

ISBN978-4-326-54911-5  
C3333 ¥2000E

定価(本体2,000円+税)

勁草書房



9784326549115



1923333020004

*Journal of Economic Policy Studies*  
Vol.10, No.2

## CONTENTS

- 2012 JEP Award Choice of Educational Institution and Endogenous Economic Growth: Considerations on the Result of Cram-Free Education and the Effectiveness of Education Policies Kei MURATA

- Articles* Social Security Expenditure, National Burden Rate and Economic Growth Shigeo SUDA  
 A Study for Transferring Japanese Experienced Knowledge to Aging Southeast Asia Iwao KATO  
 Economies of Scope in the Financial Services Industry: An Empirical Analysis of international Financial Conglomerates Xing LING  
 Time Series Modeling of Real Estate Prices and Capital Returns Hiroshi ISHIJIMA, Akira MAEDA  
 The Economic and Financial Effects on Improvements of Child Care Environments in Japan and its Regional Gaps Mikito MASUDA  
 Theories on the Labour's Relative Income and Asset Share Naomi MARUO, Fatt Seng CHONG  
 Intra- and Intergenerational Equities in Energy-Climate Policy Modeling Akira MAEDA, Makiko NAGAYA  
 Analysis of Discount-fare Setting of the Japanese Intercity Passenger Railways Masahiro OHASHI  
 Relation between Subsidy Structure and Product Diffusion Shin-ichi HANADA  
 Study on Effects of Advertising in Each Media on Firm's Value Satoru SATO, Hideyuki TANAKA, Tomoaki IDE  
 The Foreign Aid Effectiveness and Rent-seeking Activity of Bureaucrats Yoshimasa AOKI

- Special Reports* Economic Policy for Low Birth and Aging Society with Declining Population  
 Policies to Reduce the Problems Related to Differentials and Employments Toshiaki TACHIBANAKI  
 The Promotion of Work-Life Balance from the Perspectives of Individuals, Families, Business and Society Yoshio HIGUCHI  
 Youth Employment Problems and the Japanese Economy Fumio OTAKE

# 経済政策ジャーナル

*Journal of Economic Policy Studies*

2013  
第10巻 第2号  
(通巻第70号)

学会賞奨励賞論文  
研究論文

## 学会特集号

- 教育選択と内生的経済成長 村田 慶  
 ——ゆとり教育による弊害と教育政策の有効性に関する考察——
- 社会保障支出・国民負担率と経済成長 須田茂夫
- 少子高齢化する東南アジアへ日本の高齢者雇用の経験を伝える意義と課題 加藤 崑
- 金融サービス業における範囲の経済性 林 興  
 ——国際金融コングロマリットに関する実証分析——
- 宅地価格時系列データの推計と投資収益性的計量分析 石島 博・前田 章
- 保育環境整備の経済財政的背景と地域間格差 増田幹人
- 労働の所得・資産分配率に関する仮説 丸尾直美・莊 発盛
- 気候変動政策モデルにおける世代内と世代間の衝突性 前田 章・長屋真季子
- 都市間鉄道輸送における運賃・料金設定の検証 大橋正寛
- 補助金のタイプと普及効果 花田真一  
 —市町村の住宅用太陽光発電補助金を事例として—
- 媒体別広告が企業価値に及ぼす影響に関する研究 佐藤 調・田中秀幸・井出智明
- 官僚によるレントシーキング活動と海外援助の効果 青木芳将
- 人口減少・少子高齢社会と経済政策  
 —経済成長戦略としての労働市場制度改革と社会保障制度改革をめざして—
- 格差と雇用の問題を解決する政策 橋木俊詔
- 個人・世帯・企業・社会から見たワーク・ライフ・バランスの推進 横口美雄
- 若者の就業問題と日本経済 大竹文雄
- 大会記事

## Aims and Scope of the Journal:

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

## Instructions to Authors:

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

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

## 編集委員会 (Editorial Board)

### 編集委員長 (Chief Managing Editor)

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

### 編集運営委員 (Managing Editors)

村瀬 英彰 (学習院大学)  
Hideaki Murase (Gakushuin University)  
飯田 泰之 (明治大学)  
Yasuyuki Iida (Meiji University)

### 編集顧問 (Honorary Board)

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

### 編集委員 (Editors)

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

### 【学会賞研究奨励賞論文】

- 教育選択と内生的経済成長 ..... 村田 延一 3  
——より教育による弊害と教育政策の有効性に関する考察——

### 【研究論文】

- 社会保障支出・国民負担率と経済成長 ..... 須田茂夫 16  
少子高齢化する東南アジアへ日本の高齢者雇用の経験を伝える意義と課題 ..... 加藤 巍 20  
金融サービス業における範囲の経済性 ..... 林 興 24  
——国際金融コングロマリットに関する実証分析——  
宅地価格時系列データの推計と投資収益性の計量分析 ..... 石島 博・前田 章 28  
保育環境整備の経済財政的背景と地域間格差 ..... 増田幹人 32  
労働の所得・資産分配率に関する仮説 ..... 丸尾直美・莊 発盛 36  
気候変動政策モデルにおける世代内と世代間の衡平性 ..... 前田 章・長屋真季子 40  
都市間鉄道輸送における運賃・料金設定の検証 ..... 大橋正寛 44  
補助金のタイプと普及効果 ..... 花田真一 48  
——市町村の住宅用太陽光発電補助金を事例として——  
媒体別広告が企業価値に及ぼす影響に関する研究 ..... 佐藤 訓・田中秀幸・井出智明 52  
官僚によるレントシーキング活動と海外援助の効果 ..... 青木芳将 56

### 【共通論題：人口減少・少子高齢社会と経済政策】

- 経済成長戦略としての労働市場制度改革と社会保障制度改革をめざして——  
格差と雇用の問題を解決する政策 ..... 橋木俊詔 60  
個人・世帯・企業・社会から見たワーク・ライフ・バランスの推進 ..... 横口美雄 65  
若者の就業問題と日本経済 ..... 大竹文雄 73

- 大会記事 ..... 77

【学会賞研究奨励賞論文】

## 教育選択と内生的経済成長\*

——ゆとり教育による弊害と教育政策の有効性に関する考察——

Choice of Educational Institution and Endogenous Economic Growth: Considerations on the Result of Cram-Free Education and the Effectiveness of Education Policies

村田 慶（静岡大学人文社会学部）\*\*

Kei MURATA, Faculty of Humanities and Social Sciences, Shizuoka University

### 要旨

本稿では、公的・私的教育の選択と内生的経済成長の関係について、世代間重複モデルによる考察を行う。本稿における主要な論点として、親世代が子供に公的・私的教育のどちらを選択させるかが、獲得する人的資本水準ではなく、効用比較に基づく場合には、教育政策が一国全体における経済成長にとって必ずしも有効でないことを示す。さらに、教育政策の有効性は、私的教育の動向による影響を受けることを明らかにする。

### Abstract

This paper considers the interaction between the choice of public or private education and endogenous economic growth by overlapping-generations model. The primary conclusion is that there is no guarantee that education policies have positive effects on economic growth when the choice is determined not by the children's human capital levels but by the performance regarding utility of education by his/her parents. Moreover, this paper makes clear that the effectiveness of education policies is influenced by the tendency of private education.

キーワード：人的資本、世代間重複、経済成長、公的・私的教育、教育政策

Key words: Human Capital, Overlapping-generations, Economic Growth,  
Public and Private Education, Education Policies

JEL 分類：I25, I28, O11, O15

\* 本稿は、2011年度日本経済学会秋季大会（筑波大学）および日本経済政策学会第69回全国大会（福山大学）における報告論文を加筆・修正したものである。日本経済学会では、討論者の小塩隆士教授（一橋大学）、日本経済政策学会では、討論者の仲間瑞樹教授（山口大学）、座長の加藤秀弥准教授（名古屋経済大学）ならびに匿名レフェリーの先生方より貴重なご助言をいただいた。ここに記して御礼を申し上げる。尚、本稿における誤謬はすべて筆者の責に帰するものである。

\*\* 連絡先：[jkmurat@ipc.shizuoka.ac.jp](mailto:jkmurat@ipc.shizuoka.ac.jp)

## 1. はじめに

近年のわが国では、2002年度に導入された新学習指導要領による影響から、子供の学力低下傾向が指摘されている。上記の新学習指導要領の導入はゆとり教育と呼ばれ、多くの経済学者が批判していた。その代表的なものとしては、西村 [2001a, b] が挙げられる。西村 [2001a, b] では、2002年度における新学習指導要領の導入前の段階からカリキュラムの削減がかなり行われていることを指摘し、これをさらに進めることは学力低下を招くとして警鐘を鳴らしていた。

経済学において、教育は人的資本の形成に寄与するものであり、人的資本の蓄積は、一国全体の生産性を決定付ける内生的要素の一つである効率的労働力の源泉とみなされる。すなわち、上記のような子供の学力低下は、人的資本の形成にマイナスの効果を与えるものとして捉えられる。また、小塩 [2002] で議論されているように、教育は人的資本への投資とみなされ、世代間の所得移転をもたらす重要な役割を果たす。

近年のわが国では、ゆとり教育の見直しから、政府による教育政策として、高校教育の無償化や授業カリキュラムの増設が実施されている。しかしながら、大竹 [2012] で指摘されているように、わが国では、2005年以降、若年層の勤勉に対する重要度の低下が深刻化している。各個人の教育に対する価値観は、学校教育の選択に影響を及ぼすものと考えられる。ここで問題となるのは、学校によって教育の質が異なることであり、その現実的に知られているものの一つとして、公立学校と私立学校が挙げられる。現在のわが国では、初等・中等教育において、公立学校で教育を受けるにあたっては、授業料や教材費は発生しないのに対し、私立学校で教育を受けるにあたっては、授業料や教材費が発生する。また、授業カリキュラムについて、公立学校は政策的な影響を直接受けけるのに対し、私立学校は直接的には影響を受けないという特

徴がある。

本稿では、上記の初等・中等教育に見られる教育問題について、世代間重複モデルによる人的資本蓄積から具現化し、教育政策の有効性に関する考察を行うことを目的とする。まず、人的資本形成について、公的教育と私的教育に分類する。次に、大竹 [2012] で指摘されている、若年層の勤勉に対する重要度の低下について、公的・私的教育の選択が獲得する人的資本水準ではなく、効用比較に基づいて決定付けられるようなモデル設定を行うことによって、一つの侧面から具現化する。その上で、高校教育の無償化と授業カリキュラムの増設をそれぞれ、公的教育投資の増加政策、公的教育の下での学習時間の増加政策とみなし、これらの教育政策が人的資本蓄積と経済成長に及ぼす効果について考察する。さらに、これらの教育政策と同時に、政策的な影響を受けない私立学校について、授業時間の増加・減少を実施した場合、これらが教育政策に及ぼす効果についても検討する。上記の教育政策は、現実的によく知られるものであるが、本稿における主要な論点として、各個人の勤勉に対する重要度が低く、公的・私的教育の選択が獲得する人的資本水準によるものではない場合、人的資本蓄積と経済成長にとって教育政策が有効でない可能性が指摘されることをモデル分析によって示す。それによって、政策提言として、教育政策の実施にあたり、各個人の教育に対する価値観および私立学校の動向について考慮する必要性があることを明らかにすることが本稿の目的である。

本稿における分析内容について、世代間重複モデルによる人的資本蓄積と内生的経済成長に関する先行研究との位置付けを述べる。人的資本形成を公的・私的教育に分類するという手法は、先行研究においてしばしば見られ、それは教育投資の財源の違いとして具現化される。先行研究では、私的教育の下では親からの所得移転、公的教育の下では政府による所得比例課税を財源としている点が共通している。一方、公

的・私的教育の選択について、先行研究では、二種類のアプローチが存在する。一つは、例えば、Glomm and Ravikumar [1992], Gradshtain and Justman [1997] や Saint and Verdier [1993] で見られるように、両教育について、あくまで比較検討のみに留め、両教育の人的資本関数について、教育選択問題の発生余地のない形式で議論するというものである。Benabou [1996], Eckstein and Zilcha [1994] や Kaganovich and Zilcha [1999] でも、両教育間の相互補完性についての議論はなされているものの、基本的には、上記の先行研究と同様の分析手法がとられている。もう一つは、Cardak [2004a, b] で見られるように、両教育の人的資本関数を選択可能な形式で捉えるというものである。

本稿では、Cardak [2004a] について、前述の問題意識に基づき、以下のような拡張・修正を行う。まず、Cardak [2004a] では、人的資本形成の決定要素を親の人的資本水準と教育投資としており、各個人の学習時間は組み込まれていない。それに対し、本稿では、Glomm and Ravikumar [1992] にならない、人的資本形成において、各個人の学習時間を新たな要素として組み入れる。ただし、学習時間について、Glomm and Ravikumar [1992] では、両教育において、各個人が効用最大化を達成するよう余暇時間を決定付け、それを期間全体から除いた時間としていたのに対し、本稿では、政策分析を目的とするため、両教育について、余暇時間をパラメータで導入する。その上で、効用比較による両教育の選択と内生的経済成長の関係を検討し、その上で、経済成長を目的とした教育政策として、所得税率の上昇による公的教育投資の増加政策と政府が決定付ける余暇時間の減少による公的教育の下での学習時間の増加政策、それぞれの効果について考察する。さらに、私的教育機関が決定付ける授業時間について、余暇時間の減少による学習時間の増加と余暇時間の増加による学習時間の減少、それぞれ

の同時実施による効果についても検討する。授業時間について、本稿では、公的教育の下での学習時間を公的教育時間、私的教育の下での学習時間を私的教育時間と呼ぶこととする。

本稿の構成として、まず第2節で、Cardak [2004a] の人的資本形成に、Glomm and Ravikumar [1992] における各個人の学習時間をパラメータで組み入れた基本モデルを概観し、公的・私的教育それぞれの人的資本関数を導出する。第3節では、両教育の人的資本関数における定常状態均衡と効用比較にあたっての基準値となる人的資本水準を導出する。その上で、第4節では、教育政策として、公的教育投資の増加政策と公的教育時間の増加政策、それぞれが人的資本蓄積と経済成長に及ぼす効果について考察する。さらに、私的教育時間の増加と私的教育時間の減少、それぞれの同時実施による効果についても検討する。本稿における主要な論点は、第3節と第4節で示される。

## 2. モデル設定

各個人の経済活動は2期間にわたって行われるとする。本稿では、2期について、 $t$ 期と $t+1$ 期を基準とし、各期に生まれた個人をそれぞれ、 $t$ 世代、 $t+1$ 世代の個人と呼ぶこととする。また、各世代の子供は第2期に誕生するとする。

### 2.1 人的資本形成

Cardak [2004a] にならない、各世代の個人は、第2期において自身の人的資本を形成するものとする。ただし、Cardak [2004a] において、人的資本形成が親世代の人的資本水準と親世代が所得移転によって行う教育投資のみによって決定付けられるのに対し、本稿では、Glomm and Ravikumar [1992] や村田 [2011b] と同様、学習時間を決定要素として新たに加える。ただし、学習時間について、Glomm and Ravikumar [1992] や村田 [2011b] では、各個人が効用最大化を達成するような余暇時間を全時間から差し引いた残りとして決定付けら

れるのに対し、本稿では、公的・私的教育の下での余暇時間はそれぞれ、政府と私的教育機関が決定付けるものとする。両教育の選択は、Cardak [2004a, b] にならない、両教育の下で得られる生涯効用水準の比較に基づくものとする。 $t$ 世代の個人*i*の $t+1$ 期における人的資本形成は、(1) のように決定付けられるとする<sup>1)</sup>。

$$h_{i,t+1} = (1-n)^{\beta}(q_{i,t})^{\gamma}(h_{i,t})^{\delta} \quad (1)$$

(1)において、 $i$ は個人のタイプ、 $h_{i,t+1}$ は $t$ 世代の個人*i*が $t+1$ 期において獲得する人的資本水準、 $n$ は各期における余暇時間、 $q_{i,t}$ は $t$ 世代の個人*i*が $t$ 期において $t-1$ 世代から受け取る教育投資、 $h_{i,t}$ は $t-1$ 世代の個人*i*が $t$ 期において獲得する人的資本水準である<sup>2)</sup>。本稿では、 $n$ は $0 < n < 1$ のパラメータであるとする。本稿では、Cardak [2004a, b] にならない、個人のタイプ( $i$ )と期を変数の右下に表記することとする。さらに、本稿では、 $\beta, \gamma, \delta \in (0, 1)$ ,  $\beta + \gamma + \delta = 1$ を仮定する。 $n$ は各期において親世代が次世代に<sup>3)</sup>、 $q_{i,t}$ は $t-1$ 世代の個人*i*が $t$ 期において $t$ 世代に公的・私的教育のどちらを受けさせることを選択するかによって区別されるものとし、それぞれ、(2) のように表される。

$$n = \begin{cases} n^{PU}, & q_{i,t} = 0 \\ n^{PR}, & q_{i,t} > 0 \end{cases} \quad (2)$$

(2)において、 $n^{PU}$ と $n^{PR}$ はそれぞれ、各期において政府および私的教育機関が決定付ける余暇時間<sup>4)</sup>、 $E_t$ は $t$ 期において公的教育を受け

1) (1)について、余暇時間 $n$ と教育投資 $q_{i,t}$ の代替性については、付録1を参照せよ。

2) これは、子供世代が人的資本形成にあたり、親世代の能力を継承することを意味する。これは、世代間重複モデルによる人的資本と経済成長に関する先行研究において、一般的に見られる設定である。

3) (2)のケースでは、 $t-1$ 世代が $t$ 期において、 $t$ 世代に公的・私的教育のどちらを受けさせるかによって区別される。

4) 政府が決定付ける余暇時間とは、平日の公立学校への登校時間を除いた時間帯と休日・祝日である。本稿では、各個人は、政府や私的教育機関が決定付けた余暇時間においては、学習をしないとする。

る個人一人当たりが政府から受け取る教育投資、 $e_{i,t}$ は $t$ 期において私的教育を受ける個人*i*が $t-1$ 世代から受け取る教育投資である。Cardak [2004a, b] にならない、公的教育を選択する場合、個人のタイプに関係なく、教育投資は均等に配分されるため、(i)を表記しないものとする。Glomm and Ravikumar [1992] およびCardak [2004a, b] と同様、 $E_t$ は(3)のように定義されるものとする。

$$E_t = \frac{\tau H_t}{P_t} = \frac{\tau \int_0^\infty h_{i,t} f_i(h_{i,t}) dh_{i,t}}{P_t} \quad (3)$$

(3)について、 $\tau$ は所得税率、 $H_t$ は $t$ 期における平均的な人的資本水準、 $P_t$ は $t$ 期において公的教育を選択する人口割合、 $f_i(h_{i,t})$ は個人*i*が $t$ 期において $h_{i,t}$ の人的資本水準を持つ確率である。Glomm and Ravikumar [1992] およびCardak [2004a, b] にならない、各個人の人的資本水準を小文字、一国全体の平均的な人的資本水準を大文字で表記するものとする。本稿では、 $\tau$ は政府によって決定付けられ、 $0 < \tau < 1$ のパラメータであるとする。また、各世代の人口規模は一定であり、1で基準化されるとする。したがって、本稿では、 $H_t$ が一国全体の効率的労働力となる。

## 2.2 効用最大化

各世代の個人は第2期において労働を行うとする。すなわち、 $t$ 世代の個人が労働収入を得るのは $t+1$ 期である。本稿では、遺産贈与は考慮しないものとする。すなわち、労働収入が所得となる。さらに、Glomm and Ravikumar [1992] およびCardak [2004a, b] と同様、人的資本水準がそのまま労働収入となると仮定する。すなわち、 $t$ 世代の個人*i*の $t+1$ 期における所得水準 $y_{i,t+1}$ は、(4) のように表される。

決定付ける余暇時間とは、平日の私立学校への登校時間を除いた時間帯と休日・祝日である。本稿では、各個人は、政府や私的教育機関が決定付けた余暇時間においては、学習をしないとする。

$$y_{i,t+1} = h_{i,t+1} \quad (4)$$

$t$ 世代の個人*i*の $t+1$ 期における消費水準 $c_{i,t+1}$ は、(5) のように決定付けられる。

$$c_{i,t+1} = \begin{cases} (1-\tau)y_{i,t+1} & \text{if } e_{i,t+1} = 0 \\ (1-\tau)y_{i,t+1} - e_{i,t+1} & \text{if } e_{i,t+1} > 0 \end{cases} \quad (5)$$

以上を前提とし、各個人は生涯効用を最大化するように行動するとする。本稿における生涯効用とは、2期間全体において得られる効用水準を意味する。Glomm and Ravikumar [1992] と同様、それは、第1期における余暇時間、第2期における消費水準<sup>5)</sup>および次世代への教育投資によって決定付けられるとする。本稿モデルでは、親世代は子供世代に教育を受けさせることに幸福を感じるものとする。これは、子供世代が将来的に高い所得を得るためにある。本稿モデルでは、所得水準は人的資本水準によって直接的に決定付けられ、余暇時間は政府あるいは私的教育機関が決定付ける。さらに、子供世代への教育投資を行う第2期において、親世代にとって自身の人的資本水準は所与となるため、子供世代の所得水準を高めるに当たり、教育投資が重要となる<sup>6)</sup>。

## 1) 公的教育

公的教育の下での $t$ 世代の個人*i*の2期間全体における効用水準を $U^{PU}$ とおくと、それは、次のように表される<sup>7)</sup>。本稿では、Glomm

and Ravikumar [1992] と同様、対数型効用関数を想定する。また、先行研究と同様、生産者に関する議論が捨象されており、利子率に関する議論が存在しないため、割引率は考慮しないものとする。ただし、Glomm and Ravikumar [1992] では、個人の効用関数にパラメータが付加されていないが、本稿では、村田 [2011a] と同様、各要素の選好度を表すパラメータを附加するものとする。

$$U^{PU} = (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \log n^{PU} + \alpha_1 \log c_{i,t+1} + \alpha_2 \log E_{t+1}$$

ここで、 $\alpha_1$ と $\alpha_2$ はそれぞれ、各個人の消費および教育投資に対する選好度であり、 $\alpha_1, \alpha_2 \in (0, 1)$ を仮定する。すなわち、 $1 - \alpha_1 - \alpha_2$ は各個人の余暇に対する選好度を意味する。本稿モデルでは、公的教育を選択する場合、各個人は教育投資を自身で決定付けることができず、所得税を差し引いた残りが消費に回されるため、効用最大化問題は発生しない<sup>8)</sup>。(5)に(1), (2), (3)および(4)を代入すると、公的教育の下での $t$ 世代の個人*i*の消費水準 $c_{i,t+1}^{PU}$ は、(6)のように決定付けられる。

$$\begin{aligned} c_{i,t+1}^{PU} &= (1 - \tau)(1 - n^{PU})^\beta (E_t)^\gamma (h_{i,t})^\delta \\ &= (1 - \tau)(1 - n^{PU})^\beta \left( \frac{\tau H_t}{P_t} \right)^\gamma (h_{i,t})^\delta \end{aligned} \quad (6)$$

