

ISBN978-4-326-54903-0

C3333 ¥2200E

定価(本体2,200円+税)

勁草書房



9784326549030



1923333022008

Journal of Economic Policy Studies  
Vol.6, No.2

CONTENTS

<i>Presidential Lecture</i>	Recent changes in Foundations of Economy and their Implications to Economic Policy Studies Reishi MARUYA
<i>2008 JEPA Award</i>	Regional Environment and Social Capital Formation: An Empirical Analysis Using Micro Data Yohei KOBAYASHI
<i>Refereed Papers</i>	Effect of Public Investment and Capital Stock Bequest Motives, Pension Policies and Economic Growth Economic Framework of Sustainable Cities Empirical Research of Information Service Sector's Location and Industrial Agglomeration An Empirical Study on Structural Change of Technological Specialization Patterns in East Asia Simulations for Diffusion of SO <sub>2</sub> Discharged from Factories and Health Damages Economic Growth of Various Countries and its Determinants Comparative Analysis of Japanese and US Compensation An Analysis on Change in Regional Population Migration, Disparities of Percentage of Unmarried persons and Fertility Rate Future Prospects of Modern Biomass Energy Local Government's Branding Policy and Regional Enterprises' Network On Influence of Real Estate Liquidity in Real Estate Securitization The Macroeconomic Effects of Collateral Damage A Fiscal Simulation Analysis with a Dynamic General Equilibrium Model Incorporating Social Capital The Role of an Original Budget and a Complementary Budget as the Fiscal Policy The Effects of Mergers and Acquisitions on Company Employment: Analysis based on Consolidated Financial Statements A Financial Analysis of Public Health Insurance Program for Orthodontic Treatment Regulation and Competition in Service Industry: Economies of Scale of Medical Treatment, Nursing, and Education Business
<i>Special Reports</i>	Policy Creation for the Sustainable Economic Development Improvement of the Competitive Conditions for the Sustainable Economic Development The Continuance of Reform of Postal Services

Edited and Published by  
the Japan Economic Policy Association

昭和六十一年十一月六日郵政省告示・第九六二号郵便法 第二十六條第一項第五号相当刊行物に於ける学術刊行物

ISSN 1348-9232

# 経済政策ジャーナル

Journal of Economic Policy Studies

2009  
第6巻 第2号  
(通巻 第62号)

## 会長講演 学会賞論文 査読論文

### 学会特集号

経済基盤の変化と秩序政策論の課題	丸谷冷史
地域環境とソーシャル・キャピタルの形成 ——個票データを用いた実証分析——	小林庸平
Effect of Public Investment and Capital Stock 遺産動機・年金政策と経済成長 持続可能な都市の経済構造	鈴木康豊 仲間瑞樹 沼田壮人
情報サービス業の立地と産業集積に関する実証研究 技術特化・パターンの構造変化に関する実証研究 ——東アジアのケース——	岡本健志・田中秀幸 宮城和宏
工場起因のSO <sub>2</sub> 拡散と健康被害のシミュレーション 鬼頭浩文・武本行正・中野 論	酒井裕司・定方正毅 藤田 輔・松本和幸 小山辰也・松本和幸
各国の経済成長とその要因 日米の件費比較 大都市圏における人口移動と未婚率、出生率の分布変化 についての研究	坂西明子 鳥飼行博・万城目正雄 田中秀幸・杉山幹夫 矢口和宏 福田 慎
バイオマスエネルギーの新利用形態の将来性 自治体のブランディング政策と地域企業ネットワーク 不動産証券化が不動産の流動化に与える影響について 担保価値変動のマクロ経済効果 社会資本を含んだ動学的一般均衡モデルによる財政政策の シミュレーション分析	溜川健一 藤岡明房 鈴木俊光
景気対策としての当初予算と補正予算の役割 合併買収時の雇用調整行動 ——連結財務諸表データを用いた実証分析—— 歯並びの歯科矯正治療への医療保険適用に関する財政的考察 サービス産業における規制と競争 ——医療・介護・教育産業と規模の経済性——	平野吉子 水野英雄
持続可能な経済発展への政策創造 持続可能な経済発展のための競争環境の整備 郵政事業改革の持続を考える	柳川 隆 松原 聡

## 共通論題

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.bil.ac.jp/jepa/index.html>

## 編集委員会 (Editorial Board)

### 編集委員長 (Chief Managing Editor)

駿河 輝和 (神戸大学)  
Terukazu Suruga (Kobe University)

### 編集運営委員 (Managing Editors)

千田 亮吉 (明治大学)  
Ryokichi Chida (Meiji University)  
前田 隆 (金沢大学)  
Takashi Maeda (Kanazawa University)

### 編集顧問 (Honorary Board)

加藤 寛 植草 益  
Hiroshi Kato Masu Uekusa  
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 丸谷 裕史  
Toshinosuke Kashiwazaki Reishi Maruya  
野尻 武敏 松本 保英  
Taketoshi Nojiri Yasumi Matsumoto

### 編集委員 (Editors)

上村 敏之 (関西学院大学) 林 正義 (一橋大学)  
Toshiyuki Uemura (Kwansei Gakuin University) Masayoshi Hayashi (Hitotsubashi University)  
駒村 康平 (慶應義塾大学) 松波 淳也 (法政大学)  
Kohei Komamura (Keio University) Junya Matsunami (Hosei University)  
胥 鹏 (法政大学) 村瀬 英彰 (名古屋市立大学)  
Peng Xu (Hosei University) Hideaki Murase (Nagoya City University)  
瀧澤 弘和 (中央大学) 家森 信善 (名古屋大学)  
Hirokazu Takizawa (Chuo University) Nobuyoshi Yamori (Nagoya University)  
鳥居 昭夫 (横浜国立大学) 柳川 隆 (神戸大学)  
Akio Torii (Yokohama National University) Takashi Yanagawa (Kobe University)  
鳥飼 行博 (東海大学)  
Yukihiro Torikai (Tokai University)

経済政策ジャーナル 第6巻第2号 (通巻第62号)

## 目次

### 【会長講演】

経済基盤の変化と秩序政策論の課題 .....丸谷裕史... 3

### 【学会賞研究奨励賞論文】

地域環境とソーシャル・キャピタルの形成 .....小林麻平... 15  
—— 個票データを用いた実証分析 ——

### 【査読論文】

Effect of Public Investment and Capital Stock .....鈴木康豊... 32  
遺産動機・年金政策と経済成長 .....仲間瑞樹... 36  
持続可能な都市の経済構造 .....沼田壮人... 40  
情報サービス業の立地と産業集積に関する実証研究 .....岡本健志・田中秀幸... 44  
技術特化パターンの構造変化に関する実証研究 .....宮城和宏... 48  
—— 東アジアのケース ——  
工場起因のSO<sub>2</sub>拡散と健康被害のシミュレーション  
.....鬼頭浩文・武本行正・中野 諭・酒井裕司・定方正毅... 52  
各国の経済成長とその要因 .....藤田 輔・松本和幸... 56  
日米の人件費比較 .....小山辰也・松本和幸... 60  
大都市圏における人口移動と未婚率, 出生率の分布変化についての研究 .....坂西明子... 64  
バイオマスエネルギーの新利用形態の将来性 .....鳥飼行博・万城目正雄... 68  
自治体のブランディング政策と地域企業ネットワーク .....田中秀幸・杉山幹夫... 72  
不動産証券化が不動産の流動化に与える影響について .....矢口和宏... 76  
担保価値変動のマクロ経済効果 .....福田 慎... 80  
社会資本を含んだ動学的一般均衡モデルによる財政政策のシミュレーション分析  
.....溜川健一... 84  
景気対策としての当初予算と補正予算の役割 .....藤岡明房... 88  
合併買収時の雇用調整行動 .....鈴木俊光... 92  
—— 連結財務諸表データを用いた実証分析 ——  
歯並びの歯科矯正治療への医療保険適用に関する財政的考察 .....平野吉子... 96  
サービス産業における規制と競争 .....水野英雄... 100  
—— 医療・介護・教育産業と規模の経済性 ——

【共通論題：持続可能な経済発展への政策創造】

持続可能な経済発展のための競争環境の整備 .....	柳川 隆	104
郵政事業改革の持続を考える .....	松原 聡	110
大会記事 .....		116

【会長講演】

経済基盤の変化と秩序政策論の課題\*

Recent changes in Foundations of Economy and  
their Implications to Economic Policy Studies

丸谷 冷史 (京都産業大学)\*\*  
Reishi MARUYA, Kyoto Sangyo University



要旨

日本経済政策学会では所与の経済秩序の下での諸手段の効果分析にとどまらず、経済および諸秩序の動態及び諸秩序相互間の関係をも研究の対象としてきた。また日本経済政策学会では、経済基盤の変化が経済構造及び経済経過に及ぼす影響、そしてそれによって経済政策に課され課題を体系的に分析してきた。小論ではこの二つのアプローチの意義と重要性を、その反対の極にあるともいえる市場主義的アプローチの限界を論じることによって明らかにする。とくに経済基盤の変化についてはグローバル化、技術進歩、価値観の多様化を取り上げて、現代経済政策（論）に課された課題を具体的に論じる。

Abstract

The Japan Economic Policy Association has not limited the scope of its research to effectiveness analysis of various policy means under a given economic order, but has also been studying the dynamics of the economy and various orders as well as the mutual relationships between each order. The Association has also been conducting systematic analysis of how changes to the base of economy affect the economic structure and processes, and how these affect what is required of economic policy. In this paper, the significance of these two approaches will be explained through an examination of the limitations of Neo-liberal or market fundamentalism approaches that can be said to be their polar opposites. In particular, globalization, technological advancements, and diversification of values will be examined in terms of changes to the economic base, and challenges facing modern economic policy and policy theory will be discussed in detail.

キーワード：重層的アプローチ、整序システム、経済基盤、労働市場改革、ドイツ経済  
Keywords: multi-dimensional approach, adjustment mechanism, economic base, reform  
in the labor market, German economy

JEL 区分：A11, I31, I38, J68

\* 本会長講演は、第64回全国大会（於慶應義塾大学、2007年5月26日）で配布した論文を基礎としている。  
\*\* e-mail: k3826@cc.kyoto-su.ac.jp

1. はじめに

重層的アプローチ 経済政策研究においても分野の細分化と特殊化が進行している。そのことも原因となって本学会以外にも政策関連の学会が多数設立され、学会間競争激化の様相を呈している。それだけに学会の特色が問われなければならないが、日本経済政策学会の伝統的な強みの一つは所与の経済秩序（システム）の下での諸手段の効果分析にとどまらず、システムそれも単に経済秩序だけでなく政府および社会諸秩序の動態やシステム相互間の関係をも研究の対象としてきたことである。加藤寛先生が会長講演でようやく新しい学問分野として認識されたことを思い出す。公共部門ないし「政府」の振る舞いを経済の原理から説明する斬新な試みであった。恩師野尻武敏先生は同じ頃、やはり政治過程を視野にいた多元社会論を展開されている。野尻先生は政治・経済・社会の3つのシステムを重層的に捉え、公共選択論が経済原理を経済以外のシステムにまで拡張する方向をとるのに対して、各システムの異なる整序原理に着目されて、現代の社会・経済問題を包括的に考察する方法を確立された。

小論が取り上げる政策学会の今ひとつの特色は経済基盤の重視である。本学会のホームページには1940年に創設されて以来の全国大会の共通論題の一覧が示されているが、人口、科学・産業技術、資源、環境の変化が適時に取り上げられていることがわかる。これら基盤の変化自体はそれぞれ関連の学会でも論題とされてきたことはいうまでもないが、政策学会においては単発、個別領域の問題としてではなく、それが経済の構造や経過に及ぼす影響、およびそれによって経済政策に課されてくる課題が重層的に分析されてきた。

市場主義の成果と限界 本報告では、重層的な方法の意義を、その対照ともいえる市場主義

(的アプローチ)の成果と限界を論じることによって明らかにしたい。80年代における市場主義の復活は、福祉国家の挫折と社会主義の破綻を契機とするものであり、経済原理を無視した政策運営が本来福祉国家、社会主義が目指したwell-beingの実現を困難にすることが経験的に明らかになったことへの反省あるいは反動であった。ドイツの事例でいえば、ドイツ的福祉国家といわれた70年代の政策運営は、経済環境の変化に企業が柔軟に対処する力を奪い、「手厚い労働者保護」は社会的市場経済の基盤をなす人々の「自由と自己責任」の精神を弱め、国家への依存度を高めた。70年代末から80年代初めにかけての新自由主義への期待の背景には、経済成長率の傾向的な低下と失業率の状態そして閉塞感の広がりがあった。第2節で検証するようにドイツにおける市場主義的政策は経済の建て直しにある程度成果をあげた。しかし雇用や分配の面で問題を解決することはできなかったし、経済成長の軌道を引き上げるにはいたらなかった。

かつてRöpkeは市場経済とその一つの現象形態である資本主義を混同した雑駁な議論を戒めた。市場機構・価格機構の機能は本来きわめて優れたものであるが、市場経済である資本主義においては勢力の濫用と政府の干渉によって本来の価格機構の健全な機能が損なわれているというのが事実であるのに、価格機構を麻痺させる原因の除去ではなく、価格機構自体を廃止しようとするのが集産主義やケインズ主義であるというのである。私はRöpkeやEuckenのいう「競争秩序」と資本主義ないし現実の市場経済を同一視しないが、価格機構の整序力自体が不完全であると考えている。市場価格に将来のことも含めてすべての情報が反映されるわけではない、たとえ反映されたとしても多くの経済主体がそれを適切に処理するわけではない、需給がごく短い時間で調整されるというのは理論の前提であり、理論によって保証される命題ではない。市場秩序がどの程度有効に機能

するかは、現実の諸事情に左右される。現代の市場主義は通信情報技術の進歩と経済合理性を過信した。確かに需給調整に要する時間は大幅に短縮されたが、価格の情報伝達力は金融工学などの複雑な処理によってかえって低下した可能性がある。市場の一部の勢力によって情報が独占され操作される危険が強まったのではないか。

RöpkeやW. Euckenに代表されるドイツ新自由主義も、競争秩序が自然の秩序であることを強調する点では市場主義といえなくはない。彼らの時代には情報の独占や操作の危険は現代とは比較にならぬほど小さく、「市場競争」によってその危険は無視しうるものになると論じても、それほど現実から遊離しなかったといえるかもしれない。経済基盤の変化はそのような議論が成立しえない世界を創り出したのであって、彼らが前提としたような「完全競争」を現代経済の中でどのように規定しおせば、彼らが期待した競争の成果が期待しうるのか残念ながら私にはよくわからない。少なくとも多数の市場参加者ということでは上記の問題は処理できないであろう。しかし彼らは私が議論のためにデフォルメした市場（原理）主義とは異なり「競争政策に与えらるべき、重要性にもかかわらず、それだけでは社会生活の問題性を全面的に正当に処理するうえに、充分とはいえない」(Eucken)という認識を共有していた<sup>1)</sup>。そのため「市場のルールを貫徹しさえすれば」という市場主義とはことになって、広範なGesellschaftspolitik(広義の社会政策、その重要部分は経済基盤に関する問題領域である)の導入が経済政策の課題であることを熟知していた。

価値観の変化 A. Sen<sup>2)</sup>はwell-beingと富裕は別物であること、人の行動原理を効用極大とすることは正しくないと論じたが、市場主義に

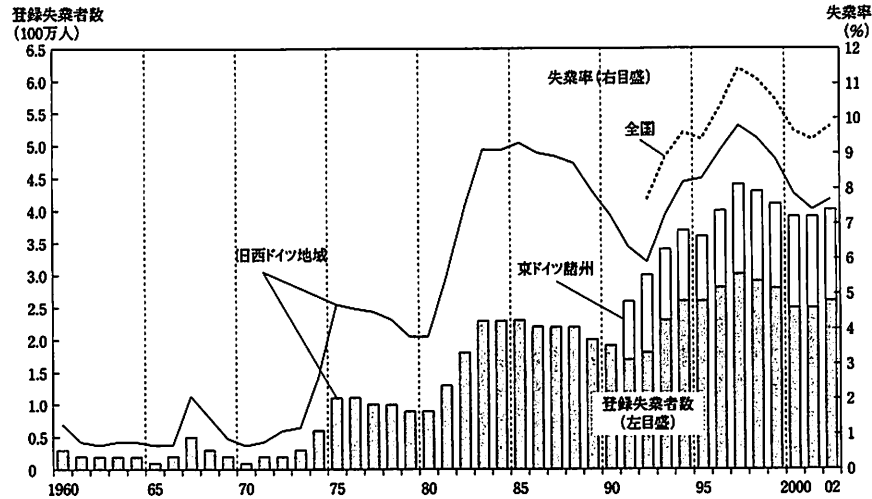
はこの誤りがある。市場主義には社会の諸秩序や経済基盤と切り離して作成された、経済モデル(モデルでは経済主体は経済合理的に行動し、その目的は効用あるいは利潤の極大である)の中で進行するプロセスとそこから得られる結論が(もし規制を撤廃し、諸秩序が経済合理的に形成されたならば)、現実にも成立するかのようを考えるBegriffsrealismusの傾向がある。経済学を経済政策に適用する場合にはこのような罠に陥ってはならない。人々の価値観が多様であれば資源配分の効率化がwell-beingの増大につながると安易に判断することはできない。世間にはロールズ主義者も少なくない。効率の追求によって分配の格差が拡大するならば、社会的厚生は低下したと判断する人もいる。人々の価値観の変化によって、これまでと同一の経済成果に対して社会は異なる評価を下すかもしれない。経済基盤の変化は価値観の変化を含むが、価値観以外の経済基盤の変化によっても人々の価値観は変化する。たとえば人々の価値観が年齢とともに変化するならば、人口構造の変化によって社会の支配的価値観は変化する可能性がある。高度成長は経済的豊かさのwell-beingに占める地位を低下させた。市場主義の20年を経て、経済合理性オンリーの生き方に疑問を感じ、連帯(互助)や社会的参加、あるいは生活のゆとりや安全を重視する人々が増加している。第4節ではそのような人々の行動に関する生協運動について述べる。生活協同組合は丸尾教授の図式<sup>3)</sup>でいえば経済システムと社会の共通集合に属する要素であるが、経済システムの整序原理である自助および政府システムの整序原理である公助とは異なる共助(相互扶助)原理に立つ組織である。そのような性質をもつ組織の拡大は社会の領域の拡大と重要性が増大し、経済政策論においても、市場主義のモデルの中ではその場所が与えられなかった秩序原理の役割を検討しなければならず、考慮し

1) W. Eucken [1952] p.318, 大野訳 p.256.

2) A. Senの議論についてはNussbaum and Sen [1993], A. Sen [1985]を参照されたい。

3) 丸尾 [1996] p.235, 図表10-1参照。

図1 失業者数および失業率の推移



出所：SVR [2002] p.241, 図60

なければならぬように時代が動いていることを意味している。

2. グローバル化と雇用問題：ドイツの事例

雇用の悪化 上記のように80年代の(西)ドイツは、新自由主義的政策運営の下に、経済の建て直しに成功した。為替レート、成長率、物価安定の各分野で当時の標準に即してまずまずの成果を記録した。ただ労働市場は80年代から目立って悪化し、失業者は70年代の50万人から80年代前半には200万人近くまで増加した。80年代後半には減少に転じたが失業者が150万人を切ることはできなかった。雇用は統一後一層悪化し、ようやく改善の兆しが見えたのは昨年である。

図1はSVR(経済発展のための専門家委員会)の年次報告書(2002年3月)の図表であるが、雇用状況が景気のサイクルに沿って循環的に、かつ段階的に悪化していることがよく示されている。

労働市場の硬直化 雇用悪化の最大の原因は経済成長の鈍化である。技術進歩やグローバル化に対してドイツ経済の対応は円滑でなく、硬直的な労働市場は産業構造の変化をぎくしゃくしたものにした。このような対応の遅れを除去するためにはその原因である労働法制と社会保障制度の改革が必要であるとされた。

労働法制についてはわけても労働協約制度と事業所委員会(Betriebsrat)制度、および厳格な解雇規制が問題であった。労働協約制度は企業横断的に最低労働条件を定めることができ、形式的には労使双方が協約当事者に所属している場合に当該協約は効力を有するのであるが、実際上はその条件を満たさない場合でも、事実上基準の役割を果たした。そのため個別企業ないし事業所がそれぞれの特長事情を経営に反映させにくい制度になっていた。事業所委員会は社会的事項、人事に関する事項および経済的事項に関しては、情報を受ける権利、意見聴取・

4) 以下、濱田富士郎他[2003]第3章を参照した。

提案の権利、協議権、拒否権、同意権を与えられていた。これらは労働者の雇用や労働条件あるいは生活の保障を目的として導入された制度であったが、グローバル化や個人個人の価値観の多様化といった環境の変化の中で企業経営方を束縛するだけでなく、多様化する従業員の利害や要求に応じることを困難にするという批判が強まった。

社会保障制度については長期失業と財政圧迫の観点から、手厚い失業者保護が問題にされた。失業者の救済には①失業給付(Arbeitslosengeld)、②失業扶助(Arbeitslosenhilfe)、③社会扶助(Sozialhilfe)の3種類の給付があり、失業給付期間が終了した失業者は、引き続き失業扶助を受給することができた。社会扶助は失業給付、失業扶助の受給とは無関係に生活困窮者に支給された。これらの給付制度の基礎にある理念は失業者の生活保護であり、就労能力があっても労働市場に復帰する意欲を喪失させる危険、あるいは仕事の斡旋があっても、よりよい職場が見つかるまで失業を続けることを可能にした。労働市場改革<sup>5)</sup> 90年代には雇用創出措置(ABM)や構造調整措置(SAM)などの積極的労働市場政策が導入され、97年には長期失業者対策を目的として雇用促進法が改正された。しかし労働市場の目立った改善にはつながらず、97年から一時的に回復した雇用情勢は2001年には再び悪化した。そのため政府は抜本的改革の検討をハルツ委員会に委託し、委員会は2002年に労働市場の近代化に関する報告書を出した。報告書は、①雇用関係官庁の組織改革による職業紹介事業の効率化、②若年層に対する労働市場参加を促進するための職業訓練制度の導入、③55歳以上の高齢失業者の再就職の促進(従来よりも低い賃金の仕事につく場合の賃金低下分の補填)、④失業扶助と社会扶助の統合(長期失業者対策)等13項目の提案からなり、これを

5) 労働政策研究・研修機構[2007]を参照した。

受けて2002年から2003年にかけて労働市場近代化法(ハルツ第I〜第IV法)が制定された。また解雇制限の緩和と失業給付の期間短縮を内容とする労働市場改革法が制定された。

ハルツ4法の主内容は表1に要約されている。第I法の④は職業紹介を断る場合の「正当な」理由の厳格化である。第II法の③は社会保険料、所得税を免除することにより、低賃金であっても就労のインセンティブを与え、就労を促進する制度である。第III法の③の構造調整措置および雇用創出措置の統合は類似の内容を有する制度を1本化し、地方自治体等が長期失業者、低資格失業者等、職業紹介が難しい者に対して公益に資する職場を創出し、就労させる場合に編入助成金を支給する制度である。特に注目をあつめたのが第IV法で、従来の失業扶助と社会扶助を統合して失業給付IIが創出された。それによって失業給付制度が「支援と要請」の原則にしたがって運営されることになった。失業給付Iの受給期間を終了した要扶助失業者は失業給付IIを申請することになる。しかし要扶助者は、これまでの失業扶助とは異なり、支援を求める前に自らの資産や能力によって生計費を確保するためのあらゆる可能性がつけられなければならない。失業給付IIの受給者に対しては、すみやかに職業紹介、雇用促進の措置がなされる一方、正当な理由がなく紹介された仕事を断った場合には、給付額減額などの制裁措置がとられる。また受給者は職業教育を受けていない低・無資格者がほとんどであり、社会保険加入義務がある通常の労働市場への就労は困難な場合が多く、僅少労働(mini/midi job)への就労が主となる。それも困難な場合には自治体や福祉団体などが用意する時給1〜2ユーロの仕事(1ユーロ・ジョブ)に就くことが義務づけられる。

ミニ・ジョブが400ユーロまでの僅少労働であるのに対して、ミディ・ジョブは800ユーロまでの僅少労働が対象で、税・社会保険料は賃金に応じて減額される仕組みである。これらの僅少

表1 ハルツ第I法～第IV法の概要

ハルツ第I法	①ドイツ全土に181ある雇用局を、あらゆる労働市場関連サービス業務を各地方レベルで提供するジョブ・センターに改編。 ②すべての雇用局に人材サービスエージェンシー (PSA) を設置し、PSAは失業者を派遣労働者として派遣することによって職業仲介を実施。 ③解雇通知を受けた雇用者のジョブ・センターへの失業届出義務を厳格化。 ④家族のいない失業者に対し、失業4カ月以降の転居を伴う仕事の受け入れ義務を拡大。 ⑤55歳以上の高齢失業者が以前より低い賃金の仕事を受け入れる場合、失業前の職の賃金との差額の半分を補助。
ハルツ第II法	①55歳以上の失業者は、雇用局の職業紹介を辞めることができる代わりに、従来の失業給付の半額を架構手当として支給。 ②失業者が起業して自営業を営む場合、収入が2万5,000ユーロを超えない範囲で、月額1年目600ユーロ、2年目360ユーロ、3年目240ユーロの補助金を支給。 ③収入が月額400ユーロ未満の低賃金就労に対して、労働者の税・社会保険料を免除 (使用者は25%の定率社会保険料が課せられる)。
ハルツ第III法	①労働市場政策の運営主体である連邦雇用庁を連邦雇用エージェンシーに、各雇用局を雇用エージェンシーに改組し、その機能も大幅に改革。 ②雇用エージェンシーとの目標協定により運営資金を手当する制度を導入。 ③構造調整措置 (SAM) と雇用創出措置 (ABM) を一本化し、編入助成金を整理。 ④移行措置と移行換短手当を新設して、従来の移行補助を廃止。
ハルツ第IV法	①失業扶助と社会扶助の一部を統合して、求職者の基礎保障 (失業給付II) 制度を創設。 ②失業給付II制度の実施機関として、雇用エージェンシーと自治体による協同組織 (ARGE) を創設。

