとしながらも、Tobin (1969) 流の金融資産市場の一般均衡モ

デルを構築することに重点を置いている。第二に、モデルにおける民間銀行の行動に関しては Stiglitz and Greenwald (2003) を参考にして、銀行にとっての貸付先の倒産リスクをコスト要因とした定式化を行う。第三に、こうして導出された各経済主体の主体的均衡を一般均衡体系へと発展させ、そのもとで外生的ショックがシステム内の短期利子率と長期利子率にどのような影響を及ぼすかを比較静学の見点から検討する。

2. 基本モデル

2.1 モデルの概要

本稿が想定する経済は次のとおりである。当該経済に存在する経済主体は民間銀行と、企業、中央銀行、政府であり、その表記は順に b , f , cb , g とする。民間銀行と企業の行動は利潤最大化行動にしたがい定式化され、一方中央銀行と政府の行動に関してはアド・ホックな仮定を設け定式化される。

次に、金融資産は貸付 L 、短期国債 β 、長期国債 B 、コール C の4つの資産を考え、それらの資産が取引される4つの競争的な市場をそれぞれ想定する。これらの市場で需給の不均衡を調整する役割を担うのは、それぞれ貸付利子率 r 、短期国債価格 q 、長期国債価格 Q 、コール・レート i であり、それぞれ市場で内生的に決定されるものとする。短期国債と長期国債は、それぞれ1期後、2期後に満期を迎え、額面1で償還される。長期国債に関しては満期前の1

* 本稿は、去る2005年5月28日に法政大学で開催された日本経済政策学会第62回全国大会において筆者が報告した論文の縮刷版である。討論者の同志社大学の清川義友氏、筆者の指導教授である立教大学の黒木龍三氏、および匿名のレフェュールからは数多くの貴重なコメントをいただいた。この場を借りて感謝を申し上げたい。ただし、本稿に残されているかもしれない曖昧さや誤りは、すべて筆者の責任に帰されるものである。なお、完全版の論文をご希望の方は下記の連絡先にご連絡いただきたい。
(連絡先: tnlennon@poem.ocn.ne.jp)

期後に現金化することができるが、その場合売却額は θ となる。これは第1期におけるスポット・レートの変動による長期国債の価格変動リスクを表すものである。ここで θ は、齊藤他 (2002) にない、 $[0, \infty)$ で連続的に分布する確率変数とし、その期待値は $E\theta=1$ とする。また θ に関する確率微分方程式は次のような幾何ブラウン運動で表されるものとする。

$$d\theta(t) = a\theta(t)dt + b\theta(t)dz \quad (1)$$

ここで z はショックを表すウィーナー過程、 a と b は定数である。

2.2 各主体の行動

2.2.1 民間銀行

代表的銀行の行動は、次のような2期間モデルでのリスク中立的な銀行の期末資産最大化問題によって定式化される。

$$\begin{aligned} \text{Max}_{L_i^1, B_i^1} E_i(x_i^1(L_i^1, r) + \beta_i^1 + \theta B_i^1 \\ - (1+i)C_i^1 - F(L_i^1, \beta_i^1, B_i^1)) \quad (2) \\ \text{s.t. } L_i^1 + q\beta_i^1 + QB_i^1 = C_i^1 + A_i^1 \quad (3) \end{aligned}$$

ここで $E(\cdot)$ は期待オペレーター、 A_i^0 はこの銀行の純資産、 $F(\cdot)$ はコスト関数、 $x_i^1(\cdot)$ は貸付からの収益関数である。(2)式は、この銀行が各資産での運用を費用要因として期末の期待純資産を最大化しようとしていることを表している。コスト関数 $F(\cdot)$ は凸関数で2回微分が可能であると仮定するが、これは以下のような理由で正当化される。すなわち、貸付 L を増やすにつれて貸付先の破綻リスクが徐々に大きくなり破綻コストもそれとともに増進し、また短期国債 β や長期国債 B での運用を増加させるにつれて人件費などの諸費用が増進していくためである。一方、コスト関数 $F(\cdot)$ の交差微分係数は簡略化のためすべてゼロと仮定する。また貸付からのリターン $x_i^1(\cdot)$ に関しては、通常の限界収益逓減型の関数を想定し、交

1) この仮定は、銀行の資産運用業務での範囲の経済性を前提とすれば、十分妥当なものとなる。詳しくは Freixas and Rochet (1997, pp.54-5) を参照のこと。

差微分係数 $\partial^2 x/\partial L \partial r$ は正であるとする。これは貸付の限界収益が貸付利率の増加関数であることを意味している。最後に(3)式はこの銀行のバランス・シートを表している。

以上のセッティングのもと、民間銀行の主体的均衡を求めると以下ようになる。

$$\begin{aligned} L_i^1 &= L_i^1(r, i), \\ L_i^1 &\equiv dL_i^1/dr > 0, L_i^1 \equiv dL_i^1/di < 0 \quad (4) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \beta_i^1 &= \beta_i^1(q, i), \\ \beta_i^1 &\equiv d\beta_i^1/dq < 0, \beta_i^1 \equiv d\beta_i^1/di < 0 \quad (5) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} B_i^1 &= B_i^1(Q, i; \theta), B_i^1 \equiv dB_i^1/dQ < 0, \\ B_i^1 &\equiv dB_i^1/di < 0, B_i^1 \equiv dB_i^1/d\theta > 0 \quad (6) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} C_i^1 &= C_i^1(r, q, Q, i; \theta), C_i^1 \equiv dC_i^1/dr > 0, \\ C_i^1 &\equiv dC_i^1/dq \geq 0, C_i^1 \equiv dC_i^1/dQ \geq 0, \\ C_i^1 &\equiv dC_i^1/di < 0, C_i^1 \equiv dC_i^1/d\theta > 0 \quad (7) \end{aligned}$$

2.2.2 企業

0期、1期、2期の3期間モデルを考える²⁾。経済にはリスク中立的な企業家が存在し、以下のような投資プロジェクトをもっている。ただしこの企業家は初期資金を有さないものとする。

企業家は第0期にセットアップ・コストとして投資 I_i^0 を行い生産を始め、第1期において $x^1(I_i^1; z)$ だけの収益をあげる。一方、第1期に満期を迎える短期国債 β と第2期に満期を迎える長期国債 B を、価格 q と Q でそれぞれ第0期に購入する。これらの債券は第1期において必要となる追加投入費用 y_{i+1}^1 をファイナンスするために用いられる。2種類の債券の額面はともに1であるが、前項で述べたように長期債に関しては、満期前の第1期に売却しようとする場合、価格変動リスクが発生し売却額は θ となる。

この企業の0期における銀行からの借入額は

$$L_i^0 = I_i^0 + q\beta_i^0 + QB_i^0 \quad (8)$$

であり、企業は第1期に $(1+r)L_i^0$ の元利返済を行う。よって第1期に企業が内部留保として

2) 以下のモデルは、齊藤他 (2002, pp.130-136) に倣っている。

追加投入に贈える資金は、 $x^1(I_i^1; z) - (1+r)L_i^0$ および0期に購入した債券の償還額 $\beta_i^0 + \theta B_i^0$ となる。よって企業は第1期に

$$y_{i+1}^1 = x^1(I_i^1; z) - (1+r)L_i^0 + \beta_i^0 + \theta B_i^0 \quad (9)$$

で再び生産を開始することになる。企業は第2期において追加投入 y_{i+1}^1 に応じた期待所得 $E_i(y_{i+1}^1)$ を得るものとし、この所得と生産を通じて発生した費用を差し引いて算出される利潤を最大化するものとする。したがって企業の目的関数は次のようになる。

$$\text{Max}_{L_i^1, \beta_i^1, B_i^1} E_i(y_{i+1}^1) - \Psi(I_i^0, \beta_i^0, B_i^0) \quad (10)$$

ここで $\Psi(\cdot)$ は調整費用関数であり、2回微分可能な凸関数であると仮定する。また、交差微分係数は簡単化のためすべてゼロであるとする。企業は(8)式と(9)式を制約条件として(10)式で定義された利潤を最大化する。

得られる企業の主体的均衡は次のようである。

$$\begin{aligned} L_i^0 &= L_i^0(r, q, Q, z, \theta), L_i^0 \equiv dL_i^0/dr < 0, \\ L_i^0 &\equiv dL_i^0/dq \geq 0, L_i^0 \equiv dL_i^0/dQ \geq 0, \\ L_i^0 &\equiv dL_i^0/dz > 0, L_i^0 \equiv dL_i^0/d\theta > 0 \quad (11) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \beta_i^0 &= \beta_i^0(r, q), \\ \beta_i^0 &\equiv d\beta_i^0/dr < 0, \beta_i^0 \equiv d\beta_i^0/dq < 0 \quad (12) \\ B_i^0 &= B_i^0(r, Q; \theta), B_i^0 \equiv dB_i^0/dr < 0, \\ B_i^0 &\equiv dB_i^0/dQ < 0, B_i^0 \equiv dB_i^0/d\theta > 0 \quad (13) \end{aligned}$$

2.2.3 中央銀行

われわれのモデルにおける中央銀行は、コール・手形市場における民間銀行のコール・マネー需要の変化に応じて変動するコール・レートを、中銀がターゲットとするコール・レート水準のまわりで安定化しよう、内生的にコール・マネーを供給するものと想定する。具体的には、次のような中銀の政策反応関数を考える。

$$C_i^0 = C_i^0(i), C_i^0 \equiv dC_i^0/di \in [0, \infty] \quad (14)$$

2.2.4 政府

政府は第0期に一定額の短期国債 β_i^0 と長期国債 B_i^0 を発行する。これらの債券は価格 q と

Q で割り引かれた割引債であり、満期においてそれぞれ額面1で償還される。

$$\beta_i^0 = \bar{\beta} \quad (15)$$

$$B_i^0 = \bar{B} \quad (16)$$

3. 金融市場の一般均衡

(4), (5), (6), (7), (11), (12), (13), (14), (15), (16) 式より、われわれのモデルにおける金融資産市場の一般均衡体系は次のようになる。

$$L_i^1(r, i) = L_i^1(r, q, Q, z, \theta) \quad (\text{貸付市場}) \quad (17)$$

$$\beta_i^1(q, i) + \beta_i^0(r, q) = \bar{\beta} \quad (\text{短期債市場}) \quad (18)$$

$$B_i^1(Q, i; \theta) + B_i^0(r, Q; \theta) = \bar{B} \quad (\text{長期債市場}) \quad (19)$$

$$C_i^1(r, q, Q, i; \theta) = C_i^0(i) \quad (\text{コール市場}) \quad (20)$$

各市場の安定性については、前節で得た各金融資産の弾力性の符号条件から容易にワルラス的に安定的であることを示すことができる。よって、上記のすべての市場において均衡点は一意的に決まることが証明される。

4. 比較静学分析

(17)-(20) 式をそれぞれシステム内の内生変数 r, q, Q, i および外生変数 z, θ で全微分したものに(1)式を代入すれば、以下の連立方程式体系が得られる。

$$\begin{bmatrix} \frac{L_i^1 - L_i^0}{(r)} & \frac{-L_i^0}{(r)} & \frac{-L_i^0}{(r)} & \frac{L_i^0}{(r)} \\ \beta_i^1 & \frac{\beta_i^0 + \beta_i^1}{(r)} & 0 & \beta_i^0 \\ B_i^1 & 0 & \frac{B_i^0 + B_i^1}{(r)} & B_i^0 \\ C_i^1 & C_i^0 & C_i^0 & \frac{C_i^0 - C_i^1}{(r)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dr \\ dq \\ dQ \\ di \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \frac{L_i^0}{(r)} + \frac{b\theta L_i^0}{(r)} \\ 0 \\ -b\theta \frac{(B_i^0 + B_i^1)}{(r)} \\ -\frac{C_i^1}{(r)} - \frac{b\theta C_i^0}{(r)} \end{bmatrix} dz + \begin{bmatrix} a\theta \frac{L_i^0}{(r)} \\ 0 \\ -a\theta \frac{(B_i^0 + B_i^1)}{(r)} \\ -a\theta \frac{C_i^0}{(r)} \end{bmatrix} dt \quad (21)$$

したがって次の結果が得られる³⁾。

$$\frac{dq}{dz} = \frac{1}{H} \left[\frac{B'_1 L'_1 (B_0^* + B_0)}{(-)(+)} + b\theta \left[\frac{L'_1 B'_1 (B_0^* + B_0)}{(-)(+)} + \frac{L'_1 (B_0^* + B_0) \beta'_1}{(+)(-)} \right] \right] < 0 \quad (22)$$

$$\frac{dQ}{dz} = \frac{1}{H} \left[\frac{B'_1 L'_1 (B_0^* + B_0)}{(-)(+)} + b\theta \left[\frac{L'_1 B'_1 (B_0^* + B_0) + L'_1 (\beta_1^* + \beta_1) \beta'_1}{(-)(+)} + \frac{(L_1^* - L_1) (\beta_1^* - \beta_1) (B_1^* - B_1)}{(+)(-)} \right] \right] \geq 0 \quad (23)$$

(22) 式と (23) 式の結果は次のように要約できる。

- ① 不確実性が存在する場合、短期債価格はショックに対して負の相関を示す。これはインフレ（デフレ）・ショックに対して短期利子率が上昇（低下）することを意味しており、フィッシャー恒等式が説くところの結論と整合的な結果である。しかも、その変化の幅は不確実性が存在しない場合よりも、(22) 式右辺の大カッコ内第2項の分だけ大きくなる。このことは、裏を返せば、この項を打ち消すような政策発動によって、ショックによる短期利子率の揺らぎを抑えられることを示唆している。
- ② 不確実性が存在する場合の長期債価格の変化の方向は依然として特定化できない。しかしながら、この結果はむしろより現実的であると筆者は考える。というのも、長期の利子率ほど、ショックに対して実質金利効果と期待インフレ効果のどちらが支配的になるかは判別が困難になるからである⁴⁾。

3) なお、ここでは (11) 式で符号を特定化しなかった L'_1 と L_1 に関して、それらがともに負であることを仮定している。この仮定は金融市場の調整スピードが十分に速いという性質を用いることで十分根拠のあるものとなる。

4) 実質金利効果および期待インフレ効果については Romer (2001, p.474) を参照のこと。

5. おわりに

前節で得られた結果から得られる政策的インプリケーションは、不確実性をともなう現実経済においては、政策当局はショックに対して長短利子率の不安定化を回避するための策を講じることが可能である、というものである。本稿のモデルに即して考えれば、それは (22) 式および (23) 式に現れるパラメーター b を可能な限り小さくするということである。そのような政策として、外生的なインフレ（デフレ）・ショックがもたらす売却額 θ の変化率 ($d\theta/\theta$) の変動を抑えるために、例えば発行済み債券の物価連動債への転換を進めることなどが挙げられよう。

参考文献

- 齊藤誠・白塚重典・柳川範之・渡辺努 (2002) 「流動性需要と資産価格形成：わが国の定期的決済慣行における検証」, 齊藤誠・柳川範之編著 (2002) 『流動性の経済学』第5章, 東洋経済新報社。
- Freixas, X. and J.C. Rochet (1997) *Microeconomics of Banking*, MIT Press.
- Holmström, B. and J. Tirole (2001) "LAPM: A Liquidity-Based Asset Pricing Model," *Journal of Finance*, 56, pp.1837-1867.
- Romer, D. (2001) *Advanced Macroeconomics-2nd edition*, McGraw-Hill Companies, Inc.
- Stiglitz, J.E. and B. Greenwald (2003) *Towards a New Paradigm in Monetary Economics*, Cambridge University Press.
- Tobin, J. (1969) "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," *Journal of Money, Credit and Banking*, 1, pp. 15-29.