また、公的教育の人的資本関数 $h(n^{PU}, E_t, h_{i,t})$ は(7)のように求められる。

$$\begin{aligned} h_{i,t+1} &= h(n^{PU}, E_t, h_{i,t}) \\ &= (1 - n^{PU})^\beta (E_t)^\gamma (h_{i,t})^\delta \\ &= (1 - n^{PU})^\beta \left( \frac{\tau H_t}{P_t} \right)^\gamma (h_{i,t})^\delta \end{aligned} \quad (7)$$

(7)について、 $\delta < 1$ であるので、Cardak

を及ぼすことから、このような効用関数の設定を行う。

8) この設定は、教育選択にあたっての公的・私的教育の差別化を目的としている。私的教育の下では、消費と教育投資をコントロール可能であるが、それが公的教育の下でも可能な場合、教育選択問題を考慮する意義がなくなる。

[2004a] と同様、公的教育の下では、 $h_{i,t+1}$  は  $h_{i,t}$  についての凹関数となる。

## 2) 私的教育

私的教育の下での  $t$  世代の個人  $i$  の 2 期間全体における効用水準を  $U^{PR}$  とおくと、効用最大化問題は次のように表される。

$$\begin{aligned} \text{Maximize}_{c_{i,t+1}, e_{i,t+1}} \quad & U^{PR} = (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \log n^{PR} \\ & + \alpha_1 \log c_{i,t+1} + \alpha_2 \log e_{i,t+1} \\ \text{subject to} \quad & c_{i,t+1} = (1 - \tau) y_{i,t+1} - e_{i,t+1}, \\ & y_{i,t+1} = h_{i,t+1}, \\ & h_{i,t+1} = (1 - n^{PR})^\delta \{ \frac{\alpha_2(1-\tau)}{\alpha_1 + \alpha_2} \}^r (h_{i,t})^{\gamma+\delta} \end{aligned} \quad (12)$$

一階条件である  $\partial U^{PR} / \partial c_{i,t+1} = 0$  と  $\partial U^{PR} / \partial e_{i,t+1} = 0$  から、私的教育の下での最適消費  $c_{i,t+1}^{PR}$  と最適教育投資  $e_{i,t+1}^{PR}$  はそれぞれ、(8) と (9) のように導出される<sup>9)</sup>。

$$c_{i,t+1}^{PR} = \frac{\alpha_1(1-\tau)y_{i,t+1}}{\alpha_1 + \alpha_2} = \frac{\alpha_1(1-\tau)h_{i,t+1}}{\alpha_1 + \alpha_2} \quad (8)$$

$$e_{i,t+1}^{PR} = \frac{\alpha_2(1-\tau)y_{i,t+1}}{\alpha_1 + \alpha_2} = \frac{\alpha_2(1-\tau)h_{i,t+1}}{\alpha_1 + \alpha_2} \quad (9)$$

(8) と (9) より、最適消費と最適教育投資はそれぞれ、 $\alpha_1$  と  $\alpha_2$  の影響を受けることが分かる。すなわち、 $\alpha_1$  が高い（低い）ほど、最適消費が高く（低く）なり、 $\alpha_2$  が高い（低い）ほど、最適教育投資が高く（低く）なることが分かる。ところで、(4) と (9) を  $t$  期に読み替えると、 $t$  期における個人  $i$  の所得水準  $y_{i,t}$  と最適教育投資  $e_i^{PR}$  はそれぞれ、(10) と (11) のようになる。

$$y_{i,t} = h_{i,t} \quad (10)$$

$$e_i^{PR} = \frac{\alpha_2(1-\tau)y_{i,t}}{\alpha_1 + \alpha_2} = \frac{\alpha_2(1-\tau)h_{i,t}}{\alpha_1 + \alpha_2} \quad (11)$$

(2) と (11) を (1) に代入すると、私的教育の人的資本関数  $h(n^{PR}, e_{i,t}, h_{i,t})$  は、(12) のように求められる。

9) (8) と (9) の導出過程については、付録 2 を参照せよ。

$$\begin{aligned} h_{i,t+1} &= h(n^{PR}, e_{i,t}, h_{i,t}) \\ &= (1 - n^{PR})^\delta \left\{ \frac{\alpha_2(1-\tau)}{\alpha_1 + \alpha_2} \right\}^r (h_{i,t})^{\gamma+\delta} \end{aligned} \quad (12)$$

(12) について、 $\gamma + \delta < 1$  であるので、私的教育の下でも、 $h_{i,t+1}$  は  $h_{i,t}$  についての凹関数となる。Cardak [2004a] では、学習時間が組み込まれておらず、私的教育の下での教育投資は  $h_{i,t}$  によって決定付けられることから、 $h_{i,t+1}$  は  $h_{i,t}$  についての線形関数となるのに対し、本稿では、学習時間を組み入れた影響から線形とはならない。

## 3. 教育選択

Cardak [2004a] になら、各個人による次世代に対する公的・私的教育の選択は、両教育の下での効用比較によって決定付けられるとする。すなわち、教育選択における人的資本水準の基準値は、(13) のように、 $U^{PU} = U^{PR}$  を満たす値となる。

$$\begin{aligned} & (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \log n^{PU} + \alpha_1 \log c_{i,t+1} \\ & + \alpha_2 \log E_{t+1} \\ & = (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \log n^{PR} + \alpha_1 \log c_{i,t+1} \\ & + \alpha_2 \log e_{i,t+1} \end{aligned} \quad (13)$$

(13) について、 $E_{t+1}$  は  $t+1$  期において公的教育を選択する個人一人当たりが政府から受け取る教育投資である。(13) を満たす  $h_{i,t+1}$  と  $E_{t+1}$  の値をそれぞれ、 $h_{i,t+1}^*$ 、 $E_{t+1}^*$  とおくと、(14) のような関係式が得られる。

$$\begin{aligned} h_{i,t+1}^* &= \left( \frac{n^{PU}}{n^{PR}} \right)^{\frac{1-\alpha_1-\alpha_2}{\alpha_2}} \left( \frac{\alpha_1 + \alpha_2}{\alpha_1} \right)^{\frac{\alpha_1}{\alpha_2}} \\ &\cdot \left\{ \frac{E_{t+1}^*(\alpha_1 + \alpha_2)}{\alpha_2(1-\tau)} \right\} \end{aligned} \quad (14)$$

$t$  世代の個人  $i$  は  $t+1$  期において、人的資本水準が  $h_{i,t+1}^*$  以下のとき、 $t+1$  世代に公的教育を選択させ、 $h_{i,t+1}^*$  を上回るとき、私的教育を選択せざるとする。ところで、本稿では、 $t$  期を基準とするので、(14) を  $t$  期に読み替える。 $t$  期において、 $U^{PU} = U^{PR}$  を満たす人的資本水準と公的教育の下での教育投資をそれぞれ、 $h_i^*$ 、

$E_i^*$  とおくと、(15) のような関係式となる。

$$\begin{aligned} h_i^* &= \left( \frac{n^{PU}}{n^{PR}} \right)^{\frac{1-\alpha_1-\alpha_2}{\alpha_2}} \left( \frac{\alpha_1 + \alpha_2}{\alpha_1} \right)^{\frac{\alpha_1}{\alpha_2}} \\ &\cdot \left\{ \frac{E_i^*(\alpha_1 + \alpha_2)}{\alpha_2(1-\tau)} \right\} \end{aligned} \quad (15)$$

これは、 $t-1$  世代の個人  $i$  についての関係式であり、(14) と同様、人的資本水準が  $h_i^*$  以下のとき、 $t$  世代に公的教育を選択させ、 $h_i^*$  を上回るとき、私的教育を選択させる。(7) と (12) より、公的・私的教育それぞれの人的資本水準についての定常状態均衡における人的資本水準をそれぞれ、 $h_s^u$ 、 $h_s^r$  とおくと、(16) と (17) のように導出される<sup>10)</sup>。

$$h_s^u = (1 - n^{PU})^{\frac{\beta}{1-\gamma-\delta}} \left( \frac{\tau H_t}{P_t} \right)^{\frac{\gamma}{1-\delta}} \quad (16)$$

$$h_s^r = (1 - n^{PR})^{\frac{\beta}{1-\gamma-\delta}} \left\{ \frac{\alpha_2(1-\tau)}{\alpha_1 + \alpha_2} \right\}^{\frac{\gamma}{1-\gamma-\delta}} \quad (17)$$

(7) と (12) より、公的・私的教育の人的資本水準はともに凹関数であるので、 $h_s^u$  と  $h_s^r$  はともに安定的な定常状態均衡である。ここで、 $P_t$  については、(18) のように決定付けられるとする<sup>11)</sup>。

$$P_t = \int_0^{h_i^*} f_t(h_{i,t}) dh_{i,t} \quad (18)$$

(16) と (17) について、本稿では、 $h_s^u < h_s^r$  を仮定する<sup>12)</sup>。次世代に公的教育を選択させた個人は、所得税を差し引かれるものの、教育

10) 経済成長理論では、長期的な均衡において、経済は時間を通じて変動しなくなるとし、この状態を定常状態均衡と呼ぶ。すなわち、人的資本水準における定常状態均衡とは、 $h_{i,t+1} = h_{i,t}$  の状態を意味する。人的資本水準における定常状態均衡の存在は、本稿のみならず、先行研究の多くで想定されている。

11) (18) について、(15) との関係も含めて説明すると、 $E_i^*$  を所与として、 $h_i^*$  が決まり、さらに、 $h_i^*$  を所与として、公的教育を受ける個人の人的資本分布が決まり、それによって、 $P_t$  が決定付けられるというものである。

12) 本稿では、公的・私的教育について、最終的に、定常状態均衡における人的資本水準に基づいて対比させるものとする。わが国において、これは初等・中等教育に適用できる仮定であると言える。ただし、高等教育には適用できない。

## 学会賞研究奨励賞論文：教育選択と内生的経済成長

投資によるリターンがあるのに対し、次世代に私的教育を選択させる個人は、所得税を差し引かれてもリターンがなく、さらに、教育投資も自身で行わなければならないため、その上、定常状態均衡における人的資本水準について、公的教育を受けている個人が上回るのであれば、私的教育の存在意義がなくなるからである<sup>13)</sup>。すなわち、(16) における  $E_i = \tau H_t / P_t$  は、(19) の条件を満たすように決定付けられる。

$$\begin{aligned} E_i &= \frac{\tau H_t}{P_t} \quad (19) \\ &< \frac{(1 - n^{PR})^{\frac{\beta(1-\delta)}{\gamma(1-\gamma-\delta)}}}{(1 - n^{PU})^{\frac{\beta}{\gamma}}} \left\{ \frac{\alpha_2(1-\tau)}{\alpha_1 + \alpha_2} \right\}^{\frac{1-\delta}{1-\gamma-\delta}} \end{aligned}$$

また、両教育の人的資本関数を描くにあたり、教育選択に関係なく、人的資本水準が等しくなる値が存在するか否かを確認しなければならない。 $t$  期において、両教育の下で獲得できる人の資本水準が等しい、すなわち、 $h(n^{PU}, E_t, h_{i,t}) = h(n^{PR}, e_{i,t}, h_{i,t})$  を満たす人の資本水準を  $h_i^{**}$  とおくと、(20) のように求められる。

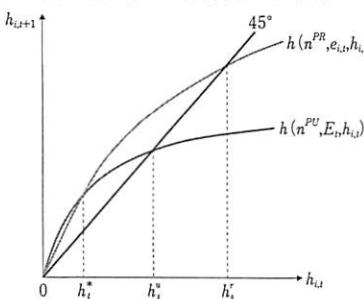
$$h_i^{**} = \left( \frac{1 - n^{PU}}{1 - n^{PR}} \right)^{\frac{\beta}{\gamma}} \left\{ \frac{\alpha_1 + \alpha_2}{\alpha_2(1-\tau)} \right\} \left( \frac{\tau H_t}{P_t} \right) \quad (20)$$

(20) より、両教育の人的資本関数については、交点が存在する。本稿では、(16)、(17) および (20) は、図 1 のような関係にある。

(18) より、 $h_i^*$  の値が小さい場合、公的教育を受ける人口割合が減少するが、それは、公的教育を受ける個人一人当たりが受け取る教育投資の増加につながり、公的教育を受ける個人の人的資本水準が高い値から出発することになる。一方、 $h_i^*$  の値が大きい場合、公的教育を受ける人口割合が増加し、それは、公的教育を受ける

13) もちろん、定常状態均衡における人的資本水準が私的教育が下回るケースは、モデル分析上は有り得る。参考までに、Cardak [2004b] では、本稿モデルとは異なる設定ではあるが、公的・私的教育の人的資本水準がともに凹関数となるケースを取り扱っており、そこでも、両教育の定常状態均衡の大小関係の問題が発生している。Cardak [2004b] でも、本稿と類似した理由付けによつて、大小関係についての仮定を述べている。

図1 兩教育の人的資本関数（政策前）



個人一人当たりの教育投資の減少につながり、公的教育を受ける個人の人的資本水準は低い値から出発することになる。

以上を踏まえて、教育選択と内生的経済成長の関係について検討する。本稿モデルでは、公的教育を受ける個人と私的教育を受ける個人の両方が、人的資本水準についての安定的な定常状態均衡に収束することになるが、公的教育を受ける人口割合が増加すると、一人当たりの教育投資が減少することになり、一国全体の経済成長にとってマイナスに働く。すなわち、 $h_i^*$ はなるべく低い水準であることが一国全体の経済成長にとって望ましいことになる。ただし、本稿では、(19)より、 $h_i^*$ の値には下限が存在することになる。

#### 4. 教育政策

第2節と第3節を踏まえ、本節では、経済成長を目的とした教育政策として、 $E_t$ の増加を目的とした所得税率 $\tau$ の引き上げと公的教育の下での学習時間の増加を目的とした $n^{PU}$ の減少による効果について検討する。本稿では、前者を「公的教育投資の増加政策」、後者を「公的教育時間の増加政策」と呼ぶこととする。本稿の設定では、人的資本水準が所得水準と等しくなり、物的資本蓄積を考慮しないため、一国全体の経済成長パターンは、各個人の人的資本水準のみによって決定付けられる。政策分析にあたり、教育選択の基準値である $h_i^*$ の位置付け

については明示できないため、あくまでも政策前との大小比較のみに議論を留めるものとする。

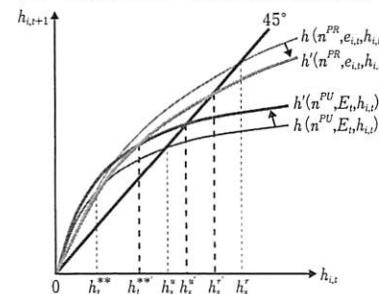
#### 4.1 公的教育投資の増加政策

まず、公的教育については、(3)より、 $\tau$ の上昇は第一次的に、 $E_t$ にとってプラスの効果をもたらす。しかしながら、(15)より、 $\tau$ が上昇すると、 $h_i^*$ が上昇するため、(18)より、第二次的な効果として、 $P_t$ は増加することになる。本稿モデルでは、Cardak [2004a, b] と同様、親世代が子供世代に私的教育を選択させる場合、所得から課税分を差し引かながらも、子供世代への教育投資を別途行わなければならぬ。すなわち、子供世代に私的教育を選択させる親世代は、そのような負担を踏まえつつも、公的教育よりも高い効用を得ていることになる。しかしながら、(8)と(9)より、 $\tau$ の上昇は、子供世代に私的教育を選択させる親世代にとって、自身の消費と子供世代への教育投資の両方にとってマイナスに働き、生涯効用を下げるこことになるため、一部の親世代が負担に耐えかね、子供世代を私的教育から公的教育に移すことになる。したがって、最終的に、 $E_t$ が増加せず、(16)より、 $h_i^*$ が向上しない可能性が指摘される。一方、私的教育については、(17)より、 $\tau$ の上昇は $h_i^*$ を確実に低下させるため、確実にマイナスに働く。これは、所得税率の上昇が負担となり、子供世代に私的教育を選択させる親世代は、政策前よりも子供世代への教育投資を行えなくなることによるものである。すなわち、 $\tau$ の上昇と人的資本関数のシフトについては、以下の三つのケースが考えられる。本稿では、公的教育投資の増加政策を実施した場合、 $h_i^*$ 、 $h_i'$ および $h_i^{**}$ はそれぞれ、 $h_i^*$ 、 $h_i'$ および $h_i^{**}$ に、 $h(n^{PU}, E_t, h_{it})$ と $h(n^{PR}, e_{it}, h_{it})$ はそれぞれ、 $h'(n^{PU}, E_t, h_{it})$ 、 $h'(n^{PR}, e_{it}, h_{it})$ にシフトするものとする。

#### 1) 公的教育の人的資本関数が上方シフトするケース

これは、公的教育を受ける人口割合 $P_t$ が増加するものの、所得税率 $\tau$ の上昇率がその増加率を上回るケースを表す。このケースでは、図2で描かれるように、 $h(n^{PU}, E_t, h_{it})$ は上方シフトする。

図2 公的教育投資の増加政策と人的資本関数1



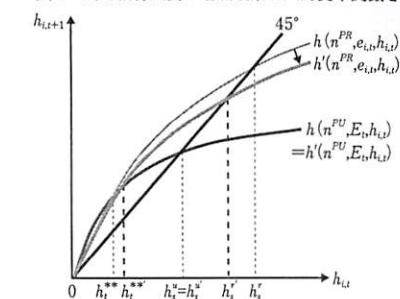
政策前に公的教育を受けていた個人が獲得する人的資本水準の定常状態均衡値は向上するものの、政策前において私的教育を受けていた個人の一部が公的教育に移ることになり、高い人的資本水準である $h_i'$ に収束する人口割合が減少する。さらに、 $h_i^*$ は政策前よりも確実に低下する。したがって、政策効果として、一国全体の経済成長にとってプラスに働く可能性が指摘される。

#### 2) 公的教育の人的資本関数がシフトしないケース

これは、公的教育を受ける人口割合 $P_t$ の増加率が所得税率 $\tau$ の上昇率とちょうど等しいケースを表す。このケースでは、図3で描かれるように、 $h(n^{PU}, E_t, h_{it})$ はシフトしない。

政策前に公的教育を受けていた個人が獲得する人的資本水準の定常状態均衡値は変わらず、しかも、政策前において私的教育を受けていた個人の一部が公的教育に移り、高い人的資本水準である $h_i'$ に収束する人口割合が減少する。さらに、 $h_i^*$ は政策前より低下する。したがって、政策効果としては、一国全体の経済成長にとって、4.1節2)のケースよりもさらにマイナスに働く。

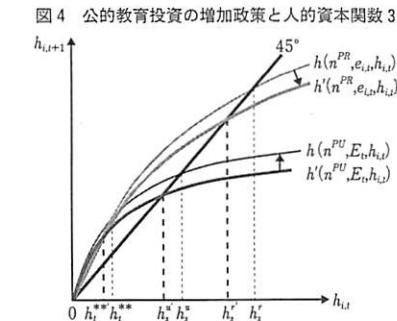
図3 公的教育投資の増加政策と人的資本関数2



て、政策効果として、一国全体の経済成長にとって確実にマイナスに働く。

#### 3) 公的教育の人的資本関数が下方シフトするケース

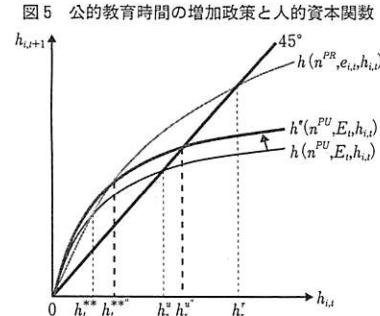
これは、公的教育を受ける人口割合 $P_t$ の増加率が所得税率 $\tau$ の上昇率を上回るケースを表す。このケースでは、 $h(n^{PU}, E_t, h_{it})$ は下方シフトすることになり、図4のように描かれる。



政策前に公的教育を受けていた個人は、獲得する人的資本水準の定常状態均衡値が低下し、政策前において私的教育を受けていた個人の一部が公的教育に移り、高い人的資本水準である $h_i'$ に収束する人口割合が減少する。さらに、 $h_i^*$ は政策前より低下する。したがって、政策効果としては、一国全体の経済成長にとって、4.1節2)のケースよりもさらにマイナスに働く。

#### 4.2 公的教育時間の増加政策

(15), (16) および (18) より,  $n^{PU}$  の減少は  $h_t^*$  を確実に下降させ,  $P_t$  を減少させるため,  $h_s^*$  を確実に向上去させる。これは、政策前に子供世代に公的教育を選択させていた親世代の一部が、余暇時間の減少による負担に耐えかね、子供世代を公的教育から私的教育に移し、公的教育を受ける人口割合が減少するため、一人当たりが受け取る公的教育投資が増えることを意味する。一方、私的教育については、(17) より,  $n^{PU}$  の変化は  $h_t^*$  には影響を及ぼさない。本稿では、公的教育時間の増加政策を実施した場合,  $h(n^{PU}, E_t, h_{t,i})$ ,  $h_s^*$  および  $h_t^{**}$  はそれぞれ,  $h''(n^{PU}, E_t, h_{t,i})$ ,  $h_s^{**}$  および  $h_t^{***}$  にシフトするものとし、それは図5のように描かれる。



政策前に公的教育を受けていた個人の一部が私的教育に移り、政策前よりも高い人的資本水準を獲得する。また、私的教育の下での人的資本水準の定常状態均衡値は政策前と変わらず、同時に、公的教育の下での人的資本水準の定常状態均衡値は向上する。したがって、一国全体の経済成長にとって確実にプラスに働く。

#### 4.3 教育政策と私的教育時間

4.2節までの分析より、親世代による公的・私的教育の選択が効用比較に基づく場合、公的教育投資の増加政策は、人的資本蓄積と経済成長にとってプラスに働く可能性があるが、

公的教育時間の増加政策は確実にプラスに働くことが示された。これらを踏まえ、本節では、教育政策による直接的な影響を受けない私的教育機関について、 $n^{PR}$  の減少による私的教育の下での学習時間の増加と  $n^{PR}$  の増加による私的教育の下での学習時間の減少、それぞれの同時実施による効果について検討する。本稿では、これらをそれぞれ、「私的教育時間の増加」、「私的教育時間の減少」と呼ぶこととする。

##### 1) 教育政策と私的教育時間の増加

(15) と (18) より、 $n^{PR}$  の減少は  $h_t^*$  を確実に上昇させ、これは、公的教育を選択する人口割合  $P_t$  を確実に増加させる。これは、余暇時間の減少による負担に耐えられない一部の親世代が、子供世代を私的教育から公的教育に移すことを意味する。一方、(17) より、 $n^{PR}$  の減少は  $h_s^*$  を確実に上昇させる。これは、学習時間が増加することによる能力向上を意味する。