出所：労働政策研究・研修機構 [2007] 第1-1-2表

労働は就労しつつ失業給付IIを受ける特殊な制度であり、コンビ賃金 (Kombilohn) の一種である<sup>6)</sup>。

改革の効果 統一後さまざまな工夫されてきた労働市場改革の効果についてはまだ十分な検証がなされているわけではない。理論レベルでは労働者保護から自助努力への転換が労働供給面からの雇用創出効果を有すること、解雇規制の緩和や事業所レベルでの雇用戦略の自由度が増したことなどが投資計画や雇用計画に有利な効果を有すると評価されている。ただ改革の細部についてはいくつかの批判がある。一つはこれらの制度が僅少労働から通常の、つまり社会保険加入義務のある、雇用に移行させる仕組みにはなっていないことである。むしろ僅少労働を定着させる効果のあることが指摘されている。企業にとっては以前は法律的に許されなかった低賃金労働が認められることになり、経営努力

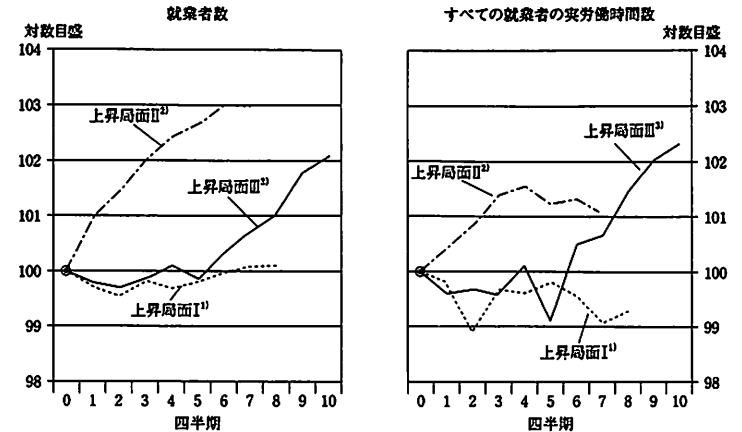
で通常の雇用を拡大するのではなく、通常の雇用を僅少労働に転換する動きが広がる可能性がある。第二に費用対効果の問題である。これについてはとくに失業者による起業支援について、支援によって設立された企業の定着率が疑問視されている。また職業訓練や僅少労働についても政策費用が社会扶助より高額であるのに通常の雇用への移行が低率であれば、やはり費用対効果は低いといわなければならないであろう。

SVR [2007] は簡便な方法で改革の有効性を判断することを試みている。ここでは参考までにその結果を引用しよう。図2は統一後観測された3つの景気上昇局面における雇用創出のパターンを比較したものである。

図2は労働市場の硬直性が深刻な状態にあった回復期Iに比べて最近年の回復期における雇用の動きが改善されていることを示している。2つの図によればIIIでは景気回復の当初5四半期は雇用はなお減少を続けるがその後増加に転じており、統一後のブームが終了した当時では

図2 改革の効果：3つの景気回復局面における就労者数の動き

季節調整済み就労者数と労働量 (センサス法による)  
(景気回復初期の水準を100とする)



注：1) 上昇局面I 期間 1993年第2四半期から95年第2四半期  
 2) 上昇局面II 期間 1999年第2四半期から01年第1四半期  
 3) 上昇局面III 期間 2004年第4四半期から07年第2四半期  
 出所：SVR [2007] p.328, 図76。

雇用の増加に転じることがなかったと明らかな相違がある。回復期IIとIIIでは前者の方が短期的には良好な動きを示したが、回復期間の長さ、全体としての労働量の増加という点では回復期IIIの方が力強い動きといえる。

政策効果の統計的検証を行うためには対象とする手段 (施策) の関連する政策目標への直接・間接の効果を、他の諸要因の影響から分離して抽出しなければならない。それには信頼に足る計量モデルが必要で、労働市場改革に関するそのようなモデルはまだ作成されていない以上、SVRの分析は確定的な推論を可能にするものではないが、改革の効果を考える上で参考になるであろう。

技術進歩と雇用構造 技術進歩が雇用構造に及ぼす影響について Schimmelpfennig [2000] は shift-share 分析を行い、技術進歩にともなう労働の質的 (熟練度) 変化の15.3%が同一部

門内の、84.61%が部門間での変化であること、また38.04%が同一職種内の、60.84%が職種間の変化であることを見出した。Schimmelpfennigの調査は1984/86年と1995/97年の2時点間の、それも旧西ドイツ地域の比較であるので、東西ドイツの統一の影響が分離されていないことと、効果の経時的変化が明らかにされていないという難点があるが、近年の技術変化に伴う労働需要の変化は同一部門内部での職場の移動ではなく部門を超えての、それもより熟練度の高い職種へのシフトであることが確認される。したがって労働市場の規制緩和や景気循環に伴う需要の回復に雇用問題をゆだねることで、低資格・無資格労働者の雇用問題の解決にはつながらない可能性が大きい。前項で述べた僅少労働市場の導入は技術進歩や技術格差のあった東西両地域の垣根を取り除いたことによる失業者の増加に対する一時的な救済措置であった。

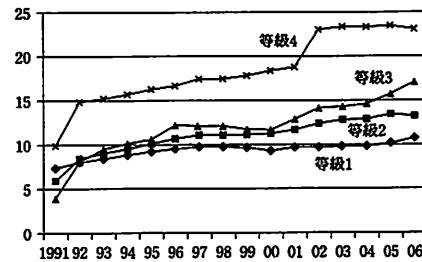
6) K. Jaehrling and C. Weinkopf [2006] を参照。

市場主義的な論者からは僅少労働も労働需要の実勢に即した適切な就労形態であり、現在問題となっている最低賃金法の導入は誤りであると論じられている。市場主義の立場からいえば、合理的経済主体は長期的には自ら教育・職業訓練によって自らの能力にあった職場を選択するはずだからである。問題は急速な技術進歩、産業構造の変化に適した技能を自助努力で開発できるかであり、小論の文脈でいえば出発条件の不等に起因する障壁への政策的配慮の必要性の認識が欠如している。

3. 基盤変化と分配問題

所得格差の拡大 技術進歩やグローバル化は産業構造ないし雇用構造を、教育水準・職業訓練の等級が高い労働者を有利にし、低資格者や無資格者を不利にする方向に変化させた。それは質の高い労働者に対する需要を増加し、低資格者の働き口を減少させるとともに、賃金格差を拡大させた(図3参照)。図3では動向の背後の原因を区別することはできないが、前節で述べた労働市場改革は賃金格差を拡大する作用があったと考えられる<sup>7)</sup>。

図3 教育水準別時間当たり賃金の動向



注：等級1 教育年数（職業教育を含む）9年以下  
 等級2 同 10年から12年  
 等級3 同 12年から14.5年  
 等級4 同 15年以上  
 資料：GSOEP (German Socio-Economic Panel) 各年版, pequifファイル。

7) 2002年の等級4の不連続な変化は政策の効果ではなく

労働市場改革は他方で長期失業者、低資格者への労働市場への参加を促進することによって当初所得(primary income)の分配を平等化する作用も有していた。

所得分配の変化については多くの調査・研究があるが

- ①当初所得については統一後一貫して格差拡大の傾向があり、2000年以後わずかながらこの傾向は加速されている
- ②再分配所得については、90年代はわずかに格差縮小の傾向がみられたが、2000年前後からはほぼ安定した動きをしている

ことが確認できる。図4は等価所得のジニ係数の変化である。再分配所得については2002年に不連続な変化がみられるが、図3と同様標本側に原因のある可能性が残る。そこで他の研究の結果を参考のために引用しておく。表2はSVR [2007]の表59の一部であり、図5はKlause and Ritz [2006]の図2である。

表2にはタイル尺度、図5には5分位比率の変化も用いられているが、ジニ係数と類似の動きを示している。

図5にはさらに貧困率の動向が示されている。所得分配については当初所得の格差が拡大していても再分配制度がよく機能し、再分配所得の分配は安定であることから、最近の分配政策論の流れは貧困問題にシフトしてきている。それもドイツやEUにおいては絶対的窮乏というより、相対的貧困が対象とされる。図5ではEUの標準的な基準に沿ってメディアン<sup>8)</sup>の60%がpoverty lineとして設定されている。この基準に照らすと貧困率は90年代後半には低下したが、2000年以後上昇に転じ、新たな政策論争の火種となった。分配問題では相対的貧困がグローバルアップされるとともに、ドイツでもP. Townsendの「相対的剝奪としての貧困」(poverty as relative deprivation)<sup>8)</sup>の概念が取り

標本に起因するものと考えられる。この点については調査中である。

8) P. Townsend [1979].

向への拡大はSenの潜在的な能力(capability)アプローチに近いものになる。ドイツではLebenslagenansatzとよばれていた方法<sup>9)</sup>が改めて注目され、連邦政府の「貧困と富裕」プロジェクトの枠組みの形成に適用されている<sup>10)11)</sup>。

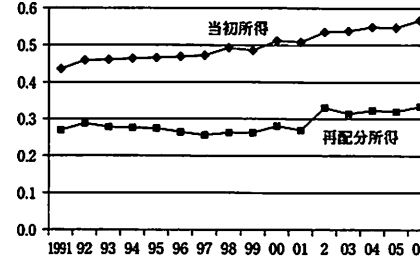
多面的なアプローチに立つたとえ再分配所得が安定的に推移しても問題は残るであろう。再分配による救済は自律的生活態度やself efficacyの問題を解決しないからである。「貧困と富裕」プロジェクトでは経済基盤に属する政策手段の評価が大きなウェイトを占めている。

4. 価値観の多様化と中間組織の役割

価値観の変化と多様化の箇所述べたように、市場主義の拡大の陰で経済合理性を全面に広げる生き方に息苦しさを感じ、そこでは軽視される社会的連帯や倫理的価値を重視する人々が増加している。小さな政府の下ではwell-beingを実現できないと考える人々たちによる非営利的組織へ参加あるいは組織を形成することによって充実した人生を送ろうという動きが増加している。市場と国家あるいは個と全体の間位置する非営利的な中間組織、およびその機能は次第に社会全体のインテグラルな構成要素となりつつある——社会の全体は3つの原理と3つのセクターから構成される三層の秩序となる<sup>12)</sup>。生協はそのような中間組織の一つであり「共同で所有し民主的に管理する事業体を通じ、共通の経済的・社会的・文化的なニーズと願いを満たすために自発的に手を結んだ人々の自発的な組織である」<sup>13)</sup>。

生協の総合的評価 市場の要素を含むとはいえず生協は、非営利の制約を課されるから、営利

図4 所得分配：ジニ係数の動き



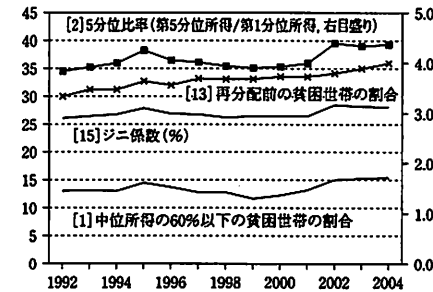
注：いずれも等価家計所得。等価尺度はnew OECD scale。  
 資料：図3に同じ。

表2 所得分配の不平等化

分配尺度	ジニ係数		タイル尺度	
	当初所得	再分配所得	当初所得	再分配所得
1991	0.412	0.257	0.313	0.117
1993	0.430	0.267	0.335	0.126
1996	0.451	0.265	0.367	0.125
1999	0.453	0.264	0.364	0.121
2002	0.480	0.292	0.417	0.157
2005	0.504	0.316	0.466	0.190

注：等価家計所得 換算はOECD new scaleを利用。  
 出所：SVR [2007] Tabelle59 (一部)。

図5 ラーケン指標にみる分配状態の変化



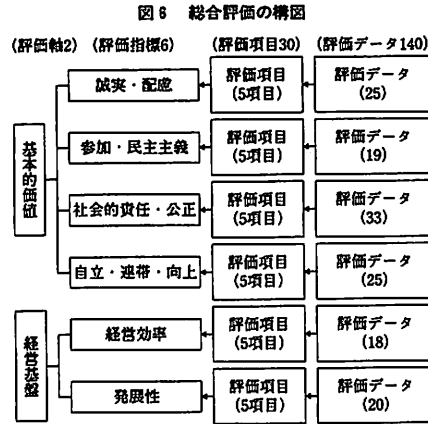
注：[ ]内の数字はラーケン指標の番号。  
 出所：Klause and Ritz [2006] p.160, Abbildung 2.

上げられ貧困問題を所得だけではなく、住環境、健康、教育、社会的参加などを含めて多次元的に考察されるようになった。このような多次元の把握は貧困に限定する必要はなく、分配全体に広げて取り上げることも可能であり、この方

9) W. Voges et al. [2003], P. Semrau and U. Müllenmeister-Faust [2002] 参照。  
 10) Bundesregierung [2001, 2005].  
 11) P. Semrau and U. Müllenmeister-Faust [2002] 参照。  
 12) 野尻 [2006] 第7章。  
 13) 協同組合のアイデンティティに関するICA 声明。

を追求する一般企業に比べ競争力の点ではハンディを負う。そのため80年代には一部の生協は営利・経済的効率を他の諸目的より優先し、資金面でも株式会社化するなどして、市場での競争力を高めようとした。しかしそのような方向は、営業成績を期待通りに伸ばすことができなかった。組合員の立場からいえば、本来の特色を薄れさせた生協に顧客としてとどまることの意味が失われてしまったことがその一因である。そうではなくて生協本来の理念（価値）を明確にし、組合員の関心をより強く引きつけることが生協の発展にとって重要な課題となる。とはいえ協同組合の価値についてICA（国際協同組合連合）は、「自助、自己責任、民主主義、平等、公正、そして連帯の価値を基礎とする」「組合員は誠実、公開、社会的責任、そして他人への配慮という倫理的価値を信条とする」と定め、その価値を実践に移す際の指針である原則の1としてコミュニティへの関心（コミュニティの持続可能な発展のための活動）を謳っている。これらの規程、指針は一般組合員にとってかなり重いものであり、それだけにこの課題にこたえるためには組織としてよほどの努力と工夫が必要である。「生協の総合評価」はそのような課題にこたえる試みの一つである。

図6はコープこうべの総合評価の概略である。基本的価値の構成要素である評価指標はICAの声明にある価値および原則にほぼ対応し、評価項目はそれぞれの評価指標に関連する具体的な目標である。たとえば誠実・配慮の場合、①買い物機会の充足、②経済的メリットの提供度、③商品の提供水準、④安全・安心、⑤職員の対応の5項目である。これら評価項目の得点は各評価項目に関連の評価データ（たとえば買い物機会の充足度の場合であれば、売り場面積組合員比、利用組合員数、食料品のマーケットシェア率、組合員一人当たり月間平均利用高、買い物機会充足度に関する組合員評価の5つ、経済的メリットに対しては生活基礎商品の価格に関する組合員評価、家計応援企画による



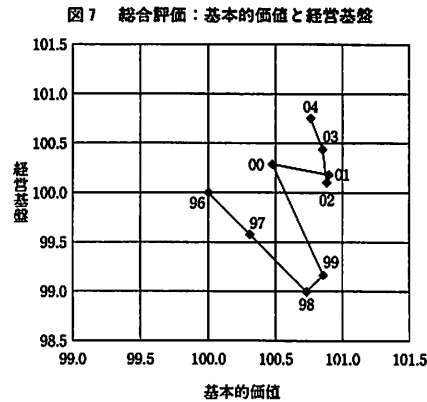
出所：コープこうべ「総合評価レポート」2007年版、p.4.

還元額、グループメリット・利用高還元額/供給高比、経済的メリットに関する組合員評価の3つ)の実現値から標準化指数の方法を用いて算定される。このようにして求められる評価指標のスコアを分析することによって当該年度の生協運営の業績評価が可能になり、問題点があるとすればそれはどの評価指標、評価項目にかかわっているかを追跡することができる。総合評価の結果は理事会および組合員総会に提出されまた組合員の閲覧に供されるために、組合員の要望が事業運営に透明性をもって反映される仕組みになっている。

図7は数年間にわたる総合評価の結果を基本的価値と経営基盤を二軸にとって追跡した図である。

図は原点から右上に進むほど基本的価値も経営基盤も改善されるように描かれている。96年から98年にかけてはいずれの指標も悪化しており、99年に両指標とも改善された後99年から2000年には基本的価値の悪化と経営基盤の改善がみられた。その後2000年と2004年を比較すると2つの指標の改善が行われたことがわかる。

詳細は省くが総合評価の結果を分析することによって



出所：投稿 [2006] p.7, 図1.  
原資料：コープこうべ総合評価委員会事務局。

- ①協同組合の理念に沿った事業展開をすることが必ずしも市場競争力に重大な影響を及ぼすものでないこと
- ②協同組合の原則を遵守した事業展開をしていることは、経済成果を過度に重視する営業の場合は犠牲にされる福祉、連帯、コミュニティへの奉仕等の経済外的諸価値への貢献がなされていることを確認され、価値の多様化に関連して中間組織に期待される役割を果たしているという評価を下すことができよう。

## 5. 要 約

小論では  
 ①市場主義との比較を通じて経済政策論における重層的アプローチの意義を明らかにする  
 ②経済基盤の変化のうちグローバル化、技術進歩、価値観の多様化について現代経済政策（論）に課される課題を具体的に示すことを目的として議論を進めた。第2節と第3節では統一後のドイツの事例を、第4節ではコープこうべの総合評価に限定した分析であるが、経済基盤の変化に対する対応問題としてはある

程度一般性をもつものと考えうる。第2節および第3節で取り上げた問題に対してはドイツ新自由主義の政策構想の範囲内で対処可能であるが、第4節の価値観の多様性に関連する中間組織の有する体制論的課題についてはその限界を超えるというより、ドイツ新自由主義の体制整合性の議論とは対立する内容を含んでいる。ドイツ新自由主義はEuckenに典型的であるように基本的に国家と市場の二元論だからである。第1節で論及したwell-beingをめぐる議論はこれまでの（経済理論的）政策論がそれを経済的リソースのみに規定される、ないしその範囲で分析する方法を採用してきたのに対して根本的修正をせまるものであり、小論では市場主義の限界問題として扱ったが、市場主義に限った問題ではなく、今後の経済政策論の重要な課題であることを強調して報告を終える。

追記：報告後筆者の個人的事由で脱稿が遅れ、その間に報告の際には利用できなかったいくつかの資料が入手しえたので、報告原稿を一部変更、加筆した。編集委員会に多大のご迷惑をかけたことに深謝する。

## 参考文献

Bundesregierung [2001], *Lebenslagen in Deutschland: Der erste Armut- und Reichtums Bericht der Bundesregierung*.  
 Bundesregierung [2005], *Lebenslagen in Deutschland: 2. Armut- und Reichtums Berichte der Bundesregierung*.  
 W. Eucken [1952], *Grundsätze der Wirtschaftspolitik*, Tübingen (大野忠男訳『経済政策原理』勁草書房, 1967年).  
 K. Jaehrling and C. Weinkopf [2006], *Kombilöhne in Deutschland-neue Wege, alte Pfade, Irrweg?*, Friedlich-Ebelt Stiftung.  
 Klaus and Ritz [2006], *EU-Indikatoren zur sozialen Inklusion in Deutschland, Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung*, 75, 1.  
 M. C. Nussbaum and A. Sen (eds.) [1992], *The*



- Quality of Life*, Oxford University Press.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR) [2002], *Zwanzig Punkte für Beschäftigung und Wachstum*.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR) [2007], *Das Erreichte Nicht Verspielen*.
- A. Schmmelpennig [2000], *Structural Change of the Production Process and Unemployment in Germany*, Kieler Studien 307 Mohr Siebeck.
- P. Semrau and U. Müllenmeister-Faust [2002], The Poverty and Wealth Report and the National Action Plan: Mutual Co-ordination and Prospects. In: R. Hauser and I. Becker (eds.), *Reporting on Income Distribution and Poverty*, Springer.
- A. Sen [1985], *Commodities and Capabilities*, Elsevier (鈴木興太郎訳『福祉の経済学』岩波書店, 1988年).
- P. Townsend [1979], *Poverty in the United Kingdom: A Survey of Household Resources and Standards of Living*, Pelican Books.
- W. Voges et al. [2005], *Methoden und Grundlagen des Lebenslagenansatzes*, Universität Bremen, Bremen.
- コープこうべ総合評価委員会 [2007], 『コープこうべ総合評価レポート』2007年版.
- 野尻武敏 [2006], 『転換期の政治経済倫理序説』ミネルヴァ書房
- 濱田富士郎他 [2003], 『グローバルゼーションと労働法の行方』勁草書房.
- 丸尾直美 [1996], 『市場指向の福祉改革』日本経済新聞社.
- 労働政策研究・研修機構 [2007], 『ドイツ・フランスの労働・雇用政策と社会保障』労働政策研究報告書 No.84.
- 丸谷治史 [2006], 『生協総合評価の方法と課題』【神戸大学 経済学研究】年報53.

## 地域環境とソーシャル・キャピタルの形成\*

— 個票データを用いた実証分析 —

Regional Environment and Social Capital Formation:  
An Empirical Analysis Using Micro Data

小林庸平 (三菱UFJリサーチ&コンサルティング(株)\*\*)

Youhei KOBAYASHI, Mitsubishi UFJ Research & Consulting Co., Ltd.

### 要旨

多くの先行研究によって、ソーシャル・キャピタルの有益性が指摘されているが、その形成要因を経済学的に分析したものはほとんど見られない。本稿では、ソーシャル・キャピタル形成の動学理論を構築した上で、個票データを用いた実証分析を行った。

分析結果から、核家族・単身世帯の増加や、犯罪発生率の上昇、商店街の衰退、高齢化の進展などが、ソーシャル・キャピタルの形成を阻害していることが明らかになった。

### Abstract

Though many preceding studies have pointed out benefits of Social Capital, few studies have focused on Social Capital formation so far. In this paper, we construct a dynamic model of Social Capital formation and tested it by utilizing micro data.

The results of analysis show that the formation of Social Capital is prevented by increase of nuclear and single-person households, rise of crime rate, decline of local shopping streets and progress in ageing.

キーワード：ソーシャル・キャピタルの形成、地域環境、最適投資理論、2変量 Tobit, Probit

Keywords: social capital formation, regional environment, optimal investment theory, bivariate Tobit, Probit

JEL 区分：H41, R10

\* 本稿は、内閣府経済社会総合研究所による委託調査事業において三菱UFJリサーチ&コンサルティング(株)が実施した「非営利サテライト勘定に関する調査研究」(『季刊国民経済計算』第135号に掲載)報告書の第II部第2章を大幅に加筆修正したものである。本稿で使用した個票データは、当該委託調査事業において三菱UFJリサーチ&コンサルティング(株)が実施したアンケート調査に基づいたものである。このような形で公表およびデータの使用を許可いただいた内閣府経済社会総合研究所に感謝申し上げる。また「非営利サテライト勘定に関する調査研究」検討委員の先生方からは有益なご示唆をいただいた。とりわけ山内直人座長(大阪大学)および松永佳苗委員(大阪商業大学)からは、寄付とボランティアの計量分析について多くのご助言を頂戴した。本稿の作成にあたっては、青野幸平専任講師(立命館大学)、稲葉陽二教授(日本大学)、西川雅史准教授(青山学院大学)、宮城島要氏(一橋大学経済学研究所)から有益なコメントを頂戴した。2008年6月に開催されたソーシャル・キャピタル研究会(日本NPO学会・(株)日本総合研究所主催)において、参加者から多くの有益なコメントを頂戴した。記して感謝申し上げます。本稿で用いた「市町村税課税状況等の四」のデータは科学研究費補助金(16730162、代表者西川雅史)によるものであり、分析に用いた市町村シニ係数およびハーフィンゲル指数は宮下量久氏(法政大学大学院

1. はじめに——問題意識と先行研究——

ソーシャル・キャピタルは社会関係資本や市民社会資本などと訳され、「社会的なつながり(ネットワーク)とそこから生まれる規範・信頼」と定義されている。ソーシャル・キャピタル研究の歴史は古いが、Putnam et al. [1993] および Putnam [2000] によって学際的に注目を集め、数多くの研究が生み出されてきた。

Putnam et al. [1993] は南北イタリアの地方政府の制度パフォーマンス比較を行い、地域のコミュニティ活動が活発で社会的な信頼・連帯の強い北部では制度が効果的に機能している一方で、コミュニティ活動が不活発で社会的な信頼が低い南部では制度が効果的に機能していないことを示した。このことから、ソーシャル・キャピタルは民主主義社会の囚人のジレンマ的状况の克服に寄与し、社会を効率化させるものだ結論づけている。

また Putnam [2000] は、アメリカの状況を詳細に分析しソーシャル・キャピタルの衰退傾向とその要因を明らかにしている。

Putnam の研究に触発される形で、多くの社会科学の分野においてソーシャル・キャピタルが注目を浴びたが、経済学の世界においてもソーシャル・キャピタルに関する理論・実証研究が蓄積されてきた。Glaeser et al. [2002] は動学的な最適投資モデルを用いてソーシャル・キャピタル投資関数を導出した上で、ソーシャル・キャピタル投資がどのような要因によって決定されるのか比較静学分析を行っている。併せて Glaeser et al. [2002] は、理論モデルに基づく実証分析を行っており、ソーシャル・キャ

ピタル投資に関して理論的に導かれるインプリケーションのほとんどが実証的にも成立していることを示している。また Knack and Keefer [1997] は、ソーシャル・キャピタルの増加によって経済的取引費用が減少することで、経済成長に対してもプラスの影響を与える可能性があることを指摘した上で、29ヶ国のデータを用いて Barro Regression による実証分析を行っている。分析結果から Knack and Keefer [1997] は、ソーシャル・キャピタルが経済成長に対してプラスの影響を有していることを示している。山崎 [2004] はソーシャル・キャピタルの経済理論について整理を行っており、ソーシャル・キャピタルが社会厚生を改善するメカニズムについて、ゲーム理論の枠組みを用いて説明を行っている。