【査読論文／国際経済政策】

外国人労働者の国際間労働移動の要因

—日本へのブラジル人労働者を事例として—

Labor Migration of Brazilian Workers in Japan

鎌田 修 (中央大学大学院経済学研究科)

Osamu KAMADA, Graduate School of Economics, CHUO University

1. はじめに

日本では少子高齢化が進展し、経済成長や経済社会の活力の維持、人口減少に伴う労働力不足の対応などの問題が生じている。労働力の不足を補う方法のひとつに外国人労働者の受け入れがある。日本に在留する外国人の数は、1986年の約87万人から2003年末には約191万人へと18年の間に約2倍増加している¹⁾。このうちブラジル出身者は1986年末の約2000人から2003年末には約27万人となり、この18年間に約135倍になった²⁾。ブラジル人が増加した背景には、日本経済が1980年代後半にブラザ合意と内需拡大政策により好景気となり、労働力不足を感じるようになったこと、1990年の入管法の改正により日系ブラジル人などに日本での就労の自由を与えたこと、1980年代以降、ブラジルに大きな不況が2度発生していることなどが考えられる。本論文ではブラジル人労働者を例に、賃金格差、雇用確率、入管法の改正がブラジルから日本への労働移動に与えた影響についての分析を行う。

2. 賃金格差と労働移動

新古典派の経済学では労働移動を決定づける主要因に賃金格差と雇用確率があるとされている。Fleisher (1963) はプエルトリコからアメリカへの短期労働移動は、アメリカの失業率により移動量が決定されるとしている。Harris と Todaro (1970) は国際労働移動をしようとする労働者は、本国で得られる賃金と移動先の期待所得との間に大きな差があれば、移動先で職を得る見込みが小さくても移動するし、失業期間が長期であっても受入国に居続けようとする³⁾と述べている。

より高い収入を得て、より豊かな生活をしたいと望む人々は賃金水準の高い国に移動する可能性がある。賃金格差が、より高い収入、より豊かな生活を求める人々に国際労働移動を行わせる1つの要因になっていることは当然のことであろう。

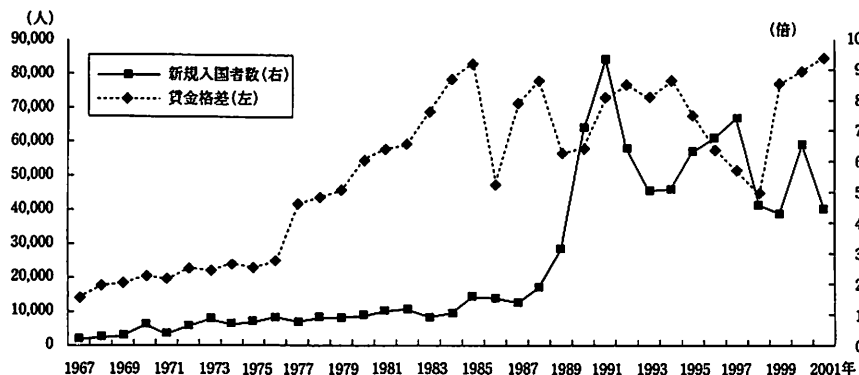
図1はブラジルから日本への新規入国者数と製造業における日本とブラジルとの賃金格差(日本の名目賃金/ブラジルの名目賃金)を示したものである。これによると1976年までは賃金格差は2倍から3倍の間であったが、1977年に急速に拡大し、それ以降は格差が拡大している。しかし、その一方で賃金格差と新規入国者数の間には相関関係がないことがうかがわれる³⁾。

図1をみると、国際労働移動を生む要因には、賃金格差以外の要因があると考えられる。

1) 外国人登録者数は(財)入国管理局編 (1987年, 2004年) を参照。

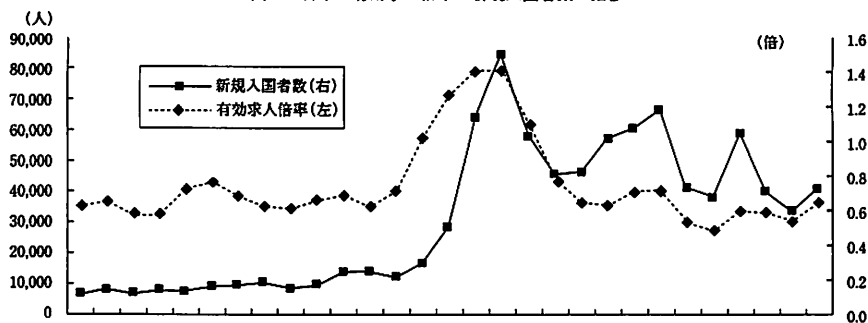
2) 日本に在留するブラジル出身者の多くは、1990年の入管法の改正により日本で就労の自由が与えられた日本人の血を受け継いでいる2世や3世およびその配偶者である。

図1 日本とブラジルの賃金格差と新規入国者数の関係



出典：ブラジルと日本の賃金についてはILO（各年）による、為替についてはInternational Monetary fundによる。
新規入国者数については法務大臣官房司法法制調査部編（各年）による。
注：ブラジルの賃金については、1978年から1983年、1993年、1994年については推計値による。

図2 日本の有効求人倍率と新規入国者数の推移



出典：有効求人倍率については厚生労働省編（各年）による、新規入国者数については法務大臣官房司法法制調査部編（各年）による。

3. 雇用確率と労働移動

苦しい生活から豊かな生活を夢見て、高い賃金を求めて日本に入国しても、日本で就労できなければ、その賃金を得ることができない。このため賃金格差の利点を生かすためには、日本

3) 日本の好景気のなかで1986年と1989年にブラジルと日本の賃金格差が縮小している。これはブラジルの製造業の賃金が高くなったことによる。

での就労確率が大きな意味を持つてくる。

図2は日本の有効求人倍率と新規入国者数の推移を示したものである。これによると日本の有効求人倍率と新規入国者数には相関関係が認められる。ブラジルから日本への労働移動は、日本の雇用確率が高く（低く）なると日本に移動するブラジル人の数は増加（減少）する。

雇用確率は労働移動の大きな要因であるが、雇用確率だけでは日本の雇用確率が低下したときに、日本に在留しているブラジル人が増加傾

表1 労働移動要因の分析

| 説明変数 | 係数 | t値 |
|---------------|----------|------------|
| 賃金格差 | 1840.266 | 2.7201** |
| 有効求人倍率 | 14912.98 | 3.1966*** |
| 入管ゲーム | 41311.21 | 12.0854*** |
| 定数項 | -13747.2 | 2.1822* |
| 修正決定係数：0.8780 | | |

注1：サンプル数は37である。
注2：***は1%、**は2%、*は5%水準で有意である。

表1は労働移動要因に関する回帰分析の結果を示してみたものである。これによるとブラジル人の日本への労働移動の要因として、日本とブラジルの賃金格差、日本の有効求人倍率、入管法の制限は統計的に有意な結果となっている。このことから入管法の改正により、日系ブラジル人の日本での就労の自由が与えられたことが、ブラジルから日本への労働移動に大きな影響を与えていること、有効求人倍率が増加（低下）すると新規入国者は増加（減少）すること、賃金格差が拡大（縮小）すると新規入国者数は増加（減少）すること、新規入国者数を説明する要因として入管法の制限が強く働いていることが分かる。これらの結果は、ブラジルから日本への労働移動を説明要因として、賃金格差要因、雇用確率要因および入管法の影響の妥当性を示唆するものとなっている。

5. おわりに

現在の日本は雇用状況が悪化し失業者が増加している。日本人の労働者が失業している状況とは真逆で外国人労働者数は増加している。このような現象が起こるのは日本に在留している外国人労働者の出身国と日本との間に大きな賃金格差が存在し、日本の雇用確率が低下しても日本で働ける可能性がゼロになることがないからである。少子高齢化による労働力人口の不足を補うために入国の制限を緩くし多くの外国人労働者を受け入れると、日本国内の雇用状況が悪化し失業者が増加しても外国人労働者の数が

向にある現象を説明できない。このような現象が生じるのは、日本との間に大きな賃金格差が存在するため日本の雇用確率が低下しても、仕事に就ける可能性がゼロではなく、日本に行くことにより得られる期待報酬額が本国で稼げる賃金額より大きいことがあると推測される。

4. 入管法と労働移動

Bhagwati (1984) と桑原 (1991) は国境を越える労働移動の主要因は、受入国の労働需要と外国人の受け入れを制限する出入国管理政策であると指摘している。Bhagwati (1991) は、国際労働移動の世界では受入国の労働需要より出入国管理政策に関する法律規定の方が強く働いていると述べている。

わが国の外国人労働者の受け入れ政策は、国内労働市場への悪影響の防止、経済社会の活性化のために必要な技術・知識などを有する人材の確保、少子・高齢化社会での労働力不足の補充など、わが国の国益になる外国人労働者を受け入れるものとなっている。1990年6月に改正された入管法は、不法就労外国人を雇っている雇用者に対する罰則規定を設けたり、その一方で中小企業などの労働力不足を考慮して、日系ブラジル人2世や3世が単純労働に従事することを認めた。このことが日系ブラジル人が日本で急増した要因になっている可能性がある。

そこで、以下で、1966年から2001年までの期間⁹⁾をとり、回帰分析を行うことにより、賃金格差と雇用確率および入管法の制限がブラジル人の日本への労働移動に及ぼす効果について検証してみることにする。ここでは被説明変数は新規入国者数とし、説明変数には、有効求人倍率（日本）と賃金格差および入管法の制限ゲーム（入管法の改正後を1、その前を0とする）を用いる。

4) 入管法については手塚和彰 (1999) を参照。
5) 回帰分析の期間の開始を1966年としたのは、いざなぎ景気の時期に、外国人労働者の受け入れ要求が高まったことによる。詳しくは小出 (1994) を参照。

増加し続ける可能性が高い。外国人労働者の受け入れは慎重に行う必要があるだろう。

参考文献

- 桑原靖夫 (1991), 「国境を越える労働者」岩波新書, p.184.
- 小出賢三 (1994), 「外国人労働者受入れによる経済的效果の分析 (第1回)」(財)入管協会編『国際人流』94.1, pp.39-40.
- 厚生労働省編 (各年), 『労働経済白書』日本労働研究機構.
- (財)入管協会編 (各年), 『在留外国人統計』.
- 手塚和彰 (1999), 『外国人と法』有斐閣, pp.23-64.
- 法務大臣官房司法法制調査部編 (各年), 『出入国管理統計年報』財務省印刷局発行.
- B. M. Fleisher (1963), "Some Economic Aspects of Puerto Rican Migration to the U. S.," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. XLV, No. 1 (February), pp.245-253.
- ILO (各年) *Yearbook of Labor Statistics* (邦訳: 『国際労働経済統計年表』), 国際労働事務局.
- International Monetary Fund (各年), *International Financial Statistics Yearbook*.
- J. Harris and M. P. Todaro (1970), "Migration unemployment and development: a two sector analysis," *American Economic Review* 60, pp.126-142.
- J. N. Bhagwati and K. Schatz and K. Wong (1984), "The West German System of Immigration," *European Economic Review*, pp.277-294.
- J. N. Bhagwati (1991), *Incentives and Disincentives: International Migration*, in *Political Economy and International Economics*, ed. by D. A. Irwin, Cambridge Mass: The MIT Press.

わが国における「政治的予算循環仮説」の検証

Examination of "Political Budget Cycle Hypothesis" in Japan

宮下量久 (法政大学大学院経済学研究科)

Tomohisa MIYASHITA, Graduate School of Economics, Hosei University

1. はじめに

本稿では, Rogoff and Sibert (1988), Rogoff (1990) らが示唆する「政治的予算循環仮説 (Political Budget Cycle hypothesis)」を中心に, 公共支出における政治的要因を検証する. この仮説では, 現職政治家の手腕に関して市民との間に情報の非対称性が存在することを前提とする. 再選を目指す政治家は, 選挙が実施される時期になると, 歳出増や減税といった形で市民に自らの能力をシグナルとして伝える. 市民はそれを受けて有能だと思われる候補者に投票する. 結果として, 財政支出には選挙実施年をピークとした循環性が自ずと生じるとされている. Nordhaus (1975) らの「政治的景気循環仮説 (Political Business Cycle Hypothesis)」は, フィリップス曲線の存在を背景に, 政治家が財政, 金融政策を通じて景気を刺激することによって, 市民に間接的に政策能力を示すのに対し, Rogoff and Sibert (1988) らは, 財政政策を通じて直接的に市民に政策能力をアピールすることで, 政治家が再選を目指す行動を分析している.

わが国の先行研究として, 山下 (2001) では1976年から1997年までの都道府県別パネルデータを用いて, 公共事業の政治的要因について実証分析している. そして, 自民党の単独政権崩壊以降, 都道府県知事による選挙を見計らった公共事業支出の増大がなされる一方で, 都道府県議会における自民党議員比率が統計的に有意

でなくなったことから, 分権的意思決定がなされたという結果を得ている. さらに, 90年代の公共事業増大は政治的ではなく経済的要因が寄与していることも示唆している.

しかし, 都道府県別の議会における自民党議員比率という一変数の有意性のみで自民党議員の影響が消失しているという結論は早計のように思われる. 本稿では, 少数与党化した自民党参議院議員や, 与党内の意思決定に影響がある族議員や派閥についての変数を新たに作成し, モデルに加えた.

他の先行研究をとっても, Rogoff and Sibert (1988), Rogoff (1990) のようなモデルで想定されている政治的予算循環について, 国会議員を対象とした地方財政レベルの分析は, わが国ではこれまでなされておらず, 検証の余地がある.

2. 公共支出の政治的要因

一般的に投資的経費であっても, 国や地方自治体の長期的計画に基づいて歳出がなされていると考えられる. しかし, 各選挙実施年度の有無について着目すると, 参議院選挙, 統一地方選挙では, 総額の平均歳出増減額は実施年度であるほうが高く, 衆議院選挙では実施年度の平均歳出増減額は, 実施されない年度よりも7600億円ほど少ないことが明らかとなった. これは, 選挙の時期が外生的であるか否かがその主たる要因と考えられる. 参議院議員選挙において実施年度で増加傾向にある歳出項目の中で, 普通

建設事業費に着目すると約8500億円の差があった。

ところが、参議院議員は予算の決定や内閣総理大臣の選出に際し、その決定の優越が衆議院にあることから、予算配分に影響力は少ないと考えられる。しかし、1989年から参議院自民党は過半数割れが常態化しており、円滑に法案を成立させるために野党の協力や連立政権を組まなければならなかった¹⁾。

国会運営の混乱はしばしば政局へと発展する恐れがあり、与党にとって円滑な法案成立は政権を担う以上、至上命題となる。与党議員にとって選挙時期が確実に把握され、少数化してしまっただけで参議院議員選挙は必ずしも軽視できるものではない。したがって、自民党議員は参議院選挙の実施年度に向けて政策決定に関与しようとするインセンティブを有すると考えられる²⁾。

3. 実証分析

本稿で推計するデータは都道府県別パネルデータである。分析期間については、データの制約から68SNAベースの数値である1975年度から1999年度を採用している³⁾。

定式化は、(1) および (2) 式のとおりである。説明変数の中に面積が含まれており、時系列方向に変化しない都道府県固有の変数が含まれている。そのため、固定効果モデルを採用した場合、多重共線性の問題が生じるため、本稿では変量効果モデルを用いて分析をする⁴⁾。

- 1) 衆議院で可決された法案が、参議院で異なった議決がなされた場合、衆議院で再び2/3以上の賛成が得られなければならない。
- 2) ただし、参議院選挙の選挙時期に合わせた歳出増であっても、参議院選挙を目的としたものだけでなく、衆議院選挙を考慮した影響も当然考えられる。
- 3) 推計前にChow-testを行い1993年度から1994年度にかけて歳出の構造変化が確認された。そのため、①1976年度～1993年度、②1994年度～1999年度の2期間で検証することとした。
- 4) Breusch and Pagan Lagrangian multiplier testで、いずれも通常の回帰分析よりも変量効果モデルが適切であるといえる。

$$\begin{aligned}
 Y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 san_{it} + \beta_2 b_chiji_{it} + \beta_3 r_ldp_{it-1} \\
 & + \beta_4 share_{it-1} + \beta_5 kensetsu_zoku_{it-1} \\
 & + \beta_6 habatsu_{it-1} + \beta_7 inc_{it-1} + \beta_8 const_{it-1} \\
 & + \beta_9 space_i + \gamma_2 d_2 + \dots + \gamma_4 d_4 + v_{it} \quad (1) \\
 v_{it} = & \alpha_i + u_{it} \quad (2) \\
 & (i=1, \dots, 47, t=1, \dots, 18 \text{ or } 6)
 \end{aligned}$$