上記を踏まえ、まず、公的教育投資の増加政策との同時実施が起こる場合について見てみよう。 $n^{PR}$  の減少は、 $\tau$  の引き上げによって上昇した  $h_t^*$  をさらに上昇させるため、 $h_s^*$  を低下させる。これは、所得税率の引き上げは、子供世代に私的教育を選択させる親世代の負担を大きくし、その上の余暇時間の減少は、その負担をさらに増大させるため、私的教育から公的教育に移る割合がさらに増えることになり、公的教育の下で一人当たりが受け取る教育投資が減少することを意味する。また、 $h_s^*$  が上昇するとはいえ、そこに収束する人口割合がさらに減少する。したがって、一国全体の経済成長にとってプラスに働く可能性が指摘される。

次に、公的教育時間の増加政策との同時実施が起こる場合について見てみよう。(15) と (18) より、 $n^{PR}$  の減少率が  $n^{PU}$  の減少率よりも大きい場合、 $h_t^*$  が上昇し、これは、 $P_t$  を増加させるため、(16) より、 $h_s^*$  を確実に低下させる。一方、 $n^{PR}$  の減少率が  $n^{PU}$  の減少率よりも小さい場合、 $h_t^*$  が下降し、これは、 $P_t$  を減

少させるため、 $h_s^*$  を確実に向上させる。

上記の内容について、前者は、余暇時間の減少は私的教育の方が大きいため、子供世代に私的教育を選択させていた一部の親世代にとって、公的教育の方が負担が小さくなること、後者は、余暇時間の減少は公的教育の方が大きいため、子供世代に公的教育を選択させていた一部の親世代にとって、私的教育の方が負担が小さくなることを意味する。

したがって、私的教育時間の増加率が公的教育時間の増加率よりも小さい場合、一国全体の経済成長にとって確実にプラスに働くが、私的教育時間の増加率が公的教育時間の増加率よりも大きい場合、プラスに働くかない可能性が指摘される。

##### 2) 教育政策と私的教育時間の減少

(15) と (18) より、 $n^{PR}$  の増加は  $h_t^*$  を確実に下降させ、これは、公的教育を受ける人口割合  $P_t$  を確実に減少させる。これは、私的教育の下での余暇時間の増加により、子供世代に公的教育を選択させていた一部の親世代にとって、私的教育の方が負担が小さくなることを意味する。一方、(17) より、 $n^{PR}$  の増加は  $h_s^*$  を確実に低下させる。これは、私的教育時間の減少による能力低下を意味する。

上記を踏まえ、まず、公的教育投資の増加政策との同時実施が起こる場合について見てみよう。 $n^{PR}$  の増加は、 $\tau$  の引き上げによって上昇した  $h_t^*$  を下降させ、 $P_t$  を減少させるため、(16) より、 $h_s^*$  を確実に向上させる。しかしながら、収束する人口割合が増加するとはいえ、 $h_s^*$  が低下する。これは、所得税率の上昇は、子供世代に私的教育を選択させる親世代にとって負担が大きくなるが、余暇時間の増加により、その負担が軽減されることを意味する。しかしながら、学習時間が減少することから、私的教育の下で得られる能力はさらに低下するため、一国全体の経済成長にとって、プラスに働くかない可能性が指摘される。

#### 学会賞研究奨励賞論文：教育選択と内生的経済成長

次に、公的教育時間の増加政策との同時実施が起こる場合について見てみよう。(15) と (18) より、 $n^{PR}$  の増加と  $n^{PU}$  の減少が同時に起こるため、 $h_t^*$  は確実に下降し、これは、 $P_t$  を減少させるため、 $h_s^*$  を確実に向上させる。しかしながら、収束する人口割合が増えるとはいえ、 $h_s^*$  は確実に低下する。これは、私的教育の下では余暇時間が増加し、公的教育の下では余暇時間が減少するため、余暇時間の減少による負担に耐えられない一部の親世代は、子供世代を公的教育から私的教育に移すことを意味する。これは、公的教育を受ける人口割合を減少させ、一人当たりが受け取る公的教育投資を増加させる。しかしながら、私的教育時間が減少することから、私的教育の下で得られる能力は低下するため、一国全体の経済成長にとってプラスに働くかない可能性が指摘される。

#### 5. 結語

本稿では、Cardak [2004a] について、Glomm and Ravikumar [1992] にならい、人的資本の蓄積方程式と生涯効用関数、それぞれに、学習時間と余暇時間を新たに導入し、その上で、教育政策として、所得税率の引き上げによる公的教育投資の増加政策と政府が決定付ける余暇時間の減少による公的教育の下での学習時間の増加政策が一国全体の経済成長に及ぼす効果について考察した。さらに、両政策について、私的教育機関が決定付ける余暇時間の減少・増加による私的教育の下での学習時間の増加・減少、それぞれの同時実施による効果についても検討した。本稿で得られた主な結論は、以下の通りである。

(A) 各個人が効用比較に基づいて次世代に対する公的・私的教育の選択を行い、公的教育投資の財源が所得比例課税である場合、所得税率の引き上げによる公的教育投資の増加政策は、一国全体の経済成長にとってプラスに働くとは限らず、むしろマイナスに働く可能性が指摘される。

(B) 各個人が効用比較に基づいて次世代に対する公的・私的教育の選択を行い、公的教育の下での余暇時間を政府が決定付ける場合、政府が決定付ける余暇時間の減少による公的教育の下での学習時間の増加は、一国全体の経済成長にとって確実にプラスに働く。

(C) 私的教育機関が決定付ける余暇時間の減少による私的教育の下での学習時間の増加は、(A) の公的教育投資の増加政策と同時実施された場合、一国全体の経済成長にとってプラスに働く可能性が指摘される。

(D) 私的教育機関が決定付ける余暇時間の減少による私的教育の下での学習時間の増加は、(B) の公的教育の下での学習時間の増加政策と同時実施された場合、私的教育の下での学習時間の増加率が公的教育の下での学習時間の増加率よりも小さいならば、一国全体の経済成長にとって確実にプラスに働くが、私的教育の下での学習時間の増加率が公的教育の下での学習時間の増加率よりも大きいならば、プラスに働く可能性が指摘される。

(E) 私的教育機関が決定付ける余暇時間の増加による私的教育の下での学習時間の減少は、(A) の公的教育投資の増加政策、(B) の公的教育の下での学習時間の増加政策のいずれとの同時実施においても、一国全体の経済成長にとってプラスに働く可能性が指摘される。

本稿モデルにおいて、公的教育投資の増加政策は高校教育の無償化、公的教育の下での学習時間の増加政策は授業カリキュラムの増設をそれぞれ具現化したものであるが、本稿モデルが、わが国における教育の現状を一側面でも表しているのであれば、政府による教育政策が確実に有効に働くためには、何らかの規制を同時にかけなければならないことが分かる。

最後に、本稿の分析について、今後の展望を述べる。本稿では、人口規模を一定として考察しているが、近年、急速な高齢化の進行による子供への教育投資の減少、それに基づく高齢化

による公的年金の増加と教育投資の減少をめぐっての世代間対立が深刻化している。また、ほかにも、国立大学への予算縮めつけ等、わが国における人的資本形成の根幹を揺るがす問題は、数多く存在する。さらに、本稿では、人口分布を人的資本水準についての密度関数で表しているが、教育政策の有効性についての検討という問題意識から、分析結果に幅を持たせるため、Glomm and Ravikumar [1992] および Cardak [2004a, b] と同様、それを一般関数で表している。しかしながら、一般論として、政策分析において、分析結果を特定化させるという意味で、具体関数を設定することが望ましいという見方もあると思われる。これらの内容については、稿を改めて論じたい。

#### 付録1

(1) における人的資本の蓄積方程式より、次式が導出される。

$$\begin{aligned}\frac{\partial h_{i,t+1}}{\partial n} &= -\beta(1-n)^{\beta-1}(q_{i,t})^\gamma(h_{i,t})^\delta \\ \frac{\partial h_{i,t+1}}{\partial q_{i,t}} &= \gamma(1-n)^\beta(q_{i,t})^{\gamma-1}(h_{i,t})^\delta\end{aligned}$$

したがって、 $q_{i,t}$  の  $n$  に対する限界代替率は、次式のように求められる。

$$-\frac{\partial h_{i,t+1}/\partial n}{\partial h_{i,t+1}/\partial q_{i,t}} = \frac{\beta q_{i,t}}{\gamma(1-n)} > 0$$

上の式より、 $q_{i,t}$  の  $n$  に対する代替性は、 $\beta$  が高く（低く）なるほど大きく（小さく）なり、 $\gamma$  が高く（低く）なるほど小さく（大きく）なることが分かる。

#### 付録2

制約条件式を  $U^{PR}$  の式における  $e_{i,t+1}$  に代入すると、次のようにになる。

$$U^{PR} = (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \log n^{PR} + \alpha_1 \log c_{i,t+1} + \alpha_2 \log \{(1 - \tau) y_{i,t+1} - c_{i,t+1}\}$$

一階条件より、

Glomm, G. and Ravikumar, B. [1992], "Public versus Private Investment in Human Capital: Endogenous Growth and Income Inequality," *Journal of Political Economy*, Vol. 100, pp. 818-834.

Gradstein, M. and Justman, M. [1997], "Democratic Choice of an Education System: Implications for Growth and Income Distribution," *Journal of Economic Growth*, Vol. 2, pp. 169-183.

Kaganovich, M. and Zilcha, I. [1999], "Education, Social Security and Growth," *Journal of Public Economics*, Vol. 71, pp. 289-309.

Saint, P. G. and Verdier, T. [1993], "Education, Democracy and Growth," *Journal of Development Economics*, Vol. 42, pp. 399-407.

大竹文雄 [2012], 『競争と公平感——市場経済の本当のメリット』—中公新書。

小塩隆士 [2002], 『教育の経済分析』日本評論社。  
西村和雄 [2001a], 『ゆとりを奪った「ゆとり教育』』日本経済新聞社。

西村和雄 [2001b], 『学力低下が国を滅ぼす』日本経済新聞社。

村田慶 [2011a], 「所得税率と公的教育に関する一考察」『経済論究』第139号, pp. 145-151。

村田慶 [2011b], 「教育選択と経済成長」『九州経済学会年報』第49集, pp. 199-206。

$$\frac{\partial U^{PR}}{\partial c_{i,t+1}} = \frac{\alpha_1}{c_{i,t+1}} - \frac{\alpha_2}{(1 - \tau) y_{i,t+1} - c_{i,t+1}} = 0$$

上の式を変形すると、私的教育の下での最適消費  $c_{i,t+1}^{PR}$  が得られる。

$$c_{i,t+1}^{PR} = \frac{\alpha_1(1 - \tau)y_{i,t+1}}{\alpha_1 + \alpha_2}$$

さらに、 $y_{i,t+1} = h_{i,t+1}$  より、 $c_{i,t+1}^{PR}$  は次のように書き換えられる。

$$e_{i,t+1}^{PR} = \frac{\alpha_1(1 - \tau)h_{i,t+1}}{\alpha_1 + \alpha_2}$$

また、制約条件式より、 $e_{i,t+1} = y_{i,t+1} - c_{i,t+1}$  となることから、私的教育の下での最適教育投資  $e_{i,t+1}^{PR}$  が得られる。

$$e_{i,t+1}^{PR} = \frac{\alpha_2(1 - \tau)h_{i,t+1}}{\alpha_1 + \alpha_2}$$

さらに、 $y_{i,t+1} = h_{i,t+1}$  より、 $e_{i,t+1}^{PR}$  は次のように書き換えられる。

$$e_{i,t+1}^{PR} = \frac{\alpha_2(1 - \tau)h_{i,t+1}}{\alpha_1 + \alpha_2}$$

#### 参考文献

- Benabou, R. [1996], "Heterogeneity, Stratification, and Growth: Macroeconomics Implications of Community Structure and School Finance," *American Economic Review*, Vol. 86, pp. 584-609.
- Cardak, B. A. [2004a], "Education Choice, Endogenous Growth and Income Distribution," *Economica*, Vol. 71, pp. 57-81.
- Cardak, B. A. [2004b], "Education Choice, Neoclassical Growth and Class Structure," *Oxford Economic Papers*, Vol. 56, pp. 643-666.
- Eckstein, Z. and Zilcha, I. [1999], "The Effects of Compulsory Schooling on Growth, Income Distribution and Welfare," *Journal of Public Economics*, Vol. 54, pp. 339-359.

## 社会保障支出・国民負担率と経済成長\*

Social Security Expenditure, National Burden Rate and Economic Growth

須田茂夫（警視庁）

Shigeo SUDA, Metropolitan Police Department

### 1. はじめに

多くの先進諸国において高齢化の進展は顕著なものであり、GDPを合計すれば世界全体の7割近くになる国々において、今後10~30年の間に現在の日本なみの高齢化率に到達すると予測されている。

高齢化率が上昇すれば、社会保障支出の増大は必然的なものである。この分野での代表的な研究である Atkinson [1995] では、それまでの研究の成果をまとめた結果、社会保障支出の増大が経済成長に与える影響については、そのメカニズムも含め確定的な結果は得られていないと結論づけている。その後、理論および実証の両面からさまざまな研究が行われてきたが、現在に至るまで十分なコンセンサスのとれた結論は得られていない。

社会保障支出の増大は、同時に国民負担率の上昇、財政規模の拡大をもたらすものであり、結果的に高齢化率が上昇していくことは、社会保障支出による再分配の規模を拡大させていくことになる。

これまでの研究においては、国民負担率、政府の規模もしくは社会保障支出を個別に扱い経済成長に与える影響が検討されてきたが、経済

\* 本稿は日本経済政策学会第69回全国大会で発表した論文を加筆、修正したものである。討論者の吉田雅彦先生（愛知学院大学）及び参加者の方からコメントをいただいた。また、丸谷治史先生（京都産業大学）からも有益なコメントをいただいた。ここに記して御礼申し上げる。

本稿の内容・意見は筆者個人のものであり、所属する組織・団体の見解を示すものではない。

わせて論じていることは無理があるとしている。さらに、税・社会保障負担率から社会保障給付費率を引いた「純負担率」という指標を提示し、社会保障給付などの移転支出は、負担者から被給付者への再分配となり、政府活動全般を支えるための実質的な負担ではないことを強調している。

権丈 [2001] では、同様に再分配の部分を差し引いた一般政府活動の経費を比較すると国による負担率の差はあまりないことを指摘している。

### 3. 経済成長への影響

社会保障支出と、それを支えるための国民負担が、経済成長に影響をもたらすメカニズムについて、多くの説がある。年金給付が充実すれば、引退後における貯蓄の必要性を低下させるため、個人貯蓄率を低下させる。また、賦課方式の場合には、貯蓄率の高い現役世代から引退世代への所得移転となり、全体としての貯蓄率の低下をもたらすが、引退世代に遺産動機がある場合は、その影響は限定的なものとなる。年金給付や失業保険の充実は就労のインセンティブを損なうので労働供給の低下をもたらす。社会保障支出の増大による政府支出の拡大はクラウディング・アウトをもたらし経済成長を損なうものであるとされる。

これらの貯蓄率や労働供給といった新古典派成長理論に基づく供給面からの議論であるが、需要面を重視する議論もある。代表的なものとしては、カルドアの分配理論やクズネツの逆U字仮説などに派生したものがあげられる。これらの説では、経済成長と不平等の改善（所得分配率の上昇）には相関があるとされ、不平等化が極端に進めば需要不足に陥ることが示唆されている。

内生的経済成長理論の研究においても、経済成長と不平等の関係について多くの研究が行われたが、佐野 [2008] によれば、多くの研究結果において不平等は経済成長率を下げるところ

ているが、逆の結論もあり確定的な結論は得られないとしている。その上で経済成長と不平等の間には、非線形な逆U字型の関係が成立するというモデルを提示している。この逆U字型の関係が生じるメカニズムの説明として、公共支出には経済成長を高める外部効果がある一方で、それを防ぐための税率の上昇による資本蓄積の阻害というマイナスの効果があるため、不平等の程度により、両者のバランスが変化していくモデルを提示している。

近年における各国の社会保障制度は、かつての「停滞する福祉国家」のイメージに見られるような「貧困者、弱者の救済」を目的とするだけのものではなく、同時に経済成長を促進することを目指したものも多く見受けられる。

高齢者、障害者等に対する就労支援策は、対象者の所得増大だけでなく、労働力率の上昇をもたらす。子育て支援制度は、こうした効果に加え出生率を回復させて、長期的には人口減少・高齢化を緩和することができる。また、産業としての医療・介護市場の拡大は経済成長に寄与するという説もある。

### 4. 使用データ

#### 4.1 国民負担率の指標

負担率を示す指標の分母としては、国内の議論では、要素費用表示の国民所得を用いられることが多いが、その定義上、間接税を含まないものであり、税制の異なる国家間を比較するためには適切なものではないため、GDPを分母とすることとした。

分子には、租税及び社会保険料収入を用いて負担率とすることもあるが、多くの国が公債により財源を確保しているため、公債収入を含めないと政府の財政規模を反映するものとならないので、公債収入（財政赤字）も合計したいわゆる「潜在的国民負担」を分子とした。

#### 4.2 使用するデータ

本稿で使用するデータセットは国民負担率

表1 経済成長率への影響（単回帰）  
推計式 実質GDP成長率 =  $\alpha + \beta$  (説明変数 GDP 比)

説明変数	推計方法	$\beta$	t値	調整済決定係数
(1) 社会保障支出	ブーリング	-0.11	-4.80	0.08
	固定効果	-0.29	-4.06	0.05
(2) 負担率	ブーリング	-0.03	-2.45	0.02
	固定効果	-0.11	-3.13	0.03
(3) 社会保障支出 (移動平均)	ブーリング	-0.08	-5.60	0.14
	固定効果	-0.17	-5.29	0.13
(4) 負担率 (移動平均)	ブーリング	-0.05	-5.60	0.14
	固定効果	-0.10	-4.80	0.10

(純負担率)については、OECD “National Account”および“Economic Outlook”を、社会保障支出については、OECD “Social Expenditure”を使用した。これらのデータセットのうち、欠損値の多い国を除いたため、1980年から2007年までは8ヶ国<sup>1)</sup>、のデータ（異時点間クロスセクションデータ）により分析を行っていく。

## 5. 分析

### 5.1 単回帰による分析

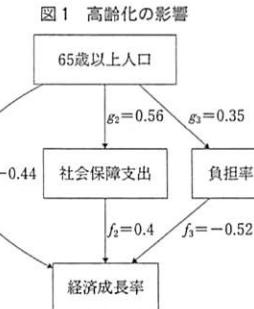
社会保障支出および負担率が実質GDP成長率に対し、どのように影響するかについて、パネル・データ分析の2つの推計方法（ブーリング・モデル及び固定効果(within) モデル）により分析を行った。表1は、その推計結果を示したものである。なお、F検定の結果はすべて固定効果モデルの選択を示すこととなった。

(1), (2)は、そのままデータを用いたものであり、先行研究の結果<sup>2)</sup>と同様に、決定係数が極めて低いものとなった。そのため、先行研究と同様に景気変動の影響を除去するため5期の後方移動平均をかけて分析を行ったものが(3), (4)である。5期の後方移動平均をかけた結果、決定係数の値は改善されたが必ずしも

高いものではなかった。社会保障支出及び負担率は、それぞれ経済成長率に対して、マイナスの影響をもっていることが示されている。

### 5.2 パス解析による分析

本節では、高齢化の進展と、それに伴う社会保障支出および国民負担率の増大の影響を調べるために、パス解析を行った。これは、説明変数間に相関があるために生じる多重共線性の問題を回避し、個々の影響を調べるためにある。被説明変数は実質経済成長率であり、説明変数は、前節で用いた社会支出と負担率の2つの変数（5期後方移動平均）と、新たに総人口に占める65歳以上の人口比率を用いた。65歳以上の人口比率のデータは、OECDのALFS<sup>3)</sup>を用いた。



3) Annual Labor Force Statistics (OECD).