日本でも内閣府 [2003] や山内ほか [2004] などにおいて、ソーシャル・キャピタルがもたらす社会的効果について実証分析が行われており、犯罪や失業率などさまざまな変数とソーシャル・キャピタルが相関を有していることが示されており、ソーシャル・キャピタルの蓄積が社会厚生を高める可能性が示唆されている。また都道府県別データを用いて Knack and Keefer [1997] と同様の分析を行った要藤 [2005] は、ソーシャル・キャピタルが部分的に経済成長に影響を与えていることを示している。また宮川・大守 [2004] や稲葉 [2007] は、ソーシャル・キャピタルのさまざまな側面について分析を行っている。

このように、ソーシャル・キャピタルが社会厚生に及ぼす影響については国内外において理論的・実証的に多くの検討が加えられてきており、ソーシャル・キャピタルのもつプラスの側

面についてはコンセンサスが形成されつつあるといえる。ソーシャル・キャピタルが社会厚生を高めるのであれば、ソーシャル・キャピタルの形成要因を分析することは非常に重要な課題であると考えられるが、ソーシャル・キャピタル形成要因を経済学的に分析したものはあまり見られない。そこで本稿では、アンケート調査から得られた個票データを用いて、ソーシャル・キャピタルの形成要因に関する分析を行う。具体的には、ソーシャル・キャピタルの形成に寄与すると考えられるボランティア・寄付活動の要因分析を行うとともに、人々の信頼感がどういった要因によって決定されるのかを検証する。その中で、とりわけ地域環境がソーシャル・キャピタル形成に与える影響について中心的に検討を加えていく。これは後述する理論モデルからも示唆されるとおり、社会的なネットワークや信頼の醸成されやすい地域では、ソーシャル・キャピタルの蓄積が促進されると考えられるためである。

本稿の構成は以下のとおりである。まず次節において実証分析の依拠する理論モデルを提示する。モデルは、代表的なソーシャル・キャピタル投資理論である Glaeser et al. [2002] に、金銭的なソーシャル・キャピタル投資を導入したモデルである。第3節は分析方法および使用するデータについて詳述する。第4節は実証分析結果である。第5節は結語である。

2. 理論モデル

2.1 モデルのセットアップ

本節では実証分析の前提となる理論モデルを導出する。

Glaeser et al. [2002] は動学的な最適投資モデルを用いて、ソーシャル・キャピタル投資がどのような要因によって決定されるのか比較静学分析を行っている。Glaeser et al. [2002] のモデルでは、貸金率がソーシャル・キャピタル投資の費用になっている。貸金率は時間の機会

費用であるため、Glaeser et al. [2002] のモデルでは、地域コミュニティへの参加やボランティア活動を行う(時間的な投資をする)ことで、ソーシャル・キャピタルが形成されると想定している。しかしこのような時間的な投資だけでなく、寄付など金銭的な投資によってもソーシャル・キャピタルは形成されるものと考えられる。そこで本稿では、Glaeser et al. [2002] のモデルに金銭的なソーシャル・キャピタル投資を導入することで、モデルの拡張を行う。モデルの設定は以下のとおりである。

個人のソーシャル・キャピタルを  $S$ 、コミュニティ内の1人当たりソーシャル・キャピタルを  $\bar{S}$  とすると、ソーシャル・キャピタルから個人が得る便益を  $S \cdot R(\bar{S})$  と表記する。ここで  $R(\bar{S})$  は1人当たりソーシャル・キャピタルについての微分可能な関数とする。ソーシャル・キャピタルから得られる個人の便益  $S \cdot R(\bar{S})$  には、よりよい仕事を得られるといった個人のスキルに関する便益と、地域における人々のつながりなど非市場便益の両方が含まれる。個人間のソーシャル・キャピタルは互いに補完的であると考えられるため、 $R'(\bar{S}) > 0$  となると想定される。

ソーシャル・キャピタルストックは以下のような遷移方程式によって決定される。

$$S_{t+1} = \delta \phi S_t + I_t \quad (1)$$

ここで  $1 - \delta$  が時間的な経過によるソーシャル・キャピタル減耗率を示す。 $\phi$  は  $\phi = (1 - \theta) + \theta \eta$  と定義され、 $\theta$  は個人が現在のコミュニティから移動する確率、 $\eta$  はコミュニティを移動した際のソーシャル・キャピタルの減耗率である。つまり  $\phi$  は移動によるソーシャル・キャピタルの減耗率を表している。

ソーシャル・キャピタル投資として、コミュニティへの参加やボランティアといった時間的な投資( $V_t$ )と、寄付をはじめとした金銭的な投資( $D_t$ )の2つを考慮する。ソーシャル・キャピタル投資はこれらを集計した以下のような

博士(後期課程)に算出いただいたものである。貴重なデータの提供を許していただいた西川雅史准教授には、重ねて御礼申し上げたい。本稿で用いた多変量 Tobit のプログラムは、伊藤高弘氏(一橋大学経済学研究所)より提供を受けた。ここに記して感謝申し上げたい。もちろん本稿に残る誤りはすべて筆者の責に帰するものである。また本稿は、筆者の所属する機関の主張を代表するものではない。

\*\* 三菱UFJリサーチ&コンサルティング(株) 経済・社会政策部研究員 連絡先: 〒108-8248 東京都港区港南2-16-4品川グランドセントラルタワー TEL: 03-6711-1241 E-mail: y.kobayashi@murc.jp

$V_t$  と  $D_t$  の関数になっていると考える。

$$I_t = I_t(V_t, D_t) \quad (2)$$

ここで  $V_t$  と  $D_t$  に関する1階微分はプラス、2階微分はマイナスを仮定する。

以上の設定の下で、消費者の最適投資問題を以下のように定式化する。

$$\begin{aligned} \max_{V_t, D_t, S_t, I_t} & \sum_{t=0}^T \beta^t [S_t R(S_t) - wV_t - D_t] \\ \text{s.t.} & S_{t+1} = \delta\phi S_t + I_t(V_t, D_t) \quad \forall t \end{aligned} \quad (3)$$

ここで  $\beta$  は割引率、 $w$  は貸金率である。(3)式の第1項がソーシャル・キャピタルストックからの便益、第2項が時間的投資の費用、第3項が金銭的投資の費用である。Glaeser et al. [2002] と同様に貸金率を時間的投資の機会費用と考えている<sup>1)</sup>。

### 2.2 最適化問題の解法

$\bar{S}$  を一定と仮定した場合の、制約条件付最大化問題のラグランジアンは以下ようになる。

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = & \beta^t [S_t R(\bar{S}) - wV_t - D_t] + \beta^t [S_t R(\bar{S}) \\ & - wV_t - D_t] + \dots + \beta^T [S_T R(\bar{S}) \\ & - wV_T - D_T] + \lambda_t (S_t - \delta\phi S_0 + I_0(V_0, D_0)) \\ & + \lambda_t (S_t - \delta\phi S_t + I_t(V_t, D_t)) + \dots \\ & + \lambda_T (-\delta\phi S_T + I_T(V_T, D_T)) \end{aligned}$$

この制約条件付最大化問題の  $V_T$  に関する一階の条件から、

$$w = \frac{\lambda_t}{\beta^t} \frac{\partial I_t}{\partial V_t} \quad (5)$$

という式が導出でき、 $D_t$  に関する一階の条件

1) ここでは金銭的ソーシャル・キャピタル投資の機会費用を1だと仮定しているが、寄付支出を課税所得から控除できる所得控除制度のもとでは、寄付の機会費用が1以下となる。本稿で使用したデータの集計結果をみると、91.0%の人が確定申告を行わない予定であると回答しているため本稿の分析では寄付支出の税額控除は考慮せずに分析を行うが、寄付支出の所得税額控除制度を踏まえたモデルの拡張は容易である。

から、

$$1 = \frac{\lambda_t}{\beta^t} \frac{\partial I_t}{\partial D_t} \quad (6)$$

という関係式を得ることができる。また、 $S_t$  に関する一階の条件から、

$$\lambda_t = \lambda_{t+1} \delta\phi - \beta^t R(S_t) \quad (7)$$

という関係式を導くことができる。

(5) 式の  $\lambda_t$  に (7) 式を順次代入していくことで、以下のような関係式を得ることができる。

$$w = \frac{\partial I_t}{\partial V_t} \frac{1 - (\beta\delta\phi)^{T-t+1}}{1 - \beta\delta\phi} R(\bar{S}) \quad (8)$$

この式の左辺はソーシャル・キャピタルの時間的投資 ( $V_t$ ) の限界費用を表しており、右辺はそれによってもたらされる便益増加分の割引現在価値を表している。つまりこの式は、時間的なソーシャル・キャピタル投資の限界費用と限界便益が等しくなるように、投資を決定していることを示している。

同様にして、(6) 式の  $\lambda_t$  に (7) 式を順次代入していくことで、以下のような関係式を得ることができる。

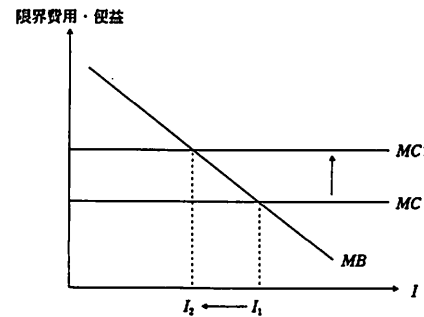
$$1 = \frac{\partial I_t}{\partial D_t} \frac{1 - (\beta\delta\phi)^{T-t+1}}{1 - \beta\delta\phi} R(\bar{S}) \quad (9)$$

この式も (8) 式と同様に、金銭的なソーシャル・キャピタル投資の限界費用と限界便益が一致するように、投資を決定することを表している。

### 2.3 比較静学分析

ソーシャル・キャピタル投資について比較静学分析を行うと、図1のように考えることができる。ここで縦軸は限界費用および限界便益、横軸はソーシャル・キャピタル投資を表す。MC はソーシャル・キャピタルの限界費用を表し、時間的ソーシャル・キャピタル投資の場合には  $w$ 、金銭的ソーシャル・キャピタル投資の場合

図1 ソーシャル・キャピタル投資に関する比較静学



合は1となる。MBはソーシャル・キャピタルの限界便益を表し、(8)式および(9)式の右辺に相当する。MBは限界便益「曲線」であるが、図1においては簡単化のため直線として表している。

時間的ソーシャル・キャピタル投資について考えると、貸金率  $w$  が上昇し、ソーシャル・キャピタルの限界費用が  $MC1$  から  $MC2$  に上昇した場合、ソーシャル・キャピタル投資は  $I_1$  から  $I_2$  へ減少することとなる。逆に、地域のソーシャル・キャピタル投資が増加した場合や、移動確率が減少した場合、ソーシャル・キャピタルへのアクセシビリティが増加した場合などは、限界便益曲線 (MB) が右にシフトすることとなるため、ソーシャル・キャピタル投資は増加することとなる。

### 2.4 モデルのインプリケーション

以上の理論的分析から、次のようなインプリケーションを得ることができる。

第1に、コミュニティからの移動確率の上昇はソーシャル・キャピタル投資を減少させる。コミュニティから移動した場合、それまでに蓄積したソーシャル・キャピタルは減耗するためである<sup>2)</sup>。

第2に、ソーシャル・キャピタルの減耗率 ( $1 - \delta$ ) が大きくなれば、ソーシャル・キャピタル投資は減少する。

第3に、時間の機会費用 (貸金率  $w$ ) が上昇すると、ソーシャル・キャピタルの時間的投資は減少する。ただし、貸金率が上昇した場合にソーシャル・キャピタルの金銭的投資が増加するか否かは、時間的投資と金銭的投資の性質による。例えば (8) 式において、貸金率  $w$  が増加した場合  $V_t$  は減少する。ここでソーシャル・キャピタル投資に関して  $D_t$  が  $V_t$  と補完的な財である場合、 $D_t$  も減少する。一方、 $D_t$  が  $V_t$  と代替的な財である場合、 $D_t$  は増加する。 $V_t$  と  $D_t$  が補完の関係にあるのか代替の関係にあるのかは、実証的な問題である。

第4に、コミュニティ内のソーシャル・キャピタルが一定であっても、個人が得られる便益 ( $R(\cdot)$ ) が増加すれば、ソーシャル・キャピタル投資は増加する。つまり、コミュニティ内のソーシャル・キャピタルの総量が変わらなくても、コミュニティ内のネットワークが強化されたり、個人のソーシャル・キャピタルへのアクセシビリティが増加すれば、個人のソーシャル・キャピタル投資は増加する<sup>3)</sup>。

第5に、コミュニティ内の1人当たりソーシャル・キャピタル ( $\bar{S}$ ) が増加すれば、ソーシャル・キャピタル投資は増加する。つまり、個人のソーシャル・キャピタルと、コミュニティの

2) DiPasquale and Glaeser [1999] は、居住形態とソーシャル・キャピタルに関する理論モデルの構築と実証分析を行っている。DiPasquale and Glaeser [1999] の理論モデルでは、持家所有は2つの理由によってシティズンシップとコミュニティに影響を与える。理由の第1として、コミュニティ価値の変化は資本化されることによって持家に反映するため、持家居住者は借家居住者に比べてコミュニティの質を高めるインセンティブをもつ。第2に、持家の処分には高い取引費用が伴うため、持家居住者は借家居住者に比べて移動費用が大きい。実証分析結果から持家居住者がソーシャル・キャピタル形成にプラスの影響を与えることが確認されている。

3) Putnam [2000] は、スプロールと低水準のソーシャル・キャピタルが関連していることを示した上で、この現象はスプロールの拡大によって個人間の物理的距離が拡大したことで移動費用の増加したためだと解釈している。Putnam [2000] による指摘は、スプロールが  $R(\cdot)$  を減少させる可能性を示唆している。

ソーシャル・キャピタルは相互に補完的な関係を有している<sup>4)</sup>。

第6に、移動に伴うソーシャル・キャピタルの減耗率( $\phi$ )が高まると、ソーシャル・キャピタル投資は減少する。

第7に、年齢が上昇するとともにソーシャル・キャピタル投資は減少する。これは、年齢が上昇すると $T$ が小さくなるため、蓄積したソーシャル・キャピタルから得られる便益の割引現在価値が減少するからである。ただし、個人が生れたときはソーシャル・キャピタルが少ないため、ソーシャル・キャピタル投資を行うインセンティブは強いと考えられる。しかし年齢を重ねるにつれてソーシャル・キャピタル投資から得られる便益が減少していくため、投資は徐々に少なくなっていくものと考えられる。つまり、年齢を横軸、ソーシャル・キャピタル投資を縦軸にとると、逆U字型の曲線を描くことが予想される。

### 3. 分析方法とデータ

#### 3.1 分析対象

前節までの理論モデルを踏まえて、個票データを用いてソーシャル・キャピタル形成に関する実証分析を行う。個票データを用いることの利点は、個人がプライステイカーとして行動することを仮定できる点にある。集計データを用いた分析の場合、変数間の因果関係を識別することは困難である。例えば、ソーシャル・キャピタルの高い地域で犯罪発生率が低い場合、ソーシャル・キャピタルが犯罪を抑制しているのか、それとも低犯罪率がソーシャル・キャピタル形成に寄与しているのかを峻別することは困難である。しかし個人

4) ただし、この理論的帰結はモデルの仮定から直接導かれるものである。しかしソーシャル・キャピタルが公共財的側面を有しているのであれば、公共財の自発的供給モデルで導かれるようなフリーライダー問題が発生する可能性もあるため、個人のソーシャル・キャピタルとコミュニティ内のソーシャル・キャピタルが相互に補完的であるかどうかは、実証的な問題であるといえる。

形成に寄与しているのかを峻別することは困難である。しかし個人

の行動が地域の犯罪率に与える影響はきわめて小さいと考えられるため、個票データを用いた分析では、犯罪発生率がソーシャル・キャピタル形成に与える影響を分析することが可能となる。

ソーシャル・キャピタル投資関数の分析について、理論モデルではソーシャル・キャピタル投資として時間的投資と金銭的投資が考慮されていたが、実証分析においては前者をボランティア、後者を寄付とする<sup>5)</sup>。分析に際しては、地域環境がソーシャル・キャピタル投資に与える影響について注目していくが、これは以下の理由による。第1に理論モデルにおいて、個人のソーシャル・キャピタルストックとコミュニティ内のソーシャル・キャピタルストックが、相互に補完的な関係にあることが示された。これは地域環境が個人のソーシャル・キャピタル投資に影響を及ぼし得ることを示唆している。第2に、域内の1人当たりソーシャル・キャピタルが一定であったとしても、ソーシャル・キャピタルへのアクセシビリティが高まれば( $R(\cdot)$ が変化すれば)、ソーシャル・キャピタル投資が増加することが示唆された。つまり社会的ネットワークが形成されやすい地域環境であれば、個人のソーシャル・キャピタル投資は増加する可能性があるといえる。

また、ソーシャル・キャピタルは「社会的なつながり(ネットワーク)とそこから生まれる規範・信頼」と定義されるが、社会的ネットワークや規範・信頼を醸成しやすい地域環境であれば、ソーシャル・キャピタルも増加しやすいものと考えられる。そこで信頼の形成要因についても併せて分析を行う<sup>6)</sup>。

5) ソーシャル・キャピタルはボランティアや寄付に留まらないより広い概念であり、ソーシャル・キャピタル投資として両者を想定することには一定の留意が必要である。  
6) 本来は社会的ネットワークや規範意識についても分析を行う必要があると考えられるが、データの制約から信頼のみを分析対象とする。

#### 3.2 定式化

寄付額・ボランティア時間についてはそれぞれが制限変数であることを考慮して、Tobitによる推定を行う。前節の理論モデルで示されるとおり、ソーシャル・キャピタルを形成する行動である寄付とボランティアは同時に決定される内生変数であると考えられる。そこで寄付関数・ボランティア関数の推定に際しては、誤差項の相関を考慮した2変量Tobit推定を行う。定式化は以下のとおりである。

$$y_{1i}^* = x_{1i}'\alpha_1 + r_{1i}'\beta_1 + w_1\gamma_1 + \epsilon_{1i}$$

$$y_{1i} = \begin{cases} y_{1i}^* & \text{if } y_{1i}^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$y_{2i}^* = x_{2i}'\alpha_2 + r_{2i}'\beta_2 + w_2\gamma_2 + \epsilon_{2i}$$

$$y_{2i} = \begin{cases} y_{2i}^* & \text{if } y_{2i}^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$\text{Corr}(\epsilon_{1i}, \epsilon_{2i}) = \rho$$

ここで $y_{1i}^*$ はボランティア時間(潜在変数)、 $y_{2i}^*$ は寄付額(潜在変数)、 $y_{1i}$ はボランティア時間(観測変数)、 $y_{2i}$ は寄付額(観測変数)、 $x_{ki}$ は第*i*個人の個人属性を表す説明変数ベクトル、 $r_{ki}$ は第*i*個人の地域環境を表す説明変数ベクトル、 $w_i$ は賃金率、 $\epsilon_{ki}$ は誤差項である。 $\rho$ は誤差項の相関を表す。個人属性 $x_{ki}$ には、所得や学歴、職業、労働時間、年齢、居住年数といった変数が含まれており、地域環境 $r_{ki}$ には、人口密度、1人当たり課税対象所得、核家族世帯比率、単身世帯比率、小売店数、刑法犯認知件数、第3次産業従業者比率、ジニ係数、ハーフィンゲル指数等が含まれている。地域環境としては、地域のコミュニティ形成に関する変数や、経済状況、他人への信頼感に影響を及ぼす変数を考慮している。個人属性および地域環境には、両関数に基本的に同一の変数が含まれているが、ボランティア関数の所得は個人所得、寄付関数の所得は世帯所得となっている。これはアンケートにおいて、ボランティアについては個人のボランティア時間を尋ねているのに対して、寄付については世帯の寄付額を尋ねてい

るためである。また、本人所得・世帯所得・労働時間については非線形性を考慮して2乗項を含める。2乗項については、平均からの偏差の2乗を説明変数にする<sup>7)</sup>。

信頼については、「たいていの人は信頼できる」と回答した人を1、それ以外(「常に用心したほうがよい」、「わからない」)の回答を0としたダミー変数を被説明変数とするProbit推定によって分析を行う。定式化は以下のとおりである。変数の定義はボランティア・寄付関数と同様である。

$$y_{3i}^* = x_{3i}'\alpha_3 + r_{3i}'\beta_3 + \epsilon_{3i}$$

$$y_{3i} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{3i}^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

#### 3.3 データ

個人属性データには、寄付とボランティアに関するアンケート調査を用いる。アンケートの調査期間は平成19年1月19日~28日であり、調査方法はインターネットアンケートによる。回収数は3,427通である。このアンケートでは、分野別の寄付額・ボランティア時間をはじめ、個人属性(所得、婚姻の有無、職業、年齢、居住地等)、他者への信頼感などを尋ねている。アンケートの集計結果およびアンケート票については、内閣府経済社会総合研究所[2008]に掲載されているため、参照されたい<sup>8)</sup>。

7) 推定モデルを $y = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2(x-x)^2 + u$ とすると、 $x$ に関する偏微分は $\partial y/\partial x = \beta_1 + 2\beta_2(x-x)$ となり、平均値周りで評価すると $(\partial y/\partial x)|_{x=\bar{x}} = \beta_1$ となることからわかる。つまり平均からの偏差の2乗を用いることで、1乗項の係数( $\beta_1$ )が平均値周りで限界効果を表すこととなり、分析結果の解釈が容易となる。

8) 労働政策研究・研修機構[2005]で指摘されているように、最も質が高いとされる訪問面接調査と比べてインターネット調査は、高学歴者が多い、労働時間が短い、不安・不満が強い等の特徴を有している可能性がある。そのため、サンプルの代表性については一定の留意が必要である。ただし同様の特徴は郵送調査でも示されており、調査の時間的・金銭的コストからインターネット調査は大きな利点を有している。また、本調査のサンプルの集計

表1 記述統計量

変数名 (単位)	観測数	平均	標準偏差
ボランティア時間 (時間)	3365	2.548	7.899
寄付額 (円)	3376	3435.336	12134.970
借額 (デミー)	3396	0.309	0.462
本人所得 (万円)	3392	374.555	358.184
世帯所得 (万円)	3390	533.250	451.619
配偶者あり (デミー)	3396	0.678	0.467
女性 (デミー)	3396	0.502	0.500
中学卒 (デミー)	3396	0.040	0.197
短大・高専在学中 (デミー)	3396	0.021	0.145
短大・高専卒業 (デミー)	3396	0.152	0.359
大学・大学院在学中 (デミー)	3396	0.099	0.298
大学・大学院卒 (デミー)	3396	0.341	0.474
その他学歴 (デミー)	3396	0.003	0.057
自営業 (デミー)	3396	0.094	0.292
会社・団体等の役員 (デミー)	3396	0.035	0.185
官公庁・団体職員 (デミー)	3396	0.043	0.203
契約社員・嘱託 (デミー)	3396	0.036	0.185
派遣社員 (デミー)	3396	0.018	0.132
パート・アルバイト (デミー)	3396	0.100	0.300
専業主婦 (デミー)	3396	0.228	0.420
学生 (デミー)	3396	0.072	0.258
無職 (専業主婦・学生除く) (デミー)	3396	0.133	0.339
労働時間 (時間)	3360	27.157	38.657
30歳代 (デミー)	3396	0.178	0.383
40歳代 (デミー)	3396	0.153	0.360
50歳代 (デミー)	3396	0.195	0.396
60歳代 (デミー)	3396	0.236	0.424
70歳以上 (デミー)	3396	0.053	0.225
家賃・地代収入あり (デミー)	3396	0.076	0.265
利子・配当収入あり (デミー)	3396	0.141	0.348
扶養子どもあり (デミー)	3396	0.324	0.468
70才以上高齢者あり (デミー)	3396	0.206	0.404
看護・介護が必要な人あり (デミー)	3396	0.067	0.249
貯蓄高階層 (カウントデータ)	3396	2.764	1.653
借入金階層 (カウントデータ)	3396	1.833	1.455
居住年数 (年)	3396	15.566	13.502
戸建持家 (デミー)	3396	0.561	0.496
マンション持家 (デミー)	3396	0.154	0.361
可住地人口密度 (人/km <sup>2</sup> )	3385	5090.572	4470.160
1人当たり課税対象所得 (百万円)	3385	1.476	0.375
集中地区人口比率 (%)	3385	69.343	35.906
核家族世帯比率 (%)	3385	57.528	7.662
単身世帯比率 (%)	3385	30.172	8.810
100人当たり小売店数 (店)	3385	1.042	0.452
100小売店当たり大型店数 (店)	3385	1.541	0.656
100人当たり刑法犯認知件数 (件)	3385	1.918	1.019
第3次産業従業者比率 (%)	3385	36.483	47.097
ジニ係数	3385	0.371	0.030
ハーフィンゲル指数	3385	0.096	0.004

地域属性データの出所は以下のとおりである。可住地域人口密度は市区町村別人口/可住地面積によって算出した。市区町村別人口は総務省「国勢調査報告 [2005]」の値を、可住地面積は2005年国勢調査の総面積から林野面積と主要湖沼面積を差し引いたものである。1人当たり課税対象所得は、総務省自治税務局「市町村税課税状況等の調」の課税対象所得を上記の人口で除したものである。集中地区人口比率は、市区町村内の人口集中地区<sup>9)</sup>人口を総人口で除したものである。核家族世帯比率および単身世帯比率については、「国勢調査報告 [2005]」の値を用いた。小売店数 (飲食店除く)、大型小売店数および第3次産業従業者数については、「事業所・企業統計」を用いた。刑法犯認知件数については警察庁刑事局「犯罪統計書 [2005]」を用いた<sup>10)</sup>。ジニ係数およびハーフィンゲル指数は総務省「市町村税課税状況等の調 [2003]」の16所得階層別納税者数から計算したデータである。なお、ジニ係数は所得格差を表す指標であり、ハーフィンゲル指数は所得の集中度を表す指標である。

これらのデータの記述統計量は表1のとおりである。なお、本人所得、世帯所得、労働時間、ボランティア時間、寄付額については、平均値から±4標準偏差以上の値を異常値として推定から除外している。