Y_{it} = 各公共事業支出/県内総支出
 san = 参議院選挙実施年度ダミー変数
 b_chiji = 知事選挙実施前年度ダミー変数
 r_ldp = 都道府県議会自民党議員比率
 share = 参議院選挙区自民党議員比率
 kensetsu_zoku = 自民党建設族議員比率
 habatsu = 自民党参議院選挙区選出橋本派比率
 inc = 一人当たり所得
 const = 建設業者率
 space = 面積
 d_i = 各年度ダミー

α_i = iにおけるランダムな誤差項
 u_{it} = 通常の仮定を満たす誤差項
 被説明変数として、検証するデータは、普通建設事業費、行政投資総額、行政投資における生活基盤投資・産業基盤投資・農林水産投資・国土保全投資である。

参議院選挙区自民党比率は、前回の選挙で当選した議員と前々回で当選した議員の合算割合を用いている。なぜなら、参議院選挙は定数の半数が3年ごとに改選されるためである。また、1996年以降、衆議院議員選挙制度が小選挙区比例代表制に移行しているため、衆議院議員データは考慮していない。これは、一貫した長期的データを確保することは困難だからである。

さらに、当該年度における衆議院、参議院における自民党議員の中で、一般的に建設族と呼ばれる議員の都道府県別比率も使用する⁵⁾。また、総裁の選出に必然的影響力をもつ党内の派

5) 本稿では、猪口・岩井(1987)で作成された族議員データの定義を参考にして閣連大臣、閣連次官、委員長、部会長、調査会長を一度でも経験したものとしている。

表1 推計結果 被説明変数：普通建設事業費(対県内総支出)

| time | 1976-1993 | | 1994-1999 | | 1994-1999 | |
|---------------------------|---------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | Number of obs | 846 | 282 | 282 | 282 | 282 |
| Number of groups | 47 | 47 | 47 | 47 | 47 | 47 |
| Adj-R2 | 0.3367 | 0.6202 | 0.6202 | 0.6525 | 0.6525 | 0.6525 |
| Breusch and Pagan LM test | 4639.23 | 579.07 | 579.07 | 511.84 | 511.84 | 511.84 |
| 説明変数 | Coefficient | T-statistic | Coefficient | T-statistic | Coefficient | T-statistic |
| 定数項 | 0.06784 | 7.56*** | 0.1831736 | 9.15*** | 1.96E-01 | 10.14*** |
| 参議院選挙実施年度ダミー | 0.01351 | 7.82*** | 0.0029124 | 3.84*** | 2.93E-03 | 3.84*** |
| 知事選挙実施前年度ダミー | -0.0003042 | -1.00 | -2.95E-04 | -0.60 | -0.0001986 | -0.40 |
| 都道府県議会自民党議員比率 | 0.0019263 | 0.87 | 0.0063984 | 1.63 | 0.0048395 | 1.29 |
| 参議院選挙区自民議員比率 | 0.003037 | 3.73*** | 1.29E-04 | 0.07 | | |
| 建設族 | | | | | 0.0065411 | 3.17*** |
| 自民党参議院橋本派比率 | | | | | 0.0003878 | 0.23 |
| 一人当たり所得 | -0.0031961 | -2.89*** | -0.0125995 | -3.51*** | -0.0149797 | -4.35*** |
| 建設業者比率 | 0.0297177 | 3.82*** | 1.03E-01 | 5.60*** | 1.10E-01 | 6.14*** |
| 面積 | 1.27E-07 | 0.84 | -3.05E-08 | -0.16 | -6.44E-08 | -0.37 |

注1：***は1%有意水準、**は5%有意水準、*は10%有意水準で帰無仮説を棄却する場合をそれぞれ示している。
 注2：年度ダミーは紙面の都合上、省略している。

表2 推計結果 被説明変数：行政投資一産業基盤投資(対県内総支出)

| time | 1976-1993 | | 1994-1999 | | 1994-1999 | |
|---------------------------|---------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | Number of obs | 846 | 282 | 282 | 282 | 282 |
| Number of groups | 47 | 47 | 47 | 47 | 47 | 47 |
| Adj-R2 | 0.6383 | 0.5884 | 0.5884 | 0.5881 | 0.5881 | 0.5881 |
| Breusch and Pagan LM test | 943.57 | 413.85 | 413.85 | 430.88 | 430.88 | 430.88 |
| 説明変数 | Coefficient | T-statistic | Coefficient | T-statistic | Coefficient | T-statistic |
| 定数項 | -0.0415067 | -3.59*** | -6.72E-03 | -0.28 | -4.32E-03 | -0.18 |
| 参議院選挙実施年度ダミー | -0.0002345 | -0.17 | 9.06E-04 | 0.74 | 9.74E-04 | 0.80 |
| 知事選挙実施前年度ダミー | -0.0001134 | -0.22 | 0.0002724 | 0.34 | 0.0002785 | 0.35 |
| 都道府県議会自民党議員比率 | -0.002742 | -0.79 | 0.0046795 | 0.77 | 0.0034728 | 0.60 |
| 参議院選挙区自民議員比率 | 0.0038016 | 2.89*** | -0.0011364 | -0.41 | | |
| 建設族 | | | | | 0.0028949 | 0.91 |
| 自民党参議院橋本派比率 | | | | | -0.002437 | -0.94 |
| 一人当たり所得 | 0.0244328 | 15.21*** | 0.0275436 | 6.54*** | 0.0271323 | 6.36*** |
| 建設業者比率 | -0.0081922 | -0.78 | 0.0515328 | 2.04** | 5.28E-02 | 2.11** |
| 面積 | 7.14E-07 | 9.80*** | 1.14E-06 | 7.15*** | 1.13E-06 | 6.87*** |

関単位の行動は公的支出の決定に影響することも予測される。そのため、参議院議員選挙における各選挙区当選の旧橋本派所属議員の比率も変数として分析する⁶⁾。

推計結果は表1から3のとおりである。紙面の都合上、主要な結論のみをまとめている。

参議院選挙実施年度に関する変数は、普通建設事業費などで、有意に正の結果を得た。つまり、1976年度から1999年度まで一貫して、参議

院選挙年度に合わせた公共投資支出がなされたといえる。しかし、表3の国土保全投資などが、有意にプラスの結果を得ているのに対し、表2

6) データの対象が参議院に限定されているのは、参議院選挙区自民党議員の比率と同様、1996年に衆議院は小選挙区比例代表制へと選挙制度を変更したことに伴い、比例代表での当選者は都道府県別でデータを作成できないことによる。族議員の変数についても同様の問題が考えられるが、比例代表で当選している議員は見当たらなかった。

表3 推計結果 被説明変数：行政投資一国土保全投資（対県内総支出）

| time | 1976-1993 | | 1994-1999 | | 1994-1999 | |
|---------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Number of obs | 846 | | 282 | | 282 | |
| Number of groups | 47 | | 47 | | 47 | |
| Adj-R2 | 0.6874 | | 0.6679 | | 0.6583 | |
| Breusch and Pagan LM test | 2959.9 | | 552.48 | | 578.35 | |
| 説明変数 | Coefficient | T-statistic | Coefficient | T-statistic | Coefficient | T-statistic |
| 定数項 | -0.0107838 | -2.89*** | 0.0139945 | 2.00** | 0.016729 | 2.38** |
| 参議院選挙実施年度ダミー | 0.0008335 | 2.28** | 5.37E-04 | 1.87* | 5.70E-04 | 2.03** |
| 知事選挙実施前年度ダミー | -0.0000804 | -0.57 | 0.0002253 | 1.21 | 0.000181 | 0.99 |
| 都道府県議会自民党議員比率 | -0.0018365 | -1.83* | -0.0002196 | -0.33 | 0.0001662 | 0.12 |
| 参議院選挙区自民議員比率 | 0.00144 | 3.87*** | 0.0000285 | 0.02 | | |
| 建設族 | | | | | -0.000615 | -0.81 |
| 自民党参議院橋本派比率 | | | | | -0.0015679 | -2.51** |
| 一人当たり所得 | 0.0046082 | 9.50*** | 0.0065232 | 5.22*** | 6.24E-03 | 5.00*** |
| 建設業者比率 | -0.0055091 | -1.65* | 0.0226399 | 3.39*** | 0.0243402 | 3.73*** |
| 面積 | 3.31E-07 | 9.95*** | 5.14E-07 | 8.71*** | 5.09E-07 | 8.28*** |

注1：***は1%有意水準，**は5%有意水準，*は10%有意水準で帰無仮説を棄却する場合をそれぞれ示している。
注2：年度ダミーは紙面の都合上、省略している。

の産業基盤投資などにその傾向は見られない、したがって、事業目的によって政策決定の過程などその性質は大きく異なるといえよう。

また、山下(2001)では、1994年度の連立政権が発足してからは、自民党による支持基盤を強化する巧妙な財政運営がなされなくなる一方、知事による分権的意思決定がなされているという結果を得ている。しかし、少数化した自民党参議院議員の影響は連立政権発足以降見られなかったものの、族議員や派閥の影響は1994年度以降で存在している。公共部門において地域主権の方向性を今日探らねばならない中で、依然として中央集権的な政治的意思決定が存在していると解釈できる。

4. 今後の課題

まず、本稿の分析では官僚の政策決定への影響は考慮されていない。説明変数や根本的な定式化⁷⁾を含めた官僚の行動を考慮しなければ、

7) 最近の先行研究では、公共部門の当期予算は前年度予算を基に決定されることから、ラグつき内生変数を含むArellano-Bondによる動学的パネルデータモデルが採用されている。

公共部門における複雑な政策決定について分析したとはいえない。さらに、分析が1999年度までに限定されており、今後はその期間を可能なかぎり延ばすことが必要である。

参考文献

- 猪口孝・岩井奉信(1987),『「族議員」の研究』日本経済新聞社。
Nordhaus, W. D. (1975), "The Political Business Cycle", *Review of Economic Studies* 42, 169-190.
Rogoff, K. (1990), "Equilibrium political budget cycles", *The American Economic Review* 80, 21-36.
Rogoff, K., and A. Sibert (1988), "Elections and macroeconomic policy cycles," *The Review of Economic Studies* 55, 1-16.
山下耕治(2001),『公共投資の政治的意思決定』『公共選択の研究』第36号, 21-30.

初等教育における少人数クラス編成の経済評価*

The Economic Evaluation of Class Size at Elementary School

川崎一泰 (東海大学政治経済学部助教授)

Kazuyasu KAWASAKI, School of Political Science and Economics, Tokai University

1. はじめに

少子化が進行しているわが国において、教育政策の改革が急速に進められてきている。制度面では、学習内容・授業時間を削減するいわゆる「ゆとり教育」、国立大学の独立行政法人化などの改革が進められている。また、財政面でも、大学では補助金を競争的資金に切り替え、地方財政改革の中で義務教育費の国庫負担削減が大きな争点となっている。一方、学力低下や学級崩壊など教育をめぐる課題は山積している。

こうした中、小塩(2002)、永谷(2003)など経済学分野から教育問題が研究されるようになってきたものの、高等教育をめぐる論点が中心であり、初等教育をめぐる研究は数少ないのが現状である。また、伊藤・西村(2003)では、初等・中等教育に問題が発生したときに、とるべき道は少人数学級の実現であり、「ゆとり教育」ではなかったと主張している。初等教育での少人数教育は、古くから提案されてきたものの、施設整備が優先され、費用対効果が見

込めないことなどから、実現されずにいる。

本稿では、こうした少人数教育を経済評価することで、授業時間・内容を削減する「ゆとり教育」に代わる初等教育改革の手段として、少人数教育の可能性について検討する。

以下、第2節で、先行研究の成果と課題を整理しつつ、本研究の特徴を明確にする。第3節では、本研究で行う実証分析の概要、仮説、分析結果を整理する。第4節では、本研究から導き出される政策的インプリケーションを整理し、課題を抽出することで結ぶこととする。

2. 本研究の位置づけ

少人数教育をめぐる欧米の先行研究では、少人数教育の有用性、成果をめぐって実証的な論争が繰り広げられてきた。特に、少人数教育が教育成果に正の影響を及ぼすかどうかという点に多く関心が寄せられ、Hanushek(2002)の包括的サーベイによると、教員一人当たりの生徒数等の少人数教育の指標がテストスコア等の教育成果に対して、必ずしも正の影響を及ぼしていないとする結果が数多いとしている。Bozoz and Rouse(2001)では、教員一人当たりの生徒数が少人数教育の指標としての妥当性に着目し、人種等の属性で調整した実質的なクラス規模で計測し、実質クラス規模はテストスコアに対して、有意な負の係数が計測され、少人数教育の成果は十分大きいとしている。Krueger(1999)のように、大規模クラスでも教育成果は得られるものの、少人数クラスでは、

* 本研究は川崎他(2004)を大幅に加筆・修正したものである。同研究会メンバー及び共同研究者である肥田野登先生(東京工業大学)、加藤尊秋先生(東京工業大学)、伊藤由樹子氏(日本経済研究センター)、学会・研究会での座長、討論者、フロアーの先生方から非常に有益なコメントを数多くいただいた。また、本研究は群馬県太田市の特区推進室、教育委員会、学校関係の調査協力なしには成しえなかった。ここに記して感謝の意を表したい。なお、本稿に残された過誤はすべて筆者の責任である。

それ以上の成果が得られるとする実証研究がある一方で、Hoxby (2000) では、そうした効果は観測されず、少人数教育は教育成果には何の影響も及ぼさないとする結論を導出している。このように少人数教育をめぐる先行研究においては、その成果との相関関係に対する強い関心があり、結論が大きく分かれるところである。

また、Lazear (2001) では、規律とクラス規模に関してシンプルな経済モデルを構築している。小塩 (2002) では、Lazear (2001) モデルを使って、規律の高い生徒に有利に働き、規律が低い生徒には不利になる側面もあることを示している。また、規律の程度によるクラス分けは、能力の遠いに替目して議論されることも多く、クラス分けによる教育成果が高まる効率性の問題だけでなく、公平性の観点からの検討が重要になることを指摘している。小塩 (2002) は、能力別クラス編成に関して、効率性の面からは是認されるもの、能力の低いグループにとっては、メリットをもたらさない可能性がある」と指摘しつつ、構成員の能力が揃うことで教育成果が上昇することから能力別クラス編成が望ましくなるケースも存在することを示している。少人数教育に関する国内研究として、永谷 (2003)、伊藤 (2003) などがあるが、「習熟度別」少人数教育の意味合いが強いものと考えられる。

このように、教育分野における実証研究は欧米を中心に行われ、日本では、ごく少数である。その最大の要因は、日本の教育分野の実証研究を包括的にサーベイした小塩・妹尾 (2003) が指摘しているようにデータの制約が大きく、教育の質や教育成果に関する研究が不足している。そこで本稿では、この点を意識しつつ、教育の質に関する重要な指標の一つである少人数クラス編成が望ましいことかどうかを実証的に検証するとともに、少人数教育による成果の配分が公平性の観点からも支持できるものとなるかどうかを検証することによって、初等教育における少人数教育の経済評価を行うこととする。

3. 実証分析

こうしたクラス規模と教育成果の関係に関する実証研究が、我が国でなされなかった原因としては、利用可能なデータが存在しないことと、教育成果や教育の質に関する見解が論者によって大きく異なる点が挙げられよう。特に、小塩・妹尾 (2003) でも指摘されているように欧米の研究で使われている学力テストの結果を教育成果とすることがタブー視され、データはほとんど利用不可能である。そこで、本研究では、代替的な手段として、教育サービスの消費者に少人数教育に関する意識調査を実施し、仮想的な市場を設定し、少人数教育に対する支払い意思 (WTP: Willingness To Pay) を聞き出すことで、消費者の便益を推計する。こうした仮想的な市場を設定し、WTPを聞きだし、便益を推定する方法を仮想市場法 (CVM: Contingent Valuation Method) と呼んでいる。このCVMを利用した教育分野の先行研究は筆者が探した範囲においては存在しない。利用可能な統計データが存在しない現段階においては、このCVMによる分析が最も実行可能性が高い方法であると考えた。