1) オーストラリア、カナダ、フィンランド、フランス、イタリア、日本、オランダ、アメリカ。

2) 古川他 [2000] では5期後方移動平均、加藤 [2006] では増分が用いられている。

図1はその結果を示したものである。高齢化は経済成長率に直接にマイナスの影響をもたらすとともに、社会保障支出および負担率を上昇させる。負担率の上昇は経済成長に対してマイナスの影響を持つが、社会支出はプラスの影響をもたらす結果となった。

## 6. おわりに

本稿の分析の結果として、高齢化率が上昇する過程において、経済成長に対し、国民負担率および高齢化率そのものはマイナスの影響をもたらすが、社会保障支出は単回帰による分析ではマイナスであったが、パス解析による分析ではプラスの影響をもたらすことが示唆された。

社会保障支出が経済成長にプラスの影響を持つとしても、公債残高のGDP比が異常に高くなってしまっている現状では、安易な増大は避けるべきであると考えられる。

しかしながら、基礎的財政収支の改善を図るために、経済成長率を高めることは不可欠なことである。また、丸尾 [2004] では、経済が安定成長すれば、国民負担率が上昇しても可処分実質所得は改善されることを指摘している。

これらの点をふまえて、財政および社会保障制度の持続可能性、世代間の不公平の問題を合わせて検討していくことを今後の課題としたい。

## 参考文献

- 小塩隆士 [2005], 『社会保障の経済学』第3版, 日本評論社。  
 加藤久和 [2006], 「社会保障の規模と政府の役割」『社会保障研究』Vol. 42, No. 1, pp. 32~45.  
 権丈義一 [2001], 『再分配政策の政治経済学 I』慶應義塾大学出版会。  
 佐藤格 [2006], 「社会保障の規模と経済成長」『社会保障研究』Vol. 42, No. 1, pp. 17~28.  
 佐野浩一郎 [2008], 「不平等と経済成長」『経済学研究』Vol. 58, No. 2.  
 田中滋監修 [1997], 「国民負担率問題を考える」『安田火災記念財団叢書』No. 51.  
 田中 滋監修 [1999], 「社会保障制度と国民負担

## 少子高齢化する東南アジアへ 日本の高齢者雇用の経験を伝える意義と課題\*

A Study for Transferring Japanese Experienced Knowledge to Aging Southeast Asia

加藤 巍（和光大学経済経営学部）

Iwao KATO, Faculty of Economics and Business, Wako University

### 1. はじめに

いま、東南アジアの大都市は活気に溢れている。着実に、しかも急ピッチで、若い世代が親世代を上回る生活水準を達成している。

ところが、彼らの経済発展の裏側では深刻な出生率の下落が始まっている。すでに東南アジア地域の平均出生率(2.27)は、人口置換水準に近い(UN [2010])。しかも若林[2006]や小峰[2007]が指摘した如く、出生率は反転せず、少子高齢化が急速に進むと予測される。

翻って半世紀ほど前の日本で、例えば、東京オリンピック(1964年)のころ、当時の若者が現在のような少子高齢化を予見し得ただろうか。

言い換えると、1960年代の半ばに20歳前後だった若者にとって、自らが高齢者の仲間入りをする2010年代はじめに高齢者比率が20%を超えると想像するのは困難だったはずだ。

いま、同じことが東南アジアの街を颶爽と歩く、そして今世紀の半ばごろに高齢者となる(東南アジアの)若者についても指摘できるだろう。

そこで、本稿では、まず東南アジアの人々が①将来の少子高齢化を正しく認識すること、

\* 本稿は日本経済政策学会第69回全国大会(福山女学園大学)での報告を改訂したものである。報告には、小島宏教授(早稲田大学)と松浦司准教授(中央大学)から有益なコメントをいただいた。記して感謝したい。

また、本稿の基となる研究はユニペール財団(助成番号09.01.094)と和光大学総合文化研究所(2011年度プロジェクト研究)から研究支援を受けた。

②その対策につき議論を始める必要性を訴え、③将来の労働力人口の減少に備え、潜在的な人的資源を活用するよう提言する。中でも日本の高齢者雇用の知見を学び、取り込んでいくことが有益と論じ、提言する。

あわせて上記提言の実践的取組みもある、マレーシア人研究者らと協力して行っている日本でのフィールドワーク調査(2010年と2011年)の様子を紹介する<sup>1)</sup>。

### 2. 東南アジアの高齢化は進行が早い

高齢化の進行速度は、ある国が「高齢化社会(高齢者比率7%)」となってから、つぎに「高齢社会(同比率14%)」になるまでの「倍化年数」で示されることが多い。

この「倍化年数」は、新興国では短縮される傾向を持っている。その理由として大泉[2007]は、技術移転で見られる「後発性の利益」と同様の効果が、新興国では医療や衛生環境の面でも外的に与えられるからだとしている。

実際、東南アジア各国で予測されている倍化年数も短い。地域内で最も早く「高齢社会」となるシンガポールで20年(1999~2019年)、ついでタイが23年(2001~2024年)、ベトナムで15年(2018~2033年)、インドネシアは18年(2020~2038年)などとなっている<sup>2)</sup>。東南アジ

1) 2012年度はフィリピン人研究者とインドネシア人NGO関係者が来日した。

2) UN [2010], *World Population Prospects: The 2010*

ア全域で高齢化は日本の過去の経験(倍化年数が24年)と同等、ないしは、それを上回る速度で進行しているのである。

ついで「中位数年齢」を見る。これは総人口を年齢別に大きく二つのグループに分けた時、その真ん中(分岐点)に当たる年齢のことで、現状ではおおよそ社会全体の平均年齢に近い。

2010年には東南アジア全域の中位数年齢は27.5歳で、世界平均(29.2歳)よりも若かった。それが2050年にはシンガポールの中位数年齢が51.4歳、タイも46.8歳、ベトナム45.8歳、ミャンマー41.8歳、インドネシア41.6歳、ブルネイ40.2歳などとなる。このため東南アジア全域の中位数年齢は40.5歳となり、この年の世界平均(37.9歳)を上回る<sup>3)</sup>。

いまは若さを謳歌する東南アジアでも、これから30~40年の間に社会の平均年齢が20歳代から40歳代へ上昇していくのである。先述の「高齢社会」への倍化年数の短さと合わせて、その高齢化が急激であることがわかる。

こうした東南アジアの高齢化は、その進行の速さゆえに、2つの点で一層の深刻さがある。

まず、急速な高齢化のため、対策を講じる時間的余裕が限られていることだ。つぎに、社会保障制度の構築が十分でない中で、少子高齢化が進む可能性もあり、先進国の経験からは予測のつかない事態が起こるリスクも懸念される。

### 3. 労働力人口の減少と高齢者雇用の促進

国連人口部の2010年版将来人口推計の結果に基づくと、今世紀半ばにかけて東南アジア全域で生産年齢人口の減少が始まる。とくに2019年から減少が始まるシンガポールをはじめ、タイ(2020年開始)やベトナム(2034年)、インドネシア(2037年)では減少率も大きい<sup>4)</sup>。

Katoら[2010a]が指摘するように、生産年

*Revision.*

3) 同上。

4) 例えば、ベトナムでは2049年から労働力人口が年率1%超(約70万人)ずつ減少すると推計される。

齡人口の減少が起こるのであれば、高齢者雇用、すなわち「高齢者にも経済社会を支える担い手にならう」とことや「女性や障害者らの雇用促進」といったことが現実味を帯びてくる。

したがって、労働力人口減少を補う観点から、日本の豊富な高齢者雇用の経験を学び取り入れることは、東南アジアの将来の労働需給逼迫を緩和する一助となる。また、社会保障制度が不十分な場合、高齢者が自らの貢金収入で生活を支えるという望ましい選択肢を指示示す。

ここで先述の大泉の言葉を借りるならば、東南アジアの人々が日本の高齢者雇用について学ぶことは少子高齢化対策の仕組みづくりの面で「後発性の利益」を享受することにつながるといえよう。

### 4. 調査団の来日と経験知の移転の試み

昨今、アジア新興国の労働経済学や人的資源論を専門とする研究者の中で日本の少子高齢化的経験や知恵を学ぼうとする動きが見られる。

日本からも経験知を提供しようとする働きかけがある。そうした一環として、2010年6月および2011年8月に日本の実情を学ぶためマレーシアから若手研究者らが来日した。

彼らは受け入れ先の和光大学の案内で、高齢者雇用を促進する民間企業や高齢者向け福祉施設などを視察した。とくに「シルバー人材センター」への関心が高かった。設立の経緯、高齢者への斡旋業務の中身、仕事の種類、支払われる対価の仕組みなど詳細に聞き取り調査した。

研究者たちは、企業の取組みでは積水化学工業(株)が全社員の定年後の再雇用を積極的に推し進めている様子に感銘を受けていた。同社が進める、長期的なキャリアを展望するための細やかな仕組みは、マレーシアの企業や官公庁でも人事制度に取り込むことが可能かもしれない。とくに10年ごとに従業員がキャリア形成についてカウンセリングを受け、「定年後」を含めた相談までできることへの関心が高かった。

上記は単なるカウンセリングだけではなく、

30歳と40歳と50歳の同期社員がそれぞれに集まり、互いの業務について話し合う機会になっている。場合によっては、カウンセリング後に従業員が自らの業務（職場）の変更希望を出すこともできる。これは長いキャリアの途中で、従業員の自らの気付きにより、社内人材の適材適所を図るという点でも興味深い。

さらに、60歳定年間際の最後のカウンセリングでは再雇用後の職場について、本人の希望を優先することになっており、この時、10年ごとのカウンセリングで得た知識が生きてくるという。

マレーシアの研究者たちは、岐阜県の(株)加藤製作所（金型製作や自動車部品製造）で行われている、週末の工場を高齢労働者だけで稼働させる取組みにも高い関心を寄せている。同社は週末の工場を（新規採用の）高齢労働者だけで稼働させ始め、売上げを約3割増加させた。現場の「カイゼン」次第では高齢者の生産性が若者に決して劣らないとして注目している。

この高齢者の週末雇用に関して、Katoら[2010b]は、労働日（時間）を年齢階層別に分けて工場等を操業する仕組みとして紹介している。その論考では、週末を高齢労働者によって操業する場合をWOE（Weekend Operation by Elderly）モデル、一方、時間帯を分けずに若年層と高齢者層が一緒に働く場合をASE（All Day Support by Elderly）モデルとしている。そして、企業が新しいビジネススキームとして高齢労働者の活用モデルを組み込むことは、本来の企業目的を補完するとしている。

前述のようなマレーシア人研究者らとの共同調査やその報告に対しては、これまでマレーシア政府や民間団体からのレスポンスがあり、著者らは「マレーシア全国高齢者協会」や「人的資源省」で講演の機会を得た。こうした講演会やワークショップ、国際博覧会（ITEX 2012）への参加、国際学会<sup>5)</sup>での報告を通じて得た

(過去3年の)感触は、例えば、加藤製作所の取組みを「大変面白い、今後参考にしたい」といった前向きのものが多い。

しかしながら、研究者が行う知識移転が一過性になりがちということもあってか、未だに現地での具体的な運用実施には至っていない。

そこで、講演会などに加えて、2012年1月からは、来日調査も行ったマレーシア人大学院生らが（出身地や居住地の）サラワク州とサバ州において個別に企業や高齢者団体、公的機関を訪れて日本の事例紹介を行っている。

#### 5. “シルバー雇用”に関するインタビュー

2001年4月、加藤製作所はWOEを始めた。直後から著者らは同社の調査を行っている<sup>6)</sup>。

以下は、加藤景司社長に行ったインタビューの一部である。示唆に富んだ内容を含み<sup>7)</sup>、これまでアジア人研究者らの関心も高かった<sup>8)</sup>。

同社が高齢者雇用を始めたきっかけは、加藤社長いわく「地元には、働きたいけれど働く場がない高齢者が大勢いる」と地元の大学の調査で知ったことだ。社長自ら考え抜いた末に「ヤル気のある高齢者に土日に働いてもらえば、工場の稼働率を上げることもできるし、高齢者には生きがいを与える」と思い至った。

高齢労働者のことを加藤社長は親しみを込めて「シルバーさん」と呼ぶ。これまで最も大事にしてきたことは「シルバーさんが誇りを持って働ける」社内の工夫である。例えば、新規シルバーさん向けのマンツーマン技術講習、シルバーさんの苦言を（社長が）聞く社長面談、週末の権限移譲などを実施している。こうして同社は高齢者に気持ち良く働いてもらうことで、

5) RPBIC Conference 2010（開催地マレーシア）。

6) 2012年は6月18日と11月11日に話を伺った。

7) 詳細はKatoら[2010b]参照。

8) 加藤製作所については韓国テレビ局KBSや米国新聞ウォールストリートジャーナルなどの海外メディアでも取り上げられた。そこで、アジア人研究者はKatoら[2010b]の論文以外からも、加藤製作所の取組みを知ることができた。

#### 研究論文／共通論題：少子高齢化する東南アジアへ日本の高齢者雇用の経験を伝える意義と課題

彼らの働く意欲を引き出し、そのことが高齢労働者の生産性の高さの維持につながっているという。

また現在、加藤製作所は高齢者雇用のモデル企業と目されている。その結果、岐阜県からの委託で、働く意欲を持つ高齢者の受け入れ（高齢者が疑似的に工場体験する）事業が始まった。これまで、同社で2ヶ月研修を受けた高齢者が他社に就職するなど成果もあがっている。

同様に、地元市役所からも職員を1ヶ月間程度受け入れて、実際に週末の高齢者雇用の現場を体験してもらうことも行った。いわば、高齢者雇用のノウハウを学ぶ「シルバー人材活性化塾」といった役割を担っている」という。

仮に加藤製作所のような、高齢者雇用について実践的に学べるモデル企業が増えていけば、そこで学んだ高齢者が新たに就職した先の企業経営者へ高齢者雇用のノウハウを伝えることができる。つまり、高齢者自身が「シルバー雇用を促進する経営者を育てていく」ことになる。

#### 6. おわりに——今後の課題——

以下、今後の課題について述べたい。

まず、高齢者雇用の個別事例を伝える一方、より普遍的に経験知を吸収してもらうためには、モデル化したものを提示することが望ましい。

一例として高齢労働者を企業組織の中でどのように処遇するのか、若年労働者と協働させるのか否かといった視点から分類・モデル化できる。すなわち、高齢労働者を企業の通常業務にあてて若年者と協働させる「混合型」、派遣高齢労働者を適宜業務に投入する「組込型」、特定の日を高齢者だけで運営するような「分離型」といった3類型モデルを提示できるだろう。

ついで、高齢者雇用を長期にわたり実施してきた企業等が抱える課題に触れる。それは、いわゆる「第二定年」の問題である。つまり「高齢者にいつまで働いてもらうのか」の判定は難しく、何らかの基準が求められている。

この課題に対して、現在、著者らの研究プロ

ジェクトでは、高齢者がどの程度に雇用される（被雇用）能力を保持しているのかについて、ESC指標（Employability of Senior Citizen）と名付けた、健康指数+客観評価+自己評価を基本とした指標づくりを始めている。

最後に、高齢者雇用の仕組みといった経験知をスムーズ、かつ継続的に東南アジアへ移転させるため、現地で活動しているNGOやNPOなど地域密着型の組織に知識移転のチャネルへ加わってもらう。これにはNGO・NPOとの協力関係の構築はもちろん、NGOやNPO職員への教育、また、彼らが地元の官民向けに使えるプレゼン用資料や教材の開発などが求められている。

#### 参考文献

- Kato, I., Furuoka, F., Lim, F. Y. and Mahmud, R. [2010a], "Progress of Japan's Senior Citizens Employment," *Human Resource Economics*, Chapter 8, University Malaysia Sabah.  
 Kato, I., Furuoka, F., Lim, F. Y. and Hanim, K. P. [2010b], "Case Study of Successful Senior Citizen Employment in Japan," *Researchers World*, Vol. I, Issue 1.  
 UN [2010], *World Population Prospects: The 2010 Revision*.  
 大泉啓一郎 [2007],『老いてゆくアジア』中央公論新社。  
 小島宏 [2003],『東アジアの少子・高齢化と社会構造の変化』内閣府経済社会総合研究所編『研修テキスト』pp. 1-41.  
 小峰隆夫 [2007],『超長期予測老いるアジア』日本経済新聞社。  
 若林敬子 [2006],『近年にみる東アジアの少子高齢化』『アジア研究』Vol. 52, No. 2.

## 金融サービス業における範囲の経済性\*

—国際金融コングロマリットに関する実証分析—

Economies of Scope in the Financial Services Industry:  
An Empirical Analysis of International Financial Conglomerates

林 興(東洋大学大学院経済学研究科)

Xing LING, Graduate School of Economics, Toyo University

### 1.はじめに

1980年代後半から、世界的な金融規制の緩和と金融工学の発展を受け、欧米の大手商業銀行を中心に、預貸業務を本業とした商業銀行ビジネスモデルから銀証兼営の金融コングロマリットビジネスモデルへの転換が進められてきた。これらの銀行の収入構造をみると、非金利収入の営業収入に占める割合は純金利収入のそれとほぼ同じ水準にまで高まった。

しかし、世界同時金融危機以後、銀行の証券業務の兼営が危機発生の原因と見なされ、銀証の分離について活発な検討がなされるようになった。仮に銀証分離などの規制強化が実施されれば、金融コングロマリットは収益性的低下による経営悪化に陥り、ひいては金融システムの安定性に悪影響が及ぶ可能性が否めない。このため、改めて金融業務の多角化による経済効果を確認し、その結果を踏まえた上で最適な金融規制を構築・保持する必要性がある。

本稿では収入面と費用面の両面から商業銀行を中心とした国際金融コングロマリットの業務多角化による範囲の経済性の有無について実証分析を実施する。

\* 本論文は日本経済政策学会第69回全国大会における報告論文に基づくものである。座長の柳川隆先生(神戸大学)、討論者の宇佐美竜一先生(大阪学院大学)、またレフューリーから有益かつ貴重なコメントを頂いた。この場を借りて厚く御礼申し上げる。なお、本稿におけるすべての誤謬は筆者の責に帰する。

### 2. 業務の多角化による範囲の経済性

商業銀行が異業種に参入して業務の多角化を図る最大の狙いは、複数の業態を兼営することにより、収入の増加とコストの削減を通じて範囲の経済性を享受することである。

#### 2.1 収入面の範囲の経済性(収入の増加)

銀行が金融コングロマリット化し、顧客のニーズに合わせて異なる金融商品を提供する体制を整えれば、これは銀行全体の収益増に寄与することが期待される。例えば、金融コングロマリット内の証券部門が企業の社債を発行する過程において、証券部門が蓄積した該当企業の財務記録や信用記録情報を銀行部門に共有すれば、銀行がその企業に貸出を行うとき、与信調査にかかる費用を節約できる。

また、個人顧客は一つの銀行の窓口で複数の金融商品を購入すれば、個々の金融商品を別々の金融機関で購入するより、移動時間と交通費等の購入コストを節約できる。銀行にとって、販売した金融商品が増加したため、金利収入だけではなく、手数料など非金利収入の増加も見込まれる。さらに、近年個人顧客の資産運用サービスへの需要が高まるなか、銀行はコングロマリット内の証券会社などと連携すれば、富裕層などの顧客獲得にもつながる。

#### 2.2 費用面の範囲の経済性(費用の削減)

銀行が一つの店舗(ワンストップ・ショッピング)で顧客に同時に複数の異なる金融商品を提供する体制を整えると、店舗の統廃合により

テナント料の節約が可能となる。また、一つの店舗の職員が複数の金融商品知識を身につけて顧客のニーズに対応すれば、職員一人当たり業務効率のアップにつながり、単位当たりの人員費の削減もできる。

次に、近年インターネット・テクノロジーとマルチメディア・テクノロジーの革新により、銀行もデリバリー・チャネルシステムの構築に力を入れている。金融コングロマリット内異業種のデリバリー・チャネルシステムを統合すれば、顧客情報の収集にも役に立ち、事務処理の簡素化と高度なセールスを顧客に提供することが可能となる。例えば、前述した金融コングロマリット内の証券部門が企業の社債を発行する過程において、証券部門が蓄積した該当企業の財務記録や信用記録情報を銀行部門に共有すれば、銀行がその企業に貸出を行うとき、与信調査にかかる費用を節約できる。

ここまで分析してきたように、理論上では銀行が異業種に参入することによって収入面と費用面の両面から範囲の経済性を実現することができる。次節では、国際金融コングロマリットの財務データを用いて収入面と費用面の両面から業務の多角化による範囲の経済性について計測する。

### 3. 範囲の経済性に関する実証分析

金融コングロマリットの業務の多角化による範囲の経済性に関する実証分析が数多く存在するが、統一的な見解は得られていない。原因としては金融コングロマリット誕生後の歴史が浅いため、データの蓄積が不十分なことがあると考えられる。本稿ではより長い期間において金融コングロマリットの範囲の経済性を計測することで、その問題を克服する。また、国際金融コングロマリットを対象としている点は、先行研究と異なる本稿の特徴である。

本節では、前多他[2003]と永田他[2004]に習い、コブ・ダグラス型関数を用いて28行の国際金融コングロマリット<sup>1)</sup>を対象に、2004

研究論文／産業政策：金融サービス業における範囲の経済性  
年～2010年の年次財務データを用いて業務の多角化による範囲の経済性についてパネルデータ分析を行う。データベースはBureau van Dijk社のBankscopeと各行のAnnual Reportである。

まず、次のようなコブ・ダグラス型生産関数を用いて業務の多角化による銀行の収入面の範囲の経済性を計測する。

$$\ln R_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln L_{i,t} + \alpha_2 \ln E_{i,t} + \alpha_3 M_{i,t} + U_{i,t}$$

被説明変数は、金利、配当収入から金利費用を引いた純金利収入( $R$ )であり、説明変数は貸出残高( $L$ )、その他収益資産( $E$ )と純金利マージン( $M$ )とした。貸出については貸倒引当金を控除した純貸出、その他収益資産には銀行の貸出以外の収益源泉になる資産、純金利マージン(NIM)には正味受取利息の有利子資産の残高に対する比率を用いた。各国の金融コングロマリットのビジネスモデルの違いと各国の金利差を考慮して、純金利マージンを変数として分析する。また、 $R_{i,t}$ は金融コングロマリット*i*の*t*期の純金利収入、 $L_{i,t}$ を同じく*t*期の貸出残高、 $E_{i,t}$ を同じく*t*期のその他収益資産、 $M_{i,t}$ を同じく*t*期の純金利マージンとする。

上記の計測結果については、推定式の $E_{i,t}$ の係数 $\alpha_2$ が正の値をとれば銀行が銀行以外の業務を兼営する場合に銀行部門の収入にプラスの効果が働くことを、負の値をとれば収入面の範囲の経済性が存在しないことを示唆する。

分析にあたっては、まず全期間(2004～2010年)について推定し、その後で世界同時金融危機前後に分けてそれぞれの期間の収益面の範囲の経済性について推定を行う。結果は表1のとおりである。

全期間において各説明変数は1%水準で有意

1) 日米欧・英・瑞・加・中国の金融監督当局より大手金融コングロマリットとして認識されており、あるいは金融安定理事会からSIFIs(システム上重要な金融機関)として特定され、通常より高い自己資本負担を求められる見込みの銀行である。

表1 金融危機及び危機前後の範囲の経済の推定結果の比較

期間(年)	貸出 $\alpha_1$	その他収益資産 $\alpha_2$	NIM $\alpha_3$	決定係数 $R$	サンプル
2004~10	0.712	0.195	0.486	0.991	196
全期間	(10.692)***	(3.478)***	(13.435)***		
2004~06	0.397	0.084	0.385	0.990	84
危機前	(1.712)	(0.612)	(3.669)***		
2007~10	0.711	0.250	0.518	0.994	112
危機後	(8.222)***	(2.711)***	(10.532)***		

注：カッコ内は  $t$  値。\*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意。

であり、修正済決定係数は 0.991 と回帰式の当てはまりも良い。 $E_{i,t}$  の係数  $\alpha_2$  は 0.195 と正であり、銀行が他業を兼営する場合、1 単位のその他収益資産を増加することによって、銀行部門の純金利収入が 0.195 増えることを示す。また、NIM の係数は 0.486 と高い数値となり、各銀行の NIM が銀行の純金利収入にかなり強く影響していることを示す。

世界同時金融危機発生以後（2007～2010 年）の範囲の経済性は全期間より大きい。これは、金融危機以後、各国の中央銀行が金融緩和を行ったにもかかわらず、自己資本比率の増強に迫られた各金融コングロマリットが資金を貸出に回せず、その他収益資産を増加させてきた結果と考えられる。金融危機の影響で、各金融コングロマリットは資金を安全資産の国債等にシフトし、国債等からの利息収入が収入面の範囲の経済性を押し上げたと考えられる。一方、世界同時金融危機発生前の期間では範囲の経済を確認することができなかった。これは、買収あるいは新規参入等による統合後の調整期間が終了しておらず、実際の収益にはまだ結びついでいないという可能性がある。

次に、コブ・ダグラス費用関数を利用して業務の多角化による銀行の費用面の範囲の経済性を計測する。

$$\ln C_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln L_{i,t} + \alpha_2 \ln E_{i,t} + U_{i,t}$$

ここでは被説明変数の営業費用 ( $C$ ) を金融コングロマリットの銀行部門の営業費用と非銀行部門の営業費用とし、説明変数を貸出残高

( $L$ )、その他収益資産 ( $E$ ) として推計を行う。推定式の  $C_{i,t}$  は金融コングロマリット  $i$  の銀行部門または非銀行部門の  $t$  期の営業費用、 $L_{i,t}$  を金融コングロマリット  $i$  の  $t$  期の貸出残高、 $E_{i,t}$  を同じく  $t$  期のその他収益資産とする。基本的な考え方としては、当該部門以外の係数  $\alpha$  が負の値をとれば、銀行部門あるいは非銀行部門が当該部門以外の業務を兼営する場合、当該部門の費用の削減につながり、費用面の範囲の経済性が存在すると推察される。一方、係数が正の値をとれば、当該部門の費用の増加をもたらす、費用面の範囲の経済性が存在しないと判断できる。