### 3.4 賃金率の推計

#### (1) 推計方法

分析に際しては、時間的ソーシャル・キャピタル投資の機会費用である賃金率のデータが必

要となる。賃金率は労働所得/労働時間によって計算することが可能だが、その際問題となるのが非就業者の賃金率である。非就業者は労働所得および労働時間がともに0であり、賃金率を計算することができない。

そこで湯田 [2007] 等を参考に、市場賃金が留保賃金を下回る場合は就業しないと考え、以下のように賃金率の計算を行った。

まず、賃金率関数を、

$$w_i^* = \gamma_0 + \gamma_1 w_{1,i} + v_{1,i} \quad (10)$$

と設定する。ここで  $\gamma_k$  は係数、 $w_{1,i}$  は説明変数ベクトル、 $v_{1,i}$  は誤差項である。次に留保賃金率関数を以下のように設定する。

$$w_i^* = \delta_0 + \delta_1 w_{1,i} + \delta_2 w_{2,i} + v_{2,i} \quad (11)$$

$\delta_k$  は係数、 $w_{2,i}$  は賃金率には影響を与えないが、留保賃金には影響を与える説明変数、 $v_{2,i}$  は誤差項である。このとき賃金率と留保賃金の差は、

$$\begin{aligned} w_i^* - w_i^* &= (\gamma_0 - \delta_0) + (\gamma_1 - \delta_1) w_{1,i} \\ &\quad - \delta_2 w_{2,i} + v_{1,i} - v_{2,i} \\ &= \delta w_i + v_i \end{aligned} \quad (12)$$

と表すことができ、

$$w_i^* - w_i^* = \delta w_i + v_i > 0 \quad (13)$$

ならば個人  $i$  は就業し、そうでなければ就業しない。(13) 式を就業選択関数、(10) 式を市場賃金率関数と解釈し、両式を Heckman の 2 段階推定法によって推定する。推定された係数を用いて、就業者の賃金率を

$$\hat{w}_i^* = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 w_{1,i} \quad (14)$$

非就業者の留保賃金率を

$$\hat{w}_i^* = \hat{w}_i^* - \hat{\delta}^* w_i \quad (15)$$

とそれぞれ推計する。

結果を見ると、指定統計である就業構造基本調査や全国消費実態調査の集計結果と近い傾向を有しており、本稿の分析には十分耐え得るものと考えられる。

9) 人口集中地区は、「市区町村の域内で人口密度の高い基本単位区が隣接しており、それらの地域の人口が5,000人以上を有する」地区と定義されている。

10) 「犯罪統計書」では東京都内の市区別刑法犯認知件数に一部欠損が生じていたため、警察庁ホームページに掲載されている値を用いて欠損値の推計を行った。

表2 貸金率関数の推定結果

説明変数	貸金関数		就業選択関数	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
中学卒 (ダミー)	-1430.5**	709.7	-0.589***	0.147
短大・高専在学中 (ダミー)	-714.1	690.7	-0.287*	0.165
短大・高専卒業 (ダミー)	330.5	287.4	-0.092	0.074
大学・大学院在学中 (ダミー)	-235.7	375.3	-0.488***	0.090
大学・大学院卒 (ダミー)	387.4*	210.6	0.076	0.059
その他学歴 (ダミー)	-568.9	1845.9	-0.458	0.420
30歳代 (ダミー)	901.7***	292.2	0.414***	0.082
40歳代 (ダミー)	1028.0***	298.9	0.355***	0.089
50歳代 (ダミー)	934.5***	280.6	0.120	0.088
60歳代 (ダミー)	-482.0	400.1	-0.622***	0.095
70歳以上 (ダミー)	-289.7	817.5	-1.104***	0.155
女性 (ダミー)	-438.6*	262.3	0.081	0.081
扶養子どもあり (ダミー)			0.283***	0.083
貯蓄高階層 (カウントデータ)			-0.010	0.017
借入金階層 (カウントデータ)			0.033*	0.017
家賃・地代収入あり (ダミー)			-0.063	0.093
配偶者あり (ダミー)			0.280***	0.088
配偶者所得 (万円)			0.000***	0.000
その他家族所得 (万円)			0.000	0.000
女性×配偶者あり (ダミー)			-0.807***	0.108
女性×扶養子どもあり (ダミー)			-0.539***	0.109
定数項	537.3	417.5	-0.097	0.087
逆ミルズ比	2015.6***	474.1		
Censored Observation		2014		
Uncensored Observation		1382		

\*\*\*は1%有意水準、\*\*は5%有意水準、\*は10%有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

(2) 貸金率関数の推定結果

Heckman の2段階推定法による貸金率関数および就業選択関数の推定結果は、表2のとおりである。貸金率関数と就業選択関数は、完全情報最尤法によって同時推定を行うほうが効率性は増すが、尤度関数が収束しなかったため2段階推定を行っている。

就業選択関数の推定結果を見ると、扶養子どもダミーはプラス、女性ダミー×配偶者ダミーはマイナス、女性×扶養子どもダミーはマイナスで推定されている。つまり、男性の場合、子どもの存在は就業確率を高めるが、女性の場合、配偶者や子どもの存在は就業確率を引き下げることになる。年齢の効果を見ると、20歳代(推定におけるレファレンスグループ)と比べて30~50歳代の人には就業確率が高く、逆に60歳以

上の人には就業率が低いことが確認できる。また、限界効果は非常に小さいものの、配偶者所得の上昇は就業確率を引き下げており、ダグラス・有沢法則が成立していることが確認できる。

貸金率関数の推定結果を見ると、ミルズ比が有意に推定されており、サンプルセレクションバイアスを考慮した今回の推定が妥当であることを示している。学歴ダミーを見ると、短大・高専卒ダミーと大学・大学院卒ダミーが貸金率を有意に押し上げている。また30~50歳代は貸金率が高いことがわかる。

4. 推定結果

4.1 ソーシャル・キャピタル投資関数の推定結果  
 ソーシャル・キャピタル投資関数の推定結果

は表3のとおりである。

(1) 個人属性

①時間的ソーシャル・キャピタル投資

個人属性が時間的ソーシャル・キャピタル投資(ボランティア時間)に与える影響について見ると、配偶者のある個人の方がボランティア時間の長いことがわかる。これは、夫婦でボランティア活動に参加している可能性を示している。

学歴について見ると、基準となっている高校卒業と比べて、中学卒はボランティア時間が有意に少なく、大学・大学院卒は有意に長いことがわかる。

働き方とボランティアの関係については、基準となっている民間会社の正社員と比べて、会社・団体等の役員はボランティア時間が有意に長い。労働時間については、推定された係数はかなり小さいものの、労働時間が長いほどボランティア時間は減少することがわかる。これは、労働とボランティアにある種の代替性が存在するためだと考えられる。

次に年齢とボランティアの関係について見ると、基準になっている20歳代と比較して、すべての年代は有意にボランティア時間の長いことがわかる。係数の大きさを見ると、8.9(30歳代)、15.4(40歳代)、12.8(50歳代)、9.1(60歳代)、8.6(70歳代以上)となっており、年齢を横軸、ボランティア時間を縦軸にとると、逆U字型の曲線が描けることとなる(図2)。これは理論モデルから導かれたとおり、当初はソーシャル・キャピタルストックの水準が低いいためソーシャル・キャピタル投資が増加するが、年齢を経るにつれてソーシャル・キャピタル投資からの便益が減少していくため、ソーシャル・キャピタル投資は減少していくからであると考えられる。

非移動確率の代理変数だと考えられる居住年数については、有意な推定結果となっていない。DiPasquale and Glaeser [1999]の理論分

析・実証分析では、持家所有がソーシャル・キャピタルの形成に寄与することが示されているが、本稿の推定結果を見ると戸建持家ダミーがプラスで推定されている。これは、DiPasquale and Glaeser [1999]の結論の一部が、日本にも当てはまっている可能性を示している。ただし、マンション持家ダミーはp値が非常に高くなっている。

その他の変数について見ると、家賃・地代収入あり、利子・配当収入あり、扶養子どもあり、貯蓄高階層の係数がプラスで有意に推定されている。扶養子どもの存在は、地域との結びつきに影響を与えている可能性がある。

②金銭的ソーシャル・キャピタル投資

次に個人属性が金銭的ソーシャル・キャピタル投資(寄付額)に与える影響を見ると、平均的な個人の世帯所得の増加は、金銭的ソーシャル・キャピタル投資を増加させることがわかる。性別や配偶者の有無は寄付額に影響を与えていない。

学歴について見ると、基準である高校卒業と比較して、中学卒、短大・高専在学中、大学・大学院在学中は有意に少なく、逆に短大・高専卒業、大学・大学院卒業は有意に多くなっている。つまり、学歴があがると寄付額が増加する傾向が見て取れる。

働き方については、基準である民間会社の正社員と比較して、会社・団体等の役員と官公庁・団体職員の係数が有意なプラスで推定されている。労働時間については、明確に影響は確認できない。

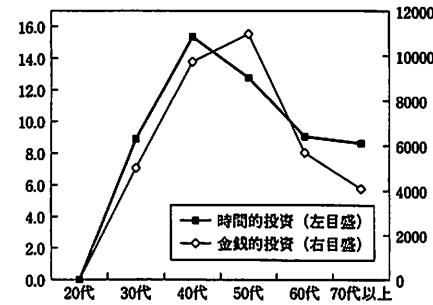
年齢と寄付の関係を見ると、基準である20歳代と比べて70歳代以上を除くすべての世代で有意に寄付額の多いことがわかる。年代別に係数を見ると、4989.1(30歳代)、9727.5(40歳代)、10959.5(50歳代)、5672.4(60歳代)、4082.6(70歳代以上)となっており、時間的ソーシャル・キャピタル投資と同様、年齢を横軸、寄付額を縦軸にとると、逆U字型の曲線が描けることがわかる(図2)。

表3 ソーシャル・キャピタル投資関数の推定結果

説明変数	ボランティア時間		寄付額	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
本人所得(万円)	0.0011	0.0017		
本人所得2乗(万円)	0.0000	2.8E-06		
世帯所得(万円)			2.66**	1.07
世帯所得2乗(万円)			-1.1E-03*	6.8E-04
配偶者あり(ダミー)	3.6084**	1.7508		
女性(ダミー)	-0.7628	2.0876		
中学卒(ダミー)	-6.4808*	3.4628	-3605.70*	2056.40
短大・高専在学中(ダミー)	-2.3085	3.5294	-6961.49**	3229.61
短大・高専卒業(ダミー)	0.4384	1.8746	3300.35**	1291.31
大学・大学院在学中(ダミー)	-0.0510	2.0258	-3511.78***	1333.53
大学・大学院卒(ダミー)	4.0997***	1.3481	5710.38***	1224.31
その他学歴(ダミー)	-6.9902	4.1E+01	-9822.33	18354.12
自営業(ダミー)	1.9085	2.1754	678.72	1471.52
会社・団体等の役員(ダミー)	3.7721	2.5521	5695.06**	2621.13
官公庁・団体職員(ダミー)	-0.2505	2.6766	4873.92***	1836.96
契約社員・嘱託(ダミー)	-1.7478	2.9447	2982.94	2648.73
派遣社員(ダミー)	-8.6844	15.4987	-3085.35	2734.09
パート・アルバイト(ダミー)	1.9566	2.3236	648.97	1335.48
専業主婦(ダミー)	-2.4660	2.2362	887.06	1849.41
学生(ダミー)	2.4438	3.4756	1074.61	2332.51
無職(専業主婦・学生除く)(ダミー)	-2.4061	2.5071	-331.56	1981.82
労働時間(時間)	-0.0652*	0.0369	-1.23	26.70
労働時間2乗(時間)	0.0003	0.0003	-0.15	0.17
30歳代(ダミー)	8.9067***	4.1095	4989.12*	2632.77
40歳代(ダミー)	15.3516***	4.2726	9727.54***	3181.13
50歳代(ダミー)	12.7674***	4.0241	10959.46***	3047.27
60歳代(ダミー)	9.0558***	2.5549	5672.43***	1623.21
70歳以上(ダミー)	8.6391***	2.7018	4082.62	2559.82
家賃・地代収入あり(ダミー)	3.1659**	1.2716	28.14	2047.57
利子・配当収入あり(ダミー)	3.7895***	1.2295	2573.59	1739.39
扶養子ともあり(ダミー)	2.1511*	1.1908	-163.10	1070.16
70才以上高齢者あり(ダミー)	-0.5844	1.1807	1292.77	1022.10
看護・介護が必要な人あり(ダミー)	1.1738	1.7885	744.56	1758.42
貯蓄高階層(カウントデータ)	0.6954*	0.4018	1159.81***	338.40
借入金階層(カウントデータ)	-0.3212	0.3096	79.14	285.86
居住年数(年)	-0.0164	0.0444	56.52	44.05
戸建持家(ダミー)	2.3606*	1.3864	-34.68	1000.39
マンション持家(ダミー)	0.8702	1.6127	-1457.17	1276.75
貸金率(円)	-0.0061*	0.0035	-7.28***	2.68
可住地人口密度(人/km2)	0.0001	0.0002	0.01	0.14
1人当たり課税対象所得(百万円)	-2.2738	2.6520	-1762.06	2218.28
島中地区人口比率(%)	0.0063	0.0201	1.30	16.36
核家族世帯比率(%)	-0.2122**	0.1053	-68.02	123.35
単身世帯比率(%)	-0.3319**	0.1382	-99.36	105.30
100人当たり小売店数(店)	3.9485*	2.2814	1007.92	2068.31
100小売店当たり大型店数(店)	0.9610	1.3753	-179.29	833.92
100人当たり刑法犯認知件数(件)	-0.5737	0.8528	-1003.76	616.10
第3次産業従業者比率(%)	-0.0178	0.0236	2.93	20.40
ジニ係数	39.6898	50.9741	8422.25	42261.44
ハーフィンゲル指数	43.9636	256.3914	-3580.48	181012.10
定数項	-23.2247	40.5335	-4563.76	32340.38
$\rho$ (誤差項の相関係数)	0.2160	0.0218		
Left-Censored Observations at 0	2502		1753	
Uncensored Observations	820		1569	
Log Likelihood			-23064.5100	

推定にはGHKシミュレータを用い、ドロー回数は20回に設定した。  
 \*\*\*は1%有意水準、\*\*は5%有意水準、\*は10%有意水準でそれぞれ有意であることを示す。  
 貸金率が generated regressor であることを考慮して、標準誤差は50回の bootstrap によって推定している。

図2 年代ダミーの係数



それ以外では、利子・配当収入ありダミーや、貯蓄高階層の係数が有意なプラスで推定されているものの、非移動確率の代理変数だと考えられる居住年数や持家(戸建・マンション)ダミーは有意に推定されていない。

(2) 地域環境

地域環境が時間的ソーシャル・キャピタル投資に与える影響について見ると、地域における核家族世帯の増加や単身世帯の増加は、ボランティア時間に対して有意な負の影響を有していることがわかる。これは核家族や単身世帯の増加によって地域における個人間・世帯間の結びつきが希薄化し、コミュニティ内のネットワークが弱まるためだと考えられる。また、地域の小売店が1店増加すると、ボランティア時間が3.5時間増加することがわかる。つまり、商店街等は地域内のソーシャル・キャピタルの醸成に寄与している可能性が考えられる。一方で、大型店の係数は有意に推定されておらず、地域内のネットワークの形成や規範・信頼の醸成には寄与していないことがわかる。

次に、地域環境が金銭的ソーシャル・キャピタル投資に与える影響を見ると、全体的には有意な推定結果が得られていない。10%水準で有意な推定値となっていない(p値=0.103)ものの100人当たりの刑法犯認知件数が1件増加すると、寄付額が1,004円減少することがわかる。

これは犯罪が人々の規範・信頼の構築に対して、負の外部性を有していることを示している。

このように、地域環境はソーシャル・キャピタルの形成に影響を及ぼしていると考えられるが、その影響はとりわけ時間的ソーシャル・キャピタル投資に対して大きいことが明らかとなった。

(3) 時間的投資と金銭的投資の関係性

最後に、時間的ソーシャル・キャピタル投資と、金銭的ソーシャル・キャピタル投資の関係性について考察を加える。ボランティアの機会費用である貸金率は、ボランティア時間に対して有意なマイナスで推定されており、理論モデルの想定どおりの結果となっている。また貸金率は、寄付関数においてもマイナスで推定されている。これはボランティア「価格」の上昇が寄付を抑制することを示しており、ボランティアと寄付は補完的にあることいえる<sup>11)</sup>。

また、誤差項の相関係数が0.22とプラスで有意に推定されていることを見ても、ボランティア時間と寄付額が同時に決定され、プラスの相関を有していることがわかる。

以上から、ソーシャル・キャピタル投資としてのボランティアと寄付は互いに補完的な関係を有しているものと考えられる。

4.2 他人への信頼感についての分析

他人への信頼感に関する推定結果は表4のとおりである。

(1) 個人属性

個人属性に関する推定結果を見ると、平均的には本人所得は他者への信頼感を上昇させることがわかる。ただし、限界効果は非常に小さい。配偶者ありダミーについては有意な推定結果と

11) ボランティアと寄付が補完関係を有していることについては、Menchik and Weisbrod [1987] など数多くの先行研究で示されている。

表4 他人への信頼感関数の推定結果

説明変数	係数		限界効果	
	係数	頑健標準誤差	係数	頑健標準誤差
本人所得(万円)	8.0E-05***	5.2E-01	1.5E-05	2.8E-05
本人所得2象(万円)	-2.1E-07**	9.0E-08	-7.2E-08**	3.1E-08
配偶者あり(ダミー)	0.020	0.069	0.007	0.024
女性(ダミー)	0.125**	0.060	0.044**	0.021
中学卒(ダミー)	-0.253*	0.133	-0.082*	0.040
短大・高専在学中(ダミー)	0.080	0.164	0.028	0.059
短大・高専卒業(ダミー)	0.033	0.072	0.012	0.025
大学・大学院在学中(ダミー)	0.116	0.097	0.041	0.035
大学・大学院卒(ダミー)	0.111*	0.060	0.039*	0.021
その他学歴(ダミー)	-0.029	0.400	-0.010	0.138
自営業(ダミー)	-0.151	0.094	-0.051	0.031
会社・団体等の役員(ダミー)	-0.253*	0.136	-0.082*	0.041
官公庁・団体職員(ダミー)	0.045	0.119	0.016	0.043
契約社員・嘱託(ダミー)	0.122	0.127	0.044	0.047
派遣社員(ダミー)	-0.034	0.187	-0.012	0.064
パート・アルバイト(ダミー)	-0.088	0.095	-0.030	0.032
専業主婦(ダミー)	0.035	0.111	0.012	0.039
学生(ダミー)	0.119	0.149	0.043	0.055
無職(専業主婦・学生除く)(ダミー)	-0.040	0.114	-0.014	0.039
労働時間(時間)	0.003*	0.002	0.001*	0.001
労働時間2象(時間)	-2.4E-05*	1.2E-05	-8.2E-06*	4.2E-06
30歳代(ダミー)	-0.198**	0.091	-0.067**	0.030
40歳代(ダミー)	-0.019	0.099	-0.007	0.034
50歳代(ダミー)	0.173**	0.098	0.062*	0.036
60歳代(ダミー)	0.317***	0.105	0.115***	0.039
70歳以上(ダミー)	0.175	0.151	0.064	0.057
家賃・地代収入あり(ダミー)	0.005	0.091	0.002	0.032
利子・配当収入あり(ダミー)	0.126*	0.072	0.045*	0.026
扶養子どもあり(ダミー)	0.049	0.059	0.017	0.021
70才以上高齢者あり(ダミー)	-0.055	0.072	-0.019	0.025
看護・介護が必要な人あり(ダミー)	0.032	0.100	0.011	0.035
貯蓄高階層(カウントデータ)	0.032*	0.017	0.011*	0.006
借入金階層(カウントデータ)	0.020	0.019	0.007	0.006
居住年数(年)	-0.001	0.002	0.000	0.001
戸建持家(ダミー)	0.042	0.068	0.014	0.024
マンション持家(ダミー)	0.040	0.081	0.014	0.029
可住地人口密度(人/km2)	5.0E-06	9.6E-06	1.8E-06	3.3E-06
1人当たり課税対象所得(百万円)	0.027	0.136	0.009	0.048
集中区人口比率(%)	0.001	0.001	0.000	0.000
核家族世帯比率(%)	-0.004	0.006	-0.002	0.002
単身世帯比率(%)	-0.004	0.006	-0.001	0.002
100人当たり小売店数(店)	0.223*	0.119	0.078*	0.042
100小売店当たり大型店数(店)	0.075	0.049	0.026	0.017
100人当たり刑法犯認知件数(件)	-0.086**	0.034	-0.030**	0.012
第3次産業従業者比率(%)	-0.001	0.001	0.000	0.000
ジニ係数	-0.728	2.483	-0.254	0.868
ハーフィンゲール指数	-13.923	11.208	-4.865	3.916
定数項	0.803	1.875		
Number of Observations	3376			
Log Likelihood	-2029.6679			

\*\*\*は1%有意水準、\*\*は5%有意水準、\*は10%有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

なっており、配偶者の有無は信頼感の醸成に大きな影響をもたないことがわかる。また、女性には男性に比べて他人への信頼感が強く、男性と比較して4.4%信頼確率が高い。

次に学歴と信頼感の関係について見ると、基準となっている高校卒業者と比較して、中学卒は他人への信頼確率が8.2%低く、逆に大学・大学院卒では3.9%高くなっている。それ以外の学歴ダミーについては有意になっておらず、全体的に見ても学歴と他人への信頼感の結びつきはそれほど大きくないと考えられるが、学歴が高くなるにつれて他者への信頼感が上昇する傾向が確認できる。

働き方が信頼感に与える影響について見ると、基準となる民間会社の正社員と比べて会社・団体等の役員は他人への信頼感が有意に低くなっており、平均的に8.2%ほど信頼確率が低い。また労働時間の長い人は、他人への信頼感が有意に高いことも確認できるが、限界効果は非常に小さくなっている。

年齢については、基準である20歳代と比較して30歳代は信頼感が低く、50・60歳代は高くなっている。40歳代および70歳代以上については有意な推定結果となっていないが、全体的には年齢が上昇するほど他者への信頼感が上昇する傾向が確認できる。これは年齢が上昇するほど他者との結びつきが強くなり、結果として信頼感が向上している可能性を示唆している。限界効果についても他の変数と比べて大きな値となっており、年齢は他人への信頼度合いを決定する主要な変数であることがわかる。

それ以外では、利子・配当収入ありダミーや貯蓄高階層が有意な推定結果となっている。

(2) 地域環境

地域環境が信頼感醸成に与える影響について見ると、全体的にあまり有意な推定結果になっていないが、小売店数は非常に大きな影響を有していることがわかる。100人当たり小売店数が1店増加すると、他人への信頼確率が7.8%

上昇することがわかる。一方100小売店当たりの大型店数の係数は有意な推定値となっていない。つまり、小売店数の増加は地域の信頼感醸成に寄与するが、大型店の増加が小規模な小売店と代替的に行われる場合、かえって信頼感を減少させることとなる。このことは、商店街などがソーシャル・キャピタルの醸成に対して、プラスの効果を及ぼしている可能性を示唆している。

また、100人当たり刑法犯認知件数が増加すると、信頼確率が3.0%減少することがわかる。これは犯罪の増加がソーシャル・キャピタルの蓄積を阻害することを示しており、犯罪の発生しにくい地域環境づくりは、ソーシャル・キャピタルの観点から考えても重要な政策課題であるといえる。

5. 結 語

本稿では、最適投資理論に基づくソーシャル・キャピタル投資モデルを構築した上で、ソーシャル・キャピタル投資関数と他人への信頼感関数の推定を行った。主要な結論は次のとおりである。

第1に、地域環境はソーシャル・キャピタルの形成に影響を及ぼすことが明らかとなった。分析結果を見ると、地域環境はソーシャル・キャピタルの形成を左右するとともに、ソーシャル・キャピタルの主要な構成要素である信頼感に対しても影響を及ぼしている。これは理論モデルで示された、地域環境によってソーシャル・キャピタル投資が変化し得るという帰結が、実証的にも成立していることを示唆している。ソーシャル・キャピタルに大きな影響を与えている変数としては、核家族世帯比率や単身世帯比率、100人当たり小売店数、100人当たり刑法犯認知件数等が挙げられる。

第2に、年齢を横軸、ソーシャル・キャピタル投資を縦軸にとった場合、ソーシャル・キャピタル投資は逆U字型の曲線を示すことが明



らかとなった。これも理論モデルで含意された結論である。

第3に、戸建持家居住者は時間的ソーシャル・キャピタル投資を行う傾向が示された。持家への居住者は、移動コストの増大とソーシャル・キャピタルストックの資本化効果によって、ソーシャル・キャピタル投資へのインセンティブが強いことがDiPasquale and Glaeser [1999]で示されているが、DiPasquale and Glaeser [1999]の結論の一部が日本でも成立していることが示唆される。

第4に、時間的ソーシャル・キャピタル投資と金銭的ソーシャル・キャピタル投資は、互いに補完的な関係を有していることが明らかとなった。そのため、今回の分析では考慮しなかったが、寄付金への所得税額控除等の政策は、寄付を増加させるという直接的な効果だけでなく、ボランティアを増加させるという間接的な効果も有しているものと考えられる。

以上から、地域環境がソーシャル・キャピタルの形成に影響を及ぼしていることと、理論モデルの説明力の高さが示されたが、本稿の分析には以下のような課題も存在する。

第1が、ソーシャル・キャピタルの範囲・種類についてである。本稿の分析では、ソーシャル・キャピタル投資としてボランティアと寄付を、ソーシャル・キャピタルストックとして信頼感を考慮したが、本来ソーシャル・キャピタルはネットワークや規範等を含むより広い概念として定義されている。今回はデータの制約から分析の範囲を限定したが、より広いソーシャル・キャピタルを対象とした分析を行っていく必要がある。また、ボランティアや寄付であっても地縁型のもつと特定のテーマ型のものでは、ソーシャル・キャピタル投資としての性格が異なるものと考えられる。ソーシャル・キャピタルの種類別の分析は今後の課題である。

第2が、実証分析の方法についてである。理論モデルからも明らかのように、ソーシャル・キャピタルストックとソーシャル・キャピタル

投資は、互いに影響を及ぼしており、相互に同時決定されているものと考えられる。ストックが投資に及ぼす影響と、投資がストックに及ぼす影響を分析するためには適切な操作変数が必要となるが、本稿の分析では適切な操作変数を選択することができず、断念せざるを得なかった。その意味で本稿の分析は、あくまでも誘導形を推定しているだけであり、より厳密な構造形の推定は今後の課題といえる<sup>12)</sup>。また、操作変数を用いた構造形の推定を行わなくても、ポランティア時間、寄付額、信頼感を2変量Tobit&1変量Probitによって同時推定することができれば、誤差項の相関から構造的な関係を間接的に分析することが可能だろう。

第3が、理論モデルについてである。本稿の理論モデルでは、ソーシャル・キャピタルストックは時間の経過によって減耗をすることが仮定されていたが、ソーシャル・キャピタルストックが通常の資本ストックと同様に資本減耗するかどうかは自明ではない。また、コミュニティからの移動確率は外生変数であると仮定していたが、実際には内生変数であると考えられる。理論モデルの改良についても、今後の重要な課題といえる。

第4が、寄付税制の考慮である。本稿では寄付税制を捨象して分析を行ったが、寄付税制を考慮した形で理論モデルを拡張することは可能である。

最後に、政策評価についてである。分析結果から、地域環境や持家居住等がソーシャル・キャピタルの形成に寄与することが示されたが、地域環境の整備や持家居住の促進などは、政策的なコストを要する。本稿の分析では、政策的コストとベネフィットを直接比較することはできておらず、政策的インプリケーションを導く

12) Brown and Ferris [2007]は信頼感や信仰といったソーシャル・キャピタルの代理変数が、寄付・ボランティア活動に寄与していることを実証的に示しているが、信頼感・信仰と寄付・ボランティアには同時性があると考えられるため、因果関係を識別した分析結果だとはいえない。

ためには、よりいっそうの実証分析の蓄積が必要となるだろう。

参考文献

Brown, E. and J. M. Ferris [2007], "Social Capital and Philanthropy: An Analysis of the Impact of Social Capital on Individual Giving and Volunteering," *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, Vol. 36, No. 1, pp. 85-99.