本研究では、この消費者によって表明された嗜好を示す指標であるWTPをそのサービスに対する便益と捉え、これを成果指標の代理変数と考えることとした。実際に教育サービスを受けるのは子供であるが、日本の場合、その意思決定主体が両親であると考えられる。したがって、CVM調査で、WTPを表明してもらう対象は親とすることとした。なお、調査の詳細は川崎他 (2004) を参照されたい。

次に、実証分析の仮説を明らかにしておこう。第一に、少人数教育が社会全体として望ましいことかを評価するために、すべての階層で、平均的に正のWTPが観測されるかどうかを検証する。第二に、公平性の観点から指摘されていた成績と同様に扱われていた規律が低い子供たちにも、少人数教育の便益があるかを検証す

る。実証分析において、子供の成績が相対的に低いと認識している親がWTPを示し、正の便益があるかどうかを検証する必要がある。ここで注意しておかなければならないのは、成績上位グループとのWTPの大小関係よりも、正のWTPがあるかが重要なのである。

実証モデルでは、WTPと規律・能力を示す指標及びその他属性等を示す指標との関係を明らかにし、他の条件をコントロールした上での成績下位グループの便益の符号条件を検証することで、少人数教育の効果の有無を示すこととする。なお、変数の対数をとる際には、数学的理由により1を加え、対数をとることとし、推計モデルは以下のようにした。

$$y_i = f(d_{iz}, X_i), \text{ for } z = CL, MID, NCL \quad (1)$$

ただし、 y はWTP、 d は能力に対する認識 (ダミー変数)、 X は個人属性等のその他変数を表し、添え字 i は個人ID、 d に関する添え字 z は能力の程度 (上位 (CL)、中位 (MID)、下位 (NCL)) を示すインデックスである。

ここで少人数教育に関する便益がすべての人に及ぶためには、(1) 式のモデルにおいて、その他すべての変数 X が正値であれば、 d_{iz} の係

数がすべて有意に正値であるかどうかを検証することで、公平性の評価ができるものと考えられる。そこで (1) 式を使って実証分析を行うが、 d_{iz} に関してはフルランクとなるため、定数項を除去した定式にて推計した。また、 X_i についても変数間の相関を見つつ、いくつかの推計を試み、 d_{iz} の頑強性を試した。

本推計で用いたデータは、少人数教育に対して反対の意思を表明した標本に関しては、WTPがゼロとしている。反対を表明することは各個人において、ネット便益が負値となることから現状維持を支持している可能性がある。この標本選択バイアスにより推計量を歪めている可能性があり、こうした影響を考慮した推計が求められる。本稿では、この標本選択バイアスに対応した Heckman の2段階法による推計を行った。その結果が表1のとおりである。

なお、JKP1は塾と家庭教師の月謝合計額、YNは世帯人員あたりの所得、ageは回答者の年齢、父親の最終学歴、gradは学年、jyukaは塾もしくは家庭教師をつけているか否かのダミー変数、dlsは勉強が嫌いだと認識している回答のダミー変数を表す。この推計結果から、どの成績認知度においても正値で有意な係数が得

表1 Heckman 2段階法による推計結果

| | EQ1 | | EQ2 | | EQ3 | |
|--------|--------|---------|-------|---------|-------|----------|
| | 係数 | t値 | 係数 | t値 | 係数 | t値 |
| ncl | 5.428 | 7.270** | 5.845 | 8.100** | 7.198 | 10.010** |
| mid | 5.317 | 6.800** | 5.767 | 7.620** | 7.169 | 9.580** |
| cl | 5.188 | 6.400** | 5.657 | 7.200** | 7.134 | 9.180** |
| lnJKP1 | 0.020 | 1.020 | 0.019 | 0.980 | 0.032 | 1.520 |
| lnYN | 0.345 | 4.210** | 0.319 | 4.320** | | |
| age | 0.012 | 1.530 | 0.050 | 1.010 | | |
| fcarr | -0.021 | -0.660 | | | | |
| grd | 0.040 | 0.780 | | | 0.052 | 0.930 |
| cls | | | | | | |
| jyuka | 0.313 | 2.040* | 0.281 | 1.840* | 0.277 | 1.840* |
| dls | 0.234 | 1.670* | 0.221 | 1.600 | 0.219 | 1.610 |
| grd | 0.080 | 2.350** | 0.074 | 2.190* | 0.079 | 2.350** |
| _cons | 0.253 | 1.670* | 0.328 | 2.210* | 0.348 | 2.380** |
| lambda | 1.045 | | 1.065 | | 1.199 | |

**1%有意水準、*5%有意水準

られていることがわかる。また、どの推計式をとっても同様の結果が得られていることから頑強性は高いものと考えられる。ここで用いた説明変数の取りうる範囲がすべて正值であることから、すべての階層で正の便益があるものと考えられる。こうした結果から、規律・能力の低いグループにおいても少人数教育に関して正のネット便益を発生させている可能性が高く、先行研究等で懸念されてきたマイナス面に関する評価はそれほど大きくないことが示唆できる。

4. むすび

本研究で得られた帰結を整理し、残された課題を明らかにすることでむすびに代えたい。

まず、少人数教育に関して、先行研究では、規律や能力の低い子達のネット便益が高くなる保証はなく、むしろ、大規模クラスの方が高い便益が得られる可能性があることが指摘されてきた。このように少人数教育に関しては、公平性からの課題が指摘されてきた。こうした課題に対して、本研究では、環境分野の経済評価手法として確立されつつあるCVMを用いて、消費者のWTPデータを得て、計量経済学的手法を使い、少人数教育は能力の低いグループの子達の便益を損なうかどうかを検証した。実証研究の結果からは、少なくとも能力に関してすべての階層で正のネット便益が観測され、少人数教育が支持された。

この点は政策的に重要な意味を持っている。わが国では、過剰な受験競争や学級崩壊等の課題に対して、授業内容と授業時間の量的な緩和で解決を図ろうとし、「ゆとり教育」へとつながったが、伊藤・西村(2001)が指摘するように、量的緩和ではなく、少人数教育によりきめ細かな教育が求められていたことがうかがえる。また、義務教育に関しては、国の関与が大きく、全国一律で行われてきたが、そのサービスを受ける消費者は追加的費用を負担しても少人数教育を支持していることが明らかとなった。初等教育分野においても、受益者負担に基づく料金

徴収や少人数クラス編成などの規制緩和が求められているものと考えられる。

最後に本研究の積み残した課題を2点指摘し、結ぶこととする。まず、本研究では、少人数教育の便益面だけに着目した分析を行っているが、CVMは費用便益分析への拡張が視野にあることから、コスト面を考慮した分析が必要であると考えている。第二に、今回の結果は群馬県太田市の協力によるものであり、全国どこでも同じ結果になるという保証がない。

参考文献

- Boozer, M. and C. Rouse (2001), "Intraschool Variation in Class Size: Patterns and Implications," *Journal of Urban Economics* 50, 163-189.
- Hanushek, E. K. (2002), "Publicly Provided Education" in *Handbook of Public Economics*, Vol.4, edited by A. J. Auerbach and M. Feldstein, Elsevier.
- Hoxby, C. M. (2000), "The Effects of Class Size on Student Achievement: New Evidence from Population Variation," *Quarterly Journal of Economics* 115, 1239-1285
- Krueger, A. B. (1999), "Experimental Estimates of Education Production Functions," *Quarterly Journal of Economics* 114, 497-532.
- Lazear, E. P. (2001), "Educational Production," *Quarterly Journal of Economics* 116-3, 777-803.
- 伊藤隆敏・西村和雄編(2003),『教育改革の経済学』日本経済新聞社。
- 小塩隆士(2002),『教育の経済分析』日本評論社。
- 小塩隆士・妹尾涉(2003),『日本の教育経済学:実証分析の展望と課題』ESRI Discussion Papers 69.
- 川崎一泰・肥田野登・伊藤由樹子・加藤尊秋(2004),『教育分野の行政評価』『行政政策評価報告書』日本経済研究センター, 67-141.
- 永谷敬三(2003),『経済学で読み解く教育問題』東洋経済新報社。

【査読論文/福祉・労働政策】

世界の少子高齢化と環境・人口問題 —出生率回復への開発・環境経済学からの批判—

Decreasing Total Fertility Rate for Sustainable Development

鳥飼行博 (東海大学教養学部人間環境学科)

Yukihiro TORIKAI, School of Humanities and Culture, Tokai University

はじめに

日本では少子高齢化の中で、出生率回復が唱えられているが、社会保障問題には、出生率回復にかわる代替手段がある。他方、少子化はインフラ・資源・環境への人口圧力低減に結びつき、持続可能な開発にとって望ましい。

1. 世界の少子高齢化

世界の合計特殊出生率と1人当たり所得には、強い負の相関関係があり、所得が低いほど、出生率、人口増加率が高い(図1参照)。しかし、過去10年間で、高所得化に伴う合計特殊出生率の低下の傾向は、各国で観察される(表1参照)。

国連の中位推計によれば、2025年の老年人口は先進工業国2.6億人、開発途上国5.7億人に達し、今後25年間に増加する老年人口4億624万人の78.0%は開発途上国で生じり。

開発途上国の高齢化率は、日本の半分未満ではあるが、65歳以上の老年人口の年平均増加率(1999-2015年の年平均推計値)は、途上国では3%以上で、高所得国の1.8%(日本は2.4%)を遥かに上回る(表2参照)。さらに、高齢人口率と出生率には、強い相関関係がある(図2参照)。つまり、グローバルな少子高齢化の状況に直面しようとしているのである。

2. 少子高齢化の問題

日本では合計特殊出生率の低下から、①労働力減少・市場縮小、②国力の低下、③貯蓄率低下による投資低迷、④社会保障の維持の困難、という問題が生じるとされる。

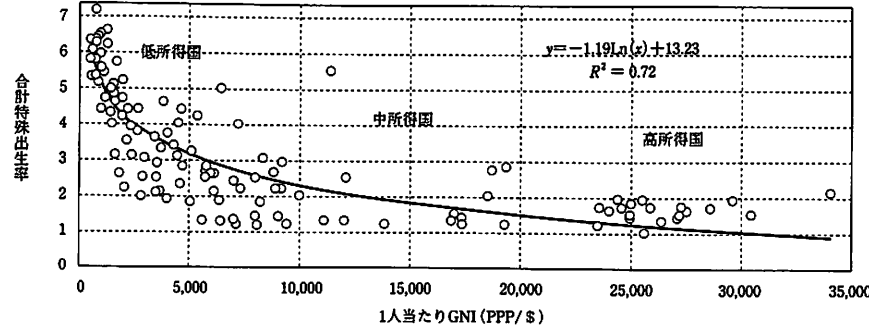
しかし、第一に、女子労働力を積極的に活用できれば、少子高齢化に伴う労働力不足を回避できる。また、技術開発、リストラの進展、ニートやフリーター急増に配慮すると、労働力不足を理由とした出生率回復の意義は小さい。消費を支える人口という概念も、グローバル化、豊かさ概念の多様化の中で、大きな意味を持ちえない。第二に、高齢化=国力低下、との見解は、国力を支えるのは労働力、若者であるとの誤解に基づいている。国力は、資本、資源エネルギー、技術にも依存しており、老人こそ伝統文化の担い手である。第三に、国内貯蓄率が低下しても外国貯蓄を銀行貸付けや債券貸付けとして取り込むことが可能である。

第四の社会保障問題は、深刻であるが、実は出生率回復で対処すべき問題ではない²⁾。1980年と2002年とを比較すると、年金の国民負担率は5.3%から12.2%に2.3倍、医療は5.4%から7.2%に上昇し、国民負担率は12.4%から23.3%へと1.9倍に高まった³⁾。負担増なくして、

2) 医療費、受診率は、厚生労働省大臣官房統計情報部編(2002)第2-72表、2-83表、国立社会保障・人口問題研究所編(2002)表2-3参照。

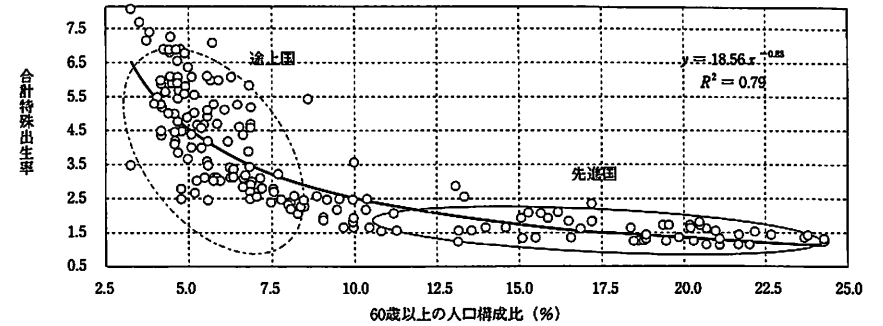
1) <http://esa.un.org/unpp/p2k0data.asp> 参照。

図1 合計特殊出生率と1人当たり所得の相関関係(2000年)



注：1人当たり所得は、購買力平価換算した1人当たりGNI、N=126。
出所：World Bank (2002) World Development Indicators 2002, tables 1.1, 2.17より作成。

図2 出生率と高齢化率の相関(2001年)



注：N=191。
出所：WHO (2002) World Health Report 2002, table 1.

表1 国別合計特殊出生率

| | 1990 | 2000 | 低下率 |
|---------|------|------|-----|
| インドネシア | 3.3 | 2.5 | 2.8 |
| フィリピン | 4.1 | 3.5 | 2.6 |
| メキシコ | 3.4 | 2.7 | 2.3 |
| バングラデシュ | 4.6 | 3.7 | 2.2 |
| インド | 3.9 | 3.2 | 2.0 |
| マレーシア | 3.8 | 3.1 | 2.0 |
| ブラジル | 2.8 | 2.3 | 2.0 |
| 中国 | 2.6 | 2.4 | 2.0 |
| 開発途上国 | 3.6 | 3.1 | 1.7 |
| 日本 | 1.6 | 1.4 | 1.3 |
| タイ | 2.3 | 2.1 | 0.9 |
| 先進工業国 | 1.7 | 1.6 | 0.4 |

注：低下率は1999-2000年の年平均(%)。
出所：UNICEF (2002) table 8より作成。

表2 年齢階層別人口増加率

| | 0-14歳 | 15-64歳 | 65歳以上 |
|---------|-------|--------|-------|
| 低所得国 | 0.58 | 2.12 | 2.17 |
| 世界 | 0.06 | 1.43 | 2.06 |
| インド | -0.09 | 1.85 | 2.33 |
| バングラデシュ | -0.16 | 2.32 | 2.82 |
| インドネシア | -0.16 | 1.62 | 2.97 |
| メキシコ | -0.23 | 1.92 | 3.19 |
| 中所得国 | -0.47 | 1.23 | 2.19 |
| 高所得国 | -0.62 | 0.17 | 1.77 |
| 日本 | -0.89 | -0.71 | 2.43 |
| 中国 | -0.90 | 0.99 | 2.30 |

注：1999-2015年の年平均の年齢階層別人口増加率(%)。
出所：World Bank (2002) table 2.1より作成。

給付水準を維持しようとする安易な姿勢が、出生率回復を採用させているようである。

社会保障の問題には、年金掛け金の引き上げや医療費の自己負担の拡大、あるいは投資・資本形成の促進、労働生産性の向上による収益増を年金、医療費など社会保障給付に回す構造改革で対応すべきである。外国の労働力も、外国

3) 各国の社会保障給付費は、厚生労働省大臣官房統計情報部編(2002) pp.313, 326参照。

人労働者の導入だけでなく、企業の海外進出、直接投資による外国で労働者雇用によって、活用できる。また、資本蓄積や技術進歩による労働生産性が向上すれば、社会保障に必要な財源は確保できる。つまり、老人を支えるといわれる労働力を、資本、インフラ、技術へと代替を促し、経済活動人口減少を相殺するのである。