分析結果は表2にまとめている。範囲の経済性の存在を示す係数がすべて正の値となっていることがわかる（銀行部門の  $\alpha_2$  は 0.090、非銀行部門の  $\alpha_1$  は 0.775）。被説明変数を銀行部門の営業費用と非銀行部門の営業費用に分けてそれぞれ推計を行った場合においても、費用面の範囲の経済性は確認できない。また、金融コングロマリット全体の費用面の範囲の経済性を観測すると、

$$\text{銀行部門の } \alpha_2 + \text{非銀行部門の } \alpha_1 > 0$$

であり<sup>2)</sup>、これは金融コングロマリット全体に

2) 費用面の範囲の経済性 ( $C(y_1, y_2) < C(y_1, 0) + C(0, y_2)$ ) をみるためには、銀行部門の  $\alpha_2 +$  非銀行部門の  $\alpha_1 < 0$  であれば、範囲の経済性があるとされる。すなわち、仮に金融コングロマリット内のある部門に費用面の範囲の経済性が存在しなくとも ( $\alpha > 0$ )、他部門に当該部門の正の費用面の範囲の経済性を打ち消すほど強力な  $\alpha$  を持つて

表2 費用面の範囲の経済性

	銀行部門 営業費用	非銀行部門 営業費用
$R$	0.990	0.943
貸出 $\alpha_1$	0.629 (9.975)***	0.775 (3.835)***
その他	0.090	-0.050
収益資産 $\alpha_2$	(1.702)*	(-0.295)

注1：カッコ内は  $t$  値。\*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意。

注2：銀行部門の  $\alpha_1$  と非銀行部門の  $\alpha_2$  は規範経済性を表している。非銀行部門の係数は負で銀行部門より高い規範経済性を示しているが、有意ではない。

おいて費用面の範囲の経済性が存在しないことを示す。

費用面の範囲の経済性を観測されなかった原因としては、まず、金融コングロマリットが証券業務等を行う際に、優秀な人材を確保するためには高額報酬を提供している。とりわけ、企業資金調達の多様化を背景に、欧州のユーバーサル・バンクにおいて、企業金融分野を中心に過度に伝統な商業銀行業務を縮小し証券業務等に集中する傾向があったため、非銀行部門の人事費等の営業費用が銀行部門のそれをはるかに上回っている。このため、貸出（トランザクション型貸出を含む）の増加につれ、非銀行部門の営業費用が銀行部門よりも大きく増えている（表2）。したがって、費用面における範囲の経済性を享受するにはこうした高額報酬体系の見直しが必要となる。また、金融コングロマリットが競争力の向上と収入の拡大に莫大な IT 投資を行っていることにも原因があると考えられる。

#### 4. まとめ

本稿では国際金融コングロマリットにおける業務の多角化による範囲の経済性について分析を行った。得られた結論は以下の通りである。

いれば、金融コングロマリット全体に範囲の経済性があると結論付けられる。

(1) 銀行が金融コングロマリット化し、証券業務等を兼営する場合、収入面には範囲の経済性が存在する。ただし、経営システムが統合され、関連業務とのシナジー効果等収入面の範囲の経済性が現れるまでには一定の期間を要する。

(2) 銀行が証券業務などを兼営する場合には、費用面の範囲の経済性を確認できない。これは、金融コングロマリットの費用面の管理の失敗などから範囲の不経済性が生じたことが原因となっていると考えられる。費用面の範囲の経済性を享受するには、金融コングロマリット化と同時に一層の費用の削減を図ることが求められる。

#### 参考文献

- 永田貴洋・前多康男・今東宏明 [2004]、「金融コングロマリットと範囲の経済：収益面の分析」『FSA リサーチ・レビュー 2004』 pp. 23-42.  
 前多康男・永田貴洋 [2003]、「金融コングロマリットと範囲の経済」『金融庁金融研究研修センター平成 15 年度ディスカッションペーパー』 No. 9.  
 Benston, G. J. [1994], "Universal Banking," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 8, No. 3, pp. 121-143.  
 Haldane, A. G. [2010], "The \$100 Billions Questions", *Comments Given at the Institute of Regulation & Risk*, March, Bank of England.

## 宅地価格時系列データの推計と投資収益性の計量分析\*

Time Series Modeling of Real Estate Prices and Capital Returns

石島 博（中央大学大学院国際会計研究科）

前田 章（東京大学大学院総合文化研究科）

Hiroshi ISHIJIMA, Graduate School of International Accounting, Chuo University

Akira MAEDA, Graduate School of Arts and Sciences, The University of Tokyo

### 1. はじめに

不動産は資産として国富の2/3に上り、あらゆる経済活動の基盤となっている。さらに2008年の金融危機が示すように、ローカルな住宅市場の動向は世界の金融市場と直接つながっており、相互に強い影響を及ぼしあっている。そうした経済の実情に鑑みれば、不動産市場を国内外の金融市場と同じ脈絡で統一的に分析・理解することが極めて重要であると言える。

しかしながら、学問や研究の現状を見てみると、金融資産を扱うファイナンス理論と不動産を扱う経済理論とは必ずしもうまく接合しておらず、両資産を統一的に扱えるような理論体系や方法論が十分に確立されているとはとても言えない。こうした現状が続いている理由としては、次のような点が挙げられよう。

第一に、ファイナンス理論で大前提とされることが、実際の不動産の市場では容易には当てはまらないということである。その大前提とは、「対象とする資産の価格、およびその増減率であるリターンを、公開取引市場にて高頻度の時間間隔で観測できる」ということである。不動産は証券と違って、実際の取引が稀であり、飛び飛びの時点での価格しか観測値として得られない。そのため、クロスセクション方向に不動

産価格を分析・評価あるいは比較することはできるものの、時系列方向に、高度な確率過程を利用した最新のファイナンス理論を適用・展開することができないのである。

第二に、不動産では地域や用途などによって価格形成要因が異なることがしばしばで、同一需給圏ごと、あるいは物件用途ごとに市場が細分化されているということである。これでは金融市場のデータと同列の定量的扱いはできない。

本研究では、株式・債券等の金融資産と同様の枠組みと方法で不動産を分析できるよう新たなフレームワークを提案し、あわせてその有効性を示すべく実証分析を行う。

### 2. 統計モデル

本節では、不動産価格分析において代表的とされるリピート・セールス・モデル [Case and Shiller, 1989] とヘドニック・モデル [Lancaster, 1966; Rosen, 1974] を再考し、それらに整合的な不動産価格の統計モデルを提案する。リピート・セールス・モデルとは、時点  $t$  において層区分  $i$  に属する  $j$  番目の不動産の対数価格  $\log H_{i,t}$  を三つの要因に分解して次のように表現するものである。

$$\log H_{i,t} = m_t + \mu_{i,t} + \eta_{i,t} \quad (1)$$

ここで、 $m_t$ ：時点  $t$  における不動産市場全体の対数価格水準。 $\mu_{i,t}$ ：時点  $t$  における不動産の層区分  $i$  の個別性を反映し  $m_t$  とは相関を持た

ずランダムウォークする項(正規分布に従う)。 $\eta_{i,t}$ ：時点  $t$  における個々の不動産(層区分  $i$  に属する  $j$  番目の不動産)の個々のばらつき( $m_t$  とも  $\mu_{i,t}$  とも相関を持たず、正規分布に従う)。

上記のように価格の対数に着目する研究は広く行われているが、一方で、それが必ずしも実証分析によくフィットするとも限らないことも知られている。そうした場合、対数の代わりに Box-Cox 変換 [Box-Cox, 1964] を用いることが一つの対処法である。本研究でもそれに従う。

$$H_{i,t}^* = m_t + \mu_{i,t} + \eta_{i,t} \quad (2)$$

を「拡張リピート・セールス・モデル」と名付ける。ここで、 $H_{i,t}^*$ ：時点  $t$  において層区分  $i$  に属する  $j$  番目の不動産価格に、べき乗変換(対数変換の(1)を包含する)を施したものである。

このモデルの特徴のうち、重要な点としては、次の2点が挙げられる。

- 不動産のべき乗価格が正規分布に従う。
- それは三つの要因に分けて表現でき、その第2項は、価格形成が共通しうる立地地域や用途といった「層区分」によって特徴づけられる。後者に言う第2項は  $\mu_{i,t}$  を指すが、これは「不動産の個別性が反映されている項」と言い換えることもできよう。この個別性という点について以下で議論を深めてみたい。

分析対象とする市場全体に  $M$  個の不動産物件があるとする。また、それらは、不動産が立地する地域や用途などによって  $N$  個の「層区分」に分類できるとする。各層区分  $i$  に属する不動産の数を  $n_i$  とする。定義により、その  $i$  に関する合計は  $M$  である。

「層区分」は、それぞれの不動産物件の築年数や最寄駅からの徒歩距離など、その物件を特徴付けるものと深く関連している。これらを「属性」と呼ぶ。こうした属性と不動産価格との関係は、ヘドニック・モデルによる分析がよく知られているところである。具体的には、不動産価格を、築年数や最寄り駅からの徒歩時間などの  $K$  個の属性によって説明するものであ

る。ここで、 $x_{i,t}^{(k)}$  は層区分  $i$  に属する  $j$  番目の不動産が有する属性  $k$  の量を表し、 $K$  個の属性をまとめて  $x_{i,t} = (x_{i,t}^{(1)}, \dots, x_{i,t}^{(K)})'$  と書く。 $H_{i,t}^*$  に対して統計モデルが次のように表現される。

$$H_{i,t}^* = H_t^*(x_{i,t}) \\ \equiv \alpha_{i,t} + \sum_{k=1}^K (\beta_t^{(k)} + \nu_t^{(k)}) x_{i,t}^{(k)} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

ここで、 $\nu_{i,t} = (\nu_{i,t}^{(1)}, \dots, \nu_{i,t}^{(K)})'$  は、平均0の  $K$  次元の正規分布に従い、その共分散行列は  $G$  と書かれる。式(3)のモデルは、回帰係数が  $i$  によって変動するというもので、統計学的には「混合効果モデル」と呼ばれる。

次に、同じ  $H_{i,t}^*$  を記述する二つの式(2)と(3)の関係性を吟味してみよう。式(3)における  $x_{i,t}^{(k)}$  を次のように書き直す。

$$x_{i,t}^{(k)} = \bar{x}_t^{(k)} + \Delta \tilde{x}_{i,t}^{(k)} + \Delta x_{i,t}^{(k)}$$

ここで、各変数は次のように定義される。 $\bar{x}_t^{(k)}$ ：不動産全体が平均的に有する属性  $k$  の量。 $\tilde{x}_{i,t}^{(k)}$ ：層区分  $i$  に属する不動産が平均的に有する属性  $k$  の量。 $\Delta \tilde{x}_{i,t}^{(k)} := \tilde{x}_{i,t}^{(k)} - \bar{x}_t^{(k)}$ ：平均量  $\bar{x}_t^{(k)}$  を基準とした、層区分  $i$  が有する属性  $k$  の平均量  $\tilde{x}_{i,t}^{(k)}$  に由来する差異。 $\Delta x_{i,t}^{(k)} = x_{i,t}^{(k)} - \tilde{x}_{i,t}^{(k)}$ ：各個別の不動産が有する属性  $k$  の量  $x_{i,t}^{(k)}$  に由来する差異。

式(3)は次のように書き直すことができる。

$$H_{i,t}^* = \bar{m}_t + \bar{\mu}_{i,t} + \bar{\eta}_{i,t} \quad (4)$$

ただし、以下の表記を用いる。

$$\begin{aligned} \bar{m}_t &= \sum_{i=1}^K \beta_t^{(k)} \bar{x}_t^{(k)} \\ \bar{\mu}_{i,t} &= \alpha_{i,t} + \sum_{k=1}^K \nu_t^{(k)} \bar{x}_t^{(k)} + \sum_{k=1}^K (\beta_t^{(k)} + \nu_t^{(k)}) \Delta \tilde{x}_{i,t}^{(k)} \\ \bar{\eta}_{i,t} &= \sum_{k=1}^K (\beta_t^{(k)} + \nu_t^{(k)}) \Delta x_{i,t}^{(k)} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

こうして式(2)と(3)は互いに矛盾しない形で関連していることがわかる。

### 3. インプライド・キャピタルリターン

層区分  $i$  に属する  $j$  番目の不動産物件に対して、時点  $t$  の取引価格は  $H_{i,t}^*$  であるが、この同一の物件が時点  $t-1$  でも取引されていたなら、

\* 日本経済政策学会第69回全国大会にて明海大学・前川俊一先生、日本大学・手塚広一郎先生に貴重なご講評を頂いた。深く感謝したい。

その価格は  $H_{ij,t-1}$  である。そこで、時点  $t-1$  と時点  $t$  で挟まれた期間  $t$  における不動産価格の「キャピタルリターン」 $R$  は、 $R_{ij,t} = (H_{ij,t} - H_{ij,t-1})/H_{ij,t-1}$  となる。しかしながら、「はじめに」でも論じたように、現実の市場においては、時点  $t-1$ 、時点  $t$  と続けて、同一物件が取引されるということは極めて稀である。そのため、同一物件についてキャピタルリターンの時系列データを得ることは事実上不可能となっている。

これに対して、式(3)の推定結果を用いれば、時点  $t$  でのみ取引された属性  $x_{ij,t}$  を持つ不動産が、もし時点  $t-1$  で取引されたとしたら、そのときに評価されたであろう価格  $H_{t-1}(x_{ij,t})$  が計算でき、それを通してキャピタルリターンの計算ができるようになる。具体的には、時点  $t-1$  に対する推定値  $\hat{H}_{t-1}(x_{ij,t})$  を用いて

$$\tilde{R}_{ij,t} = (H_{ij,t} - \hat{H}_{t-1}(x_{ij,t})) / \hat{H}_{t-1}(x_{ij,t}) \quad (5)$$

とする。これを「インプライド・キャピタルリターン」と呼ぶことにする。これで、あたかもすべての時点  $t$  でのキャピタルリターンが知れている時系列データが揃うことになる。

さらに、式(2)～(4)左辺で不動産価格に施す Box-Cox 変換が十分に対数変換に近いとき（すなわち、式(2)の近似として式(1)が許容できるとき）、式(5)のインプライド・キャピタルリターンを近似的に、三つの項に分解し直すことができる。すなわち、

$$\begin{aligned} \tilde{R}_{ij,t} &\cong H_{ij,t}^* - \hat{H}_{t-1}^*(x_{ij,t}) \\ &= \Delta\tilde{m}_t + \Delta\tilde{\mu}_{ij,t} + \Delta\tilde{\eta}_{ij,t} \end{aligned} \quad (6)$$

こうした操作を通して、不動産価格の性質をより詳細に分析することができるようになる。

#### 4. 実証分析

式(2)～(6)を利用して実証分析を行う。ここで分析対象とするデータは、国土交通省土地総合情報システムより取得可能な宅地（土地と建物）、中古マンションという二つの種類の不動産についての取引価格と属性である。データ

期間は、本システムが提供する2005年第3四半期から2010年第4四半期までの22個の四半期データである。

分析は、宅地と中古マンションに分けて行うこととする。すなわち、その宅地と中古マンションのそれぞれについて、「東京都心5区（千代田区、中央区、港区、渋谷区、新宿区）」「その他東京都区部」「名古屋市」「大阪市」という四つの地域に属する不動産のデータを抽出し、これを不動産の個別性を生む四つの層区分とする。また、実証分析の都合上、不動産価格自体ではなく、これを基準化した1平米あたりの不動産価格を取り扱う。これを説明する属性としては、「築年数（AGE, 年）」と「最寄駅からの徒歩時間（WALK, 分）」を取り上げる。これらは住居用の不動産として最も基本的と考えられるからである。

結果は以下の通りである。まず、宅地（土地と建物）と中古マンションの1平米あたりの価格について、2005年第3四半期から、2010年第4四半期までの各四半期において、混合効果モデルである式(3)を用いた推定を行った。その結果、築年数と駅徒歩という二つの属性ファクター、および切片（地域ダミー変数）は、わずかな例外を除いて、どの四半期・どの層区分においても有意に推定された。

次に、回帰分析の結果を用いて、式(5)によるインプライド・キャピタルリターンを生成した。さらに、式(6)に基づいて、その要因分解を四半期ごとに行った。これにより、インプライド・キャピタルリターンをすべての不動産に共通する項、不動産の層区分ごとに変動する項、および誤差項という三つの要因に分解した。その結果を表1に示す（表で、「全体」は式(6)の  $\Delta\tilde{m}_t$  に、それ以外の列は  $\Delta\tilde{m}_t + \Delta\tilde{\mu}_{ij,t}$  にあたる）。

#### 5. 不動産投資の平均・分散分析

前節で推計したインプライド・キャピタルリターンの時系列データを用いれば、いわゆる平均・分散分析を行うことができる。

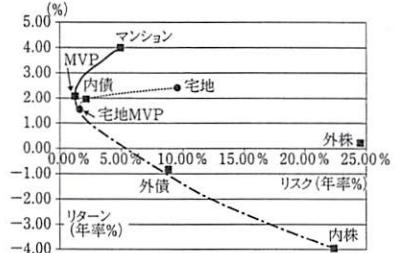
表1 中古マンションのインプライド・キャビタリリターンの要因分解

	全体	都心5区	都区部	名古屋市	大阪市
2005.4	0.53%	0.79%	-2.59%	0.84%	3.08%
2006.1	4.27%	-3.42%	3.89%	9.26%	7.42%
2006.2	1.70%	7.14%	-0.57%	-1.67%	1.90%
2006.3	-3.54%	-4.00%	1.99%	-7.79%	-4.34%
2006.4	3.24%	-3.09%	6.06%	3.58%	6.40%
2007.1	4.86%	8.52%	4.51%	5.92%	0.47%
2007.2	4.98%	1.92%	-1.00%	12.10%	6.88%
2007.3	0.92%	4.23%	1.41%	1.92%	-3.87%
2007.4	0.35%	-3.34%	1.60%	-2.95%	6.08%
2008.1	0.10%	-2.10%	1.73%	2.44%	-1.66%
2008.2	-1.90%	1.85%	-3.93%	-2.90%	-2.63%
2008.3	1.12%	0.29%	-0.72%	5.23%	-0.31%
2008.4	-3.78%	-5.15%	-3.89%	-4.37%	-1.72%
2009.1	-1.70%	-2.33%	-2.29%	1.55%	-3.71%
2009.2	0.08%	0.04%	0.21%	0.07%	0.01%
2009.3	2.01%	1.32%	1.58%	2.54%	2.61%
2009.4	0.16%	0.73%	2.26%	-1.50%	-0.86%
2010.1	4.52%	4.15%	2.92%	6.45%	4.56%
2010.2	0.15%	3.87%	-0.05%	0.07%	-3.28%
2010.3	0.02%	-2.46%	1.95%	3.05%	-2.47%
2010.4	3.06%	3.43%	2.31%	2.43%	4.06%

資産運用ポートフォリオを構成する典型的かつ伝統的な資産として、次の四つの資産に着目する。国内株式（そのインデックスとして MSCI Japan Net 指数、円建て）、国内債券（野村 BPI の総合指数、円建て）、外国株式（MSCI Kokusai Net Index、ドル建てを円換算）と外国債券（WGBI Non JPY、円建て）である。前節までの分析によって、これらのポートフォリオに不動産物件を組み入れることが可能になる（以下では、物件一つではなくそれらをまとめた、宅地と中古マンションに関するインデックスを作成し利用することにする）。

まず、資産のリターンのそれぞれについて、標準偏差と期待値を求め、さらに資産間の相關係数行列を求めた。その上で、Markowitz の平均・分散モデルの意味で最適な、いわゆる有効フロンティアをリスク・リターン平面上に描いた（図1）。これは図中の点「MVP」から点「マンション」を結ぶ曲線となる。ただし、ここでいう「MVP」は、伝統資産と中古マンションについての最小分散ポートフォリオである。

図1 平均・分散分析の適用



一方、伝統資産と宅地に関する有効フロンティア（点線）は、伝統資産と中古マンションに関する有効フロンティアの内側に位置している。つまり、伝統資産に宅地を加えるより、中古マンションを加える方が平均・分散の意味でより良いポートフォリオを構成しうることを意味する。さらに言えば、有効フロンティア上の中古マンションと、これと大きな負の相関を持つ「内債」とが重要な資産となることがわかる。

#### 6. おわりに

本論文は、不動産資産と金融資産を同列に評価・分析することを可能にする考え方と枠組みを提案するものである。これにより、ファイナンス理論が不動産投資に適用可能となる。実証分析により、金融資産と比較検討しつつ、不動産の投資としての意義を考察した。

#### 参考文献

- Case, K. E. and Shiller, R. J. [1989], "The efficiency of the market for single-family homes," *American Economic Review*, Vol. 79, No. 1, pp. 125-137.
- Lancaster, K. J. [1966], "A new approach to consumer theory," *Journal of Political Economy*, Vol. 74, pp. 132-157.
- Rosen, S. [1974], "Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition," *Journal of Political Economy*, Vol. 82, pp. 34-55.