DiPasquale, D. and E. L. Glaeser [1999], "Incentives and Social Capital: Are Homeowners Better Citizens?," *Journal of Urban Economics*, Vol. 45, No. 2, pp. 354-384.

Glaeser, E. L., D. Laibson, and B. Sacerdote [2002], "An Economic Approach to Social Capital," *Economic Journal*, Vol. 112, No. 483, pp. 437-458.

Knack, S. and P. Keefer [1997], "Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross-Country Investigation," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, No. 4, pp. 1251-1288.

Menchik, Paul L. and Burton A. Weisbrod [1987], "Volunteer labor supply," *Journal of Public Economics*, Vol. 32, No. 2, pp. 159-183, March.

Putnam, R. D. [2000], *Bowling alone*, Simon & Schuster, New York.

Putnam, R. D., R. Leonardi, and R. Y. Nanetti [1993], *Making democracy work*, Princeton University Press, Princeton, NJ.

稲葉陽二 [2007], 「ソーシャル・キャピタル「信頼の絆」で解く現代経済・社会の諸課題」, 生産性出版。

内閣府 [2003], 「ソーシャル・キャピタル：豊かな人間関係と市民活動の好循環を求めて」。

内閣府経済社会総合研究所 [2008], 「非営利サテライト勘定に関する調査研究」, 『季刊国民経済計算』第135巻。

宮川公男・大守隆 (編) [2004], 「ソーシャル・キャピタル 現代経済社会のガバナンスの基礎」, 東洋経済新報社。

山内直人・伊吹英子・大阪大学 NPO 研究情報セン

ター [2004], 「日本のソーシャル・キャピタル」。

山崎幸治 [2004], 「ソーシャル・キャピタルへの経済学的アプローチ」, 『ソーシャル・キャピタル 現代経済社会のガバナンスの基礎』 pp. 187-211。

湯田道生 [2007], 「高齢者の外来医療需要における総価格弾力性の計測」, 『日本経済研究』第57巻, pp. 23-52。

要藤正任 [2005], 「ソーシャル・キャピタルは地域の経済成長を高めるか——都道府県データによる実証分析——」, 『国土交通政策研究』第61巻。

労働政策研究・研修機構 [2005], 「インターネット調査は社会調査に利用できるか——実験調査による検証結果——」, 労働政策研究報告書 No. 17。

## Effect of Public Investment and Capital Stock

鈴木康豊 (大阪大学大学院国際公共政策研究科)

Yasutoyo SUZUKI, Osaka School of International Public Policy, Osaka University

### 1. Introduction

After Aschauer [1989], a number of studies have examined the economic effect of public capital accumulation. This paper attempts to identify the effect of public investment and capital stock with one fundamentally distinguishing feature. That is, while earlier studies such as Aschauer [1989], Munnell [1990], and Holtz-Eakin [1994] have based their analyses on an aggregate production function, this paper investigates the accounting feature of the final resource allocation which is the final allocation of GDP. In this sense, the present work contrasts with other papers focusing on the economic effect of stock variables in a production function<sup>1)</sup>. By linking the input representation and final expenditure representation of the economy, this paper attempts to distinguish the economic effect of public physical investment on MFP from that of public capital stock. Since infrastructure investment in due course is fully depreciated after being counted as capital stock and calculated as a cost, the accounting feature of the present method is essentially a cost-benefit analysis<sup>2)</sup>.

1) For the results of Munnell [1990], see p.194, Table 2 of Munnell [1992].

2) Munnell [1992] points out that if we treat the public capital as stock, we cannot evaluate its contribution to

### 2. Empirical Model

If we consider a homogeneity of degree one characteristic of macroeconomic identity and decreasing or increasing marginal productivity of the composed output of a sector, that is, the GDP component, it is not unreasonable to assume that the final resource allocation of aggregate output can have the following accounting base expression, which we call the optimized government final resource allocation function.

$$Y(t) = \prod_{i=1}^N (S_i(t))^{\gamma_i(t)}, \quad \sum \gamma_i(t) = 1 \quad (1)$$

Here,  $S_i$  represents the final expenditure for the quantity of output allocated to sector  $i$ , and  $N$  is the number of sectors in the economy<sup>3)</sup>.  $\gamma_i$  is the parameter of the output of sector  $i$ <sup>4)</sup>. Economic sectors dealt with in this paper are GDP components; household, gov-

production in terms of cost effectiveness because stock is not a cost.

- 3) For example, our estimation model can be expressed as  $Y(t) = \prod \{A(K(t))^\alpha (L(t))^\beta\}^{\gamma_i(t)}$ . Aschauer [2000] presents the following type of production function in labor intensive form as a representation of various types of capital stock:  $y = A \prod k_j^{\alpha_j}$  and  $\sum \alpha_j < 1$ .
- 4) If all  $S_i$ 's are multiplied by  $m$ , the overall output becomes  $m$  times larger (i.e., constant returns to scale). The final expenditure of the economy can be shown as a macroeconomic identity,  $Y(t) = \sum S_i(t)$ .

ernment and NPO consumption, private and public investment, inventory change and external balance<sup>5)</sup>. For simplicity, the price of the output of a sector is assumed to be unity.

In the resource allocation function, each sectors' outputs, which are the final allocation of GDP including the inventory change and net external balance, are assumed to be economically evaluated as consumption equivalent substitution by individuals. The usual resource allocation constraint for the aggregate production function — the equality of marginal productivity of labor and capital stock — is replaced by the condition in which accounting-based marginal resource allocation value is equal to that of any other sector<sup>6)</sup>. The following relationship holds between sector  $i$  and sector  $j$  if the resource allocation is optimal.

$$\gamma_i(t) / S_i(t) = \gamma_j(t) / S_j(t), \quad i \neq j \quad (2)$$

The optimal allocation based on the national aggregate demand for each sector now follows  $S_1(t): S_2(t): \dots: S_N(t) = \gamma_1(t): \gamma_2(t): \dots: \gamma_N(t)^{\gamma_i}$ . Therefore, the larger the relative size of a sector, the larger the estimated value of its parameter should be. Further, a unit increase in the output of a sector is expected to show a greater impact on aggregate output than that of other sectors<sup>7)</sup>. If the parameters

- 5) Negative external balance is included in the arguments as  $(S_i)^{-\eta_i(t)}$ .
- 6) Because of the demographic change of population, our resource allocation function does not assure the optimized per capita resource allocation for different generations. Rather it shows the optimal resource allocation for the aggregate growth of the economy during the sample period.
- 7)  $\partial Y / \partial S_i = \partial Y / \partial S_j$ .
- 8) A decreasing or increasing input-output relationship of a sector as well as a cross-section input-output relationship affects the aggregate output. A comple-

are constant for  $t=1, 2, \dots, T$ , then from equation (2) the following is obtained.

$$\gamma_i / \left( \frac{S_i}{Y} \right) = \gamma_j / \left( \frac{S_j}{Y} \right), \quad i \neq j \quad (3)$$

This equation can be used to compare the size of the parameters for a given country as well as to compare the parameters across different countries. Further, all the economic sectors grow at the same rate as if the situation were under the golden rule of the Solow-Swan economic growth model. In the growth model assumed in this paper, final resource allocation is determined by the level of investment which satisfies politically determined feasible target growth<sup>8)</sup>.

Our first estimation model is obtained by taking logs in equation (1), and is used to test whether the parameters are constant across different periods within a country or across different countries:

$$\ln Y(k, t) = \zeta + \gamma_1 \ln S_1(k, t) + \gamma_2 \ln S_2(k, t) + \dots + \gamma_N \ln S_N(k, t) + e(k, t) \quad (4)$$

where  $k$  is the country index. Further, if the homogeneity of degree one assumption holds

mentary relation between one sector and other sectors leads to increased output in the latter; a substitutive relation leads to decreased output. Therefore, if output of a sector is expressed with the function  $f_n(S_1, \dots, S_n)$ , the parameter for sector  $n$  is expressed by the following equation.

$$\frac{\partial \ln Y}{\partial \ln S_n} = \frac{\partial \ln f_1}{\partial \ln S_n} + \frac{\partial \ln f_2}{\partial \ln S_n} + \dots + \frac{\partial \ln f_N}{\partial \ln S_n} = \gamma_n$$

Constant parameters are obtained for the period analyzed empirically when the input-output relationships across the sectors are roughly constant.

- 9) We assume complete foresight, and the future interest rate is reflected in determining the amount of investment. Hence, under the complete rationality assumption, we just evaluate how the difference in the resource allocation during the sample period affects the final output.

in equation (1), the elasticity coefficients adjusted to the ratio of the economic sector against GDP, which we call the transformed coefficient, must be equal to the marginal product estimated using GDP components directly as explanatory variables.

$$Y(t) = \sum_{i=1}^N \frac{\gamma_i(t)}{\left(\frac{Si(t)}{Y(t)}\right)} Si(t), \sum \gamma_i(t) = 1 \quad (5)$$

Further, by assuming competitive markets where total factor payments exhaust the value of aggregate output, we are able to expand equation (4) to obtain the following expression by moving capital and labor input from the left to the right-hand side.

$$\begin{aligned} \ln A(k,t) = & \xi + \psi_1 \ln S_1(k,t) + \psi_2 \ln S_2(k,t) \\ & + \dots + \psi_N \ln S(k,t) + \beta_1 \ln K_{Private}(k,t) \\ & + \beta_2 \ln K_{Government}(k,t) + \beta_3 \ln L(k,t) \\ & + \varepsilon(k,t) \end{aligned} \quad (6)$$

Using this equation we estimate the impact of each sector's output and capital stock on MFP. In the equation  $A(k, t)$  is MFP,  $K_{Private}$  is the private capital stock owned by the private sector, and  $K_{Government}$  is the public capital stock owned by the government. We assume that capital stocks and labor input independently contribute to MFP and expect that when such contributions are constant and common among the sectors,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ , and  $\beta_3$  can be measured as statistically significant elasticity coefficients. As a result, the coefficient for each sector contains the effect on MFP resulting from the mutual effects of capital and labor through labor productivity.

### 3. Estimation Method

Equations (4), (5) and (6) are the models to be estimated. We conduct time series and panel data analysis using the 1981-2003 data

for the Group of Seven (G-7) countries: the US, Japan, Germany, the UK, France, Italy and Canada<sup>10)</sup>. Germany is excluded from the panel estimation of GDP and MFP owing to the lack of data on public investment for the 1980-1990 period. Our results depend on the co-integration relationship rather than the OLS method in the estimation when the dependent variable is judged to have a unit root process. We do not place the homogeneity of degree one restriction on the coefficient in the estimation. Instead, we conduct the Wald test for a strict one-to-one comparison of the coefficient in equations (4) and (5). The data are obtained from the OECD, WDI, and IMF for the 1980-2003 period. There are some missing data. For cross-country comparisons, all the data are in purchasing-power-parity-converted constant US dollars based on the price of year 2000. All data except money supply, the real interest rate, and Japan's public physical investment are based on the OECD data<sup>11)</sup>.

### 4. Estimation Results

The elasticity coefficients, showing the effect of a 1% change of the resource allocation of sectors on GDP, of public and private investment for panel G-6 countries are 0.02 and 0.12, respectively, as shown in the left-side column of Table 1<sup>12)</sup>. Strict one-to-one comparison of the coefficients across sectors

10) Time-series analysis includes medical expenditures in the explanatory variables except in the case of France.

11) Japan's public physical investment is based on *The Annual Report on National Accounts* (93SNA).

12) Those for the U.S., Japan, Germany, the UK, France, Italy and Canada are 0.07\* and 0.06, 0.04\*\* and 0.19\*\*\*, -0.03 and 0.09\*, 0.01 and 0.10\*\*\*, -0.13\*\*\* and 0.29\*\*\*, 0.02\*\* and 0.13\*\*, 0.18\*\*\* and 0.11\*\*, respectively.

Table 1. G-6 Panel Results

Dependent Variable	Log-linearized Model				Non Log Model			Log-linearized Model		
	GDP				GDP			MFP		
	coef.	trans- formed coef.	t_stat.	sig.	coef.	t_stat.	sig.	coef.	t_stat.	sig.
Constant	4.47		3.55	***	-31937.64	-3.06	***	-0.29	-0.28	*
Household consumption	0.57	0.92	8.74	***	1.11	56.29	***	0.64	11.02	***
Government consumption	0.05	0.29	1.53		0.91	14.07	***	0.14	4.13	***
Public investment	0.02	0.77	2.1	**	1.28	8.61	***	0.01	1.4	
Private investment	0.12	0.93	8.67	***	0.95	23.34	***	0.12	8.68	***
Inventory changes	0.00	0.09	5.97	***	1.17	20.41	***	0.00	4.75	***
External balance	0.00	0.02	2.86	***	0.88	15.58	***	0.00	2.78	***
Euro_Dummy	-0.01		-5.26	***				0.00	-1.99	**
US_Dummy					-683910.6	-11.88	***			
Canada_Dummy					35765.54	5.1	***			
Labor (15-64 age)								-0.95	-6.93	***
Labor (over 65 age)								-0.42	-9.44	***
Capital stock (private)								-1.03	-19.15	***
Capital stock (public)								1.18	22.45	***
F-statistic	93979				1445504			9193		
Durbin-Watson stat	2.07				2.06			1.8		
Observations	132				132			132		

Notes. \*\*\*, \*\*, \* denote statistical significance of 1%, 5%, 10%, respectively.

AR(1) is included in all of the estimations in order to remove the slight serial correlation that remained.

by the Wald test using equation (3) shows that a statistically significant difference is not found between public and private investment but is found between government and household consumption<sup>13)</sup>. The marginal resource allocation effects of public and private investment are 1.28 and 0.95, as shown in the center column. The elasticity of public and private capital stock on MFP are 1.18 and -1.03<sup>14)</sup>. Those of public and private investment are 0.01 and 0.12, respectively. Lastly, we conduct homogeneity of degree one tests: firstly one-to-one comparison of the

transformed coefficient in the left-hand side column with the coefficient in the center column of Table 1, and secondly the sum of the elasticity coefficient equal to one in the left-hand side column in Table 1. The null hypothesis is rejected except in the case of private investment.

### References

- Aschauer, D. A. [1989], "Is public expenditure productive?," *Journal of Monetary Economics*, 23, 177-200.
- Holtz-Eakin, D. [1994], "Public-sector capital and productivity puzzle," *The Review of Economics and Statistics*, 76, 12-21.
- Munnel, A. H. [1992], "Policy watch: infrastructure investment and economic growth," *The Journal of Economic Perspectives*, 6, 189-198.
- 13) Strict similarity is found between private investment and household consumption in panel G-6 as well as time-series analysis of G-7 countries except in the case of France.
- 14) Those for the U.S., Japan, France and Italy are 1.99\*\*\* and -1.71\*\*\*, -1.20\*\*\* and 0.72\*\*\*, 1.13\*\*\* and -1.49\*\*\*, 1.28\*\* and -1.51\*\*, respectively.

## 遺産動機・年金政策と経済成長\*

Bequest Motives, Pension Policies and Economic Growth

仲間瑞樹 (山口大学経済学部)

Mizuki NAKAMA, Faculty of Economics, Yamaguchi University

### 1. はじめに

政府が賦課方式による年金政策の財源として消費税を、そして広井 [2006] が提唱するように若年世代への年金政策 (以後、逆年金政策と呼ぶ) の財源として相続税を利用する場合、消費税や相続税は経済成長率にどのような影響を与えるか? 一般に相続税は遺産からの収益率、経済成長率を阻害する税として解釈されやすい。また消費税はタックス・タイミング効果 (将来の消費税支払いのために貯蓄が増加する効果) より、資本蓄積、経済成長率を刺激する税として知られている。したがって直感的には、相続税財源の逆年金政策は経済成長率を阻害し、消費税財源の賦課方式による年金政策は経済成長率を高める政策として機能するものと推測される。

そこで本論文では Ihori [1994] に基づく AK 型生産技術下での Diamond [1965] 型 2 期間世代重複モデルに、親世代が自身と共存する子世代の消費のみに関心を払う家父長モデルを反映した 2 つの遺産動機を設ける。その上で 2 つの直感——相続税重課の逆年金政策が経済成長率を阻害し、消費税重課の賦課方式による年金政策が経済成長率を高める——が成立するか否かを定性面から分析し、政策的含意について言及する。

\* 本論文は日本経済政策学会第 65 回全国大会報告論文に基づくものである。討論者の片山尚平教授 (広島修道大学)、査読者から有益なコメントをいただいた。深く感謝申し上げる。

### 2. モデル

人口成長を仮定しない Diamond 型 2 期間世代重複モデルを利用する。t 世代の個人がもつ効用関数  $u_t$  は CRRA 型効用関数で表され、Barro 型の利他的遺産動機とは異なる 2 つの遺産動機を設ける。1 つは t 世代があたかも家父長のごとく、自らと共存する (t+1) 期 (t+1) 世代の消費のみに関心を払い、遺産を与えるといった利他的な家父長モデルである。利他的な家父長モデルによる効用関数  $u_t^A$  は下記の通り。

$$u_t^A = \frac{c_{1t}^\theta - 1}{1-\theta} + \left( \frac{1}{1+\rho} \right) \left( \frac{c_{1t+1}^\theta - 1}{1-\theta} \right) + \left( \frac{1}{1+\rho} \right) \left( \frac{1}{1+\delta} \right) \left( \frac{c_{1t+1}^\theta - 1}{1-\theta} \right)$$

もう 1 つは t 世代が (t+1) 期 (t+1) 世代の消費だけではなく、(t+1) 期 (t+1) 世代が負担する消費税額——t 世代が政府を通じて (t+1) 期 (t+1) 世代から手にする賦課方式の年金給付——からも効用を得て、遺産を与えるといった利己的な家父長モデルである。(t+1) 期 (t+1) 世代の消費水準が高ければ、消費税額すなわち t 世代が手にする賦課方式の年金給付からの収益率も高まり、t 世代自身の効用も高まる。t 世代が (t+1) 期 (t+1) 世代の消費を、自身の受益である賦課方式の年金給付に結び付けて捉えている点を踏まえ、本論文では利己的な家父長モデルと呼んでいる。利己的な家父長モデルによる効用関数  $u_t^B$  は下記の通り。

$$u_t^B = \frac{c_{1t}^\theta - 1}{1-\theta} + \left( \frac{1}{1+\rho} \right) \left( \frac{c_{1t+1}^\theta - 1}{1-\theta} \right) + \left( \frac{1}{1+\rho} \right) \left( \frac{1}{1+\delta} \right) \left[ \frac{(1+\tau_c)c_{1t+1}^\theta - 1}{1-\theta} \right]$$

$\theta$  は相対的危険回避係数 ( $\theta > 0$ )、 $\rho$  は主観的

割引率 ( $\rho > 0$ )、 $\delta$  は世代間割引率 ( $\delta > 0$ ) である。 $c_{1t}$ 、 $c_{2t+1}$  は t 期 t 世代の消費、(t+1) 期 t 世代の消費であり、ともに正常財である。 $c_{1t+1}$  は (t+1) 期 (t+1) 世代の消費、 $\tau_c$  は消費税率である。

t 期 t 世代は t 期 (t-1) 世代から遺産  $b_t$  を受け継ぎ、自身の保有する人的資本を活かしながら所与の時間だけ働く。ただし遺産は生産に結びつかない。t 期には t 期 (t-1) 世代から受け継いだ遺産  $b_t$  に相続税 (相続税率は  $\tau_b$ ) が課され、相続税支払い  $\tau_b b_t$  をするほか、消費税支払い  $\tau_c c_{1t}$ 、消費  $c_{1t}$ 、貯蓄  $s_t$  をする。政府は t 期 t 世代に相続税を課し、その相続税収を逆年金として t 期 t 世代に給付する。相続税財源の逆年金給付を  $\Lambda_t$  と表すと、(1 人当たりの) 政府の予算制約式は  $\Lambda_t = \tau_b b_t$  である。したがって t 期 t 世代の予算制約式は下記の通り。

$$(1+\tau_c)c_{1t} = (1-\tau_b)b_t - s_t + \Lambda_t$$

次に (t+1) 期利率を  $r_{t+1}$ 、消費税財源による賦課方式の年金給付を  $\Gamma_{t+1}$  と表すならば、(t+1) 期には貯蓄の元利合計  $(1+r_{t+1})s_t$ 、政府から  $\Gamma_{t+1} (= \tau_c c_{1t+1} + \tau_c c_{2t+1})$  を受け取る一方、消費税支払い  $\tau_c c_{2t+1}$ 、消費  $c_{2t+1}$  をし、遺産  $b_{t+1}$  を形成する。政府は (t+1) 期に (t+1) 期 t 世代、(t+1) 期 (t+1) 世代に消費税を課し、その消費税収を賦課方式の年金として (t+1) 期 t 世代に給付する。消費税財源の賦課方式による年金政策を反映した (1 人当たりの) 政府の予算制約式は  $\Gamma_{t+1} = \tau_c c_{1t+1} + \tau_c c_{2t+1}$  である。したがって (t+1) 期 t 世代の予算制約式は下記の通り。

$$(1+\tau_c)c_{2t+1} = (1+r_{t+1})s_t + \Gamma_{t+1} - b_{t+1}$$

生産は完全競争で収穫一定の AK 型生産関数の下でなされ、t 期の生産関数は

$$Y_t = AK_t$$

で表される。 $Y_t$  は生産量、 $A$  は生産性パラメ

ーターで定数、 $K_t$  は広義の資本蓄積、資本の限界生産物条件は  $r=A$  である。(集計化された) t 期の資本市場と財市場の均衡式は、

$$s_t = K_{t+1}, c_{1t} + c_{2t} + K_{t+1} = (1+A)K_t$$

である。

### 3. 消費税、相続税、経済成長率と政策的含意

目的関数を  $u_t^A$  または  $u_t^B$ 、制約式を生涯予算制約式、ラグランジュ乗数を  $\lambda$  とするならば、ラグランジュ関数  $L$  は、

$$L = u_t^A - \lambda Z, L = u_t^B - \lambda Z$$

である。ただし

$$Z = (1+\tau_c) \left( c_{1t} + \frac{c_{2t+1}}{1+r_{t+1}} \right) + \frac{b_{t+1}}{1+r_{t+1}} - (1-\tau_b)b_t - \Lambda_t - \frac{\Gamma_{t+1}}{1+r_{t+1}}$$

である。

次に効用最大化時の個人の行動を、下のケース I、ケース II のとおり仮定する。そして利他的および利己的な家父長モデルにおいて、ケース I、ケース II を踏まえた相続税重課の逆年金政策、消費税重課の賦課方式による年金政策が経済成長率に与える効果を分析する。

ケース I : t 世代の個人が  $c_{1t}$ 、 $c_{2t+1}$ 、 $b_{t+1}$  について効用最大化を行う際、(t+1) 世代の相続税負担と (t+1) 世代が手にする相続税財源の逆年金給付、t 世代の消費税負担と t 世代が手にする消費税財源の賦課方式による年金給付を織り込む。

ケース II : t 世代の個人が  $c_{1t}$ 、 $c_{2t+1}$ 、 $b_{t+1}$  について効用最大化を行う際、(t+1) 世代の相続税負担と t 世代の消費税負担を織り込む。しかし (t+1) 世代が手にする相続税財源の逆年金給付、t 世代が手にする消費税財源の賦課方式による年金給付を織り込まない。

#### 3.1 利他的な家父長モデル——ケース I

このときの最適条件は下の 2 式のとおり、

$$c_{1t} = [(1+\rho)/(1+A)]^{1/\theta} [1/(1+\tau_c)]^{1/\theta} c_{2t+1}$$

$$c_{1t+1} = [(1+A)/(1+\rho)(1+\delta)]^{1/\theta} c_{1t}$$

経済成長率を

$$\gamma_c^1 \equiv (c_{1t+1} - c_{1t})/c_{1t}$$

とおくと、

$$\gamma_c^1 = [(1+A)/(1+\rho)(1+\delta)]^{1/\theta} - 1$$

を得る。これより

$$d\gamma_c^1/d\tau_c = d\gamma_c^1/d\tau_c = 0$$

および命題1を得る。

消費税と相続税は世代間の消費配分、経済成長率に影響を与えない。したがって消費税重課の賦課方式による年金政策、相続税重課の逆年金政策はともに無差別であり、経済成長率に対するマクロ経済政策として機能しない。