中国でも、老年人口比率は2015年には10%を、2036年には20%を超えると予測され、年金、医療問題が生じている⁴⁾。

4) 途上国の年金者は World Bank (2002) table 2.9, 社会保障は石・早瀬(2000) pp.100-106参照。

3. 日本の少子化対策

出生率回復の政策は、子育て支援、母子福祉資金の拡充によって、出産・育児・教育の費用を軽減する経済的インセンティブにかかってくる。他方、働く母親への子育て支援などジェンダー平等化を企図する施策は、女子の機会費用を上昇させ、出生率低下に拍車をかける。日本の家族は、開発途上国の家族に比べ遥かに「子供を生みやすい環境」にあるが、それでも出生率が高まらないのは、家業の手伝い、親の老後保障など途上国で重視される子供の経済的意義が低いためであろう⁶⁾。結婚制度の見直し、嫡出子の法的権利の確立、移民の受け入れを検討しない以上、現在のジェンダー平等化されつつある日本では、出生率回復は、子供の効用(出産・育児や子育ての楽しみ)が高まる以外には、望めない。

4. 出生率回復の見直しに向けて

出生率回復自体の問題も指摘できる。出生率が高まれば、年少人口が増え、育児、教育、衛

5) 「第12回出生動向基本調査 結果の概要」<http://www.ipss.go.jp/ps-doukou/j/doukou12/doukou12.html>参照。

生・医療の負担が増加する。また、長期的な出生率と平均余命の伸びは予測困難で、人口予測は不確実であり、途上国は、従属人口比が50~90と先進国よりも高い(表3参照)。

日本では、年少人口比の低下、老年人口比の上昇から、従属人口比は、1970年に44.9にまで低下した後、44~47で増減を繰り返している⁶⁾。つまり、出生率回復は、従属人口比の低下には結びつかず、年少従属人口比の上昇による育児・教育負担の増加をもたらす。ライフサイクルをみても、余生が伸びて、育児、子供の教育、就業以外にも新しい人生の意義を見出そうとする人々が増えた⁷⁾。

出生率回復は、持続可能な開発にとっても不利で、環境問題を悪化させる傾向を持つ。人口増加によって、教育・医療・衛生・運輸に関連するインフラの混雑、資源・自然環境の収斂的利用、アメニティの低下が生じる⁸⁾。人口当

6) WHO (2002) table 2から、従属人口比(x)と合計特殊出生率(y)の関係をみると、 $y = 0.087x - 2.547$, $R^2 = 0.921$ (N=91)となる。

7) 平均余命は、国立社会保障・人口問題研究所編(2002) pp.83,89参照。ヒトの高齢期は他の生物より長期であり、DNAを残す育児・出産以外の人生にも価値があるはずである。

りのエネルギー消費やCO₂排出量は、1人当たり所得に依存するから、先進国人口の増加は、1人当たり所得の低い途上国以上に、地球温暖化に結びつく(表4参照)。先進国の出生率回復は、持続可能な開発の障害になる。

他方、少子化によって、人口圧力が低下すれば、1人当たりのインフラ・資源・環境の利用可能性が低下する。つまり、①道路・学校・病院などインフラの混雑の緩和、②エネルギー・鉄鋼・食糧など資源不足の緩和、③耕地・森林・水などの収奪的利用の緩和、が達成できる可能性が高まる⁸⁾。したがって、少子化は、インフラ・環境への人口圧力を低減し、1人当たり資源・環境・インフラの利用可能性を拡大することで、持続可能な開発に寄与すると結論できる。

参考文献一覧

石南國・早瀬保子編(2000),『アジアの人口問題—シリーズ・人口学研究10』大明堂。
 国立社会保障・人口問題研究所編(2002),『人口問題の動向—日本と世界』厚生統計協会。
 厚生労働省大臣官房統計情報部編(2002),『厚生統計要覧 平成13年度版』厚生統計協会。
 島岡行博(2001),『環境問題と国際協力—持続可能な開発に向かって』青山社。
 丸尾直美・益村真知子他編(2001),『ポスト福祉国家の総合政策』ミネルヴァ書房。
 UNICEF(2002), *The State of the World's Children 2002*, UNICEF。
 WHO: World Health Organization(2002), *World Health Report 2002*, WHO。
 World Bank(2002), *World Development Indicators 2002*, CD-ROM, World Bank。

8) アメニティは丸尾直美・益村真知子他編(2001), 温暖化は島岡(2001)第1章参照。

表3 2000年の国別従属人口比

| | 老年人口 | 年少人口 | 従属人口 |
|---------|------|------|------|
| 日本 | 17.2 | 14.7 | 46.8 |
| 中国 | 6.9 | 24.9 | 46.4 |
| タイ | 5.2 | 26.7 | 46.8 |
| ブラジル | 5.1 | 28.8 | 51.4 |
| インドネシア | 4.8 | 30.8 | 55.2 |
| インド | 4.8 | 33.5 | 62.5 |
| メキシコ | 4.7 | 33.1 | 61.0 |
| フィリピン | 3.5 | 37.5 | 69.7 |
| バングラデシュ | 3.1 | 38.7 | 71.9 |

出所: 国立社会保障・人口問題研究所編(2002)表2-16、2-17より作成。

表4 1人当たりのエネルギー消費と耕地

| | 1人当たりのエネルギー消費 | | 15年間耕地変化率 |
|---------|---------------|-------|-----------|
| | (t/人) | (%) | (%) |
| 米国 | 7.94 | -0.45 | -27.5 |
| 高所得国 | 5.37 | 10.61 | -12.2 |
| 日本 | 4.04 | 26.47 | -15.2 |
| マレーシア | 1.97 | 54.87 | 13.2 |
| 中所得国 | 1.31 | 4.58 | 19.6 |
| タイ | 1.15 | 57.67 | -25.3 |
| 中国 | 0.83 | 27.20 | 1.9 |
| インドネシア | 0.60 | 33.54 | -35.6 |
| 低所得国 | 0.55 | 20.00 | -18.6 |
| フィリピン | 0.53 | 16.50 | -39.8 |
| インド | 0.49 | 27.33 | -41.3 |
| バングラデシュ | 0.16 | 20.68 | -60.3 |

注: 人口1人当たりエネルギーは石油換算で変化率は1980-1998年の18年間の総増加率。耕地面積は、1979-81年平均と1996-98年平均15年間の総変化率。

出所: World Bank(2001) tables 3.2, 3.7より作成。

既婚女性の配偶者の家事・育児参加要因について*

On the Determinants of Husbands' Allocation of Time to the Household Activities

中野あい (神戸大学大学院経済学研究科博士後期課程)

Ai NAKANO, Graduate School of Economics, Kobe University

1. はじめに

男性の家事や子育てへの参加の重要性が認識されているにもかかわらず、わが国の男性が行う家事・育児時間はきわめて短い。

女性が家事や育児と両立しながら就業を継続するには、配偶者である夫も家事や育児の主体となることが望まれるであろう。山上(1999)など多くの既存研究において、男性が家事・育児に参加することは、既婚女性の就業確率を高めることが明らかにされている。

本稿では、男性が家事・育児に参加する要因を明らかにするとともに、男性の家事・育児時間が増加した場合に、その配偶者である女性の就業に対してどのような影響を与えるかを明らかにすることを試みる。本稿の分析では、ふたつのテーマについて実証的な検証を試みる。第一のテーマでは、家計内生産モデルを参考に、既婚女性の配偶者である男性雇用者が家事・育児へ参加する規定要因を明らかにする。このとき、長時間労働が子育て期にある男性雇用者の家事・育児参加にどのような影響を与えているかについての検証も試みる。そして第二のテーマでは、夫の家事・育児参加と妻の就業が内生変数である可能性を考えたいうえで、両者の関係について実証的に明らかにすることを試みる。

2. 先行研究の概観と理論モデル

家計の構成員がどれだけ家事・育児に参加するかという決定は、家計の生活時間配分の研究として数多く分析されている。Becker(1965)の家計内生産関数モデルでは、家事生産物は財および時間を投入することにより生産され、家計はこれらの家事生産物により構成された効用を最大にするように、市場財に対する需要および家事・余暇時間、市場労働時間をそれぞれ同時に決定することが示されている。Gronau(1977)は、家計が市場労働と家計内生産労働、余暇に対する時間配分を同時に決定するモデルを展開した。国内の研究では、公表データを用いて有業男女の生活時間配分の実証的な検討を行った柴田・ボイルズ(1996)が、個票データを用いて理論的・実証的に分析した研究として小原(2000)がある。

家計内生産モデルを参考に、本稿では、家計の構成員である夫の家事行動の規定要因について分析を試みる。家計内生産モデルに従うと、夫の家事生産時間は次のような関数として表される。

$$H_1 = (A, W_1, W_2, M_1, M_2). \quad (1)$$

ただし、Aは子どもの年齢や同居家族数など世帯全体に関わるパラメーター、M_iは年齢や学歴などの個人属性、W_iは市場賃金率を示す。

* 本稿の分析に当たり、東京大学社会科学研究所SSJデータアーカイブから「職業と家庭生活に関する全国調査1991(日本労働研究・研修機構)」の個票データの提供を受けました。

3. 実証分析の枠組み

実証分析の第一テーマでは、上述の理論モデルをもとに、男性雇用者が家事・育児に参加する規定要因を推計する。第二テーマでは、夫婦の役割分担が同時に決定されている可能性を考慮したうえで、夫が家事や育児に参加することが妻の就業選択に与える影響を分析する。上述の通り、夫の家事・育児参加が妻の就業選択に与える影響を分析した研究として数多くの研究成果が残されているものの、いずれの研究においても、家計内における夫婦の意思決定は独立の決定として扱われている。夫婦の役割分担決定の同時性を考慮した研究は、筆者が知る限り本稿が初めての試みである。

本稿の分析では、労働政策研究・研修機構「職業と家庭生活に関する全国調査」1991年の個票データを用いる。本稿の実証分析では、都市部に住む既婚者・有配偶者が現在就労している男性とその配偶者調査票を用いる。第一テーマの分析では、男性および女性の本人調査票に配偶者調査票をマッチしたデータセットを用いており、続く第二テーマでは女性調査票を用いている。なお、本稿では妻の年齢が44歳以下の家計を分析対象とする。

4. 実証分析

1. 夫の家事・育児参加の規定要因に関する分析

ここでは、夫が家事・育児をどれくらい手伝うかの段階的な負担量を被説明変数とする順序プロビット分析を行う。このとき、被説明変数のカテゴリーは、次のとおりである。

- μ_0 =家事・育児はもっぱら夫以外が行う。
- μ_1 =夫が少し手伝っている。
- μ_2 =夫もかなり手伝っている。
- μ_3 =夫がほぼ同等に分担している。
- μ_4 =夫が主に行っている。

夫の家事・育児時間に影響を与える説明変数として、(1)式のパラメーター A や M_1 , W と関係があると思われる変数を選択した。

本稿の実証分析では、理論モデルにより得られた変数以外にも、先行研究の結果をもとに男性の家事・育児行動に影響を与えると考えられる変数を加えた分析も行う。ここでは、居住地域や夫の職種、夫の帰宅時間などを説明変数に加える。さらに、帰宅時間が遅くなることは夫の家事や育児行動を阻む要因であることが多く指摘されているため、夫の週当たり労働時間を入れた分析も試みる。この場合、企業から提示された労働時間として外生変数として扱う。

以下では、夫の家事・育児行動を規定する要因について分析を行った結果を、専業主婦世帯と共働き世帯(妻がフルタイムあるいはパートタイム就業)それぞれについて述べる。

共働き世帯に関しては、自分あるいは配偶者の親との同居は夫の家事・育児参加に対して有意に負の影響を与えるという結果が得られた。同居している親による支援が得られる場合、夫婦の家事・育児行動を代替することが考えられる。

末子が未就学児である場合、末子が中学生以上あるいは子どもがいない世帯と比べて統計的に有意に正の効果をもつことが示された。このことは、就学前の小さい子どもがいると家事や育児の負担量が増すことや、子どもが幼いほど父親の子育てに対する関わりが高く家事・育児に係る時間が長くなる可能性が考えられる。

夫の従業上の地位が課長以上の管理職である場合は、一般従業員と比較して有意に家事や育児に参加しない。管理職に従事している場合、常に仕事や部下の管理を行わなければならない家庭において家事や育児行動を遂行することが困難である状況が考えられる。

夫の勤め先の産業では、製造業を基準として農林漁業・鉱業・建設業ゲームが負で有意な効果が示されている。

所得については、夫の所得が有意に正の影響を与えているという結果が示されている。夫の所得が上昇するとなぜ家事・育児負担が増えるのか解釈は難しく、結果の解釈に関する考察は

今後の課題としておきたい。

夫の週労働時間を加えた推計を行うと、夫の週労働時間は有意に夫の家事・育児参加を負の効果を与えている。このため、長時間労働は男性の家事や育児参加を阻害する要因である可能性が考えられる。

専業主婦世帯の推計結果においては、共働き世帯において夫の家事・育児参加に有意に影響を与えていた説明変数の多くはもはや専業主婦世帯では効いていなかった。これは、専業主婦世帯においては、妻が主に家事をきりもりしているため、夫が家事や育児に関わる必要性が低くなるのが理由のひとつとして考えられる。ただし、専業主婦世帯でも週労働時間の長さは夫の家事・育児行動に対して有意に負の効果をもつことが示されている。

II. 夫の家事・育児参加と妻の就業(夫婦の役割分担決定の同時性を考慮した分析)

本稿の第二のテーマでは、夫婦の役割分担決定の同時性を考慮したうえで、夫の家事・育児参加が妻の就業決定に与える影響と、その逆に妻の就業が夫の家事・育児参加に与える影響についてそれぞれ実証分析により明らかにする。

前者の関係については、夫の仕事時間や通勤時間、夫の家事や育児に対する協力度が、妻の就業を促進する効果を与えていることが明らかにされている(山上(1999)、藤野(2002a)等)。

夫婦の役割分担の関係については、夫婦2人が世帯全体の効用を最大化するよう行動するならば、夫の家事・育児時間と妻の市場労働時間は夫婦で同時に決定されている。その場合、妻が就業するかどうかという意思決定は独立ではなく同時に決定されている可能性が考えられる。このとき、夫の家事・育児参加の決定と妻の就業決定が同時決定の関係であるとき、夫の家事・育児決定や妻の就業決定を外生変数として推定すると、得られる推定量は一致性を満たさない。このため、本稿では内生性を考慮した推計を行い、夫の家事・育児参加と妻の就業決定の関係

についての検証を試みる。

本稿の推計では、Mallar(1977)やMaddala(1983)等によって示された二段階推定法を行う。

y_1^* を、夫が家事・育児を手伝うならば1、手伝わなとき0として観察される変数であるとする。そして y_2^* は、妻が就業するならば1、非就業ならば0として観察される変数とする。

次のような構造方程式体系を考える。

$$y_1^* = \gamma_1 y_2^* + \beta_1 X_1 + u_1 \quad (2)$$

$$y_2^* = \gamma_2 y_1^* + \beta_2 X_2 + u_2 \quad (3)$$

$$y_1 = 1 \text{ if } y_1^* > 0 \quad (4)$$

$$y_1 = 0 \text{ otherwise}$$

$$y_2 = 1 \text{ if } y_2^* > 0 \quad (5)$$

$$y_2 = 0 \text{ otherwise}$$

ただし、 X_1 は外生変数(ベクトル)、 y_1 および y_2 は内生変数であり、 u_i は誤差項である。
① 推計結果1(夫の家事・育児参加が妻の就業決定に与える影響)

本節では、夫婦の役割分担が内生的に決定されている可能性を考慮した上で、夫の家事・育児決定が妻の就業決定にどのような影響を与えるかについての検証を行った。

妻の就業決定関数を推計するためには、夫の家事・育児参加関数に影響を与えるが妻の就業決定に影響を与えないような操作変数が少なくともひとつ必要である。ここでは妻が相対的に高学歴であるかどうかのダミー変数を操作変数として使用した。

実証分析では、この操作変数を推定に加えて夫の家事・育児決定関数の誘導形のプロビット推定を行い、得られたパラメーターをもとにして夫の家事・育児決定関数の推計値を求める。次に、この推計値を妻の就業決定関数に代入してプロビット推定を行う。なお、内生性を考慮した分析では、Maddala(1983)に従い標準誤差の修正を行っている。