## 保育環境整備の経済財政的背景と地域間格差

The Economic and Financial Effects on Improvements  
of Child Care Environments in Japan and its Regional Gaps

増田幹人（内閣府）

Mikito MASUDA, Cabinet Office

### 1. はじめに

今日、少子化対策は少子化の進展にともない重要な位置づけとなっているが、その中で保育環境の整備は、1994年におけるエンゼルプランの策定以降、重要な役割を担ってきている。また、2003年に次世代育成支援対策推進法が制定されて以来、少子化対策の実施主体が地方自治体に移ってきており、地方自治体の觀点から、保育環境の整備が経済財政要因によりどのような影響を受けているのかを明らかにすることは重要である。

そこで本研究では、保育環境の整備を15～49歳女子人口1人当たりの保育所数（以下、保育所数）の増加、すなわち保育供給の増加として捉え、2000年および2005年における市町村別のマクロデータを用いることにより（東京23区を含む）、保育所数に及ぼす経済財政要因の影響を示すとともに、経済財政要因が保育環境整備の地域間格差に対して及ぼす影響について考察する。

### 2. わが国における保育供給

まず、本分析で用いる保育供給を定義する。ここで保育供給とは、保育環境整備の指標である保育所数<sup>1)</sup>の増加として捉えるが、保育所を必要とする人口に対する過不足の状態を考慮す

るため、当人口で標準化する必要がある。よく用いられる方法としては、保育環境指標を0～5歳人口などで除す方法がある<sup>2)</sup>。しかしこの方法に対しては、宇南山[2009, 2011]が問題を提起している。すなわち、分母が結婚・出産の意思決定の結果である子供の人口であるため、分子の保育所数が出産行動を通じて分母の子供数に影響を与える可能性があるという問題である。

この問題を解決するため、宇南山[2009, 2011]では、都道府県別の20～39歳や20～44歳の女性人口に対する保育所定員数の比率を保育所の整備状況の指標としている。20～39歳や20～44歳の潜在的に出産を行う（ひいては潜在的に保育所を利用する）可能性のある女性の数で標準化することにより、分子が分母へ影響が及ばない構造となる。

本分析では、宇南山[2009, 2011]の考え方を参考にして、保育所数を15～49歳の女子人口で除すことにより標準化を行った。対象年齢を15～49歳としたのは、保育所を必要とするのは出産可能な当該年齢の女性だからである<sup>3)</sup>。

2) ただし、保育環境の整備と言う場合、保育所数ではなく保育所定員数を用い、それを主に保育所を必要としている人口で除すことが多い。しかし、本分析では市町村別データを用いている都合上、データの制約から、保育所数を用いている。

3) 本分析では保育所数を15～49歳女子人口で除したが、15～49歳の女子有配偶人口で除した方が、保育所を需要するという意味においてはより適切だと考えることもできる。しかしその場合、分子の保育所数が分母の有配偶

### 3. 保育環境整備の決定要因

次に、保育環境の整備を表す保育所数を被説明変数とする回帰モデルを推定することにより<sup>4), 5)</sup>、保育環境整備の決定要因についての分析を行う。説明変数としては、人口1人当たり国庫支出金額（国庫支出金額/人口）、人口1人当たり地方交付税額（地方交付税額/人口）、人口密度（人口/可住地面積）、47都道府県別ダミーを用いた。推定式は以下の通りである（lnは自然対数、^は後で示すように推定値を表す）。

[2000年]

$$\ln(15\sim49\text{歳女子人口 } 1\text{人当たり保育所数}) = \beta_1 \ln(\text{人口 } 1\text{人当たり国庫支出金額}) + \beta_2 \ln(\text{人口密度}) + \sum_j \beta_j * 47\text{都道府県別ダミー}$$

[2005年]

$$\ln(15\sim49\text{歳女子人口 } 1\text{人当たり保育所数}) = \beta_1 \ln(\text{人口 } 1\text{人当たり地方交付税額}) + \beta_2 \ln(\text{人口密度}) + \sum_j \beta_j * 47\text{都道府県別ダミー}$$

2000年においては人口1人当たり国庫支出金額（以下、国庫支出金額）、2005年においては人口1人当たり地方交付税額（以下、地方交付税額）を説明変数に加えたのは、公営保育所の運営費が一般財源化された2004年以前は国庫支出金額が、それ以後は地方交付税が保育環境整備の重要な財源だと考えられるからである。すなわち、公営保育所の運営費は、2003年ま

人口に影響を与え、宇南山[2009, 2011]が指摘した問題が発生する可能性もあるので（すなわち、保育環境が整備されると就業・出産・育児の両立がしやすくなると判断され、結婚が促進される可能性がある）、ここでは15～49歳女子人口で除すこととした。

4) 通常のOLSで推定した。

5) 推定に際しては、自然対数に変換するため、値がゼロの自治体は1とした。

で国庫補助金や県負担分により補助されていたが、2004年からは一般財源化され〔泉, 2005; 鈴木, 2004〕、国庫補助金および県負担分は地方交付税に算入され、新設された所得譲与税とあわせて財源保障されることとなった（私営保育所については従来通り）。すなわち、公営保育所の運営は義務的支出でなくなったのである。ここでは、2000年における国庫支出金額の係数と、2005年における地方交付税額の係数を比較する。

また、人口密度を説明変数に組み入れたのは、人口密度の高い地域の方が、面積の制約から、保育所数よりも保育所定員数を増加させるよう行動すると考えられるからである。また、人口密度の高い都市的な地域ほど保育需要に対して保育供給が過小になる（すなわち、15～49歳女子人口1人当たり保育所数が少ない）と考えられる。したがって、人口密度の高い地域ほど保育所数が少ないという負の関係が予想される。

なお、都道府県別ダミーは、各都道府県の特異性を考慮に入れるために設定した47のダミー変数である。

また、設定した説明変数のうち、人口密度と47都道府県別ダミー以外はそれぞれ保育所数から影響を受ける内生変数であると考えられるため、それぞれを操作変数に回帰して求めた推計値を用いて推定を行った。すなわち、保育所での受け入れ人数が多いほど、地方交付税額や国庫支出金額は増額されると考えられるからである。

そこで、国庫支出金額と地方交付税額は、人口1人当たり地方債額（以下、地方債額）、財政力指数、公債費負担比率、経常収支比率に回帰することによって得られた推計値を用いた。財政力指数とは、基準財政需要額に対して、基準財政収入額がどれだけであるかという財政力の強さを表す指標である。また、公債費負担比率とは、地方債の元利償還に必要となる費用に充当された一般財源が一般財源総額に対して占

1) 本分析で保育所数と言った場合、公営と私営を合わせた総保育所数のことである。

表1 内生変数の推定結果

	ln (人口 1人当たり 国庫支出 金額)	ln (人口 1人当たり 地方交付 税額)
	2000年	2005年
定数項	-0.78 -(1.31)	-1.63 -(1.50)
ln (人口1人 当たり地方債額)	0.38 (27.15)***	0.24 (6.81)***
ln (財政力指数)	-0.14 -(6.42)***	-1.89 -(43.59)***
ln (公債費負担 比率)	-0.04 -(1.01)	0.48 (8.86)***
ln (経常収支比 率)	0.61 (4.27)***	0.54 (2.13)**
修正 $R^2$	0.35	0.77
サンプル数	3,225	1,732

注: \*\*\*は1%, \*\*は5%, \*は10%で有意。下段はt値。

める割合である。また、経常収支比率とは、地方税、普通交付税など毎年度経常的に入ってくる一般財源に対する、人件費、扶助費、公債費など毎年度経常的に支出され、縮減が困難な経費の占める割合である〔内田、2002〕。財政力指数は財政力の強さを示す指標であると考えられることから、国庫支出金額と地方交付税額に対して負の影響を及ぼす一方、地方債額、公債費負担比率、経常収支比率は財政力の弱さを表す指標であると考えられることから、国庫支出金額と地方交付税額に対して正の影響を及ぼすことが予想される。

推定結果は表1に示す通りである。2000年の公債費負担比率が有意でなく符号が予想と異なることを除けば、いずれの説明変数の符号も予想通りであり、かつ有意となっている。

なお、本分析で使用したデータは以下の通りである。保育所数は厚生労働省「社会福祉施設等調査」、人口は総務省「国勢調査」、税関係は同省「市町村別決算状況調」から用いた。

表2 保育所数の決定要因についての推定結果

	ln (15~49歳女子人口当たり保育所数)	
	2000年	2005年
ln (人口1人当たり 国庫支出金額 <sup>a</sup> )	0.99 (13.51)***	
ln (人口1人当たり 地方交付税額 <sup>a</sup> )		0.39 (12.36)***
ln (人口密度)	-0.62 -(17.86)***	-0.44 -(11.44)***
修正 $R^2$	0.31	0.39
サンプル数	3,225	1,732

注: 47都道府県別データの結果は割愛。  
\*\*\*は19%, \*\*は5%, \*は10%で有意。下段はt値。<sup>a</sup>は操作変数に回帰したモデルにより推定された値。

#### 4. 推定結果

保育所数の決定要因についての推定結果は表2に示す通りである(47の都道府県別データの推定結果は割愛しているが、すべて有意となっている)<sup>6)</sup>。国庫支出金額は、2000年において正で有意であり、地方交付税額は2005年において正で有意となっている。このことは、公営保育所が一般財源化される2004年以前は国庫支出金額が、一般財源化後は地方交付税額が保育環境整備を促進させていることを示している。

ただし、2000年の国庫支出金額の係数と、2005年の地方交付税額の係数を比較すると、国庫支出金額の係数は0.99とほぼ1に近い値であるのに対して、地方交付税額の係数は0.39となっており、大きく1を下回っている。このことは、地方交付税は国庫支出金ほどに保育所を増やすようには作用しておらず、また地方交付税の影響自体小さなものであることを示しているが、これは以下のように解釈することができる。

6) 本分析で使用しているデータがマクロデータであることから、本推定結果が必ずしも変数間の因果関係を示しているわけではない。したがって、本研究では、変数間の因果関係の可能性を示唆するに留まる。

すなわち、公営保育所の運営費が一般財源化されて以降、地方交付税は保育環境整備にとって重要な財源となつたはずであったが、公営保育所の運営が義務的支出でなくなつたため、財政力に余裕のない自治体が保育所運営費の節減・圧縮を余儀なくされた可能性を示唆していると考えられる。要するに、公営保育所の運営費を節減・圧縮した自治体の分だけ、地方交付税を保育環境の整備財源として使用しておらず、その結果、地方交付税に対する保育環境整備の依存は国庫支出金と比べると弱いのである。

以上のことは、地方交付税が保育環境整備の主要な財源である以上、保育環境の整備には一定程度の地域間格差が存在することを示唆するものであると考えることができる。

またここで重要なのは、2005年において、総保育所数を公営保育所数に置き換えて推定を行っても、地方交付税額の符号は同じであるとともに、係数は総保育所数の場合と非常に近い値となることである(推定結果は割愛)。このことは、私営保育所数の総保育所数に占めるウェイトが小さいため、総保育所数を主に決定しているのは、公営保育所数を決定する地方交付税額であることを示すものである。この場合、2005年において、国庫支出金額が私営保育所数に及ぼす影響についても分析を行う必要があるが、データの制約上、本研究では対象としなかった。これについては、今後の課題としたい。

また、人口密度の符号は予想通り有意に負であった。

#### 5. 結論

本分析では、保育環境の整備を表す指標として15~49歳女子人口当たりの保育所数を用い、これに対する経済財政要因の影響を定量的に示した。その結果、国庫支出金と地方交付税が保育所数を増加させる効果を比較すると、国庫支出金の効果の方が大きく、また地方交付税の効果自体小さなものであった。このことは、地方交付税が保育環境整備の主要な財源である以上、

保育環境の整備には一定程度の地域間格差が存在することを示唆するものであると考えられた。

したがって、地域間の公平性の観点から保育環境の整備を推し進めていくことを目的とするならば、現状においては、保育環境整備に対する支出を義務的支出として位置づけることも含めて、中央政府からの移転の拡充について検討することが必用ではないかと考えられる。

#### 参考文献

- 泉眞樹子 [2005], 「我が国の保育の現状——規制緩和、待機児童、学童保育を中心に——」『調査と情報』No. 490.
- 内田和男 [2002], 「地域の高齢化と地方財政の硬直化」北海道大学編『経済学研究』Vol. 52, No. 1, pp. 121-125.
- 宇南山卓 [2009], 「少子高齢化対策と女性の就業について——都道府県別データから分かること——」『RIETI Discussion Paper Series』10-J004.
- 宇南山卓 [2011], 「結婚・出産と就業の両立可能性と保育所の整備」『日本経済研究』No. 65, pp. 1-22.
- 鈴木尚子 [2004], 「保育分野の規制緩和と改革の行方」『リファレンス』4月号, pp. 5-27.

# 労働の所得・資産分配率に関する仮説\*

## Theories on the Labour's Relative Income and Asset Share

丸尾直美（尚美学園大学）

莊 発盛（尚美学園大学）

Naomi MARUO, Shobi University

Fatt Seng CHONG, Shobi University

### 1. 分配公正を促すメカニズムは存在するか

ニコラス・カルドアは、1960年に「分配の代替的学説 (Alternative Theories on Income Distribution)」という論文をエコノミック・ジャーナルに発表した<sup>1)</sup>。この論文に端を発したポール・M. サミュエルソンやR.M. ソローなどとの論争を通じてマクロ分配理論が発展した。実証研究としては、1950年代にサイモン・クズネツが示唆した所得分配に関するU字型趨勢変動の仮説とそれを裏付ける論が発展した。

分配に関するこのような理論と実証的 (positive) 論と同時に、分配の公正とは何かというジョン・ロールズやM.サンデルの論のようなノーマティブな面を含む論もある。

本稿は分配理論とその実証分析を発展させて、所得と資産の分配に関するpositiveな仮説と同時にnormativeな政策をも提唱し、その根拠を示そうとする研究である。

\* 権丈善一教授から全般にわたっての適切なコメントを、丸谷治史教授からはマクロ労働分配率と企業レベルでのミクロ分配率との関係に関する詳い指摘を受けた。深謝したい。

1) カルドア教授は、本稿の著者の一人（丸尾）が、1972, 73年に、ケンブリッジ大学留学中、大学院の指導教授であり、当時、名譽教授であったJ.M.ミード教授とともに研究を指導してくださった恩師である。カルドア教授からは、マクロ分配理論を、ミード教授からは資産の経済的重要性とボリシー・ミックス論を学んだ。本稿の分配理論とボリシー・ミックス論は今は亡き両教授の理論の発展であり、両教授に負うところが大きい。

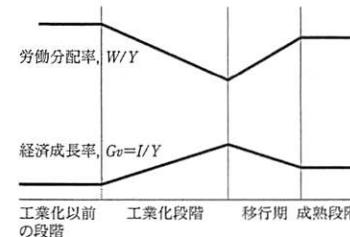
の国に関してその推論の裏付けを試みたことがある（例えば、丸尾・藤田 [1965]）。サイモン・クズネツの所得分配のU字型趨勢変動仮説はよく知られているが、本稿では労働分配率に関する経済成長率と資本係数が高くなる工業化段階でU字あるいはV字型の趨勢変動が生ずる論理的根拠をカルドア・モデルを拡張したマクロ分配モデルで示す（(1)式及び図1）。

$$\frac{W}{Y} = 1 - \frac{Gv}{Sp - Sw} + \frac{Sw}{Sp - Sw} \quad (1)$$

記号の説明：W: 賃金, P: 利潤, Y: 国民所得 = W + P, Y = I + C, G: 経済成長率, v: 界限資本係数, σ: 投資の生産性 = 1/v, I: 投資, r: 利潤率, C: 消費, Sp: 資本家階級の貯蓄性向, Sw: 労働階級の貯蓄性向, Sp > Sw, A: 資産, Ω: 労働分配率, r: 資産の利潤（収益）率, pの添え字は資本家階級であることを示す。

しかし、近年、最先進国で労働分配率が再び低下する傾向がみられたが、それは一つには経済のグローバル化で、労働集約的生産物が低賃金国へアウトソーシングされ、本国の非熟練労働者の賃金を抑制するからである。もう一つは後に述べるように、資産の対GDP比が上昇し、しかも、これまでのところ資産の不平等が拡大過程にあるからである。

図1 労働分配率の趨勢変動に関する仮説



### 2.2 資産/GDP比の趨勢的上昇仮説

第2に、工業化過程で資本蓄積が進行すると、

研究論文／分配政策：労働の所得・資産分配率に関する仮説  
国民総資産額の対GDP比をはじめ、個人金融資産の対国民所得比など、ストックの資産額のフローの所得に対する比率が高くなる傾向があることを日本の場合について計量的に示し、そうなる論理的理由を示唆した（丸尾・莊 [2012]）。

### 2.3 労資間の資産分配のU字型変動の可能性

第3に、資産分配は工業化の過程で、不況で中断されながらも不平等化が進行するが、労働階級が貯蓄を続け、労働階級の労働分配率Ωと貯蓄性向Swと資産の収益率r\_wが高くなると、労働階級の資産の増分ΔAw (= YΩSw(1+r\_w)σ) が、資本家階級の所有する資産額の増分ΔAp (= Y(1-Ω)sp(1+r\_p)σ) を上回り（ΔAw > ΔAp）。長期的にはAw > Apとなる論理的可能性がある。こうして長期的には資本家階級と労働階級の資産所有の不平等も拡大から縮小傾向に転ずるメカニズムが働き、資本家階級と労働階級という区分自体が不適切になる論理的理由がある。かつてP. ドラッカーは労働者の年金資産が巨大になり、「見えざる」社会主义「革命」が生じていると述べ、スウェーデンでは1980年代に労働者共同基金を設立してその基金で主要会社の株式を共同購入する制度を立ち上げたことがある。被雇用者という意味での労働階級は、最も成熟した国では、就業人口では90%台、労働分配率では80%台を占めるだけでなく、資産所有のシェアも大きくなり、企業の株主になり得るシェアを持つ。

### 2.4 最適労働分配率の定理

第4に、企業の場合、労働者にとって最適な労働分配率とは何かというノーマティブな問題に論理的に答える。すなわちある企業の労働者にとって、①その企業での労働者の雇用期間が長いほど、②企業の利潤からの貯蓄（再投資）率と③資本の生産性が高いほど、したがって企業の成長率が高いほど、そして他方、④時間割引率が小さいほど、企業の最適労働分配率

(ボーナス、福利厚生費などを含む労働所得総額の付加価値に占める比率)は低くなり、1/2(50%)に近づく。その場合の最適労働分配率とは当該企業で働く労働者の想定雇用期間全体にわたっての所得総額の現在価値を最大化する分配率である。

### 2.5 分配の公正とは何か

第5に、分配の公正 (distributive justice) とは何かというノーマティブな問題を考える。

分配の公正とは何かについては①幸福（福祉）の最大化に求める功利主義、②自由な社会契約による分配を公正とみなす社会契約論、③公正には道徳的価値の想定が不可欠とみる立場、と三つの立場があると M. サンデル [サンデル, 2010] はいう。福祉経済学は「最大多数の最大幸福」を追求するジェレミー・ベンサムの功利主義的考え方を経済学に持ち込み、幸福の経済学的対応物である福祉を最大化する①から出発した。そして A. C. ピグーは分配の平等化も福祉を高めるとしたが、福祉の個人間の比較はできないので、分配の平等化が福祉を増進させると科学的には言えないとのライオネル・ロビンズの反論で、その主張は挫折した。その後、アマルティア・センの確率的平等論や平等化が福祉を増進させる場合もあるとの J. C. ハーサニーの指摘等もあったが、経済学の主流は、パレート最適に近づく場合に限り分配の公正も福祉を高めるとみる。②の社会契約論としては、ジョン・ロック、J. J. ルソー、J. M. ブキャナンなどがあるが、既得権下の社会契約は公正ではないとの考え方から、ジョン・ロールズは『公正論』(Theory of Justice, 正義論と訳される) で「無知のヴェール」(既得権が何人にも不明な状態) の想定上の社会契約から公正原理として、生存基本財 primary goods の分配最優先と、「分配の不平等化はそれにより生産が増えるなどで、分配上不利になる者の状態をもかえって改善される場合にのみ公正」だとする格差原理を導出した。生存財の分配優先基準は、生存に

かかわる最低賃金、基礎年金と生活保護・医療・介護のナショナル・ミニマムの優先的に保障すべきとの社会保障論に根拠を与える。格差原理は市場原理によって生ずる許容できる不平等の程度を示唆する。社会契約論は、パレート最適の合意（何人も反対しない）を前提とする点では、経済学の伝統とも矛盾しない。格差原理も制約条件付きの貢献度原理であるから、市場原理とも矛盾しない。

マイケル・サンデルは功利主義と契約論では、公正（正義）は説明しきれないとして、道徳的価値の想定が究極的には必要だとする。科学としての経済学から道徳的価値判断を排除する立場だったグンナー・ミュルダールも、晩年、「より高い価値判断」の仮説的想定が必要だと考えに転じた（ミュルダール著、丸尾訳 [1971]）。多義的な分配の正義（公正）を矛盾なく説明する哲学的な試みもあるが〔渡辺幹雄, 2004〕、経済学のポリシー・ミックスの手法を用いれば、多義的な分配の公正を両立させることができるのである（後述）。

### 3. 分配平等と市場メカニズム

市場メカニズムは生産や消費の最適配分 (allocation) と需給均衡という望ましい結果をもたらす。分配決定もミクロ的には限界原理によって、マクロ的にはカルドア・モデルなどによって市場メカニズムで説明される。分配不平等は正の市場メカニズムに関しては定説がないが、『経済不平等に関するオックスフォード・ハンドブック』[2009] の序で述べられているように、「非常な不平等が成長への障害として働くこともありうる」。例えば分配の不平等が極端化すると消費需要が行き詰まり、バブル崩壊などで、分配の不平等が結果的に是正される。また、市場の国際化は、一方で、先進国の賃金上昇を抑え、先進国内の分配を不平等化するが、他方、原理的には資本、労働などの生産要素の国際的平準化で後発国の賃金を上げ、国際的平等化に寄与する。平等化が経済成長に有利に働く

場合 (J. M. ケインズ) や平等化が「生産的」な場合 (G. ミュルダール) も指摘されている。本稿も「分配不平等化を是正するマクロ市場メカニズムが働く」ことを示唆する。

### 3.1 三つの意味での分配の公正

分配の公正とは何かに関しても①平等 (equality), ②衡平 (equity), ③公平 (fairness) という三つの意味での公正があり、この三つの意味での公正自体が両立しない。しかし、ポリシー・ミックスの手法を用いて、表1のように三つの意味での分配の公正目的に、それぞれの意味での分配の公正を実現するに適した三つの政策手段を割り当てれば、三つの意味での分配の公正を同時に実現できる。

表1 分配公正実現のポリシー・ミックス

目的手段	平等 equality	衡平 equity	公平 fair
生存基礎財の平等保障	最低賃金、基礎年金や生存に係る医療や介護サービスの保障		
貢献（能力・努力）に応ずる分配		応能賃金 従前所得 比例年金	
公平なルールと審判			独占禁止・ フェアナルルールと審判

### 3.2 分配公正への「神の見えざる手」は働くか

この結論は市場メカニズムが理想的に機能するに想定すれば、最低生活を保障する政策 (safety net) と fair な競争を維持する政策以外には政府の経済介入の必要がないという新自由主義の結論に近くなる。

しかし、効率も均衡も公正も市場メカニズムに委ねれば、自動的に実現されるものではない。①最低の所得およびサービスを提供する primary goods を保障することと、②市場メカニズムが機能するような社会経済の枠組みを維持して、③fair な競争を維持することに加えて、

研究論文／分配政策：労働の所得・資産分配率に関する仮説

④極端な経済的不均衡と分配の不公平化が累積的に生じないようにすることも政府の役割である。⑤さらに J. E. ミードの指摘で、J. ロールズが『正義論』の1990年の改定版で追加したように、出発点での不平等を生む資産分配の不平等を是正する財産所有民主主義をも、分配平等の条件に付け加えるべきである。

### 参考文献

- Rawls, J. [1999], *A Theory of Justice*, revised edition, Belknap Harvard.
- Kaldor, N. [1964], *Essays on Economic Policy*, Duckworth.
- Meade, J. E. [1993], *Liberty, Equity, and Efficiency*, Macmillan.
- 丸尾直美・藤田至孝 [1965], 『賃金分配の新しい考え方』ダイヤモンド社。
- 丸尾直美・莊発盛 [2012], 「市場メカニズム・最適資源配分・所得分配」『尚美学園大学総合政策論』第14号。
- ミュルダール, G./丸尾直美訳 [1971], 『社会科学と価値判断』竹内書店新社。
- サンデル, マイケル／鬼澤忍訳 [2010], 『これからの「正義」の話をしよう』早川書房。
- 渡辺幹雄 [2000], 『ロールズ正義論の行方』増補新装版, 春秋社。