命題1：利他的な家父長モデル、ケースIの下では、消費税重課の賦課方式による年金政策、相続税重課の逆年金政策の両政策は、経済成長率に影響を与えない。

### 3.2 利他的な家父長モデル——ケースII

このときの最適条件は下の2式のとおり、

$$c_{1t} = [(1+\rho)/(1+A)]^{1/\theta} c_{2t+1}$$

$$c_{1t+1} = [(1+A)/(1+\rho)(1+\delta)]^{1/\theta} (1-\tau_c)^{1/\theta} c_{1t}$$

経済成長率を

$$\gamma_c^2 \equiv (c_{1t+1} - c_{1t})/c_{1t}$$

とおくと、

$$\gamma_c^2 = [(1+A)/(1+\rho)(1+\delta)]^{1/\theta} (1-\tau_c)^{1/\theta} - 1$$

を得る。これより

$$d\gamma_c^2/d\tau_c = 0$$

$$d\gamma_c^2/d\tau_c = -(1/\theta)[(1+A)/(1+\rho)(1+\delta)]^{1/\theta} (1-\tau_c)^{1/\theta-1} < 0$$

および命題2を得る。

消費税は世代間の消費配分、経済成長率に影響を与えず、消費税重課の賦課方式による年金政策は、経済成長率に対するマクロ経済政策として機能しない。一方、相続税は世代間の消費配分を阻害するため、相続税の重課は確実に経済成長率を低下させる。よって相続税財源の逆年金政策は、経済成長率を阻害する政策として機能する。

命題2：利他的な家父長モデル、ケースIIの下では、消費税重課の賦課方式による年金政策は、経済成長率に影響を与えない。相続税重課の逆年金政策は経済成長率を阻害する。

### 3.3 利己的な家父長モデル——ケースI

このときの最適条件は下の2式のとおり、

$$c_{1t} = [(1+\rho)/(1+A)]^{1/\theta} [1/(1+\tau_c)]^{1/\theta} c_{2t+1}$$

$$c_{1t+1} = [(1+A)/(1+\rho)(1+\delta)]^{1/\theta} (1+\tau_c)^{1/\theta} c_{1t}$$

経済成長率を

$$\gamma_c^3 \equiv (c_{1t+1} - c_{1t})/c_{1t}$$

とおくと、

$$\gamma_c^3 = [(1+A)/(1+\rho)(1+\delta)]^{1/\theta} (1+\tau_c)^{1/\theta} - 1$$

を得る。これより

$$d\gamma_c^3/d\tau_c = [(1/\theta)-1][(1+A)/(1+\rho)(1+\delta)]^{1/\theta} (1+\tau_c)^{1/\theta-1}$$

$$d\gamma_c^3/d\tau_c > 0$$

および命題3を得る。

相続税は世代間の消費配分、経済成長率に影響を与えず、相続税重課の逆年金政策は、経済成長率に対するマクロ経済政策として機能しない。一方、消費税重課の賦課方式による年金政策の効果は $\theta$ の大小に依存する。 $\theta < 1$ の場合、消費税負担があるものの、貯蓄を通じて $t$ 期の消費より $(t+1)$ 期の消費が選好される。逆に $\theta > 1$ の場合、 $(t+1)$ 期の消費より $t$ 期の消費が選好される。したがって $\theta < 1$  ( $\theta > 1$ )では、 $(t+1)$ 期の消費や遺産形成が高まり(減少し)、

経済成長率も高まる(減少する)。 $\theta = 1$ では、 $t$ 期の消費と $(t+1)$ 期の消費を選好する動きが相殺されるため、消費税は経済成長率に影響を与えない。よって $\theta < 1$ のときに限り、消費税重課の賦課方式による年金政策は、経済成長率に対するマクロ経済政策として機能する。

命題3：利己的な家父長モデル、ケースIの下では、 $\theta < 1$  ( $\theta > 1$ )のとき、消費税重課の賦課方式による年金政策は経済成長率を刺激(阻害)し、 $\theta = 1$ のときには影響を与えない。相続税重課の逆年金政策は経済成長率に影響を与えない。

### 3.4 利己的な家父長モデル——ケースII

このときの最適条件は下の2式のとおり、

$$c_{1t} = [(1+\rho)/(1+A)]^{1/\theta} c_{2t+1}$$

$$c_{1t+1} = [(1+A)/(1+\rho)(1+\delta)]^{1/\theta} (1+\tau_c)^{1/\theta} (1-\tau_c)^{1/\theta} c_{1t}$$

経済成長率を

$$\gamma_c^4 \equiv (c_{1t+1} - c_{1t})/c_{1t}$$

とおくと、

$$\gamma_c^4 = [(1+A)/(1+\rho)(1+\delta)]^{1/\theta} (1+\tau_c)^{1/\theta} (1-\tau_c)^{1/\theta} - 1$$

を得る。これより

$$d\gamma_c^4/d\tau_c = [(1/\theta)-1][(1+A)/(1+\rho)(1+\delta)]^{1/\theta} (1+\tau_c)^{1/\theta} (1-\tau_c)^{1/\theta-1}$$

$$d\gamma_c^4/d\tau_c = -(1/\theta)[(1+A)/(1+\rho)(1+\delta)]^{1/\theta} (1+\tau_c)^{1/\theta} (1-\tau_c)^{1/\theta-1} < 0$$

および命題4を得る。

消費税重課の賦課方式による年金政策、相続税重課の逆年金政策が経済成長率に与える効果と政策的含意は、先の3.2、3.3の場合とパラレルである。

命題4：利己的な家父長モデル、ケースIIの下では、 $\theta < 1$  ( $\theta > 1$ )のとき、消費税重課の賦課方式による年金政策は経済成長率を刺激(阻害)し、 $\theta = 1$ のときには影響を与えない。相続税重課の逆年金政策は経済成長率を阻害する。

## 4. おわりに

相続税重課の逆年金政策は、命題1と命題3の下では経済成長率に影響を与えず、命題2と命題4の下では経済成長率を阻害する。つまり相続税財源の逆年金政策が、常に経済成長率を阻害するとは限らない。経済成長率を左右する要因は、効用最大化時に個人が逆年金給付を織り込むか否かといった、個人行動の差異に求められるため、したがって政府は相続税重課の逆年金政策を行う際、効用最大化時の個人行動の差異に注意を払う必要がある。一方、消費税重課の賦課方式による年金政策は、命題1と命題2の下では経済成長率に影響を与えず、命題3と命題4の下では相対的危険回避係数の大小に応じて、経済成長率を刺激する、阻害する、経済成長率に影響を与えないといった3つの効果をもたらす。つまり消費税財源の賦課方式による年金政策が、常に経済成長率を高めるとは限らない。経済成長率を左右する要因は遺産動機の差異、相対的危険回避係数の大小に求められるため、政府は消費税重課の賦課方式による年金政策を行う際、遺産動機の差異、相対的危険回避係数の大小に注意を払う必要がある。

## 参考文献

- Diamond, P. A. [1965], "National Debt in a Neoclassical Growth Model," *American Economic Review*, Vol.55, pp.1126-1150.
- Ihori, T. [1994], "Intergenerational Transfer and Economic Growth with Alternative Bequest Motives," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.8, pp.329-342.
- 広井良典 [2006], 「社会保障と所得再分配——「持続可能な福祉社会」の視点を踏まえて」, 貝塚啓明・財務省財務総合政策研究所編著「経済格差の研究・日本の分配構造を読み解く」, 中央経済社.

## 持続可能な都市の経済構造

Economic framework of Sustainable cities

沼田壮人 (京都大学大学院地球環境学会 博士後期課程)

Soto NUMATA, Graduate School of Global Environmental Studies, Kyoto University

### 1. はじめに

「持続可能な都市」の実現に向けては、都市に関するあらゆる政策を持続可能性という概念を軸に統合していくことが求められる。

しかし、このテーマについて先進的な取り組みが進んでいるといわれる欧州などでも、統合の現状は「環境によさそうな」指標群の「組み合わせ」にとどまるものが多い。その背景として持続可能な都市を支える経済・社会・環境システムの理論構築が十分でないことが考えられる。

とりわけ経済システムについての理論化が十分でないと思者は考えている。

持続可能な都市論を網羅的にサーベイした仕事として清水・植田 [2006] があるが、その中で経済システムの議論についての具体的な紹介はない。都市の経済構造が持続可能な方向へ向かっているのか、ということが理論的に明らかにされていない、ということである。持続可能な都市の経済構造を明らかにしなければ、都市・地域のマネジメントを預かる地方自治体の現場において、「持続可能な都市」の実現に向け、具体的な取り組みが広がっていくことは難しいのではないかと。

以上のような問題意識から、本稿では「持続可能な都市」の実現に向けて、都市およびそれを取り巻く地域の経済構造を考察する理論的枠組みの構築を試みる。

### 2. 持続可能な都市・地域経済の構造

#### 2.1 持続可能な都市・地域経済の構造捉え方についての理論

持続可能な発展の定義として最も有名なものは、「将来世代が自らのニーズを満たす能力を損なうことなく、現在世代のニーズを満たすような発展」(World Commission [1987]) というものである。ケンブリッジ大学経済学教授のダズグプタはそれを敷衍して、「前の世代から受け継いだのと少なくとも同じくらい大きい生産的基盤を、その後の世代に残さなければならない」(ダズグプタ [2007]) という考え方を提示している。

生産的基盤とは、「諸制度」と「資本資産」から成るとしており、資本資産は、人工資本(病院・学校・道路など)、人的資本、知識、自然資本(自然環境など)で構成されるとしている。ダズグプタは福祉の決定要因、すなわち人々の生活の質の決定要因としてこの生産的基盤を重視している。

「資本資産」における「人工資本」と「自然資本」は都市における日常の経済活動によって、蓄積が進んだり、逆に破壊され、減耗したりするストック的性質をもつものといえる。住民の生活の質を規定するこれら「人工資本」「自然資本」の蓄積と得られる富の配分は、「諸制度」における資源配分メカニズムと地域の経済活動から得られるフローの所得とその投資の関係性に規定されると考えることができる。

このような考え方は諸富徹 [2003] が宇沢弘文の社会的共通資本についての検討の中で、環境を自然資本概念の中でストックとして捉えることにより、「ストックの劣化損傷という負のフローを抑制し、逆にストック賦存量を増加させる」という環境政策の望ましい政策公準を導き出せるものとして注目している。

#### 2.2 持続可能な都市・地域経済構造の概念図と定義

以上のような考え方の下で、都市・地域の経済構造の全体像を単純化して模式的に示すと図1ようになる。大きく分けて、右側が日常の経済活動を示すフローの側面であり、左側が「人工資本」「自然資本」などストックの側面を示している。

フローの側面では、企業の生産活動によって、地域に財・サービスが提供され、家計(住民)が労働力、政府が公共サービスを提供する。そして、企業が商品の代金、家計が所得(給与)、政府が税金を得て経済活動を循環させている。

企業は生産手段としてストックを利用する。政府は公共サービスを提供する際にストックを活用する(学校を通じた教育サービスなど)。家計(住民)は生活を通じてストックを活用する。

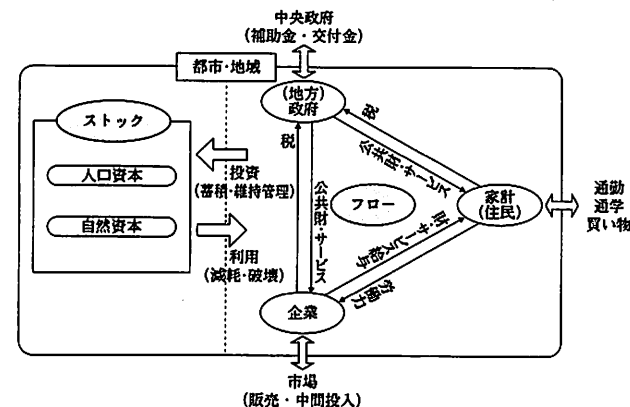
道路や鉄道という人工資本を利用して外出し、美しい自然という自然資本を鑑賞・体験・利用(消費)してアメニティを得ている。これが「ストックの利用」という形でストックとフローの関係である。

一方でストックを維持管理するため、あるいはさらに蓄積するために政府や企業は投資を行っている。企業は工場や設備に投資して人工資本を蓄積させ、生産の利用に備えている。政府は学校や病院、文化施設などに投資して人工資本を蓄積し、それを通じて公共サービスを提供している。市民ボランティアによる河川や公園の清掃活動なども自然・人工資本を維持するという投資活動と捉えることができる。

もちろん、政府・企業・家計の経済活動により、これらのストックが減耗することもある。ストックが減耗することについては、自然環境の破壊や道路・橋などの老朽化などについてはイメージしやすいが、地域の祭りや演劇などの無形の文化財や景観なども、地域経済の衰退や、逆に開発行為などにより破壊され減耗することが考えられる。

都市・地域の経済の構造は、このようなフローの側面で規定される生産・分配構造の下で、都市・地域が抱えるストックを蓄積させたり、

図1 フローとストックでみる都市・地域経済構造の概念図



取り崩したりしながら成り立っていると捉えることができる。

では、持続可能な都市にふさわしい経済構造とはどのようなものであろうか。

もう一度持続可能性の定義に立ち返れば、「現代世代のニーズを満たす」とは、その都市においてはそこに暮らす住民の生活の質の持続的改善であり、「将来世代が自らのニーズを満たす能力を損なわない」とは将来世代の福祉の決定要因となる生産的基盤、つまり地域が抱えるストックを減耗させずに引き継ぐ、と捉えることができる。

つまり、持続可能な都市の経済構造とは、フローの面で、住民の生活の質を維持向上させる生産・分配構造があり、その中から地域のストックの蓄積を進める、あるいは減耗を防ぐ投資が他地域の持続可能性を損なうことなく行われている構造、と考えることができる。

それが実現できているか、あるいは実現しようの方向に向かっているか、ということ进行分析するのが、持続可能な都市・地域の経済構造を構築するための理論といえる。

### 3. 都市・地域経済の構造分析の理論と実践

都市・地域における上記のような経済構造を分析するためには、フローの経済活動とその結果蓄積（あるいは減耗）するストックの構造を一体的に把握する必要があるが、このことを総合的に分析している研究は見当たらない。

松原 [2006] は地域におけるフローの経済構造を、地域経済循環モデルとして捉える枠組みを提示している。また、中村・森田 [2008] は地域経済循環を財貨・サービスの流れ（漏出入）の把握に基づいて、倉敷市等具体的な地域を対象に実証的に分析している。その中で地域内に循環する財貨を維持・増加させることを念頭に、持続可能な地域経済システム構築に向けての処方箋を考えようとしている。地方の現場では長野県下伊那地方事務所商工雇用課が中央政府からの分配に依らず、地域経済の循環構造から得

られる所得のみを前提とした場合、どのくらいの経済的自立度があるのかを分析し、自立度を高めるための産業政策のあり方を検討している。

しかし、これらの地域経済循環モデルは、循環を通じてストックがどのように形成され、住民の生活の質に反映されるか、という側面を捉えていない。

中村剛治郎 [2004] は地域経済における生産の関係性の分析を通じて、地域資本が地域経済をけん引する内発的發展モデルを地域経済の持続可能性を高める考え方として提示している。しかし、このモデルは地域経済の生産構造のあるべき姿を示唆するものであるが、地域における富の分配やストックの形成については考察が及んでいない。

宮本 [1999] は内発的發展による地域の生産的剰余を、市場で供給されにくい福祉や文化などの社会資本に投資することで地域の維持可能な発展につながるという考えを提示している。また、諸富・門野 [2007] は財政システムの役割を生活の質に係るストックの蓄積という観点から考察している。しかし、具体的な分析のためにはより詳細な枠組みの検討が必要である。

河野 [2006] は環境の質に関する貸借対照表を提示し、環境の質をストックとして捉え、適切な投資活動によって維持向上させていくための考え方を示している。また、企業の財務諸表において、企業の土地・建物等の資産における有害・汚染物質等の処理を、債務として計上する環境債務の考え方が取り入れられ始めているが、これらを行政や地域経済全体に敷衍してストックの改善につなげる分析枠組みが求められる。

### 4. 都市・地域経済の構造分析の到達点と課題

以上、持続可能な都市・地域の経済構造を分析する際の理論的考え方、それを検証するための手法を見てきた。地域経済をフローとストックの側面から統合的に捉えられる枠組みはないが、フローにおける循環構造の分析、地域経

済を支える生産構造のあり方、地域経済の循環から生じる剰余を財政システムを通じて生活の質を支えるストックの形成に投資する考え方、環境会計のフレームワークを用いた生活の質を支えるストックの捉え方、これらについて一定の研究蓄積があるといえる。

ただ、これらを統合しながら理論構築を図った上で、持続可能な都市の経済構造の姿を実証的に分析しようとした場合、さまざまな困難に直面することが予想される。例えばフローの経済循環構造を正確に捉えるにはデータ上の制約にぶつかるといえる（松原 [2006]）。また、生活の質を支えるストックとして何をどのような形で計上するか、という問題がある。

しかし、持続可能な都市・地域に向けた政策形成を確かな方向へ進めていくには、先に示した経済構造を踏まえた上で、紹介した取り組みの成果を活用しながら、技術的・物理的制約の中でも構築可能なシステムを模索し、実際に検証していく取り組みが求められるだろう。

### 参考文献

Expert Group on Urban Environment [1998], European Sustainable Cities Report: Second Edition, Luxembourg, European Commission.  
 Erdmenger, C., World Commission [1987], Our Common Future (Brundtland Report), New York, Oxford University Press.  
 飯田市産業経済部 [2006], 「地域経済活性化プログラム」.  
 岡部明子 [2003], 「サステイナブル・シティ」学芸出版社.  
 清水万由子・植田和弘 [2006], 「持続可能な都市論の現状と課題」『環境科学会誌』第19巻6号, pp.595-605.  
 P・ダググバク/植田和弘監訳 [2007], 「サステイナビリティの経済学」岩波書店.  
 長野県下伊那地方事務所商工雇用課 [2003], 「飯田・下伊那経済自立化研究」.  
 中村剛治郎 [2004], 「地域政治経済学」有斐閣.  
 中村良平・森田学 [2008], 「持続可能な地域経済システムの構築」『RIETI ポリシーディスカッションペーパー』産業経済研究所.  
 松原宏 [2006], 「経済地理学 立地・地域・都市の理論」東京大学出版会.  
 宮本恵一 [1999], 「都市政策の思想と現実」有斐閣.  
 諸富徹 [2003], 「環境」岩波書店.  
 諸富徹・門野圭司 [2007], 「地方財政システム論」有斐閣.  
 河野正男 [2006], 「環境会計のフレームワークの構築に向けて」河野正男(編)『環境会計の構築と国際的展開』森山書店, pp.3-29.

## 情報サービス業の立地と産業集積に関する実証研究

Empirical Research of Information Service Sector's Location and Industrial Agglomeration

岡本健志 (東京大学大学院生)

田中秀幸 (東京大学)

Takeshi OKAMOTO, Graduate School of Interdisciplinary Information Studies, The University of Tokyo

Hideyuki TANAKA, Graduate School of Interdisciplinary Information Studies, The University of Tokyo

### 1. はじめに

本研究は、情報通信技術 (ICT) の利用環境が産業集積に与える影響を定量的データから明らかにすることを目的とする。

ICT は face-to-face のコミュニケーションに対して補完的か代替的かという議論がある。補完的であれば大都市への集中を進め、代替的であれば分散を進める。日本の製造業が分散傾向にある中で<sup>1)</sup>、ICT は集積・分散のどちらに働いているかを実証的に明らかにする。

本論文は、第2節で本論文を位置づけ、第3節で仮説を設定する。第4節で実証分析と考察を行い、第5節で結論を述べる。

### 2. 先行研究

#### 2.1 産業集積の理論モデル

産業集積に関する実証研究には、Glaeser et al. [1992] の実証研究がある。本研究では、基本的にこのモデルに依拠している。

彼らは3つの外部性を理論モデルに組み入れている。具体的には、Marshall-Arrow-Romer (MAR) の局地化 (localization)、Porter の競争 (competition)、Jacobs の多様性 (diversity) である。

彼らの理論モデルを以下で説明する。t 時点における、 $l_t$  は労働投入量、 $w_t$  は賃金、 $f(l_t)$  は生産関数、 $A_t$  は全体の技術水準を表す。

まず、産業ごとにそれぞれの企業が式(1)を最大化すると仮定し、

$$A_t f(l_t) - w_t l_t \quad (1)$$

賃金は労働の限界生産物の価値に等しいとする。

$$A_t f'(l_t) = w_t \quad (2)$$

式(2)を成長率で書き換えると次式となる。

$$\log(A_{t+1}/A_t) = \log(w_{t+1}/w_t) - \log(f'(l_{t+1})/f'(l_t)) \quad (3)$$

$A_t$  を全国と地域における技術水準と分ける。

$$A_t = A_{local,t} A_{national,t} \quad (4)$$

これも、成長率で書き換え式(5)となる。

$$\log(A_{t+1}/A_t) = \log(A_{local,t+1}/A_{local,t}) + \log(A_{national,t+1}/A_{national,t}) \quad (5)$$

そして、地域ごとの技術成長における要因を3つの外部性に書き換えると、

$$\log(A_{local,t+1}/A_{local,t}) = g(\text{localization, competition, diversity, initial conditions}) + e_{t+1} \quad (6)$$

となり、ここで、 $f(l) = l^{1-\alpha}$ 、 $0 < \alpha < 1$  と仮定

1) 事業所・企業統計から製造業における従業員数の過去30年の推移では都市間の差が縮小している。すなわち、標準偏差の値が減少傾向にあることから分散傾向であるとした。

すると、式(7)が得られる

$$\alpha \log(l_{t+1}/l_t) = -\log(w_{t+1}/w_t) + \log(A_{national,t+1}/A_{national,t}) + g(\text{localization, competition, diversity, initial conditions}) + e_{t+1} \quad (7)$$

本研究では、式(7)中の *initial conditions* の1つとして ICT の利用環境を加え、従業員数の変化との関係を説明していく。

### 2.2 ICT の役割と産業集積に与える影響

ICT は face-to-face のコミュニケーションを補完することを Gasper and Glaeser [1998] は示している。ICT が普及しても face-to-face のコミュニケーションが失われるというわけではなく、交流の中心としての都市の役割の重要性は増すのである。また、ICT の利用目的に応じて Forman et al. [2005] では、複雑利用 (enhancement) と単純利用 (participation) に分けている。単純利用は電子メールやウェブサイトの閲覧などが該当する一方、複雑利用は電子商取引といった組織変革のコンサルティングやサポートの提供が必要となるものが該当する。特に、複雑利用については face-to-face のやりとりが重要であり、ICT の利用環境が必要になる。すなわち、同環境としての情報サービス業の利用可能性が重要になる。Kolko [2002] では Glaeser et al. [1992] のモデルを用いてアメリカでの ICT の単純利用が産業集積に与える影響を実証分析している。

日本の製造業の企業立地は、Fujita and Tabuchi [1997] で、CIM (computer integrated manufacturing) を組み込むことで立地選択において距離は重要ではなくなっているとしている。先行研究からは、ICT は産業集積を進める方向にも分散させる方向へも働く可能性があることがわかる。また、大都市と地方では ICT の効果に違いがある可能性があることもわかる。

### 3. 仮説設定

日本の製造業においては ICT の利用は集積を進めるのか、それとも分散させるのか。この点を検証するために次の仮説を設定した。

仮説1: ICT の利用は日本の製造業の集積を分散させる。

続いて、大都市と地方を分けて仮説を検討する。ICT 利用が産業の集積・分散のどちらを押し進めるか検証するため、次の仮説を設定した。

仮説2-a: ICT の利用は、大都市においては製造業の集積を分散させる。

仮説2-b: ICT の利用は、地方においては製造業を集積させる。

第4節では定量データにより仮説を検証する。

### 4. 実証分析

#### 4.1 データ

従業員数と事業所数は事業所・企業統計調査を、大学・大学院卒の雇用者数が総雇用者数に占める割合は国勢調査を利用した。賃金は工業統計調査から2002年度<sup>2)</sup>の業種・地域別の現金給与総額を用いた。特定サービス産業実態統計から2003年度の情報サービス業の従事者数を用いた。日本標準産業分類 (2002年3月改訂) の大分類F製造業のうち中分類で2006年と比較可能な23業種を対象とした。

また、各データは13政令指定都市・東京特別区 (2000年時点)、政令指定都市を除いた11都道府県、政令指定都市のない36県に分けている。

データの中から欠損値があるものはサンプルから除き、その上で、それぞれの変数の平均値から標準偏差の4倍を加減した範囲を超える値

2) 2000年度工業統計調査は、旧産業分類であるため、今回は2002年のデータで代用した。



も外れ値としてサンプルから除いた。

4.2 モデル

従属変数として、2000、2006年の地域・業種別の従業員数の変化率（自然対数変換値）を用いた。次に、制御変数として、Kolko [2002] および Glaeser et al. [1992] で用いられている局域化、競争および多様化を利用した。

局域化はある産業において、地域別の従業員数を全国の従業員数で割った値である。

競争は、下記の式で表される。

$$competition_{ix} = (firm_{ix}/emp_{ix}) / (firm_i/emp_i)$$

ただし、*firm* は事業所数、*emp* は従業員数を、*x* は都市、*i* は業種を表す。

多様化は下記の式で表される。

$$diversity_{ix} = -\sum_{j \neq i} (emp_{ix}/emp_{ix} - emp_{jx}/emp_{ix})^2$$

情報サービス業従事者が非農林従業者に占める割合に関しては、face-to-faceのICTサポートを受けやすさの代理変数として用いている。

式(8)を用いて、情報サービスが製造業の集積に与える効果を検証した。情報サービスが集中する政令指定都市および政令指定都市を除いた都道府県（大都市）、政令指定都市を含まない県（地方）に分けて、情報サービスが製造業の集積に与える効果を比較した。

$$\ln(emp_{ix}^{06}/emp_{ix}^{00}) = \alpha + \gamma_1 competition_{ix} + \gamma_2 diversity_{ix} + \gamma_3 localization_{ix} + \gamma_4 educ_{ix} + \gamma_5 lnwage_{ix} + \gamma_6 lnemp_{ix} + \gamma_7 lnstech_{ix} \quad (8)$$