上述の方法により二段階推計を行った結果では、内生性をコントロールした上でも、夫の家

事・育児参加は有意に妻の就業選択に正の効果をもたらしている結果が得られた。夫婦の役割分担の同時性を考慮してもなお、夫が家事・育児に参加することは妻の就業確率を高める役割を果たしている可能性が示された。

② 推計結果2 (妻の就業が夫の家事・育児決定に与える影響)

本節では、前節と同様の方法に従い、内生性をコントロールした上で妻の就業が夫の家事・育児決定に与える影響を考察した。

ここでは、女性の結婚や出産後の仕事への関わりに関する意識を操作変数として用いた。

第一段階として誘導形の妻の就業決定関数のプロビット推定を行い、そこから得られた推定値をもとに構造形の夫の家事・育児決定関数の推計を行う。

まず、外生性を仮定した単一式の推計結果では、妻が就業すると、夫は有意に家事・育児に参加するという結果が得られた。一方、内生性を考えた分析を行った場合、妻の就業行動は夫の家事・育児決定に対して有意に効いておらず、妻が就業しているかどうかということは夫が行う家事や育児行動に影響を与えているという結果は確認されなかった。この場合、夫の家事・育児行動は妻の就業状態によって変化しないことが考えられる。このことは、近年、結婚や出産後も働くことを選択する女性が増えているにもかかわらず、家事・育児はおもに女性が負担しており家庭役割の夫婦共有があまり進んでいない現状を示唆するものではないかと思われる。同時性を考慮しない場合に見られた妻の就業が夫の家事・育児決定に与える影響は、見せかけの値である可能性が考えられる。

4. おわりに

本稿では、男性の家事・育児参加と女性就業の関係について実証的な検討を試みた。分析結果より明らかになったことは、

(1) 共働き世帯の分析結果では、親との同居や末子が未就学児である場合、夫の従業上の地

位が管理職である場合、夫の家事・育児参加に対して統計的に有意に影響を与えるという結果が示された。これに対して、共働き世帯において影響を与えていた多くの変数が専業主婦世帯では有意に影響を与えていないことがわかった。

残業時間を含む労働時間をモデルに含めた結果では、長時間労働は夫の家事・育児参加を阻む要因である結果が得られた。日本における男性の働き方の現状を見ると、長労働時間や忙しい職場環境、長い通勤時間などが特徴となっており、男性が家事や育児分担を希望してもそれを現実に実現できるような環境の整備が十分であるとは言い難い。また、多くの企業でサービス残業が存在していることや、若年の男性雇用者であるほど週労働時間が長いという傾向にあることなど、男性の働き方に関しては多くの課題が残されている。

(2) 妻の就業決定と夫の家事・育児参加の関係について、同時決定バイアスを考慮した場合も結果は変わらず、内生性を考慮してもなお夫が家事・育児に参加することは妻の就業に正の効果を与える可能性が示された。次に、妻の就業決定が夫の家事・育児決定に与える影響について分析を行った結果、同時性を考慮した場合には、妻の就業状態は夫の家事・育児参加に影響を与えない可能性が示された。

最後に、今後の課題を述べる。第一に、夫の家事行動と育児行動について別々に分析を行うことである。第二に、より客観的な指標として、夫が実際に行った家事・育児時間を用いた推計を行うことが必要である。第三に、フルタイムとパートタイムとは、仕事と家庭の両立や夫の家事・育児参加の意味合いなど大きく異なる可能性が考えられる。このため、妻の就業形態として、フルタイム、パートタイムをそれぞれ別々に分析を行うことが望まれる。

非典型労働者の年金問題と年金加入状況の分析

Contingent Workers and Social Security Pension: Problems and Issues

李 青雅 (中央大学大学院経済学研究科)

古郡 柄子 (中央大学大学院経済学研究科)

Qing ya LEE, Graduate School of Economics, Chuo University

Tomoko FURUGORI, Graduate School of Economics, Chuo University

1. はじめに

労働市場では、パート、派遣、契約、臨時、請負など、非典型的働き方をとする労働者が増えている。その背景をなす主要因に賃金の低いことがある。しかし、非典型労働者は賃金だけでなく、社会保障給付面でも不利な扱いを受けてしまいがちである。

非典型労働者の増加は、厚生年金の加入条件を満たさないだろう労働者の増加や、満たしても、年金への加入を遺棄する可能性のある労働者を生むだろう。それは、別の面からみれば、一方では社会保障給付が受けられなくなる労働者の産出を、他方では年金制度に空洞化をもたらす労働者の増加を意味するものである。

本論文では、最初に、非典型労働者の増加の実態と非典型労働者の年金加入状況を概観する。次に、非典型労働者の増加が年金制度に与えると思われる影響の分析をする。最後に、家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」から厚生年金の適用条件を満たしていると思われる非典型労働者を抽出し、その年金加入状況の分析をし、年金に加入していない場合、その理由がどこにあるかを探ってみることにする。

2. 就業形態の多様化と非典型労働者の増加

典型労働の特徴は、労働者が企業と長期的、

従属的、かつフルタイムの雇用関係をもつことにある。非典型労働は、これらの特徴のどれか一つを欠いていたたり、企業と直接の雇用関係をもたないものである。

厚生労働省(2003)『就業形態の多様化に関する総合実態調査』(事業所調査)によると、雇用者全体に占める非正社員(契約社員、臨時的雇用者、パートタイマー、出向社員、派遣労働者、その他)の割合は34.6%で、1999年に比べたとき、この間の4年のうちに約7%上昇している。非典型労働者は就業者全体の3割近くに達しており、諸々の統計から類推すれば、現在、約1700万人と推定される。

非典型労働者は、産業構造の変化、女性の社会進出、国際競争の激化、企業の経営戦略などを背景にして急速に増えてきたものである。労働の需給要因を考えると、非典型労働者はこれからも増え続けるものと思われる。

3. 非典型労働者の年金加入状況

非典型労働者の場合、企業と雇用契約があると、週所定労働時間または月所定労働時間が正社員の4分の3以上であれば厚生年金を適用されることになっている。したがって、厚生年金に加入するか否かは、この労働時間を分岐点とするものである。

安部(2002)はパートタイマーの社会保険加

入の状況を労働時間と年収との関係で分析している。それによると、長時間（週30時間以上）働き、年収が130万円以上であれば、女性パートタイマーの85%が被用者保険に加入し、労働時間が短く（週20時間未満）、年収が90万円未満の女性パートタイマーの場合では、その90%が被用者保険に加入していない。一方、日本労働研究機構（2003）によると、非典型労働者の厚生年金の加入率は、雇用が安定していて労働時間が長い就業形態ほど高い傾向にある。

家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』（パネル1（1993年）からパネル7（1999年）の個票データを用いて就業形態別の年金加入状況を見ると、正社員（常勤の職員・従業者）は厚生年金の加入率（75.9%）が高く、未加入者はわずかに3.7%程度である。これに比べ、非典型労働者の場合、厚生年金の加入率は低く、未加入者の割合は高くなる。とりわけ、パート・アルバイト等での未加入率はいずれも2割を超えている。さらに、夫婦のいずれもが非典型労働に従事している世帯（全有業世帯の16.8%）では、妻の年金未加入率がそうでない世帯に比べて高く、年金に加入した人でもその7割近くは国民年金だけとなっている。将来、夫婦がともに非典型労働に携わる世帯は多分に増加すると思われるので、そのような世帯での年金を初めとする社会保障給付のあり方は注視に値するものとなろう。

4. 非典型労働者の増加が年金加入に与える影響

(1) 厚生年金加入の要因分析

少子高齢化は年金システムにマイナスの影響を与えるものである。同様に、産業構造および雇用構造の変化がもたらす非典型労働者の増加も、健全な年金システムの維持に悪影響を与え得るものである。

実際に、非典型労働者の増加は年金加入にどのような影響を与えるのであろうか。厚生年金に対する加入決定要因を調べるために、次のような回帰分析を行ってみよう。

年金加入者数を被説明変数とする。就業者、非典型労働者、所定内実労働時間（一般労働者）、所定内給与額（一般労働者）、所定内実労働時間（パートタイム労働者）、1時間当たり所定内給与額（パートタイム労働者）を説明変数とする。1989年から2002年の労働者の性別、年齢階級別のマクロデータを用いる。年金加入者数については社会保険庁の『事業年報』、就業者数と非典型労働者数については総務省統計局の『労働力調査年報』、一般労働者とパートの所定内給与額と所定内実労働時間については厚生労働省の『賃金センサス』のデータを使うことにする。

表1は対数値を使った回帰分析の推定結果を示したものである。この表から、厚生年金の加入者は就業者が多くなれば増え、就業者のうち非典型労働に従事している者が多くなると減ることがわかる。また、非典型労働者の増加が厚

表1 推定結果

| | 男性 | | 女性 | |
|-------------------|---------|------------|---------|------------|
| | 推定係数値 | 標準誤差 | 推定係数値 | 標準誤差 |
| 就業者 | 1.6082 | 0.08571*** | 2.3064 | 0.08151*** |
| 非典型労働者 | -0.2986 | 0.06071*** | -1.1228 | 0.07695*** |
| 所定内実労働時間（一般労働者） | -2.5159 | 0.6676*** | -2.2811 | 0.07209*** |
| 所定内給与額（一般労働者） | 0.1649 | 0.2450 | 0.6507 | 0.2490** |
| 所定内実労働時間（パート） | -0.1504 | 0.2562 | 0.0309 | 0.2938 |
| 1時間当たり所定内給与額（パート） | 1.0881 | 0.3297*** | -0.0345 | 0.2637 |
| 定数項 | 6.4795 | 4.6232 | 5.2614 | 4.1780 |
| 修正決定係数 | 0.9889 | | 0.9898 | |
| サンプル数 | 140 | | 140 | |

注：ここでの非典型労働者は、週労働時間が35時間以下の労働者をいう。また、パートタイム労働者とは、1日の所定労働時間が一般の労働者よりも短い、または、1日の所定労働時間が一般の労働者と同じで1週間の所定労働日数が一般の労働者よりも短い労働者をいう。***、**はそれぞれ1%、5%水準で係数が有意であることを示す。

表2 プロビットモデルによる推定結果

| | 推定係数 | 標準誤差 |
|-------------------------|-----------|------------|
| パート・アルバイト | -2.2832 | 0.3002*** |
| 派遣社員・嘱託・その他 | -1.3276 | 0.3291*** |
| 週労働時間（35-42時間は1、それ以上は0） | -0.2498 | 0.1572 |
| 配偶関係（夫あり1、なし0） | 0.7349 | 0.2423*** |
| 年齢 | 0.08857 | 0.02754*** |
| 職種 | | |
| 技能・作業職 | -0.6007 | 0.3999 |
| 事務職 | -0.3541 | 0.3190 |
| 販売サービス職 | -0.6480 | 0.3721* |
| 企業規模 | | |
| 5-9人 | -0.6348 | 0.3380* |
| 10-99人 | 0.03642 | 0.2475 |
| 100-999人 | 0.5719 | 0.2174*** |
| 1年以内の転職（あり1、なし0） | -0.5792 | 0.1895*** |
| 年収 | -0.000083 | 0.000983 |
| 定数項 | 0.2349 | 0.8109 |
| rho | 0.6958 | 0.05029 |
| 対数尤度 | -430.2568 | |
| サンプル数 | 1870 | |

注1：職業は技術職を、企業規模は1000人以上を基準にしている。*、**はそれぞれ10%、1%水準で係数が有意であることを示す。

注2：官公庁に勤務する者と就業形態が不明なサンプルを除いている。また、週労働時間が35時間以下の者、年収130万円以下の者、および、共済組合短期給付部門に加入している者をも除いている。職業では、教員と管理職、専門職に就いている者を除いている。企業規模5人以下の企業で働いている者をも除いている。

注3：交差効果モデルによる推計である。

生年金の加入に与えるマイナスの影響は、男性労働者の増加によるより、女性労働者の増加によってはるかに大きくなることもわかる。

(2) パネル分析

上の回帰分析とは別に、家計経済研究所の前掲パネルデータにより、厚生年金の加入条件を満たしていると思われる非典型労働者について、年金加入がどのような要因によって左右されるかについてのプロビット分析を行ってみた。ここでは、被説明変数として厚生年金に加入したときは1、国民年金に加入したか、あるいは、どちらにも加入していないときは0とする。説明変数としては就業形態、週労働時間、配偶関係、年齢、職種、企業規模、1年以内の転職の有無、年収などを考える。就業形態には、常勤の職員・従業者を基準にして、パート・アルバイトダミー、派遣社員・嘱託ダミーを用いる。職種には、技術職を基準にして、技能・作業職ダミー、事務職ダミー、販売サービス職ダミーを用いる。管理職と専門職はサンプル数が少ないので除く。企業規模には、従業員数1000人以上ダミーを基準にして、従業員数5-9人ダミー、従業員数10-99人ダミー、従業員数100-999人ダミーを用いる。週労働時間では、35-42時間ダミーを用いる。配偶関係では、「夫あり」は1、「夫なし」は0とする。また、「1年以内転職あり」は1、「1年以内転職なし」は0とする。

表2はプロビット分析による推定結果を示すものである。ここでは、次のようなことがわかる。

- ・就業形態が非典型であれば厚生年金の加入率が有意に低くなる。
- ・企業規模が小さくなると、厚生年金の加入確率が低くなる。
- ・100人以上の企業規模では厚生年金の加入が有意に高くなる。
- ・1年以内の転職経験は厚生年金の加入にマイナスの影響を与える（これは転職を頻繁に行う者よりも雇用が安定している者の方

が厚生年金に加入する傾向が強いことを表している）。

- ・非典型労働者が多いと考えられる販売サービス職では厚生年金の加入確率が有意に低くなる
- ・配偶関係をみると、既婚女性は厚生年金加入状況が有意に高くなる（これには夫が厚生年金に加入していることの影響が混在していると考えられる）。

パネル分析の結果は、厚生年金の加入条件を満たしている者でも非典型労働者であったり、企業規模が小さかったり、転職を繰り返す傾向

が強くなると、厚生年金に未加入となる確率が高くなることを示している。

5. おわりに

非典型労働者の増加傾向は景気の如何に関係なく続いているが、現行の年金制度はこのような変化についていっていない面がある。

本稿では、非典型労働者が厚生年金の加入に与える影響の分析を行った。その結果、就業形態が非典型であったり雇用が流動的で不安定になると、厚生年金の加入率が低くなり、システムに悪い影響を与えるという結論を得た。

働き方は時代によって変化する。高度な経済活動と成熟した社会を背景に労働者の就業形態、雇用形態の多様化は今後も続くと思われる。年金をはじめとする社会保障制度は、このような現実を踏まえ、多様な労働者の権利や利益をよりよく反映したものにする必要がある。それはまた制度の空洞化を防ぐためにも必要なことである。

謝辞

本稿での分析には、財団法人家計経済研究所が実施した「消費生活に関するパネル調査」の個票データを用いた。また、厚生労働科学研究費の助成を得た。内容面では慶應義塾大学の権丈善一先生から有益なコメントをいただいた。記して感謝の意を表します。

参考文献

- 福原宏幸 (1993), 「八十年代労働市場フレキシブル化の現実と課題」(竹中恵美子編著『グローバル時代の労働と生活』ミネルヴァ書房), 3-28ページ。
- 社会保障研究所編 (1984), 『経済社会の変動と社会保障』東京大学出版会。
- 安部由紀子 (2002), 「パート労働者の年金保険・健康保険・雇用保険加入」(小椋正立・デービット・ワイス編『日米比較医療制度改革』), 日本経済新聞社。
- 日本労働研究機構 (2003), 『非典型雇用労働者の多様な就業形態』調査研究報告書, No.158。