## 気候変動政策モデルにおける世代内と世代間の衡平性\*

Intra- and Intergenerational Equities in Energy-Climate Policy Modeling

前田 章（東京大学大学院総合文化研究科）

長屋真季子（昭和女子大学グローバルビジネス学部）

Akira MAEDA, Graduate School of Arts and Sciences, The University of Tokyo

Makiko NAGAYA, Faculty of Global Business, Showa Women's University

### 1. はじめに

エネルギー・気候変動政策のための理論モデルやコンピュータシミュレーションモデルは、その多くがRamseyモデルを基礎としている。こうしたモデルの中で重要な役割を果たす構成要素の一つに社会厚生関数がある。これは現在から将来に亘るすべての経済主体の厚生を足し合わせたものであるが、標準的な設定では、各時点（世代）における代表的経済主体の瞬時の効用関数に時間割引係数を掛けて総和を取ったものが広く用いられる。多くの場合、瞬時の効用関数は「消費の限界効用弾力性」 $\eta$ によって、また、時間割引係数は「社会的時間選好率」 $\rho$ によって特徴づけられている。すなわち、社会厚生関数は以下のように記述される。

$$W \equiv \int_0^\infty u(c_t) L_t e^{-\rho t} dt \quad (1)$$

ただし  $L_t = e^{\mu t}$  および  $u(c) = c^{1-\eta} / (1-\eta)$

言いかえると、この $\eta$ と $\rho$ という二つのパラメータによって社会厚生が特徴付けられ、モデルの振る舞い自体がこれらによって決定されるという形になっている。

\* 第69回全国大会にて青山学院大学・松本茂先生、愛知学院大学・酒井邦雄先生に貴重なご講評を頂いたことを深く感謝する。本研究の実施に当たっては、部分的に科学研究費補助金（No.21330054, No.23241019）および環境省・環境研究総合推進費（S10-1(3)）の支援を受けた。

周知のように $\eta$ と $\rho$ の経済学的意味合いについては長い議論があり、純粋な経済理論の構築の手段としては、十分に確立され、受容されているものと言える。その一方で、観測される実経済との結びつきや、倫理的・哲學的な概念という点では、諸説あるところである。特に、気候変動問題のように超長期で何世代にも亘る問題の場合、具体的にどのような値を、どのような根拠をもって設定すべきか、という段階で多くの議論が発生し、とても確立され受容されているものとはほど遠い状態となっている。実際のモデル計算においても、著名な気候変動研究の間で大きな隔たりがある。Dasgupta [2008]によれば、Cline [1992]では $(\eta, \rho) = (1.5, 0\%)$ 、Nordhaus [1994]では同 $(1, 3\%)$ 、Stern [2006]では同 $(1, 0\%)$ が主として使われており、分析結果が大きく異なる主因となっている。

こうした議論の多い状況は、特に $\rho$ のほうでは深刻である。 $\rho$ は各世代の瞬時の効用関数を重み付けする役割を担っており、世代間の衡平性という倫理的な問題に直接的に関わることになる。そのため、モデル構築上の利便性、現実の経済との整合性、倫理的な規範性の観点から、容易に解けないパラドックスが内包されることとなっている。最近では、先に挙げたDasgupta [2008]が、それまでの議論を概観した上で、さらにリスクや不確実性という要素が入り込んできた場合、 $\eta$ との関連で $\rho$ の値の

設定に様々な制約が発生することを示している。

気候変動と世代間の衡平性を巡って、 $\rho$ に議論が集中する一方で、 $\eta$ の位置付けはややわかりにくい。上述のように $\rho$ と一体となって社会厚生関数を規定することに鑑みれば、世代間の衡平性とも無関係とも言えない。Buchholz and Schumacher [2010]は、こうした観点から $\eta$ と $\rho$ の交換可能性について2時点モデルの枠組みで考察し、 $\eta$ の設定が世代間の衡平性という点で $\rho$ にとって代わり得ることを示した。

本研究は、以上のような世代間の衡平性と時間選好、さらにそれらと関連する $\eta$ について、議論を整理し、 $\eta$ と $\rho$ の交換可能性について新たな解釈を与えるものである。

### 2. 世代間の衡平性の観点

一つの世代が一つの代表的経済主体で表わされるとし、時点 $t$ におけるその瞬時の効用関数を $U_t(C_t)$ とすると、社会厚生関数は、それらの重み付け平均として次のように記述される。

$$W(\{C_t\}_{t=0}^\infty) \equiv \int_0^\infty U(C_t) D_t dt$$

ここで、 $\{D_t\}$ は重み付け関数であり $\int_0^\infty D_t dt = 1$ である。 $\{D_t\}$ は本来どのような関数でも構わないが、「時間整合性」を満たすような関数で、かつ、時間にのみ依存するものは指數関数しかり得ない。すなわち、 $D_t \equiv \rho e^{-\rho t}$ であり、この右肩の $\rho$ が「社会的時間選好率」を表わすことになる。

### 3. 世代内の衡平性の観点

次に、 $\eta$ について、Atkinson [1970]の議論を通して見てみよう。それは、ある時間の断面について、「所得格差」の優劣を付ける方法や指標について考察するものであった。まず、各経済主体の可処分所得を $y$ として、その時間の断面における社会全体の厚生を考える。これはその時点での各経済主体の可処分所得に基づくなんらかの効用の総和として次のように表わ

$$U(Y) \equiv \int_0^{\bar{y}} v(y) f(y) dy$$

$$\text{s.t. } Y \equiv \int_0^{\bar{y}} y f(y) dy$$

ここで、 $v(y)$ は可処分所得 $y$ を持つ経済主体の効用であり、 $f(y)$ はその分布関数である。 $Y$ は社会全体の可処分所得総計であり、 $U(Y)$ は $v(y)$ を集約したものとなっている。そこでこの $U(Y)$ が（ある特定の時点における）社会全体の厚生の判断基準になりえるには、 $v(y)$ について、特定の性質が必要であろうと推測される。Atkinsonの考え方は、期待効用の考え方方がそのまま適用できる、というものであった。まず、これを次のように書き直す。

$$U(Y) \equiv \left( \int_0^{\bar{y}} f(y) dy \right) \cdot E'[v(y)]$$

(Yは同上)

すると、これは、不確実性下の意思決定の評価基準「期待効用」と形式上同じになっていることがわかる。期待効用論では、 $y$ が同じ期待値を持つのであれば、その不確実性が少ない（確率分布の広がりが小さい）方が望ましい、と考えられる。都合の良いことは、 $v(y)$ がCRRA型の関数の場合、 $U(Y)$ も同様の形式をしており、同じ「リスク回避係数」を用いて表現されるという性質が知られている。そこで、その「リスク回避係数」 $\eta$ を「不平等回避係数」と読み替えれば、社会の不平等性に対する選好を表現できることになる。

前節と併せて、以上の議論から、式(1)の評価関数において、「各時点における衡平性」はAtkinsonの相対不平等回避係数 $\eta$ で表わされている一方で、「時間をまたがる衡平性」については、時間選好率 $\rho$ で表現されている、といえる。

$\rho$ と $\eta$ それぞれの性質についてまとめると次のようになる。

○  $\rho$ が大きいほど、現在世代を将来世代よりも重要視する社会を表わす。

- $\rho$  が小さいほど、現在世代よりも将来世代を重視する社会を表わす。
- $\eta$  が大きいほど、世代内における不平等を回避することを好む（すなわち、衡平性を尊ぶ）社会を表わす。
- $\eta$  が小さいほど、世代内における不平等を回避することを好まない（すなわち、不衡平を許容する）社会を表わす。

#### 4. 二つの衡平性の交換可能性

式(1)とそのもとの  $\eta$  と  $\rho$  の経済的意味合いを前提として、 $\eta$  と  $\rho$  の間の交換可能性が経済学的にどのような意味を持つか再考してみよう。いま、 $\eta$  を  $\Delta\eta$  微小変化させたと仮定する。これにより、動学モデルの導きだす消費や資本の経路は変化し、結果的に式(1)によって表わされる社会厚生  $W$  も変化する。そこで、同時に、 $\rho$  を時間に沿って  $\{\delta\rho_t\}_{t=0}^{\infty}$  微小変化させることを考える。この変化によっても動学モデルの導きだす消費や資本の経路は変化する。もし、 $\rho$  の微小変化  $\{\delta\rho_t\}_{t=0}^{\infty}$  を適切に選ぶことにより、 $\eta$  の微小変化  $\Delta\eta$  によって生み出された変化を打ち消すことができるならば、 $\rho$  と  $\eta$  はパラメータとして、交換可能ということができよう。

社会厚生関数を次のように書くこととする。

$$\begin{aligned} W(\{c_t\}_{t=0}^{\infty}, \eta, \rho, \Delta\eta, \{\delta\rho_t\}_{t=0}^{\infty}) \\ \equiv \int_0^{\infty} c_t^{1-(\eta+\Delta\eta)} e^{-\int_0^t (\rho+\delta\rho_\tau) d\tau} e^{\eta t} dt \end{aligned} \quad (2)$$

最適消費経路は次のように表わされる。

$$\begin{aligned} \{c_t^*(\eta, \rho, \Delta\eta, \{\delta\rho_t\}_{t=0}^{\infty})\}_{t=0}^{\infty} \\ \equiv \arg \max_{\{c_t\}_{t=0}^{\infty} \in F} W(\{c_t\}_{t=0}^{\infty}, \eta, \rho, \Delta\eta, \{\delta\rho_t\}_{t=0}^{\infty}) \end{aligned}$$

ただし、 $F$  は消費経路の可能集合、アスタリスクは最適解を表わす。このとき、交換可能性は、次のように定義される。

定義 ( $\rho$  と  $\eta$  の交換可能性／互換性)

ある  $\Delta\eta (\neq 0)$  と  $\{\delta\rho_t\}_{t=0}^{\infty} (\neq \{0\}_{t=0}^{\infty})$  のペアが存在し、

$$\begin{aligned} & \arg \max_{\{c_t\}_{t=0}^{\infty}} W(\{c_t\}_{t=0}^{\infty}, \eta, \rho, 0, \{0\}_{t=0}^{\infty}) \\ & \equiv \arg \max_{\{c_t\}_{t=0}^{\infty}} W(\{c_t\}_{t=0}^{\infty}, \eta, \rho, \Delta\eta, \{\delta\rho_t\}_{t=0}^{\infty}) \end{aligned} \quad (3)$$

を満たすのならば、 $\eta$  は時間的に変化する社会的時間選好率 ( $\rho_t \equiv \rho + \delta\rho_t$ ) と交換可能である、という。さらに、もし、 $\{\delta\rho_t\}_{t=0}^{\infty}$  が一定ならば、（すなわち、 $\delta\rho_t = \delta\rho \forall t$ ）、 $\eta$  と  $\rho$  は完全に交換可能である、という。

式(3)は、指數関数の右肩にのみ注目すると、次の条件を意味することが容易にわかる。

$$\Delta\eta \cdot \ln c_t^* + \int_0^t \delta\rho_\tau d\tau \equiv 0 \quad \forall t \quad (4)$$

これがすべての  $t$  について成り立つべきであることから、 $t$  で微分して次式を得る。

$$(\dot{c}_t^*/c_t^*) \Delta\eta + \delta\rho_t \equiv 0 \quad \forall t \quad (5)$$

式(5)より、次の命題を得る。

#### 命題1

均衡において、一人当たり消費が上昇し続けるか、または低下し続けるとき、 $\eta$  は時間的に変化する社会的時間選好率と交換可能である。一方、均衡において、一人当たり消費が不变となるとき、 $\eta$  はどのような形の社会的時間選好率とも交換可能でない。

#### 命題2

均衡において、一人当たり消費が一定の率で上昇するとき、また、そのときに限り、 $\eta$  と  $\rho$  は完全に交換可能である。

ところで、一般に Ramsey モデルにおいては最適性条件として Euler 方程式：

$$\dot{c}_t^*/c_t^* = (1/\eta) \cdot (r_t^* - \rho) \quad (6)$$

が成り立つことが知られている。また、経済が成長している場合には  $r_t^* \geq \rho$  となっている。

式(6)を使うと、式(5)は次のように書き換えることができる。

系は、こうした事柄が経済モデルの中で互いに深い関連を持っていることを示唆しているのである。

#### 5. おわりに

本論文では、不平等回避係数 ( $\eta$ ) と社会的時間選好率 ( $\rho$ ) の交換可能性とその経済学的な意味合いについて考察した。この二つは動学モデルの中で、現世代から未来永劫に亘るすべての経済主体について定義された社会厚生関数を形作るパラメータである。政策モデル分析において、具体的な値の設定には、モデル構築上の利便性、現実の経済との整合性、倫理的な規範性が考慮されなければならない。そのため、これまで多くの議論的となってきた。しかしながら、そうした議論は、往々にして二つのパラメータ個別についてのものであり、両者のワンセットでの設定についてはほとんど議論されることになった。本稿が議論の契機となることを望みたい。

#### 参考文献

- Atkinson, A. B. [1970], "On the measurement of inequality," *J. Econ. Theory*, Vol. 2, pp. 244-263.
- Buchholz, W. and Schumacher, J. [2010], "Discounting and welfare analysis over time: Choosing the  $\eta$ ," *Euro. J. Pol. Econ.*, Vol. 26, pp. 372-385.
- Cline, W. R. [1992], *The Economics of Global Warming*, Washington, DC: Institute for International Economics.
- Dasgupta, P. [2008], "Discounting climate change," *J. Risk and Uncertainty*, Vol. 37, pp. 141-169.
- Nordhaus, W. D. [1994], *Managing the Global Commons: The Economics of Climate Change*, Cambridge, MA: MIT.
- Stern, N. H., et al. [2006]. *The Stern Review of the Economics of Climate Change*, Cambridge: Cambridge University Press.

## 【研究論文／交通政策】

## 都市間鉄道輸送における運賃・料金設定の検証\*

Analysis of Discount-fare Setting of the Japanese Intercity Passenger Railways

大橋正寛（鉄道情報システム株式会社）

Masahiro OHASHI, Railway Information Systems Co., Ltd.

## 1. はじめに

昭和 62（1987）年 4 月の国鉄分割民営化より 25 年を経た JR においては、値上げを行わずに、輸送量の増加、生産性の向上、経営状況の改善が図られた。一方、交通経済学においては、私的独占が発生しやすい鉄道の価格規制について取り上げられることが多い（山内・竹内 [2002] ほか）。

実際には、JR 各社に対しては総括原価方式及びヤードスティック方式に基づく上限運賃の規制のみ行われており<sup>1)</sup>、割引運賃は自由に設定できる。競合交通機関である航空の運賃は、平成 12 年の改正航空法により事前届け出制とされ、自由に決定することができる。バスの運賃も上限運賃のみ認可制であり、割引は事前届け出制とされている。以上より、交通機関間競争が、上限価格以外の運賃面での規制がない競争市場において展開されることが確認された。

本稿では、鉄道事業者が競争条件（市場規模、競合交通機関の有無や消費者の選好）を考慮した利用者数の増加に結び付く運賃「割引率<sup>2)</sup>」

の設定を行っているか捉えたい。

## 2. 先行研究

航空での運賃設定に関する研究は、1970 年代より米国で規制緩和が行われた経緯もあり進んでいるが、鉄道での研究は少ない。運賃設定に影響を与える要因を捉えるには、表 1 で整理した先行研究で用いられている説明変数が、競合交通機関の影響を捉えるには、最善の輸送モードに対する自モードの移動コストが必要<sup>3)</sup>に与える影響を捉えるクォントーボーモルモデル（山内・竹内 [2002]）が参考となる。

これまでの鉄道における運賃設定の研究では、限定された区間や特定の列車を用いて運賃が必要量に与える影響を分析していた（Armstrong and Meissner [2010]）。本研究では、国土交通省実施の「第 4 回（2005 年）全国幹線旅客純流动調査」より得た東海道・山陽新幹線及びその接続路線沿線の都市間の複数データ（仕事目的で 323 組、観光目的で 199 組）を用いて、需要量等により、運賃割引設定が異なるか分析した。

## 3. 鉄道運賃割引設定の概要の把握

市場規模や競合交通機関が鉄道の割引率設定に影響を与えていたか、概要を掴みたい。

市場規模については、「発着地の人口合計」と「鉄道利用者数」の間に、仕事目的で 0.374、

る。よって、需要に対して設定された実際の運賃を示す指標として割引の大きさを用いる。

3) クォントーボーモルモデルでは他モードによる需要への影響を説明している。

表 1 推計モデル作成に用いた先行研究一覧

先行研究著者〔年度〕	分析内容	説明変数として考慮された内容
Morrison, Winston and Maheshri [2004]	航空会社別の運賃設定	旅客数、座席数、市場規模、乗継、移動目的
Graham, Kaplan and Sibley [1983]	規制緩和による航空運賃の変化	市場規模、距離、移動目的、市場独占度
田浦 [2005]	市場独占度の航空運賃への影響	座席数、路線網、市場規模、市場独占度
Yao, Morikawa [2003]	高速鉄道による需要量の変化	市場規模、距離、移動目的
Ivaldi, Vibes [2008]	モード間競争が需要量に与える影響	モードの特性、モード別の運賃

観光目的で 0.207 の正の相関があり、人口が多い地域を結ぶ経路においてトリップ数が増加することが分かる。そこで、1 日のトリップ数が 100 人以上の区間を上位より 100 市場ずつに分け、割引率の平均値と中位数を整理した（表 2）。結果として、トリップ数が多い区間では割引率が高く、少ない区間では割引率が低い、もしくは割引設定がないという傾向が見られた。

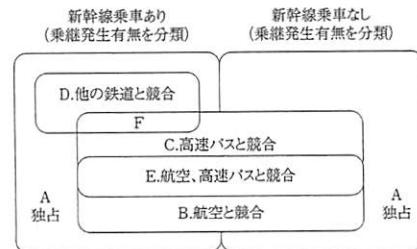
表 2 トリップ数別の割引率

	仕事目的		観光目的	
	平均値	中位数	平均値	中位数
上位 100 市場	6.138%	4.459%	5.293%	3.236%
次位 100 市場	5.885%	2.857%	2.804%	2.478%
その他市場	5.271%	0.000%	—	—
サンプル数	n=332		n=199	

統いて、競合交通機関の有無が割引率に与える影響を捉える。モード間競争の航空運賃への影響を扱った田浦 [2005] を参考に、鉄道のモード間競争を整理すると、JR のみが運行する「A. 鉄道の独占」、1 種類の交通機関と競合する「B. 航空と競合」「C. 高速バス（以下バス）と競合」「D. 他の鉄道と競合」と複数の交通機関と競合する「E. 航空、バスと競合」「F. 他の鉄道、バスと競合」に分類できる（図 1）。

加えて、移動時間と路線網の影響を考慮し、新幹線乗車による時間の短縮と乗継の発生に伴う抵抗感に関して、「a. 新幹線乗車なし、乗継なし」「b. 新幹線乗車なし、乗継あり」「c. 新幹線乗車あり、乗継なし」「d. 新幹線乗車あり、乗継あり」の 4 パターン<sup>4)</sup>を分類に追加し、分

図 1 鉄道と他交通機関との競合分類



類ごとの鉄道運賃割引率の平均値を割引の行われていない区間も含めて整理した<sup>5)</sup>（表 3）。

競合状況による、割引率への影響は次のとおりとなった<sup>6)</sup>。「Cc. バス競合、新幹線利用あり、乗継なし」と「Cd. バス競合、新幹線利用あり、乗継あり」区間は、独占及び「B. 航空競合」区間にに対して有意に高い割引率であった。さらに「E. 航空・バス競合」区間にについては「C. バス競合」区間との比較を除いて割引が高く、競合モードが多いほど割引率は高くなる。

4) 乗継の抵抗感については加藤・芝海・林 [2000] 「都市鉄道駅における乗継利便性向上施策の評価手法に関する研究」『運輸政策研究』Vol.3, No. 2, 2000 Summer, 参照。

5) データ出所、JR 時刻表 [2005 年 10 月]・高速バス時刻表 [2005 秋冬]。

6) 割引率を  $x_i$ 、分散を  $\sigma_i^2$ 、データの大きさを  $n_i$  として割引率の差が等しくなるか検定している。例えば、「Bc. 航空競合、新幹線利用あり、乗継なし」と「Cc. バス競合、新幹線利用あり、乗継なし」の比較は

$$z = \frac{x_1 + x_2}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} = \frac{0.039 - 2.84}{\sqrt{\frac{0.005}{28} + \frac{2.841}{62.14}}} = -4.235$$

となり、Cc の方が高い割引率設定と求められる。

表3 他交通機関との競合環境分類別割引率一覧

分類	競合交通機関	新幹線	乗組	データ	割引率	分散	平均	平均列
	航空	バス	鉄道	利用	タ数	(%)	旅客数	車両数
Aa	-	-	-	-	9	0	0	331.78
Ac	-	-	○	-	56	1.69	3.308	276.5
Ad	-	-	○	○	8	0.09	10.973	299.88
Bc	○	-	-	○	28	0.04	0.005	273.07
Bd	○	-	-	○	9	0	0	146.89
Ca	-	○	-	-	36	1.34	61.651	447.72
Cc	-	○	-	○	142	2.84	62.14	1047.94
Cd	-	○	-	○	33	4.48	58.332	355.18
Dc	-	-	○	○	3	0	0	256.33
Ea	○	○	-	-	10	6.62	56.924	436.5
Ec	○	○	-	○	103	4.51	75.701	2438.25
Ed	○	○	-	○	88	3.36	33.793	564.2
Fc	-	○	○	-	16	3.57	30.583	322.25
								25.56

注:「○」のある箇所は競合交通機関の競合、新幹線利用、乗組の発生を示す。  
データはA地点→B地点、B地点→A地点を区別して整理している。

これらの結果より、鉄道事業者は競合モードに対して割引率を上げ、割安な運賃で旅客を獲得する戦略を取っていると考えられる。

#### 4. 推計モデルを用いた割引率の検証

では、複数の要因を考慮した場合でも鉄道の運賃割引率設定は戦略的なものとなるのか、Graham, Kaplan and Sibley [1983] 及び Morrison, Winston and Maheshri [2004] が航空産業の競争による運賃設定の変化を分析するために利用した回帰分析モデルを基本に、「割引率」の決定要因を説明する。割引率の決定モデルは、鉄道運賃割引率 ( $DP_{ij}$ ) を次のように表す。

$$DP_{ij} = \alpha_1 (Q_{ij}^t)^{\alpha_2} (C_{ij}^a)^{\alpha_3} (C_{ij}^b)^{\alpha_4} (C_{ij}^{tc})^{\alpha_5} (D_{ijt}^r)^{\alpha_6} \quad (1)$$

$$(H_{ijt}^r)^{\alpha_7} (L_{ij})^{\alpha_8} \alpha_9 (S) \alpha_{10} (T) \alpha_{11} (W)$$