ただし、*x* は都市を、*i* は業種を表し、それぞれ変数については以下のとおりである。

$\ln(emp_{ix}^{06}/emp_{ix}^{00})$  : 2000年度から2006年度における従業員数の伸び率の自然対数変換値。

*educ<sub>ix</sub>* : *i* 産業の *x* 都市における大学・大学院卒の非農林業雇用者に占める割合。

*lnwage<sub>ix</sub>* : *i* 産業の *x* 都市における賃金（百万円）の自然対数変換値。

*lnemp<sub>ix</sub>* : *i* 業種の *x* 都市における従業員数

表1 基本統計量

	Mean	SD	Max	Min
<i>competition<sub>ix</sub></i>	.08	.56	3.78	.14
<i>diversity<sub>ix</sub></i>	-.003	.001	-.001	-.007
<i>localization<sub>ix</sub></i>	.02	.016	.10	.0002
<i>educ<sub>ix</sub></i>	.16	.10	.58	0
<i>ln wage<sub>ix</sub></i>	2.6	.14	3.09	2.14
<i>ln emp<sub>ix</sub></i>	3.53	.59	4.93	1.72
<i>ln tech<sub>ix</sub></i>	-2.24	.40	-1.28	-3.46

(注) 多重共線性の問題はないことは確認している。

の自然対数変換値。

*lnstech<sub>x</sub>* : *x* 都市における情報サービス業従事者数の非農林雇用者に占める割合の自然対数変換値。

続いて、上記の基本統計量を表1に示す。

4.3 結果

式(8)に基づいた分析結果を表2にまとめた。

表2-(1)では全国を対象として、 $\gamma_7$  が有意に負であることがわかる。これにより、仮説1が支持された。Kolko [2002] との比較を行うために表2-(2)、(3)では、全国を対象として *educ<sub>ix</sub>* に関して確認をしている。Kolko

表2 分析結果 従属変数:  $\ln(emp_{ix}^{06}/emp_{ix}^{00})$

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\alpha$	-.75*** (13)	-.29*** (-9.4)	-.76*** (-13)	-.56*** (-6.1)	-.74*** (-8.2)
$\gamma_1$	.028*** (5.8)	.023*** (4.7)	.028*** (5.9)	.02** (2.19)	.026*** (4.1)
$\gamma_2$	-.40 (-1.17)	1.0 (.43)	-.35 (-.15)	-7.1*** (-2.9)	-.65 (-1.5)
$\gamma_3$	-1.5*** (-7.0)	-1.3*** (-5.9)	-1.5*** (-7.0)	-.52* (-2.0)	-.01*** (-6.5)
$\gamma_4$	.014 (.43)	.16*** (5.1)	-	.086* (1.7)	.19*** (3.3)
$\gamma_5$	.19*** (8.9)	-	.20*** (10)	.12*** (3.2)	.22*** (8.1)
$\gamma_6$	.034*** (5.8)	.036*** (6.0)	.033*** (5.8)	.021*** (2.4)	.040*** (5.2)
$\gamma_7$	-.02*** (-3.0)	-.03*** (-4.1)	-.02*** (-3.2)	-.024** (-2.4)	.028 (1.6)
Adj R <sup>2</sup>	.116	.061	.116	.066	.180
Obs	1266	1266	1266	552	764

( ) : t 値, \*\*\*: 1%, \*\*: 5%, \*: 10%水準で有意。

[2002] は高学歴労働者割合で制御することで、ICTの利用が集積を分散させることを明らかにしていたからである。日本の製造業を対象とした結果からは、高学歴労働者割合よりも賃金水準が集積に影響を与えている可能性があることがわかる。*educ<sub>ix</sub>* と *lnwage<sub>ix</sub>* の間の相関係数は0.46であり、高学歴労働者割合のみで制御した場合には、賃金水準の代理変数として機能しているおそれがある。

次に大都市と地方に分けた分析結果が表2-(4)、(5)である。大都市は表2-(4)で、 $\gamma_7$  は有意に負であることから仮説2-aは支持された。地方は表2-(5)で、 $\gamma_7$  は負であったが有意ではなく仮説2-bは支持されなかった。

5. 結論

本研究の定量的な実証分析によって、情報サービス業の立地でみた地域のICT利用環境の充実は、全国一律で見れば製造業を分散させる効果があることが示唆された。また、大都市地域と地方地域に分けることで、地方地域では統計的に有意な関係は確認できない一方で、大都市地域では分散させる効果があることがわかった。情報サービス業によるICT利用サポートが、大都市地域から地方地域へという日本の製造業立地の傾向を推し進めている可能性が示唆される。

本研究の学問的貢献は主に2点ある。第1に、大都市地域と地方地域によってICTが製造業の集積に与える影響が異なることを明らかにした。Kolko [2002] ではICT利用が産業集積に与える効果を全国一律で分析したのに対し、本研究では地域を分けることで、異なる影響があり得ることを示した。第2に、Kolko [2002] の高学歴労働者の分析を補った。高学歴労働者による制御について、それが賃金水準の代理変数となっている可能性を示した。

そして、政策的な含意としては、製造業の集積・分散にICTの利用環境が影響を与えることを明らかにしたことが挙げられる。

今後の課題として、第1に、時間差をおいてはいるものの、ICTの利用環境と製造業の集積の相関関係の検証になっているという限界がある。今後は、両者の因果関係をさらに明らかにすることが求められる。第2に、地方地域に関し、有意な関係が確認できなかったという限界がある。今後は、地方におけるICT利用またはそのサポートと製造業の立地との関係をさらに分析することが求められる。

謝 辞

本研究は、科学研究補助金特定領域研究「情報爆発時代に向けた新しいIT基盤技術の研究」計画研究(B01-00-01)の助成を受けた。また、全国大会の座長及び討論者並びに査読の先生方々から貴重なコメント等をいただいた。感謝申し上げる。

参考文献

Forman, C., Goldfarb, A. and Greenstein, S. [2005], "How Did Location Affect Adoption of the Commercial Internet? Global Village vs. Urban Leadership", *Journal of Urban Economics*, 58, pp.389-420.

Fujita, M. and Tabuchi, T. [1997], "Regional growth in postwar Japan", *Regional Science and Urban Economics*, 27, pp.643-670.

Gasper, J. and Glaeser, E. L. [1998], "Information Technology and the Future of Cities", *Journal of Urban Economics*, 43, pp.136-156.

Glaeser, E. L., Kallal, H. D., Scheinkman, J. A. and Shleifer, A. [1992], "Growth in Cities", *The Journal of Political Economy*, 100, 6, pp. 1126-1152.

Kolko, J. [2002], "Silicon mountains, silicon molehills: geographic concentration and convergence of Internet industries in the US", *Information Economics and Policy*, 14, pp. 211-232.

[査読論文/産業・競争政策]

## 技術特化パターンの構造変化に関する実証研究\*

—東アジアのケース—

An Empirical Study on Structural Change of Technological  
Specialization Patterns in East Asia

宮城和宏 (北九州市立大学経済学部)

Kazuhiro MIYAGI, Faculty of Economics, University of Kitakyushu

## 1. はじめに

1 国の技術特化パターンに関して以下の命題が存在する。①技術変化の大部分は累積的あるいは経路依存のプロセスであり、技術特化のパターンは一定期間、安定的である。②技術変化は漸進的なプロセスであり、イノベーションの産業構成は長期的にはシフトするかもしれない。

以上の命題については、主に欧米先進諸国を対象に検証が進められてきた (Pavitt [1988], Cantwell [1989], Archibugi and Pianta [1992])。本稿では米国特許商標庁 (USPTO) の特許データを用いてこれを東アジア各国・地域について検証する。

## 2. データと方法

## 2.1 データ

本稿では USPTO のデータを Hall, Jaff and Tranjtenberg [2001] に従い、36 の 2 桁の技術サブカテゴリー、6 カテゴリーに集計、1963 年から 2005 年までの 43 年間の登録データをそれぞれ約 10 年ごとに 4 つの期間 (1963~1974, 1975~1984, 1985~1994, 1995~2005) に分割する。

\* 本稿は第 65 回全国大会報告論文を加筆修正したものである。討論者の宮平栄治教授 (名桜大学)、座長の新庄治二教授 (関西学院大学)、匿名査読者のコメントに感謝申し上げます。なお、本稿は、日本学術振興会・科学研究費補助金 (基盤 (C)、課題番号 19530248) の研究成果の一部である。

## 2.2 分析方法

各国の技術特化を測るために顕示技術優位指数 (RTA 指数) を用いる。これは、以下のよう

$$RTA_{ij} = (n_{ij} / \sum_i n_{ij}) / (\sum_j m_{ij} / \sum_i \sum_j m_{ij}) \quad (1)$$

ここで  $RTA_{ij}$  は、 $i$  国  $j$  部門の技術特化指数で、 $n_{ij}$  は USPTO に登録された  $i$  国  $j$  部門の特許数である。なお、1 国における特許の絶対数が小さい場合、推定上の問題が生じる。そのため、ここでは Laursen [2000] に従い、RTA 指数の値を以下のように修正する。

$$RSTA_{ij} = (RTA_{ij} - 1) / (RTA_{ij} + 1) \quad (2)$$

(2) 式は顕示対称技術優位指数 (RSTA 指数) といわれ、-1 から 1 の間の値をとる。この指数を用いて以下の回帰式を推定する。

$$RSTA_{ij}^t = \alpha_i + \beta_i RSTA_{ij}^{t-1} + \varepsilon_{ij}^t \quad (3)$$

ここで、 $i$  は国・地域 ( $i=1, \dots, 10$ ) を、 $j$  は産業部門 ( $j=1, \dots, 36$ ) を、 $\varepsilon$  は誤差項を意味する。また  $t_1$  はそれぞれ異なる期間を示している。

2.3  $\beta$  特化・非特化と回帰効果

推定結果については以下のように解釈できる。まず、 $\beta \geq 1$  は、技術イノベーションの部門分布の累積性が漸進的变化に勝る条件である。こ

のうち、 $\beta=1$  なら RSTA の 2 期間における分布は完全に累積的なものとなり、2 期間で構造変化はない。一方、 $\beta>1$  の場合、累積的パターンは強化され、特化部門はさらに強化される一方で、劣位部門はより劣位へ変化する ( $\beta$  特化)。

次に、 $0 < \beta < 1$  は技術特化パターンの累積性と漸進的变化の組み合わせである ( $\beta$  非特化)。このケースで、技術特化部門の優位は後退する一方で、劣位部門は逆に改善されることにより特化パターンには「平均への回帰」が見られる (Hart [1976])。それゆえ、 $(1-\beta)$  は「回帰効果」を測ることになる。なお、 $\beta$  が有意にゼロよりも大きいかにあつてのテストは、イノベーションの部門構成がランダムという命題 ( $\beta=0$ ) に対する累積性命題のテストである。

最後に、 $\beta \leq 0$  なら「一国の技術特化パターンは逆行している ( $\beta < 0$ ) かランダムである ( $\beta=0$ )」という仮説を棄却できない。

2.4  $\sigma$  特化・非特化

ある国の技術特化の程度はその RSTA 指数の分散によって測ることができる。分布の分散の変化の推定方法は Hart [1976] に従う。(3) 式より、 $t_2$  期の RSTA 指数の分散  $\sigma_{i2}^2$  は以下の式で表すことができる。

$$\sigma_{i2}^2 = \beta_i^2 \sigma_{i1}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2 \quad (4)$$

次に、相関係数の二乗 ( $R^2$ ) は以下のようになる。

$$R_i^2 = 1 - (\sigma_{\varepsilon}^2 / \sigma_{i2}^2) = (\sigma_{i2}^2 - \sigma_{\varepsilon}^2) / \sigma_{i2}^2 \quad (5)$$

(4) 式、(5) 式より

$$\sigma_{i2}^2 - \sigma_{\varepsilon}^2 = \beta_i^2 \sigma_{i1}^2 = R_i^2 \sigma_{i2}^2 \quad (6)$$

(6) 式は 2 つの分布の分散間の関係を示すように、以下のように変形することができる。

$$\sigma_{i2}^2 / \sigma_{i1}^2 = \beta_i^2 / R_i^2 \quad (7)$$

(7) 式より、技術特化の程度は  $\beta^2 > R^2$  の場

合上昇し、 $\beta^2 < R^2$  の場合低下することがわかる。大きな分散は特化程度の高さあるいは狭さを示しており、小さな分散はその国が広範囲の技術優位を有するか、特化の程度の低さを示している。推定された回帰係数の値を用いるならば、特化の程度は  $|\beta| > |R|$  (分散の上昇に等しい) のとき上昇 ( $\sigma$  特化) し、 $|\beta| < |R|$  (分散の低下に等しい) のとき低下 ( $\sigma$  非特化) する。

## 2.5 モビリティ効果

推定されたピアソン相関係数  $\bar{R}$  は諸部門が RSTA 分布を上下するモビリティの指標である。ここで、 $(1-\bar{R})$  の大きさは、「モビリティ効果」と呼ばれる。モビリティ効果が大きい場合、部門間ランキングが変化していることを意味する。

## 3. 推定結果

表 1~表 3 の各期間に関する各国の推定結果から以下のことがわかる。まず日本、香港は 1963~74 年からすでに累積的・漸進的な特化パターンに、台湾、インドネシアは 1975~84 年から、韓国、シンガポール、中国、マレーシア、タイは 1985~94 年から累積的・漸進的な特化パターン ( $\beta$  非特化) に入った (それ以前はランダムな特化パターン)。日本については、1975~84 年以降は 2 期間の RSTA 分布あるいはその分散が変化せず、回帰効果、モビリティ効果がほぼゼロに近い経路依存的な特化パターンを持続している。シンガポールについては、1975~84 年と 1995~2005 年の 2 期間で特化パターンが反転したが、1985~94 年以降は累積的・漸進的特化パターンへ移行した。最後に、フィリピンのみは未だにランダムなパターンが持続している。

これより以下のことが明らかである。第 1 に、東アジアで分析期間において累積パターンが強化される  $\beta > 1$  ( $\beta$  特化) は存在しない。第 2 に、特許の絶対数が少ない 1960 年代から 80 年代前半までは多くの国・地域でランダムなパターンが支配的であった。第 3 に、1980 年代後半以降は、

表1 技術特化パターンの変化：1963～2005（36部門）

	1963-74 to 1995-05			
	$\beta$	$\beta/\bar{R}$	(1- $\beta$ )	(1- $\bar{R}$ )
日本	0.647****	0.94	0.35	0.31
台湾	0.119**	1.25	0.88	0.91
香港	0.383****	0.67	0.62	0.43
韓国	-0.114**	0.57	1.11	1.20
シンガポール	-0.087**	0.58	1.09	1.15
中国	0.047**	0.47	0.95	0.90
マレーシア	0.126**	0.75	0.87	0.83
タイ	0.044**	0.92	0.96	0.95
フィリピン	0.076**	0.93	0.92	0.92
インドネシア	-0.07**	1.11	1.07	1.06

注： $\beta/\bar{R}$ ：技術特化の程度、(1- $\beta$ )：回帰効果、(1- $\bar{R}$ )：モビリティ効果

\*\*1%水準で有意 ( $H_0: \beta=0$ )、\*5%水準で有意 ( $H_0: \beta=0$ )  
 \*\*1%水準で有意 ( $H_0: \beta=1$ )、\*5%水準で有意 ( $H_0: \beta=1$ )

表2 技術特化パターンの変化：1975～2005（36部門）

	1975-84 to 1995-05			
	$\beta$	$\beta/\bar{R}$	(1- $\beta$ )	(1- $\bar{R}$ )
日本	0.905**	1.06	0.10	0.15
台湾	0.498****	0.80	0.50	0.38
香港	0.256****	0.68	0.74	0.63
韓国	-0.096**	0.79	1.10	1.12
シンガポール	-0.204****	0.57	1.20	1.36
中国	0.038**	0.37	0.96	0.90
マレーシア	0.047**	0.55	0.95	0.91
タイ	0.122**	0.68	0.88	0.82
フィリピン	0.026**	0.90	0.97	0.97
インドネシア	0.458**	1.28	0.54	0.64

注： $\beta/\bar{R}$ ：技術特化の程度、(1- $\beta$ )：回帰効果、(1- $\bar{R}$ )：モビリティ効果

\*\*1%水準で有意 ( $H_0: \beta=0$ )、\*5%水準で有意 ( $H_0: \beta=0$ )  
 \*\*1%水準で有意 ( $H_0: \beta=1$ )、\*5%水準で有意 ( $H_0: \beta=1$ )

特許の絶対数の拡大とともに累積的・漸進的な特化パターン ( $\beta$  非特化) へ多くの国が移行した。

技術特化の程度の変化については、表1より1963～74年と1995～2005年に関しては、台湾、インドネシアのみで上昇 ( $\sigma$  特化あるいは狭い特化) しているが、残り8ヶ国・地域では低下 ( $\sigma$  非特化あるいは広範囲の特化) している。それ以降は、インドネシアと日本のみで特化の程度が上昇しているが (ただし、日本はほぼ等分散)、残り8ヶ国・地域では逆の  $\sigma$  非特化を示

表3 技術特化パターンの変化：1985～2005（36部門）

	1985-94 to 1995-05			
	$\beta$	$\beta/\bar{R}$	(1- $\beta$ )	(1- $\bar{R}$ )
日本	0.958**	1.02	0.04	0.06
台湾	0.822****	0.91	0.18	0.10
香港	0.605****	0.81	0.40	0.25
韓国	0.837****	0.96	0.16	0.13
シンガポール	0.364****	0.86	0.64	0.58
中国	0.251****	0.70	0.75	0.64
マレーシア	0.334****	0.60	0.67	0.44
タイ	0.271****	0.59	0.73	0.54
フィリピン	0.109**	0.82	0.89	0.87
インドネシア	0.366****	1.02	0.63	0.64

注： $\beta/\bar{R}$ ：技術特化の程度、(1- $\beta$ )：回帰効果、(1- $\bar{R}$ )：モビリティ効果

\*\*1%水準で有意 ( $H_0: \beta=0$ )、\*5%水準で有意 ( $H_0: \beta=0$ )  
 \*\*1%水準で有意 ( $H_0: \beta=1$ )、\*5%水準で有意 ( $H_0: \beta=1$ )

している (表2, 表3)。主に OECD 諸国に関して RTA を用いた Archibugi and Pianta [1992] の分析では特化の上昇が見られる一方、RSTA を用いた Laursen [2000] の分析では2つのサブ期間で19ヶ国中11ヶ国ないし10ヶ国で特化レベルの上昇が見られたが、全期間で特化の程度が上昇したのは19ヶ国中わずか6ヶ国であった。

先進国を対象とした分析では多くの国で技術特化の程度の上昇が見られることがわかる。それに対して本研究では、ほとんどの国・地域で特化程度の低下が見られ、それは累積的・漸進的な技術特化パターンを伴うものであった。つまり、 $\beta$  非特化と  $\sigma$  非特化の組み合わせである。しかし、多くの国・地域で最後の分析期間に、 $\sigma$  非特化ではあるものの  $\beta/\bar{R}$  の上昇が見られたことより、東アジアの技術特化の程度も将来的には上昇する ( $\sigma$  特化へ) かもしれない。

#### 4. 結 論

本稿では、技術特化パターンに関する3つの命題に関して、東アジア10ヶ国・地域を対象に特許データを用いて統計学的に検証してきた。本研究で得られた結論は以下のとおりである。

①東アジアの技術特化パターンは、少なくとも

も最終期間 (1985～94年と1995～2005年) までには、10ヶ国中8ヶ国でランダムなパターンから技術蓄積を反映した累積的・漸進的なパターンへ移行した。一方、日本では1975～84年以降、それまでの累積的・漸進的なパターンから累積的かつ経路依存的な技術特化パターンへ移行した。フィリピンのみは全期間でランダムな技術特化パターンを維持している。

②技術特化の程度の変化については、米国における特許の絶対数拡大と平行してほとんどの国・地域で広範囲の特化 ( $\sigma$  非特化) が見られた。しかし、アジア NIEs では特化パターンの累積性が増す一方で漸進的な変化が弱まった。

東アジアにおける技術特化の程度は、多くの国・地域で低下しているが、これは東アジア地域の米国における特許数の拡大が広範囲に及んでいる事実を反映している。一方、Cantwell [1991], Archibugi and Pianta [1992] では逆に、欧米先進諸国の多くで特化程度の上昇が見られた。これは、技術蓄積の違いを反映したものと考えられる。すなわち、経済発展と平行した技術蓄積の拡大は、最初、広範囲での特許絶対数を拡大させるが、その後は特化部門の特許数が相対的に拡大する可能性がある。あるいは、本研究では特化の指標として RSTA を用いており、それが RTA を用いた研究との推定結果の違いをもたらした可能性がある

#### 参考文献

- Archibugi, D. and Pianta, M. [1992], "The Technological Specialization of Advanced Countries," A Report to the EEC on International Science and Technology Activities, Kluwer, Dordrecht.
- Cantwell, J. [1989], *Technological Innovation and Multinational Corporations*, Oxford: Blackwell.
- Cantwell, J. [1991], "Historical trends in international patterns of technological innovation," in Foreman-Peck, J. (ed.), *New Perspectives on the Late Victorian Economy*, Cambridge:

Cambridge University Press.

- Hall, B. H., Jaff, A.B. and Tranjtenberg, M. [2001], "The NBER patent citations data file: lessons, insights and methodological tools," *NBER Working Paper* 8498.
- Hart, P. E. [1976], "The dynamics of earnings, 1963-1973," *Economic Journal* 86, pp.551-565.
- Laursen, K. [2000], "Do export and technological specialization patterns co-evolve in terms of convergence or divergence? Evidence from 19 OECD countries, 1971-1991," *Journal of Evolutionary Economics* 10, pp.415-436.
- 宮城和宏 [2006], 「技術特化パターンとイノベーションに関する実証研究——特許データを用いた台湾・韓国の比較分析——」『研究 技術計画』(研究・技術計画学会誌) Vol.21, No.1, pp.105-116.
- Miyagi, K. [2008], "Are technological specialization patterns random or cumulative in East Asia? An Analysis of patent statistics," *University of Kitakyushu Working Paper Series*, No. 2007-12.
- 宮城和宏 [2008], 「東アジア諸国の技術集中度、技術特化パターンと産業組織——特許データを用いた比較分析——」『開発技術』(開発技術学会誌) Vol.14, pp.91-108.
- Pavitt, K. [1988], "International patterns of technological accumulation," in Hood, N. and Vahne, J. E. (eds.), *Strategies in Global Competition*, London: Croom Helm.