大沢真知子 (2002), 「非正規労働者の増加がもたらす労働市場の2極分化」(宮島洋・連合総合生活開発研究所編『日本の所得分配と格差』東洋経済新報社。

大沢真知子 (2004), 「非典型労働者の増加とこれからの年金制度」『年金と経済』Vol.23, No.1。

金子能広・石川英樹・中田大悟 (2004), 「非正規就業者増大のもとの厚生年金適用拡大と国民年金の経済的効果」『季刊社会保障研究』Vol.40, No.2。

古郡柄子 (2002), 「非典型雇用の増加と社会保障問題」『計画行政』Vol.25, No.2。

永瀬伸子 (2004), 「非典型的雇用者に対する社会的保護の現状と課題」『季刊社会保障研究』Vol.40, No.2。

倉田聡 (2004), 「非正規就業の増加と社会保障法の課題」『季刊社会保障研究』Vol.40, No.2。

厚生労働省 (2004), 『平成15年就業形態の多様化に関する総合実態調査結果の概況』。

権丈善一 (2004), 『年金改革と積極的社会保障政策』慶應義塾大学出版会。

佐藤政男 (2000), 『厚生年金・国民年金 数理レポート』(株式会社) 法研。

神谷隆之 (1997), 「女性労働の多様化と課題一税・社会保険制度における位置づけ」『フィナンシャル・レビュー』44, 29-49ページ。

社会保険庁編『事業年報』各年度版。

総務省統計局『労働力調査年報』各年度版。

小塩隆士 (1998), 『社会保障の経済学』日本評論社。

厚生労働省統計情報部編『賃金センサス』各年度版, 労働法令協会。

【査読論文/産業・競争・規制政策】

U.S. v. Microsoft*

— Final Judgment から5年後の検証 —

U.S. v. Microsoft: An Examination 5 Years after the Final Judgment

太田耕史郎 (広島修道大学経済科学部)

Koshiro OTA, Faculty of Economic Sciences, Hiroshima Shudo University

1. はじめに

米司法省は90年代にMicrosoft (MS) を Sherman 法違反を理由に3度、起訴した。Microsoft III では地方裁判所の Jackson 判事が「MSは反競争的手段によりOS市場での独占力を維持し、ブラウザ市場の独占化を試み、さらに同社のブラウザを同社のOSに違法に抱き合わせた」との判断に基づき、00年6月にMSに同社をOS企業とアプリケーション企業に分割し、さらに抱き合わせの禁止や技術情報の公開などの行為規制に従うよう命令した。

あのFinal Judgment (FJ) から5年が経過したり、変化の激しいコンピュータ・ソフトウェア産業でのその後の競争動向を調査し、訴訟に関連してなされた、とりわけそれぞれがMSと司法省の証人を務めたRichard SchmalenseeとFranklin Fisherの、競争政策上の議論の妥当性を検証するには適当な時期と言えよう²⁾。

それを実施するのが本稿の目的である。

2. MSのOS市場での独占力

ソフトウェア産業は変化が激しいので、既存の企業(製品)のみから市場を画定し、独占力を占うことは適当ではない。司法省・FTCのHorizontal Merger Guidelinesは市場参加者に「小幅であるが有意かつ一時的でない」値上げに対応して、1年以内に、かつ参入・退出時に多額の埋没費用を支払うことなしに参入し得る企業を含めることでこの問題に対処している。

1年の期限はともかく、新規参入の可能性についてSchmalenseeは、①MSがOSの研究開発(R&D)に多額の投資をしていること、②ソフトウェアは「資本必要量が一般に小さく、熟練したプログラマーの供給が相対的に厚く、生産能力の制約が生産を制限せず、製品の配布が一般に容易である」(p.201)こと、③Linux, BeOS, Palm OSが新規参入したこと、④Windowsが様々な競争に直面していることからそれを広く認め、MSのOS市場での独占力を否定する。他方で、FisherはWindowsの約70,000のアプリケーション(Mac OSのそれは約12,000)が参入障壁を形成し、他のOSの新規参入を困難にするとの見方を示す。筆者は両者の見解の妥当性については、その後の競争動向からの検証が必要であると考え。

なお、Schmalenseeは④の競争形態として、他のOS、ブラウザ、そしてNCとの競争を挙げますが、後の議論との関連で、前2者に簡単に触れておく。まず、競合するOSの1つに挙げ

* 大村達弥教授(慶應義塾大学)、三友仁志教授(早稲田大学)、実積寿也助教授(九州大学)には貴重なコメントに対して深く感謝申し上げます。

1) 01年6月に控訴裁判所はMSの責任の範囲を大幅に制限し、また手続き上の不備を理由に地裁が命じた救済措置を無効とし、審理を差し戻した。その後、司法省と9つの州はMSの分割を断念し、同社との相対的に緩い規制を内容とする同意判決に至った。

2) 以下、両者の見解は主にSchmalensee et al. (2001)とFisher and Rubinfeld (2001)に依拠する。

られたオープン・ソースのLinuxは99年1月13日のNew York Timesでは“small niche OS”と紹介されたが、高い信頼性が要求されるWebサーバでは一定の実績があり、また一般ユーザー向けのパッケージとアプリケーションが発売されていた。次に、ブラウザであるが、NetscapeのNavigator (NN) またはそれが使用するJava言語は、多数のAPIを装備する必要はあるが、技術的にはWindowsと競合するプラットフォームとなり得るものであった。司法省がInternet Explorer (IE) の抱き合わせをWindowsに機能性を追加し、アドイン・ソフトウェアの生産者をmarginalizeする以上の意味があると主張するのはWindowsとNN・Java言語の代替性を理由とする。

3. MSの行為の違法性——抱き合わせ——

MSはNetscapeに遅れてブラウザを開発したが、そのWindowsとの抱き合わせ(統合)は一連の訴訟で大きな争点とされた³⁾。そこで、本節では当該行為の違法性または競争効果を検討する。

3.1 反競争の効果

抱き合わせは排他的行為または略奪的行為と看做されることがある。前者が問題となるのは、抱き合わせる製品をO (S)、抱き合わされる製品をB (rowser)として、①Bに規模の経済性が存在し、かつ②Oとの使用目的以外でBを購入する消費者が少なく、それゆえBの独立した供給が維持できなくなる場合である。ブラウザは①、②の条件を満たそうが、それでも最後の結論には到達しない。と言うのは、「NNはWindowsと完全にinteroperableであり」(Schmalensee, p.232)、またNetscapeはインターネットに販路を確保でき、そこからNNを大量に無料配布することでNNの利用と共に自社のポータル・サイトへのアクセスを促進し、

3) ただし、Microsoft IIIでは統合のあり方に焦点が移動した。

97年時点で1億ドルを超える接続料・広告料収入を獲得していたからである。また、それゆえ消費者は品質が優るブラウザを使用し得たと考えられるが⁴⁾、これに関連してSchmalenseeなどはIEの市場シェアの増大と主要なコンピュータ雑誌の品質評価との間に高い相関関係を見出す。

Fisherは統合を明確な略奪的行為であると糾弾したが、その「もし行為者がその行為が競争に与える負の効果から生じる超過利潤を考慮に入れなければ長期的に有利とされない行為」(p.11)との定義は緩やかであり⁵⁾、Economides (2001)はそれにより「消費者を利する広範な行為が略奪的であると特徴付けられることになる」(p.21)と批判する。

3.2 競争促進の効果

Schmalenseeは統合が取引費用を削減する、または技術的な便益をもたらすことを指摘し、後者をApple、IBMなどの同様の行為から間接的に証拠付ける。しかし、MSの重役が結果的にその殆どは両者を別々にインストールしても入手可能であると証言するなど、必ずしも明確ではない。Fisherは「[コードを共有する仕方でのソフトウェアの統合には]何らかの尤もらしい効率性が存在し、他方で2つの製品の分離は、一度それらが結合されると、非常に困難となるかも知れないが、それらが統合が反競争的であるとの主張に対する絶対的な抗弁となるならばソフトウェアの取引は抱き合わせの調査から完全に免除されることになろう」(p.40)と主張し、その便益の一方向的な重視を戒める。

3.3 比較考量

ある行為が違法かどうかは一般に競争に対する

4) ただし、MSの社員が書いたメモによれば、ブラウザは一般回線を利用して「Webからダウンロードするのに2時間を要した」。

5) 一般には「競争者の排除を目的とした製品の増分費用を下回る価格設定」と定義される。なお、ソフト複製の限界費用はゼロに近いので、統合はこの略奪的行為の範疇に属さない。

る2つの効果を比較考量して決定されるが、当該行為について筆者は反競争の効果は“little if anything”であり、取引費用の削減の分だけ競争促進的效果が凌駕していたと考える。

4. MSによる統合の弊害——新技術の決定——

Fisherが統合を略奪的行為と看做したことはその問題を長期的な視点から捉えることを意味する⁶⁾。事実、Fisherは「MSのOSの独占は同社をPC市場における新技術の事実上の門番にする」と述べる。本節ではそうした視点から指摘される統合の弊害をJava virtual machine (JVM) を例に検討する⁷⁾。

さて、「NNはSunが自社の[JVMなど]のコピーをWindowsユーザのPCシステムに設置する主要な手段であった」。そして、JVMを搭載したPCはハードウェアやOSとは無関係にJavaプログラムを実行し得る。MSはSunとのライセンス契約により「SunのJava技術を配布する、またそれに一定の修正を施す権利」を獲得した後に、「Sunが開発したものと互換性のないJVMを設計し、また主要なISVに同社のJVMの利用を要請する契約を結んだ」が、批判者はこれを“Embrace, Extend and Extinguish (EEE)”戦略の1つに数え、Jackson判事は排他的で、「アプリケーション障壁を[違法に]保護する大戦略の一部」と看做した。控訴裁判所はISVとの協定は「MSがその競争上の正当化事由を何ら提示しなかった」ためにSherman法違反と判断したが、JVMの修正については「MSにより開発されたJVMはSunのJVMがそうするより速くJavaアプリケー

6) Fisherは平均的なPCの総費用の5%以下であるWindowsの低価格をやはり略奪的価格と看做すが、SchmalenseeとEconomides (2001)はこれを潜在的競争の1つの証拠と捉える。

7) かつてはNetscapeが「Webをそれ自身の事実上の「標準」に従属させることに関心がある」(Wikipedia)と批判され、またより最近ではWebページの記述言語であるXHTMLに対するMSの不完全なサポートが同様の懸念を惹起している。

ションがWindows上で動作するのを可能にする」点を重視し、地裁判決を破棄した。筆者は控訴裁判所の後者の判断を妥当なものと評価する。なお、前者の判断はMSのOS市場での独占力を前提とする。

5. FJ以降の競争の展開

5.1 MSのR&D投資

筆者は、Schmalenseeと同様に、R&D投資を競争の1つの重要な指標と捉える。FJ以降もMSのR&D投資は堅調であり、対収入比では15%前後の値を維持している。

5.2 OS

Appleが01年3月にMac OS X 10.0を、MSが同年10月にWindows XPを発売した。そして、日常的に更新がなされるLinuxと共に、それぞれのOSが新たな機能を追加し、利用者の利便性を向上させている。

表1によれば、Windowsが全体で90%程度の高い使用シェアを維持するものの、Mac OSとLinuxが(前者はiPod人気を追い風として、後者はLinuxコミュニティやRed Hat, HP, IBMなどの取り組みにより)過去2年間にそれぞれシェアを1%程度、増加させている。米国で使用中のPCは膨大な数に上ることから、僅かなシェアの増加でも使用数の増加は大きな値となる。そして、筆者は使用数が反競争的と主張される行為の効果を検討する上で重要であり、表1から競争が進展していないと判断するのは誤りであると考えられる。

5.3 ブラウザ

AppleがMSによるMac用IEの開発停止を受けて03年6月にSafari 1.0を、Mozilla Foundationが04年11月にFirefox 1.0をリリースした。Firefoxは01年10月にver.6.0がリリースされたままの、そしてウイルスや不正アクセスの最大の標的とされるIEに対するセキュリティ上の優位性を誇り、一部の専門家はIEからFirefoxへの切り替えを勧告している。

表2によれば、IEの使用シェアは依然とし

表1 OS統計 (global usage share)

| Date | WinXP | Win2000 | Win98 | Linux | MacOS |
|-----------|-------|---------|-------|-------|-------|
| 2005/Apr. | 64.0% | 19.7% | 4.1% | 3.3% | 2.9% |
| 2004/Oct. | 57.8% | 25.0% | 6.0% | 3.1% | 2.6% |
| 2004/Apr. | 49.7% | 30.2% | 8.4% | 2.7% | 2.5% |
| 2003/Oct. | 39.4% | 37.8% | 11.5% | 2.5% | 2.1% |
| 2003/Apr. | 30.8% | 40.9% | 14.7% | 2.1% | 1.8% |

出所: w3schools. ただし, WinNT, Win95 と Win.NET は省略した.

表2 ブラウザ統計 (global usage share)

| Date | IE | Mozilla | Safari | Netscape |
|------------|--------|---------|--------|----------|
| 02/28/2005 | 87.28% | 8.45% | 1.21% | 1.11% |
| 11/22/2004 | 88.90% | 7.35% | 0.91% | |
| 05/28/2004 | 93.90% | 2.10% | 0.71% | |
| 01/19/2004 | 94.80% | 1.80% | 0.48% | |
| 07/28/2003 | 95.40% | 1.60% | 0.25% | 2.50% |
| 02/03/2003 | 95.20% | 1.20% | 0.11% | 2.90% |
| 09/30/2002 | 94.90% | 0.80% | | 3.00% |
| 04/29/2002 | 96.60% | | | 2.80% |

出所: OneStat.com.ただし, Opera は省略した.

て高水準にあるが, Firefoxの急速な普及により明確に後退している. また, Safariのシェアは僅かながら増進している. 全体として, ブラウザの使用シェアに顕在化した競争はOSのそれより熾烈と言えよう.

6. おわりに

FJに関連した議論で, Schmalenseeは過去のソフトウェアの歴史から技術上の跳躍の可能性を強調し, MSの抱き合わせ(統合)の長期的な反競争的効果を軽視する. 本稿ではFisherが重視するOSの顕著なネットワーク効果とイノベーションの政策目的としての重要性に鑑み, FJ以降の競争動向が調査され, MSの多額のR&D投資と共に, OS, ブラウザの両市場で競争の健全な展開が観察された. それより, 筆者は, WindowsとブラウザやNCとの競争は顕在化していないものの, Schmalenseeの見解は結果として概ね妥当であり, MSに企業分割を

始め様々な制約を課す必要はなかったと結論付ける. さらに, 新規参入が困難と目されたOS市場での競争の展開はIT産業での性急な市場介入は控えるべきとの示唆を与える.

参考文献

Economides, N. (2001), "The Microsoft Antitrust Case," NYU.
 Schmalensee, R. et al. (2001), "An Analysis of the Government's Economic Case in U.S. v. Microsoft," *Antitrust Bulletin*, Vol.46, No.2.
 Fisher, F. M. and D. L. Rubinfeld (2001), "U.S. v. Microsoft," *Antitrust Bulletin*, Vol.46, No.1.

多メディア・多チャンネル化と放送市場の将来
 —有料放送加入の分析—

Analysis of Subscription Demand for Pay-TV

夫倉 学 (情報通信政策研究所) / 春日教測 (長崎大学経済学部) / 鳥居昭夫 (横浜国立大学経営学部)

Manabu SHISHIKURA, Institute for Information and Communications Policy
 Norihiro KASUGA, Faculty of Economics, Nagasaki University
 Akio TORII, Faculty of Business Administration, Yokohama National University

1. はじめに

本稿では, 有料放送の加入行動について, 実証的な観点から分析を行う.

2. 放送サービス需要の実証モデル

本稿では, 放送サービスについて, 未加入⁴⁾・CATV加入・CS加入の3つの選択肢⁵⁾(加入パターン)を想定し, 離散選択モデル⁶⁾を用いて放送サービスの需要行動の分析を行う. ランダム効用関数の確定項について, 以下のよ

$$V_{in} = \alpha_1 D_{i=CATV} + \beta_1 Bch_i + \beta_2 Ech_i + \beta_3 Mch_i + \gamma_1 Bwatch_i + \gamma_2 Ewatch_i + \gamma_3 Mwatch_i + \varphi_1 p_i + \delta_1 D_{i=ANT} Y_n$$

- BS放送の受信層を含めた, 公共放送及び地上波広告放送の利用世帯として定義した.
- 放送の各サービスは必ずしも排他的なものではない点に留意する必要がある.
- 離散選択モデルでは, 消費者は財の持つ様々な特性(価格, 品質, 内容)から効用を得ていると仮定する. 効用は, 上記属性によって説明される確定項と確率項の線形結合として表現されると仮定し, 主体 n は選択集合 A_n の中から効用が最も大きくなるものを選ぶと考える. 主体 n が選択肢 i を選ぶ条件は,

$$U_{in} = V_{in} + \varepsilon_{in} > U_{jn} = V_{jn} + \varepsilon_{jn}$$

$$j \neq i, j \in A_n$$
 と表される. 上記の確率項に関していかなる分布を仮定するかによって, 複数の推計手法が存在する.