# 工場起因のSO<sub>2</sub>拡散と健康被害のシミュレーション\*

Simulations for Diffusion of SO<sub>2</sub> Discharged from Factories and Health Damages

鬼頭浩文 (四日市大学総合政策学部), 武本行正 (四日市大学環境情報学部)

中野 諭 (慶應義塾大学産業研究所), 酒井裕司 (工学院大学工学部環境化学工学科)

定方正毅 (工学院大学工学部環境化学工学科)

Hirofumi KITO, Faculty of Policy Management, Yokkaichi University

Yukimasa TAKEMOTO, Faculty of Environmental and Information Sciences, Yokkaichi University

Satoshi NAKANO, Keio Economic Observatory, Keio University

Yuji SAKAI, Department of Environmental Chemical Engineering, Kogakuin University

Masayoshi SADAKATA, Department of Environmental Chemical Engineering, Kogakuin University

## 1. はじめに

三重県の四日市地域では、1960年前後に石油化学コンビナートから排出されたSO<sub>2</sub>が原因となり、呼吸器に疾患をもつ患者が多く発生した。この問題は「四日市公害」と呼ばれ、複数の工場を相手に争われた裁判が原告側の勝訴となり、日本の環境政策の大きな転換点となった。現在の日本では、工場が集積する地域では総量規制が行われ、SO<sub>2</sub>についてはほとんどの地域で環境基準を満たすようになった。

本研究では、1972年と1967年に三重県によって行われたSO<sub>2</sub>排出に関する調査と1965年以降の患者認定制度の記録を基に作成したシミュレーションモデルにより、工場起因のSO<sub>2</sub>による健康被害の側面から環境政策を評価する。

\* 本論文は、日本経済政策学会第65回全国大会報告論文を要約したものである。座長の植田和弘先生、討論者の山下隆之先生、そしてフロアの皆さんより貴重なコメントをいただいた。深く感謝申し上げます。また本研究は、科学技術振興機構の戦略的国際科学技術協力推進事業「中国における都市と農村の持続的発展に関する研究」の成果の一部である。

## 2. SO<sub>2</sub>による健康被害予測モデル概要

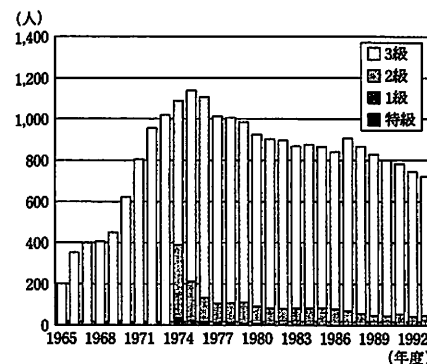
モデル作成のためのSO<sub>2</sub>濃度分布は、地形と風向を考慮した3次元大気拡散シミュレーションによって求めている(大気拡散シミュレーションについては、鬼頭ほか[1998]による)。これと、四日市市が単独で行った1965年からの患者救済制度から国の公害健康被害補償法に引き継がれていく「患者認定制度」のデータを使い、患者発生と症状の変化(等級間の移動)についてモデル化した。

等級別の新規認定患者発生数については、各メッシュについて等級ごとにSO<sub>2</sub>の年平均濃度と線型の関係にあると仮定した。i級(特級はi=0, 1・2・3級はそれぞれi=1, 2, 3)の新規認定患者発生率N<sub>i</sub>は、以下の式で表される。

$$N_i = \begin{cases} \alpha_i(s - \beta_i) & \text{if } s > \beta_i \\ 0 & \text{if } s \leq \beta_i \end{cases}$$

ただし、sはメッシュのSO<sub>2</sub>濃度(ppm)である。β<sub>i</sub>は各等級の患者が発生する最低濃度(閾値)である。閾値に関しては、以下のとおり仮定した。まず、特級患者が1978年度の2人の増加を最後に減少し続けたことから、1978年

図1 実際の認定患者数

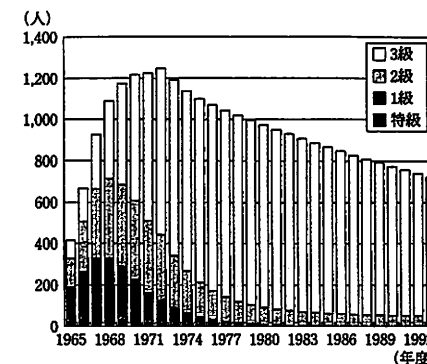


度の礪津地区のSO<sub>2</sub>濃度を参考にβ<sub>0</sub>=0.05とした。また、3級患者については、四日市地域における疫学的調査などで患者が発生しない閾値といわれてきた0.017を参考に、β<sub>3</sub>=0.02とした。1・2級患者については、それぞれβ<sub>1</sub>=0.04, β<sub>2</sub>=0.03とした。α<sub>i</sub>の値は、計算した新規認定患者数の累計が実際の新規認定患者の累積数と一致し、1966年度に新規発生する患者の等級別比率が1966年度の4疾患の割合に一致するように計算した。

次に、死亡については、前年度末の認定患者数に死亡率を掛けて計算した死亡数の累計が、実際の死亡数の累計(617人)と等しくなるという条件を設定した。快復などによる取消については、最も症状の軽い3級に認定された患者が、4年間一定率で取消となり、残りは症状が固定して認定患者に留まると仮定し、取消率を適用した場合の推定取消数の累計が、実際の取消数の累計(703人)と等しくなるという条件を設定した。重症度の変化(等級間移動)は、隣り合う等級に移動するという仮定を置き、前年度の年度末等級別認定患者数に等級間移動率を掛けて、移動数を計算することにした。

図1は、実際の認定患者数(等級別の認定制度は1974年度以降)を示している。図2は計算値を示している。

図2 計算による認定患者数



## 3. 環境政策評価シミュレーション

### 3.1 工場の立地を居住地域と分離する対策

四日市地域においては、コンビナート開発の初期の段階(南部の第1コンビナート)では、工場と住宅地が混在していた。その後は、居住地域と工場地帯が明確に分離されるようになった。最北の第3コンビナートは、海側に埋立地が突き出した形状になっている。

図3は、1965年度から工場が実際より1km海側(東方向)に立地していた場合の健康被害を計算したものである。1960年代後半は、まだ

図3 工場群を1km海側に立地した場合

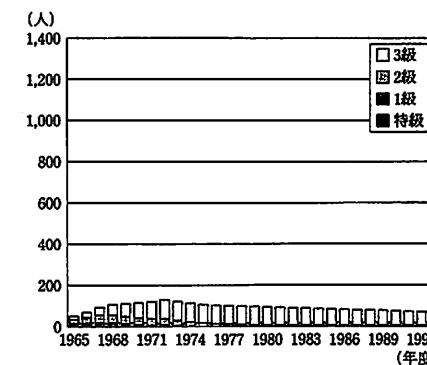
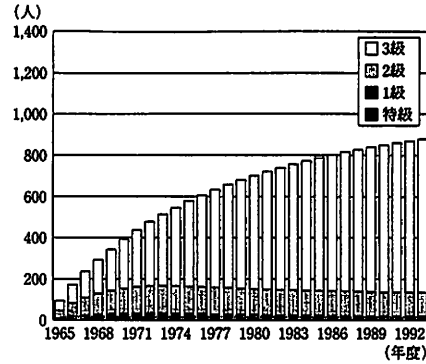


図4 1972年の濃度分布が継続した場合



100mを超える高煙突が3本しかなく、工場に近いエリアの濃度が極めて高い状況を示しているため、健康被害抑制効果が非常に大きいことが確認できる。

3.2 小規模煙源の高煙突化による効果

図4は、1972年の濃度分布が放置される場合の患者数の動きを示している。これと比較して、小規模な煙源（煙源データ全体の排出量の5%を占める小規模煙源）の排煙を、排出量上位3工場の高煙突から排出したと想定した場合の被害抑制効果を図5に示した。低い煙突から排出さ

図6 排出上位40工場へ脱硫装置を設置した場合

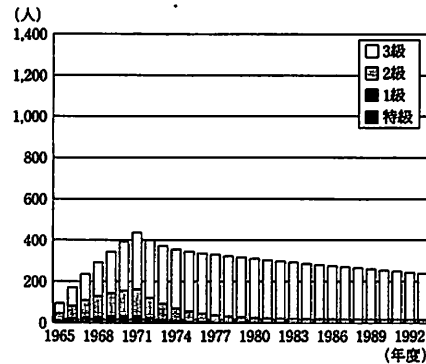
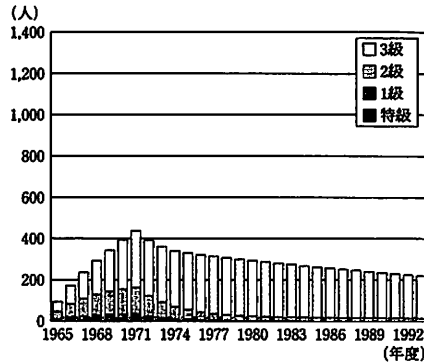


図5 小規模工場を高煙突化した場合

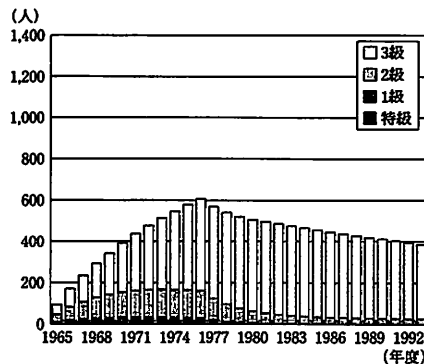


れるSO<sub>2</sub>の地域の濃度への寄与は大きく、高煙突化の健康被害抑制の効果は非常に大きい。大気汚染防止法では、小規模の工場に対して高煙突からの排出を義務づけてはいない。1970年前後には、同一工場内の煙突を集合して高煙突を設置するケースも一部には見られた。このような手法を小規模煙源に適用する対策は今後検討する価値があると考えられる。

3.3 排煙脱硫装置の設置による健康被害抑制

1970年代には、多くの工場に排煙脱硫装置が

図7 脱硫装置設置が5年遅れた場合



設置された。図6は、1972年に上位40工場に排煙脱硫装置を設置した状況を示している。これにより年度末患者数が抑制されている。図7は、排煙脱硫装置設置のタイミングが5年遅れた場合を示している。1993年度末において、認定患者数は1.6倍になっている。1970年代前半は、大規模工場が試行錯誤を繰り返しながら排煙脱硫装置の設置・運転に挑戦していった。結果的に多くの大規模工場に排煙脱硫装置が設置され、SO<sub>2</sub>排出量が劇的に減少していく。もし開発のスピードや設置タイミングが遅れていたとしたら、健康被害はさらに大きなものになっていたであろう。

4. 本研究のまとめと今後の課題

SO<sub>2</sub>に関する日本の環境政策は、ばい煙規制法による排出濃度規制から始まり、大気汚染防止法のK値規制による着地濃度規制、さらには大気汚染防止法に盛り込まれた総量規制と変遷してきた。工場のSO<sub>2</sub>排出が原因となる健康被害の発生は、経済発展と環境保全が両立できなかった1つの例ともいえる。国内の測定局におけるSO<sub>2</sub>濃度がすべて環境基準をクリアするようになった現在、日本は、中国や多くの発展途上国において経済発展に伴って発生する大気汚染問題に対する適切な解決策を、その地域の置かれた状況に応じて提案していく責務があると思われる。

本研究では、四日市地域で蓄積された資料を基に作成された健康被害シミュレーションモデルを使い、工場立地、小規模工場の高煙突化、排煙脱硫装置設置の被害抑制効果を検証した。低煙突の工場が立地する状況においては、居住地と工場を隔離することによる効果が大きいことも示した。また、規制の枠外で高煙突化されない小規模工場は、SO<sub>2</sub>濃度に対する寄与が大きく、共同高煙突運用の効果が大きいことを示した。さらに、日本の1970年代の対策の中心となった排煙脱硫装置の稼働の効果については、多くの工場に脱硫装置が設置されて初めて健康

被害が抑制できることを示し、タイミングが5年遅れることによって長期的には1.6倍の患者を抱えることを示した。

現在の課題は、中国の工業都市における大気汚染に関する分析である。現在の日本では、燃料を天然ガスに転換し脱硫装置を撤去するケースが多い。四日市地域においても、現在は数基の小規模な脱硫装置しか稼働していない。中国では、豊富に存在する石炭への依存度が高いが、石炭は燃料段階での硫黄除去が困難であり、排煙脱硫装置が必要となる。中国における分析には、これらの点を考慮した、工場立地・燃料転換・高煙突化・排煙脱硫のベストミックスを導出するモデルを開発しなければならない。

参考文献

鬼頭浩文・岡良浩・朝日幸代・武本行正・西垣泰幸・飯島正樹 [1998], 『環境に配慮した開発政策の有効性——四日市公害の計量経済モデル分析——』合同出版。  
 鬼頭浩文・岡良浩 [2002], 「天津をフィールドとする脱硫アクティビティに関する研究」『アジアの経済発展と環境保全第3巻石炭燃焼技術の改善と普及』慶應義塾大学産業研究所。  
 国際環境技術移転センター編 [1992], 『四日市公害・環境改善の歩み』。  
 武本行正・岡良浩・鬼頭浩文・大倉克己 [2002], 「中国における硫酸酸化物大気拡散と被害防止対策（天津市の場合）」『第10回地球環境シンポジウム講演論文集』pp.257-261。  
 武本行正・北島正義 [1996], 「四日市地域における過去の硫酸酸化物大気拡散の数値シミュレーション」『第10回数値流体力学シンポジウム講演論文集』pp.310-311。  
 武本行正・北島正義・千葉賢 [1998], 「四日市地域における過去の硫酸酸化物の一般座標系を用いた拡散シミュレーション分析」『四日市大学環境情報論集』Vol.1, No.1, 2, pp.51-72。  
 武本行正・田中雅史 [1994], 「流れの数値解析の最近の発展」『農業土木学会論文集』Vol. 174, pp.111-133。  
 吉田克己 [2002], 『四日市公害』柏書房。

## 各国の経済成長とその要因

Economic Growth of Various Countries and its Determinants

藤田 輔 (OECD 日本政府代表部)

松本和幸 (立教大学大学院ビジネスデザイン研究科)

Tasuku FUJITA, Permanent Delegation of Japan to the OECD

Kazuyuki MATSUMOTO, Graduate School of Business Administration, Rikkyo University

### 1. はじめに

近年の世界経済を見ると、一部のアジア諸国のように順調な成長を続ける国々もあれば、停滞の続く開発途上国もある。なぜこのような相違が見られるのかについては、人的資本に関わる指標が経済成長に与える影響を明らかにした Barro [1991] を嚆矢として、さまざまな数量分析が行われ数多くの研究成果が得られている。しかし、これまでの研究では、長期間が一括りにされていたり、2000年代がカバーされていないなかったり、さらに、説明変数として資本ストックが含まれていないなどの問題点が散見される。

そこで、本稿では、先行研究を整理した後、1960～2006年を対象期間とし、それをいくつかの期間に分けるとともに、Barro [1991] では考慮されていない諸変数について考察を図り、試行的に作成した資本ストック・データを用いて各国ごとの推計を行った。また、この推計において、諸変数の経済成長に与える効果が国別および期間別でどの程度異なっているのかについても考察する。

### 2. 先行研究のサーベイ

経済成長の説明変数として、Grossman and Helpman [1991] などは、人的資本の質や知識ストックなどに注目したが、それらを含めて、これまでに用いられてきた主たる説明変数とし

ては、(1) 人口、(2) 人的資本、(3) 輸出、(4) 設備投資と FDI (外国直接投資)、(5) 政治的安定性、などが挙げられる。まず、それらに関する先行研究を整理しておきたい。

#### (1) 人口

いうまでもなく、経済規模 ( $Y$ ) は人口 ( $P$ ) に依存するものと考えられるが、経済成長率 ( $Y'$ ) と人口成長率 ( $P'$ ) の関係は、正でも負でもあり得る。Barro [1991] では、人口成長率と経済成長率の関係が統計的に有意に負の相関をもつことが示されており、Levine and Renelt [1992] でも、両者は弱い負の相関をもつという結果が得られている。実際にも、開発途上国の場合は、人口増加が貧困の原因であるような場合が少なからず観察されるので、経験的事実とも合致する計測結果といえる。

しかしながら、先進国の場合は必ずしもそうではなく、むしろ、人口成長率と経済成長率は正の相関をもっている場合が多い。例えば、Hashimoto, Morita, Sakuragawa and Toya [1997] は、先進国16ヶ国を対象として、人口成長の低下が経済成長の低下をもたらすという結果を得ている。また、Galor and Zang [1997] も同様の結果を得ている。先進国においては、近年、出生率の低下による人口伸び率鈍化が問題になっているが、そのことが経済成長率にもネガティブな影響を与えることを示唆

していることなど、重要な含意をもっている。

#### (2) 人的資本

経済成長にとって、人的資本の蓄積が重要であるとされているが、その中でも重視されているのが教育を通じた人的投資である。そして、①初等・中等教育への就学率で測られる教育投資フロー、②初等・中等・高等教育の卒業者が総人口に占める割合で測られる人的資本ストック、③識字率を代理変数とする人的資本ストック、などの諸変数は経済成長率と正の相関をもつことが知られている。

また、本稿の計測で用いる「政府教育支出額」と経済成長率の関係は総じて正とされている (Galor and Zang [1997] など)。ただし、Perotti [1996] などでは、正の関係はあるが、必ずしも統計的に有意でないという結果が得られている。

#### (3) 輸出

輸出額の GDP 比率と GDP 成長率の関係については、Kormendi and Meguire [1985] を端緒として、数多くの実証研究が行われ、総じて正の相関をもつことが検証されている。ただし、両者の間の有意な関係が認められるようになったのは第2次大戦後であるとされている (Frankel and Romer [1999] など)。この時期は、GATT (関税及び貿易に関する一般協定)・WTO (世界貿易機関) 体制下で世界の貿易障壁が削減されていった時期に該当する。

#### (4) 設備投資と FDI

一般に、設備投資の GDP 比率、あるいは設備投資の伸び率が高いほど GDP 成長率は高くなる。Kraay and Raddatz [2005] などでは、設備投資と GDP 成長率の間に正の相関が検出されている。

しかし、FDI 純流入額の GDP 比率と GDP 成長率の関係については、1960年代以降、米国や英国を中心に多数の研究が行われ、いくつか

の肯定的な結果も得られたが (Romer [1993] など)、総じてみれば、必ずしも明確なものは得られていないといえよう。その理由の1つは、FDI は設備投資にとつての1つの資金調達手段に過ぎないため、生産能力や需要との関係が明確ではないことにもよるものと思われる。

#### (5) 政治的安定性

政治的環境が安定していれば、それだけ戦争・内戦が勃発するリスク、あるいは援助・投資活動に伴う不確実性が軽減され、経済成長にプラスに作用すると一般的に考えられている。多くの先行研究の結果でも、Barro [1997] をはじめとして、概ねこれを支持するものとなっている。世界銀行 [2004] においても、1995年の1人当たり GDP が3,000ドル未満の国々を対象とした場合、政府軍事支出額が増大すると、経済成長に必要な社会インフラ等の公共財供給が減少するという試算がある。

### 3. 計測

本稿では、(1) 政府教育支出額、(2) 輸出額の GDP 比率 (輸出比率)、(3) サービス産業部門の GDP 比率 (サービス産業部門比率)、(4) FDI 純流入額の GDP 比率 (FDI 比率)、(5) 政府軍事支出額の GDP 比率 (政府軍事支出比率) の5つの経済・社会変数 ( $Z$ ) と実質 GDP ( $Y$ ) の関係を計測する<sup>1)</sup>。その際、経済成長の基本的な説明変数として、労働 ( $L$ ) と資本ストック<sup>2)</sup> ( $K$ ) を考え、そこに、上記5つの経

1) 本稿の計測に用いたデータについては、World Bank の WDI データベースから、各変数において1960～2006年のすべての期が整備された国々のみを抽出した結果、対象国が65ヶ国となった。ただし、FDI 純流入額の GDP 比率は1970～2006年、政府軍事支出額の GDP 比率は1990～2006年のみである。

2) 本稿では、データの制約から、資本ストック ( $K$ ) は「民間・公共セクターの投資 ( $I$ )」によるストックで考える。  $K$  の算出方法は以下のとおりとする。

$$K_{1960} = \frac{I_{1960}}{0.09}$$

$$K_t = (1 - 0.045)K_{t-1} + I_t$$

済・社会変数を交代で追加していくという方法を採用することにす。すなわち、 $Y=f(L, K, Z)$ を推計することとした。原則として、対象国ごとに1960~75年、1975~2006年、1990~2006年の3区分に分けて、各国(65ヶ国)ごとに回帰分析を行うが、FDI比率については1975~2006年および1990~2006年のみ、政府軍事支出比率については1990~2006年のみとする。なお、この分析では、巻末の推計表でアステリスクを付しているように、統計的に有意な結果がすべての係数で現れた場合、Zの係数に着目して考察を図る。

(1) 政府教育支出額

まず、実質GDPと政府教育支出額の間には、1975~2006年における2ヶ国を除いて、すべての符号が正になっている。OECD(経済協力開発機構)加盟国と非加盟国のそれぞれについて、係数の平均値を見ると、1960~75年では、前者が0.240、後者が0.705であった。一方、1975~2006年では、前者が0.291、後者が0.501であった。したがって、非加盟国(概ね開発途上国)のほうが、政府教育支出の経済成長への効果がより大きいということが判明した。

(2) 輸出比率

実質GDPと輸出比率の関係については、係数の符号は一定ではないことがわかった。符号の正負の国数を見ると、1960~75年では3:6、1975~2006年8:6、1990~2006年では8:4となっており、最近になるにつれて、正の符号となる国の比率が増えていることが窺える。

(3) サービス産業部門比率

実質GDPとサービス産業部門比率の関係については、係数の符号の国数を正負の順で見ると、1975~2006年は8:11、1990~2006年は2:10であり、いずれも係数がマイナスの国のほうが多い。したがって、先進国における典型

的な経済成長のように、「産業構造の高度化によりサービス業部門比率が上昇し、それが経済成長に結びつく」とは必ずしもいえない。

(4) FDI比率

実質GDPとFDI比率の関係については、1975~2006年では14ヶ国のうち、ガボン以外の13ヶ国すべてで係数が正であった。そのうち、OECD加盟国と非加盟国に分けて、係数の平均値を見ると、OECD加盟国(6ヶ国)が0.024、非加盟国(7ヶ国)が0.034となった。一方、1990~2006年では12ヶ国のうち、日本、タイ、トリニダード・トバゴの以外の9ヶ国で係数が正であった。

(5) 政府軍事支出比率

実質GDPと政府軍事支出比率の間には、期間は1990~2006年のみであるが、係数の符号を見ると、13ヶ国が負となっており、両者の間には、概ね負の相関が見られることがわかった。

4. 今後の課題

本稿の分析では、対象国数が多く、開発途上国の比率が高かったため、データ入手制約が大きかった。そのため、資本ストックや教育支出などのデータは代理変数を用いた。より精緻な推計を行っていくためには、World Bank等の国際機関の統計データにとどまらず、各国ベースで統計を収集することが不可欠であるが、それらについては今後の課題とした。

参考文献

塩路悦朗 [2001], 「クロスカントリーデータによる経済成長の分析: サーベイ」, 財務省財政金融研究所『ファイナンシャルレビュー』。  
世界銀行 [2004], 田村勝吾 (訳)『戦後の開発政策』, シュプリンガー・フェアラーク東京。  
外谷英樹 [1998], 「クロスカントリーにおける人的資本と経済成長の実証分析」, 大蔵省財政金

融研究所『ファイナンシャルレビュー』。

Barro, R. J. [1991], "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, 106(2) .

Barro, R. J. [1997], *Determinants of Economic Growth: A Cross-country Empirical Study*, Cambridge: MIT Press.

Frankel, J. A. and D. Romer [1999], "Does Trade Cause Growth?", *American Economic Review*, 89(3) .

Galor, O. and H. Zang [1997], "Fertility, Income Distribution and Economic Growth: Theory and Cross-country Evidence", *Japan and the World Economy*, 9.

Grossman, G. M. and E. Helpman [1991], *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge: MIT Press.

Hashimoto, H., Y. Morita, M. Sakuragawa and H. Toya [1997], *Population Growth Aging in the Labor Force and Economic Growth*, mimeo.

Kormendi, R. C., and P. G. Meguire [1985], "Macroeconomic Determinants of Growth: Cross-country Evidence", *Journal of Monetary Economics*, 16.

Kraay, A. and C. Raddatz [2005], "Poverty Traps, Aid, and Growth", *World Bank Policy Research Working Paper* 3631, World Bank.

Levine, R. and D. Renelt [1992], "A Sensitivity Analysis of Cross-country Growth Regressions", *American Economic Review*, 82.

Perotti, R. [1996], "Democracy, Income Distribution and Growth: What the data say", *Journal of Economic Growth*, 1.

Romer, P. [1993], "The Idea Gaps and Object Gaps in Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 32(3) .

表1 推計論文/国際経済政策: 各国の経済成長とその要因

	推計表			
	Education	Export	FDI	Military
	1960-75	1975-2006	1990-2006	1975-2006
Africa	0.0525	0.0909	1.0000	0.1460
Algeria	0.0279	0.4014	0.3941	-0.0515
Argentina	0.0279	0.2560	0.3941	-0.0515
Austria	0.0093	0.1108*	-0.0002	0.2066
Bangladesh	-0.0097	-0.0897*	-0.0009	-0.0929
Belgium	0.0641*	0.2861*	0.1116	0.6620
Benin	0.0363*	0.1067*	0.0531	-0.0028
Brazil	0.0256	0.7901*	0.1605*	0.0004
Cameroon	0.7735	0.4022*	0.1605*	0.2774
Canada	0.2030	0.3603*	0.2381*	-0.0004
Chile	0.0233	0.3457*	0.1935	-0.1554
China	0.0379	0.1266	-0.0784*	-0.2165
Colombia	-0.0191	0.0882*	0.0566	0.0317
Cote d'Ivoire	0.0391*	0.228*	0.1175	0.1485
Cuba	0.4132	0.8967*	1.0045	-0.1599
Dominican Republic	1.0091	0.1444	0.1461	0.0992
Ecuador	0.2395	-0.1328	-0.0251	0.0673*
Egypt, Arab Rep.	0.8503	0.6178*	1.0000	-0.0829
El Salvador	0.0528	0.7172	0.0889	0.0241
Finland	0.3026	0.7190	0.8341*	0.1295
France	-0.1154	0.2963	0.2156	0.1788
Gabon	0.4617	0.8150	0.4355	0.1696
Germany	0.0737	0.4521	0.0651*	0.0522
Ghana	0.1796	0.9375*	1.0000	0.0158
Hong Kong, China	0.0554	0.7053	1.0000	0.2521
Honduras	0.4115	0.0918	0.1769	-0.2512
India	0.0417	0.6417	0.0012	-0.0047
Iceland	0.0289	0.1517*	0.0589	-0.2259*
Indonesia	0.0274	-0.0031	-0.0023	-0.0884
Italy	1.1658	0.2873*	0.1693	-0.1697*
Japan	0.4096	0.0300	-0.0009	-0.281*
Kenya	0.8960	0.0369*	0.8442	-0.3239*
Korea, Rep.	0.7739*	0.0887	0.1382*	-0.2541
Kuwait	0.1919	0.4462	0.0512	-0.1430
Lesotho	0.4151	0.1701*	0.0524	0.1499
Madagascar	0.0271	0.4874*	0.0397	0.1650
Malawi	0.7520	0.3408	0.1275	0.0806
Malaysia	0.4609	0.2072	0.0759	-0.4302
Mexico	0.1467	0.2034	0.1128	-0.2185
Netherlands	0.4096	-0.1089	-0.0044	-0.1819
New Zealand	0.4584	0.4094	0.3956	-0.1730
Nicaragua	0.9398*	-0.5472	0.1261*	0.2611*
Nigeria	1.1261*	0.9920*	1.0000	0.1275
Norway	0.0790	0.5721	0.4458*	0.0110
Pakistan	0.2143	0.2849	0.0473	0.1133
Paraguay	0.3628*	0.5188*	0.0522	-0.0349
Peru	0.2307*	0.3024*	0.4777*	0.0150
Philippines	0.2307*	0.3504*	0.2211*	0.0525
Rwanda	0.0384*	-0.0865	-0.0075	-0.0052
Senegal	0.1796	0.8711*	0.7651	-0.0691
South Africa	0.3794	0.6767	-0.0001	-0.3715
Sri Lanka	0.9693	0.9449	1.0000	-0.0845
Thailand	0.0692	0.8284	0.8283*	0.2928
Tanzania	0.1622*	0.8202*	0.6730	-0.1702
Trinidad and Tobago	0.9941*	0.4600	0.0941*	0.0052
United Kingdom	0.2577*	0.1299	0.0783*	-0.0191
United States	0.2560	0.2707*	0.0696	-0.1728
Uruguay	0.2287	0.6490	0.4144	-0.0189
Venezuela, RB	0.4619*	0.9504*	1.0000	-0.1404
Zambia	0.7433	0.4267	0.2615	-0.0215
Zimbabwe	1.1180	0.4362*	0.2379	0.2500