各加入状況における基本的な属性変数としては, ベーシック/拡張ベーシック/専門の3カテゴリーに分けたCH数, 視聴嗜好を示す変数として各カテゴリーの視聴時間, 費用負担を示す変数として料金(支出額)を用いている⁸⁾. また家計固有の属性として世帯所得を入れている⁸⁾. 利用したデータはアンケート調査⁷⁾の非集計データである⁸⁾. 各変数の統計量は表1に

- $D_{i=CATV}$ はCATV加入時に1を, $D_{i=ANT}$ は有料放送未加入時に1をとるダミー変数である.
- ベーシックCHとは, 総合編成型の公共放送CH及び広告放送CHを意味する. 拡張ベーシックCHとは, BS放送(デジタル・アナログ)によって提供される公共及び広告放送CHを, 専門CHとは, 映画や音楽など特定の番組の提供を行うCHを意味する.
- 他に家族構成員数・平均年齢なども検討を行ったが有効な結果が得られなかったため, 結果は割愛した.
- 情報通信政策研究所とマルチメディア振興センターが, 平成16年3月に首都圏地域及び北陸地域の世帯を対象として実施した調査データである. ただし北陸及び関東という限定された地域のサンプルであること, 及びサンプリングについては一定の加入数を確保できるよう事前に調整が行われている. 推計の際にサンプリングの割合については, 全国の普及率に合わせる形でウェイトをかけた推計を行っている.
- 実際に選択されなかった選択肢の属性は平均値を用いているが, 未加入やCATV加入の際に利用可能なCH数は地域によって異なるため, 未加入/CATVに関する機会視聴可能CH数としては地域別平均値を用いた. 一方CSについては地域的な違いは存在しないため, 全サンプル平均を利用した.

表1 変数の意味と基本統計量

| 選択肢 | 表記 | 未加入 | CATV | CS | |
|----------------|------------|------------|----------|----------|---------|
| 選択者数 | | 139 | 221 | 153 | |
| チャンネル数 (平均) | ベーシック CH | Bch_i | 6.918 | 9.529 | 6.819 |
| | 拡張ベーシック CH | Ech_i | 0.667 | 8.000 | 1.961 |
| | 専門 CH | Mch_i | 0.000 | 19.718 | 21.606 |
| 料金 (平均月額支払額) | P_i | 1600.714 | 7471.639 | 5484.806 | |
| 視聴時間 (平均) | ベーシック CH | $Bwatch_i$ | 699.990 | 650.761 | 577.862 |
| | 拡張ベーシック CH | $Ewatch_i$ | 6.579 | 28.257 | 28.147 |
| | 専門 CH | $Mwatch_i$ | 0.000 | 48.339 | 91.935 |
| 所得 (平均年収) | Y_a | 592.086 | 708.145 | 760.784 | |

示している。

各加入状況別に属性変数を整理すると、未加入を選択した場合は、ベーシック CH のみ利用が可能になり⁹⁾、費用負担として公共放送 (NHK) の受信料金を支払うことになる。CATV を選択した場合には、追加的なベーシック CH と専門 CH の利用が可能になり、公共放送受信料金に CATV 利用料金を追加した額を費用として負担することになる¹⁰⁾。CS を選択した場合には、未加入と同等のベーシック CH に加え、追加的な専門 CH の利用が可能になり、公共放送受信料金に契約 CH 数分の利用料金を加えた費用を負担することとなる。

CATV と CS の違いは、追加的に利用可能になるベーシック及び専門 CH 数と費用負担により表現される。各主体は未加入における視聴可能状況、ベーシック CH・専門 CH に対する嗜好と費用負担を考慮して、CATV、CS のいずれかのサービスに加入するかを選択していると想定する。

3. 実証結果

以下、多項/入れ子型¹¹⁾/混合の各離散選択

9) ただし、利用可能となるベーシック CH サービスの数は、BSの有無、居住環境、地域 (地上放送局の数) によって異なったものになる。

10) ただし、CH 数・料金ともに選択の自由度は高くなく、固定的料金プランとなっている。

モデルによる推計結果を概観する (表2)。各種変数の符号条件と統計的有意性については、ベーシック CH は符号条件、有意水準ともに満たされるが、専門 CH については、符号条件は満たされるものの、統計的有意性は高くなかった。拡張ベーシック CH の係数の符号条件は満たされず、有意性も低かった。一方料金水準に関しては、符号条件はいずれも満たされており、おおむね有為となっている。

3つの推計方法のうち、いずれが最も妥当かという判断は難しい。擬似 R2 (MacFadden R2 乗) はいずれのモデルでも高い値を示しており、また適合度・的中率についても大きな違いは見られなかった。更に、選択肢間の均一分散仮定の妥当性を確認するため IIA 検定を行ったが、CS を選択肢から落としたモデルに関するハウスマン検定、尤度比検定とも IIA が成立するという仮説を棄却できなかった。ただし視聴時間を除いたケースでは必ずしも明確な傾向を観察できず、頑健な結果と言えるかどうかは明らかではない (表3)。各パラメータの分散についての制約を緩和した混合ロジットについても、相関パラメータの有為水準はあまり高くなかった。いずれの手法でも、推計値に若干の相違は

11) 入れ子構造としては (未加入) vs. (CATV・CS)、即ち、家計はまず有料放送加入の有無を決定し、その後 CATV・CS への加入パターンを決定するという構造を想定している。

表2 推計結果

| 変数名 | 多項ロジット | | 入れ子型ロジット | | 混合ロジット | |
|--------------------|-----------|--------|-----------|--------|------------|--------|
| | 係数 | S.D. | 係数 | S.D. | 係数 | S.D. |
| ケーブル加入定数項 | -0.9429* | 0.4984 | -1.1371** | 0.5700 | -0.9438** | 0.4360 |
| ベーシックチャンネル数 | 1.9816*** | 0.1739 | 2.1552*** | 0.2773 | 1.9824*** | 0.1166 |
| 拡張ベーシックチャンネル数 | -0.0101 | 0.0753 | 0.0052 | 0.0835 | -0.0100 | 0.0523 |
| 専門チャンネル数 | 0.0075 | 0.0129 | 0.0169 | 0.0163 | 0.0074 | 0.0133 |
| 料金 | -0.0002** | 0.0001 | -0.0002** | 0.0001 | -0.0002*** | 0.0001 |
| ベーシックチャンネル視聴時間 | 0.0000 | 0.0003 | 0.0000 | 0.0003 | 0.0000 | 0.0003 |
| 拡張ベーシックチャンネル視聴時間 | -0.0025 | 0.0024 | -0.0028 | 0.0026 | -0.0025 | 0.0021 |
| 専門チャンネル視聴時間 | 0.0046*** | 0.0011 | 0.0052*** | 0.0013 | 0.0046*** | 0.0009 |
| 所得 (未加入世帯) | -0.0006a | 0.0003 | -0.0009* | 0.0005 | -0.0006a | 0.0004 |
| Free | — | — | 0.8592*** | 0.1534 | — | — |
| Pay | — | — | 0.8311*** | 0.1518 | — | — |
| δ (ケーブル定数項) | — | — | — | — | 0.0145 | 0.2869 |
| δ (BCH) | — | — | — | — | 0.0272 | 0.0937 |
| δ (ECH) | — | — | — | — | 0.0031 | 0.0309 |
| δ (P) | — | — | — | — | 0.0008 | 0.0057 |
| δ (MCH) | — | — | — | — | 0.0000 | 0.0000 |
| δ (WBCH) | — | — | — | — | 0.0000 | 0.0002 |
| δ (WECH) | — | — | — | — | 0.0002 | 0.0019 |
| δ (WMCH) | — | — | — | — | 0.0001 | 0.0008 |
| δ (Income) | — | — | — | — | 0.0000 | 0.0002 |
| 対数尤度 | -218.2827 | | -217.4627 | | -218.2356 | |
| 対数尤度 (係数ゼロ制約) | -563.5881 | | -614.8215 | | -563.5881 | |
| マクファーデン R2 乗 | 0.6093 | | 0.6425 | | 0.6059 | |
| sample 数 | 513 | | 513 | | 513 | |

***: 1%有意, **: 5%有意, *: 10%有意, a: 20%有意

表3 的中率および IIA 検定結果

| 多項ロジット | 入れ子ロジット | 混合ロジット | IIA (ハウスマン検定) | IIA (尤度比検定) |
|--------|---------|--------|---------------|-------------|
| 77.0% | 76.8% | 87.1% | 棄却できず | 棄却できず |

表4 弾力性

| | 価格 | | ベーシック CH | | 専門 CH | |
|------|------------------|--------------------|------------------|--------------------|------------------|--------------------|
| | ϵ_{own} | ϵ_{cross} | ϵ_{own} | ϵ_{cross} | ϵ_{own} | ϵ_{cross} |
| 未加入 | -0.186 | 0.066 | 8.569 | -3.642 | 0.000 | 0.000 |
| CATV | -0.677 | 0.508 | 6.818 | -8.060 | 0.087 | -0.062 |
| CS | -0.603 | 0.259 | 8.115 | -4.111 | 0.111 | -0.050 |

あるが結果は大きくは変わらない。

料金及び各 CH の弾力性を計算したものを表4に示している。価格弾力性については、いずれも1以下の値を示しており非弾力的である。一方、CH 弾力性について、ベーシック CH の弾力性は6以上と非常に高い値を示しているの

に対して、専門 CH 数の弾力性は、0.3以下と非常に小さい値を示している。

4. 含意

実証結果の含意をまとめよう。価格弾力性について、選択の余地がない未加入の価格弾力性

が低いことは当然としても、CATV及びCSの価格弾力性も非弾力的な領域にあり、米国の有料放送の価格弾力性が高い値を示していることと比べて対照的である¹²⁾。

価格弾力性は、市場における競争の進展状況を示す有益な指標であるが、我が国放送市場・有料放送市場(多CH市場)に関しては、依然価格以外の要因が必要行動(加入選択)に強い影響を与えており、CATVとCSで価格競争が行われるようなフェーズには入っていないということを示していると考えられる¹³⁾。

一方、CH弾力性については、ベーシックCHの弾力性が高い値を示しているのに対して、専門CHの弾力性は低い値となっている。具体的な値について確定的に考えるべきものではないが、ベーシックと専門CHの弾力性に大きな差があることは確かであろう¹⁴⁾。この違いは、CATVとCSの普及・両者の競争という観点から考えるとき大きな意味を持つ。すなわち、ベーシックCHサービスをどのように(再)送信するかによって、有料放送を含めた今後の放送市場状況が大きな影響を受ける可能性を示唆している。また、環境的な要因などにより、直接受信可能なベーシックCH数に違いがある場合は、ベーシックCHの送信は、CSとCATVの加入競争に対して影響を与える可能性を示唆している¹⁵⁾。

視聴時間で見た場合、有料放送加入世帯でも、

12) Goolsbee and Petrin (2004) は1.5から2を超える価格弾力性が示している。

13) CSとCATVの自己価格弾力性は、未加入と比べて、高い価格弾力性を示し、かつその値が近いことから、CATVとCSの両者はサービスと価格についてある程度の競争関係にあると解釈することは可能である。

14) 弾力性に関する両者の差は、CH数の希少性や提供されているコンテンツの代替性を反映している。特にベーシックCHが基本的にオリジナルコンテンツを中心とした総合編成を行っているのに対して、専門CHのコンテンツはビデオなど他のサービスとの統合的なものが多く、同一の番組を繰り返し放送している点などが反映されているといえることができる。

依然ベーシックCH(地上波放送)が圧倒的な視聴時間を占めていることからわかるように、ベーシックサービスの視聴は主体にとって重要な関心事である。米国のCATVの普及が地上波の難視聴によって促進されたといわれるように、専門CHよりもベーシックCHが有料放送の普及・加入の重要な鍵となることを示している。

参考文献

総務省 (2003), 「放送研究会最終報告」, (http://www.soumu.go.jp/s-news/2003/030227_7a.html).

Goolsbee, A. and A. Petrin (2004), "The Consumer Gains From Direct Broadcast Satellites and The Competition with Cable TV," *Econometrica*, Vol.72, No.2, pp.351-381.

Karikari, J., S. Brown and A. Abramowitz (2003), "Subscriptions for direct broadcast satellite and cable television in the US: an empirical analysis," *Information Economics and Policy*, Vol.15, pp.1-15.

Kieschnick, R. and B. McCullough (1998), "Why do people not subscribe to cable television? - A Review of the Evidence-", paper presented at 28th TPRC (Telecommunications Policy Research Conference), <http://www.tprc.org/agenda98.htm>.

15) 政策的含意として、ベーシックCHの再送信(Must Carry Rule)の在り方などに対して一定の視座を与えるかもしれない。

中小企業向け貸出拡充のための課題
— リスクを反映した銀行の貸出金利設定の実現に向けて —

To Expand Lending to Small and Medium Businesses

益田安良 (東洋大学経済学部)

Yasuyoshi MASUDA, The Faculty of Economics, Toyo University

1. はじめに

中小企業金融拡充に対する、政策的な要請は強い。しかし、中小企業金融は情報の非対称性が大きく、案件ごとの与信コスト負担率が大きいこと等から、大・中堅企業の資金調達に比べて阻害されがちである。

中小企業金融拡充の可否は、情報の非対称性のコストを補うリスク・プレミアムが、貸出金利に上乘せられるか否かに依存する。本稿では、銀行の中小企業向け貸出の金利が、企業の財務力に応じたリスク・プレミアムを織り込んだ水準に設定されているかどうかを確認したうえで、そうした状況を実現する為の条件を探る。

2. 中小企業金融の重要性と特殊性

2-1 中小企業金融拡充が求められる背景

中小企業金融の拡充・整備が求められる背景としては、主に次の3点がある。

第1は、資金繰り強化の観点である。1990年代以降、銀行のリスク認識の高まりや担保価値の低下に伴い、中小企業向け貸出は停滞した(図1)。中小企業は、外部資金調達のほぼすべてを借入れに依存するため、90年代以降の金融不安は中小企業の資金繰りを直撃した。

こうした状況を是正すべく、政府は銀行に対する中小企業向け融資拡充目標の設定、政府系金融機関の中小企業向け貸出の増強、特別信用保証制度の創設(98年10月)などを実施した。

第2に、中小企業向け貸出は、銀行にとって

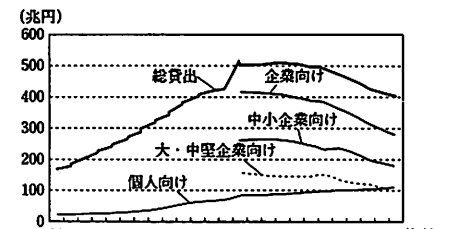
重要な収益源である。80年代以降、大企業が証券発行による資金調達にシフトし続ける一方で、中小企業の資金需要は大・中堅企業を上回っている。このため、銀行にとっての中小企業向け融資の重要性は高まっている。実際に、銀行の貸出姿勢を日本銀行のアンケート調査によってみると、中小企業に対する融資姿勢は、大・中堅企業向けよりも一貫して積極的である。

第3に、中小企業向け貸出の動向は、金融緩和効果の浸透の鍵も握っている(益田(2003b))。日本銀行は銀行市場に対して巨額の資金を供給し続けているが、銀行の企業向け与信の増勢が乏しく(図1)、金融緩和効果が発揮されない。マネーサプライが拡大するためには、民間銀行の中小企業向け融資の拡大が不可欠である。

2-2 中小企業金融の特異性

中小企業の資金調達は、「ディスクロージャーの不足」「与信における固定費負担」という2つの特質により、大企業に比べて疎外される

図1 国内銀行の貸出先別貸出残高



資料: 日本銀行「貸出先別貸出金」により筆者作成