$Q_{ij}^t$ :  $i, j$  間の鉄道  $t$  (train) の需要量

$C_{ij}^a$ :  $i, j$  間の航空利用の際の金銭コスト

$C_{ij}^b$ :  $i, j$  間のバス利用の際の金銭コスト

$C_{ij}^{tc}$ :  $i, j$  間の競合鉄道利用の際の金銭コスト

$D_{ijt}^r$ :  $i, j$  間の最多運行頻度の交通手段の運行頻度を鉄道の運行頻度で除した値

$H_{ijt}^r$ :  $i, j$  間の最速の交通手段の所要時間を鉄道の所要頻度で除した値

$L_{ij}$ :  $i, j$  間の距離

S: 新幹線利用の際に 1 を取るダミー変数

T: 乗組が発生する際に 1 を取るダミー変数

W: 週末のデータの際に 1 を取るダミー変数

この時、ダミー変数を除いて対数線形<sup>7)</sup>を取る。

ここで鉄道の需要量 ( $Q_{ij}^t$ ) は、

$$Q_{ij}^t = \beta_1 (C_{ij}^a)^{\beta_2} (C_{ij}^r)^{\beta_3} (D_{ij}^r)^{\beta_4} (D_{ijt}^r)^{\beta_5} (H_{ij}^r)^{\beta_6} \quad (2)$$

$$(H_{ijt}^r)^{\beta_7} (L_{ij})^{\beta_8} \beta_9 (S) \beta_{10} (T) \beta_{11} (W) f(X)$$

ただし、

$$f(X) = (P_{ij})^n (Y_{ij})^{\gamma_2} (A_{ij})^{\gamma_3} \quad (3)$$

$C_{ij}^t$ :  $i, j$  間の鉄道割引運賃（割引率ではない）

$C_{ij}^r$ :  $i, j$  間の最安交通手段の運賃を鉄道割引運賃で除した値

$D_{ij}^t$ :  $i, j$  間の鉄道の運行頻度

$H_{ij}^r$ :  $i, j$  間の鉄道の所要時間

$P_{ij}$ :  $i, j$  地点の人口の総和

$Y_{ij}$ : 両地点の一人当たり平均所得

（仕事目的の場合には 15~65 歳の平均所得）

$A_{ij}$ : 両地点の観光地・レジャー施設数  
（仕事目的の推計の場合は未使用）

とする。この式を用いて、操作変数法と 3 段階最小自乗法を用いて推計を行った（表4）。

結果、有意水準を満たした説明変数は、仕事目的においては距離 ( $L_{ij}$ )、観光目的においては航空運賃 ( $C_{ij}^a$ ) と最多運行頻度の交通機関との相対運行頻度比 ( $D_{ijt}^r$ ) に留まった。

距離 ( $L_{ij}$ ) が 1% 延びるにつれ、仕事目的では割引率が約 1.99% 下がり、長距離運賃削減制度により長距離でキロ当たりの正規運賃が下がる影響が見られる。航空運賃 ( $C_{ij}^a$ ) の影響については、観光目的において航空運賃 1% の上昇に伴い、約 0.18% 割引率が減少していく。これは、観光の場合、金銭的コストが利用

7) 競合モードが運行していない場合、サンプル推定ができないなくなる。このため、柳川・吉野・播磨谷・岡村 [2010] p. 33 を参考に 0 を含む数値を対数線形に近似させる Box-Cox 変換を行った。

表4 鉄道運賃割引率推計結果

記号	仕事目的		観光目的	
	操作変数	3SLS	操作変数	3SLS
$C_{ij}^a$	-0.0288 (0.0653)	-0.0426 (0.0650)	-0.1786** (0.0790)	-0.1880** (0.0786)
$D_{ijt}^r$	-1.4534 (1.5003)	-1.4579 (1.5003)	15.6130*** (5.3222)	15.6415*** (5.3211)
$L_{ij}$	-1.9915*** (0.4953)	-2.0766*** (0.4942)	1.199 (0.7732)	1.3078* (0.7711)
$T$	-0.098 (0.6087)	-0.0619 (0.6085)	1.6781* (1.0051)	1.7073* (1.0046)
N	=323	=323	N=199	N=199
R <sup>2</sup>	=0.122	=0.123	R <sup>2</sup> =0.069	R <sup>2</sup> =0.069

注: ( ) 括弧内は標準偏差を表す。

<有意水準 (両側検定)> \*\*\*: 1% 有意、 \*\*: 5% 有意、 \*: 10% 有意、

10% 有意を満たす説明変数の推計結果を記載。

者にとっての交通機関選択の決定要因となるため、鉄道事業者が消費者の行動に対処した結果と考えられる。相対運行頻度 ( $D_{ij}^t$ ) の影響については、相手との運行本数比が自社にとって 1% 少なくなった場合、割引率はおよそ 15.61% 高くなる。この結果は鉄道事業者が金銭的コストに影響されやすい旅客の行動を意識して割引を行っている可能性を持つ。

信頼性は、決定係数が、仕事目的で 0.122、観光目的で 0.069 と低い。Stock-Yogo 検定を行うと、仕事目的で 5% 有意を満たし、操作変数に問題はないと考えられる。また 1 段階目の決定係数は仕事目的で 0.69、観光目的で 0.49 となり、需要量への当てはまりは良い。よって、今回の結果は鉄道事業者が各要因を同時に考慮した割引率の設定を行っていない可能性を示す。

#### 5. まとめと今後の課題

鉄道事業者が「価格弾力性の高い観光目的の旅客を意識した割引設定を行う傾向」及び「市場規模の拡大や競合交通手段への対抗として割引を行う傾向」が、部分的に見られた。

一部の変数のみで鉄道の運賃割引設定の傾向を表す結果となった理由として「鉄道会社が移

動目的、年齢等の旅客の特性を識別した消費者の選好を満たす細かい商品設定を行っていない」ことが考えられる。つまり、航空のイールドマネジメントが鉄道には当てはまらず、航空の研究で用いられた推計方法では鉄道の運賃設定を十分に反映できなかったためと考えられる。今後は鉄道事業者が他モードとの競合等の影響や消費者の選好を捉え、鉄道利用の満足度を高める運賃設定が行われることを期待したい。

#### 参考文献

- Armstrong, A. and Meissner, J. [2010], "Railway Revenue Management: Overview and Models," *Lancaster University Management School Working Paper*, pp. 1-3, pp. 9-20.
- Graham, D. R., Kaplan, D. P. and Sibley, D. S. [1983], "Efficiency and Competition in the Airline Industry," *The Bell Journal of Economics*, Vol. 14, No. 1, pp. 118-138.
- Ivaldi, M. and Vibes, C. [2008], "Price Competition in the Intercity Passenger Transport Market: A Simulation Model," *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 42, No. 2, pp. 3-15.
- Morrison, S. A., Winston, C. and Maheshri, V. [2004], "Competition and Welfare in the U. S. Airline Industry," *unpublished manuscript*, pp. 1-13.
- Yao, E. and Morikawa, T. [2003], "A Study on Integrated Intercity Travel Demand Model," *10th International Conference on Travel Behavior Research Lucerne, Conference paper*, pp. 1-25.
- 田浦元 [2005], 「価格規制撤廃後の航空運賃設定についての統計的分析」『立教経済学研究』第58巻第4号, pp. 193-220.
- 山内弘隆・竹内健蔵 [2002], 『交通経済学』有斐閣アルマ, pp. 67-91, pp. 168-186.
- 柳川隆・吉野一郎・播磨谷浩三・岡村薰 [2010], 「旅客鉄道の生産性と幹線旅客鉄道におけるモード間競争」『競争政策研究センター共同研究』pp. 18-37.

# 補助金のタイプと普及効果\*

—市町村の住宅用太陽光発電補助金を事例として—  
Relation between Subsidy Structure and Product Diffusion

花田真一（金沢星稟大学経済学部）  
Shin-ichi HANADA, Faculty of Economics, Kanazawa Seiryo University

## 1. はじめに

新しい財を政策的に普及させる必要がある場合、しばしば補助金政策が採られる。本研究は、財を購入するか否かという離散的な決定と、どの程度購入するかという連続的な決定を同時に行うような財の需要が、補助金の制度設計によって、どのように影響を受けるかを、市町村の住宅用太陽光発電補助金の事例を用いて分析したものである。本研究では King [1980] や Dubin and McFadden [1984], Hanemann [1984] などで示された離散／連続選択モデルを利用し、補助金制度の設計によって需要がどのような影響を受けたかを分析している。

補助金の制度設計には、①購入した財の数量や品質に応じて補助金を与える制度、②購入数量や品質によらず、購入行動に対して定額の補助金を与える制度、③数量や品質に応じて補助金額が変化するが、一定の上限を設定する制度、の 3 タイプが考えられる。連続的な決定が中心となるような財に対しては 1 つ目のタイプが、離散的な決定が中心となる財であれば 2 つ目のタイプが、それぞれ有効であると考えられるが、離散的な決定と連続的な決定を同時に行う財に対しては、どのような補助金制度が適切であるかは必ずしも自明ではない。本研究はこの点に

着目し、住宅用太陽光発電という事例について、分析を行ったものである。

本研究で取り上げる住宅用太陽光発電に対しては、全国レベルの補助金政策と同時に、各地方自治体が独自に①導入定格出力に比例して支給される補助金（以下、定格出力補助金）、②導入定格出力によらず一定額支給される補助金（以下、一律補助金）③導入定格出力に比例して支給されるが、上限が設定された補助金（以下、上限付補助金）の 3 つのタイプの補助金制度を採用しており、同一財の同一期間に複数の補助金制度が市町村という外生的な区分によって併存しているため、補助金の制度設計による需要決定への影響を分析するのに適した市場であると考えられる。

本研究では、Dagsvik, et al. [1987] や Vaage [2000] に示された離散／連続選択モデルを用いて、1997 年から 2005 年の住宅用太陽光発電の需要関数を推定し、補助金制度の影響を分析している。Lancaster [1979] などに示されたフレームワークに基づき、消費者はまず効用を最大化する最適購入量を計算し（連続選択）、その数量のもとでの条件付間接効用を購入しない場合の条件付間接効用と比較することで購入の決定を行う（離散選択）モデルを推定している。数量決定部分に関してはグループデータを用いた操作変数法による推定を、離散選択部分については Berry [1994] などのモデルを利用して推定を行っている。

推定の結果、定格出力補助金制度は導入規模

の決定を押し上げ、一律補助金制度は離散選択には影響を及ぼすが導入規模には影響を及ぼさないという結果が得られた。また、上限に関しては離散選択に影響を及ぼすが、連続選択には影響を及ぼさないという結果が示された。また、推定された需要関数を用いて仮想シミュレーションを行った結果、太陽光発電においては定格出力補助金制度の方が一律補助金制度よりも太陽光発電の総導入量を押し上げるという結果が示唆された。

## 2. 住宅用太陽光発電市場

住宅用太陽光発電（Photovoltaic Panel: 以下 PV）は、日本において 1993 年に京セラにより最初の製品が市場投入され、翌 1994 年より全国レベルの補助金政策が導入された。

また、1997 年に川越市と呉市で補助金政策が導入されて以降、一部の地方自治体で独自の補助金政策が導入された。補助金政策を採用した地方自治体数は本研究が扱う 2005 年までの期間においては最大で全国の地方自治体の約 15% 程度である。また、全国補助金の額が段階的に引き下げられたため 2004 年に逆転するが、それまでは全国レベルの補助金のサンプル期間内の平均が 1kWあたり約 17 万円であるのに対して平均的な市町村による補助金額は平均約 7 万円と少額であった。

## 3. 住宅用太陽光発電の導入決定モデル

PV の導入を検討する各家庭は、導入の可否と、導入する場合には導入量を、決定することになる。経済モデルに即して考えると、①最適な導入量を決定し②最適導入量のもとでの便益と費用を比較し導入の可否を検討するという 2 段階の決定を行っていると考えられる。

PV の条件付間接効用を  $V_p$ 、外部財の間接効用を  $V_o$  とすると、消費者が購入決定を行うのは  $V_p > V_o$  となるケースである。間接効用を決定する変数の内、観察できるものをそれぞれ  $Z_p$ ,  $Z_o$  とし、観察できない項を  $\varepsilon_p$ ,  $\varepsilon_o$  とし、

間接効用が  $V_p = v(Z_p) + \varepsilon_p$ ,  $V_o = v(Z_o) + \varepsilon_o$  で表されるならば、導入する確率は

$$\Pr_p = \Pr\{v(Z_p) - v(Z_o) > \varepsilon_o - \varepsilon_p\} \quad (1)$$

これが、離散選択モデルとなる。

一方、合理的な消費者の最適選択を仮定すれば最適導入量は Roy の恒等式により、導入量を  $x$ 、価格を  $p$ 、可処分所得を  $y$  として

$$x = (\partial v_p / \partial p) / (\partial v_p / \partial y) \quad (2)$$

となり、これが連続選択モデルとなる。

この経済モデルのもとで補助金の効果は制度設計に応じて次のような影響を持つと考えられる。最適導入規模が PV の定格出力あたりの限界効用と限界費用が等しくなる点で決定されるとするならば、定格出力補助金は導入定格出力に比例して与えられるため限界費用を下げ、通常の限界効用のもとでは最適導入量を押し上げる効果があると考えられる。また、導入量の増加により総効用を増やすことになるため、間接的に導入の決定も押し上げると考えられる。一方、一律補助金は限界費用には影響しないため、最適導入量の決定には影響しないと考えられるが、一括補助金として導入の際の総効用は押し上げられ、導入の決定には影響すると考えられる。補助金の上限は、最適導入量よりも低い場合は均衡における限界費用には影響しないため導入量は変化せず一律補助金と同様の効果を持ち、十分に高い場合は均衡点まで限界費用を下げるため定格出力補助金と同様の効果を持つと考えられる。また、その中間のケースでは上限で限界費用関数が屈折し、導入が上限で停止する可能性もある。

## 4. データ

本研究では 1997 年から 2005 年の市町村レベルのデータを用いて分析を行った。ただし、価格データが全国レベルでしか入手できなかったため、沖縄県と島嶼部は除外している。また、平成の大合併の時期に当たるため、市町村は

\* 本稿を作成するにあたり、討論者の渡邉隆俊先生と座長の木船久雄先生に有益なコメントを頂いた。ここに記して御礼申し上げたい。ただし、本稿に含まれる誤りの責は全て筆者のみに帰するものである。

2006年3月末の市町村に集計している。

連続選択モデルにおいて、被説明変数は1件あたり平均導入定格出力を用い、説明変数としては直接金銭費用、電力節約利益、課税所得、世帯密度を用いている。直接金銭費用は定格出力1kWにつき直接的な金銭授受として発生する費用であり、購入費用から余剰電力販売収入を引いたものである（この期間中、余剰電力は電気料金と同額で電力会社によって買取られていた）。定格出力補助金はこの直接金銭費用を下げる効果を持つ。また、操作変数としてシリコン価格を用いた。PVの導入量は屋根面積に制約されるが、屋根面積のデータは市町村レベルでは存在しないため、代理変数として世帯密度を用いた。

離散選択モデルにおいて、被説明変数は戸建世帯あたり普及率を用い、説明変数としては導入量によって影響を受ける部分に加えて一律補助金、電力使用量、電力充足率、日照時間を用いた。各変数の記述統計は表1のとおりである。

表1 記述統計

変数	平均	標準偏差
平均導入量 (kW)	3.71	0.71
直接金銭費用 (万円/kW)	56.26	5.56
電力節約利益 (万円/kW)	9.71	1.08
課税所得 (百万円)	3.69	0.92
電力充足率	0.68	0.08
電力使用量 (kWh)	5504.06	563.09
日照時間	1762.11	250.68
上限 (kW)	4.50	4.64
観測数	12,115	

## 5. 推定結果

最適導入規模の推定に際しては、両対数の操作変数を用いた最小二乗法を用いた。結果は表2に示されている。

直接金銭費用の係数は負で有意であり、定格出力補助金は導入規模を押し上げることが示された。また、人口密度の係数は負であり、屋根面積の一定の統制ができていると考えられる。

表2 最適導入量決定の推定結果

変数	係数	t-値(*: 1% 水準で有意)
直接金銭費用	-0.155	5.15*
電力節約利益	-0.013	8.52*
課税所得	-0.042	5.92*
人口密度	-0.017	15.19*
定数項	2.182	18.74*
決定係数	0.058	

しかし、他の変数はいずれも負であり、通常の需要関数の符号条件と一致していない。発電量と課税所得の相関など、地域性を統制しきれていない可能性が示唆されている。

導入確率の計算は、以下の式を用いた。

$$\begin{aligned} v_{pit} = & \alpha_0 + \frac{\alpha}{(\alpha_1 - 1)} dp_{it}^{(1-\alpha)} \\ & - \frac{1}{\alpha_2} e^{-\alpha_2 \log(y_{it}) + \beta_1 se + \beta_2 \log(densit)} \\ & + \gamma_1 cs_{it} + \gamma_2 \log(ep_{it}) + \gamma_3 \log(eu_{it}) \\ & + \gamma_4 \log(sun_{it}) + \gamma_5 cap_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

通常の需要関数の条件を満たし、Royの恒等式によって連続選択モデルと整合する。推定結果は表3に示されている。

表3 導入決定式の推定結果

変数	係数	t-値(*: 1% 水準で有意)
件数補助金	0.0065	6.81*
電力使用量	3.17	34.72*
電力充足率	2.83	26.18*
日照時間	2.22	36.39*
上限	0.02	4.11*
定数項	-57.69	60.07*
決定係数	0.24	

件数補助金の係数は正で有意であり、離散選択に影響を与えることが示された。またその他の変数も符号条件に合致している。

上限に関しては、導入決定の推定式では正の係数を得たが、導入量の決定式に組み入れた場合、結果は有意ではなく、他の変数にも影響はなかった（結果は省略）。このことから、上限は導入量決定には影響せず、導入決定に影響していることが示された。この結果は人々の心理

的な行動の可能性を示唆している。

頑健性の確認のため、件数補助金を平均導入量で割り、定格出力補助金と同様のスキームに直して推定を行ったが、有意ではなかったため、導入量に影響しないという理論予測に整合した。

最後に、以上で推定した需要関数を用いて、仮想シミュレーションを行い、補助金政策の評価を試みた。1件あたりの補助金額が同等になるように調整した定格出力補助金と一律補助金を設定し、それぞれの制度のもとの導入量をシミュレーションによって計算した。結果は表4に示されている。

表4 シミュレーション結果

現実の制度	定格			
	一律	上限	計	
定格	25	217	703	945
一律	0	0	20	20
計	25	217	723	965

結果は、ほぼすべての地方自治体で、定格出力補助金が一律補助金の総導入量を上回った。

## 6. 結論と課題

定格出力補助金、一律補助金それぞれ理論的な予測と合致する結果が得られた。上限に関しては、必ずしも理論とは一致せず、人々の心理的な行動の可能性を示唆している。シミュレーションの結果、PVに関しては定格出力補助金の方が総導入量を増加する可能性が示された。

今後の課題としては、最適導入量式の符号条件の改善が挙げられる。シミュレーション結果には直接影響しないが、地域ごとに区切った推定などをすることで地域性のさらなる統制などが必要となるだろう。

また、シミュレーションも現在は1件あたりの支給額を揃える形で行っているが、自治体の総支出額を等しくして行うことで、自治体の財政も反映したシミュレーションが行えると考えられる。

## 参考文献

- Berry, S., [1994], "Estimating discrete-choice models of product differentiation," *RAND Journal of Economics*, Vol. 25, No. 2, pp. 242-262.
- Dagsvik, J. K., Lorentsen, L. and Olsen, O. [1987], "Residential Demand for Natural Gas: A Dynamic Discrete-Continuous Choice Approach," in Golombok, R., Hoel, M. and Vislie, J. eds., *Natural Gas Markets and Contracts*, pp. 121-150, Elsevier: NY.
- Dubin, J. A. and McFadden, D. [1984], "An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption," *Econometrica*, Vol. 52, pp. 345-362.
- Hanemann, W. M. [1984], "Discrete/Continuous Models of Consumer Demand," *Econometrica*, Vol. 52, pp. 541-561.
- King, M. A. [1980], "An Econometric Model of Tenure Choice and Demand for Housing as a Joint Decision," *Journal of Public Economics*, Vol. 14, pp. 137-159.
- Lancaster, K. J. [1979], *Variety, Equity and Efficiency*, Columbia University Press, NY.
- Vaage, K. [2000], "Heating technology and energy use: a discrete/continuous choice approach to Norwegian household energy demand," *Energy Economics*, Vol. 22, pp. 649-666.

## 媒体別広告が企業価値に及ぼす影響に関する研究

Study on Effects of Advertising in Each Media on Firm's Value

佐藤 訓 (東京大学大学院情報学環)\*

田中秀幸 (東京大学大学院情報学環)

井出智明 (電通総研)\*

Satoru SATO, The Graduate School of Interdisciplinary of Information Studies, The University of Tokyo  
 Hideyuki TANAKA, The Graduate School of Interdisciplinary of Information Studies, The University of Tokyo  
 Tomoaki IDE, Dentsu Innovation Institute

### 1. はじめに

本研究は、広告が企業価値に対して及ぼす影響について、広告媒体に着目して実証的に検証する。広告がトービンの  $q$  で計測した企業価値を高める可能性があり、媒体によって広告が企業価値に及ぼす影響は異なることも示されている [Hirschey, 1982]。ただ、近年、伸長が著しいインターネット広告（以下、「ネット広告」）も活用されるようになってきたが、筆者らの知る限り、ネット広告を区分して、媒体別の広告と企業価値の関係を実証的に分析した研究はない。また、広告費は規模（絶対額）によって効果が異なる可能性があることも示されている [今田, 2010]。そこで、本研究では、媒体別の広告費に着目し、媒体ごとの企業価値への影響の差異を検証するとともに、広告費の規模による影響の差異を検証する。

### 2. データ

本研究は3つのデータを用いた。第1は日本経済新聞デジタルメディアの「NEEDS」で、研究開発費、総資産、負債総額（以上、連結決算）、発行済株式総数（個別決算）を用いた。第2は東洋経済新報社の「株価CD-ROM 2011年版」で、トービンの  $q$  の算出に各企業の期末の株価終値を用いた。第3は電通の電通広告

統計（以下、DAS）である。DAS は媒体別の広告出稿実計測値をまとめたもので、この媒体別広告費を本研究の広告費の代理変数として用いた。これらのデータを企業単位で接合し、「NEEDS」の各データが欠損または「0」のものと外れ値<sup>1)</sup>のものを除外した。

### 3. 分析及び結果

#### 3.1 6媒体広告費合計のケース

最初に、6媒体すべての広告費を合計した場合の分析を行う。企業価値と広告費との関係を検証するために(1)式を設定するとともに、広告費の規模（絶対額）による差異を検証するために(2)式を設定した。2008年度と2009年度が対象である ( $t=2008, 2009$ )。

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 \ln K_t + \beta_2 RD/K_t + \beta_3 AD(6)/K_t + \beta_4 q_{t-1} \quad (1)$$

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 \ln K_t + \beta_2 RD/K_t + \beta_3 AD(6)/K_t + \beta_4 q_{t-1} + \beta_5 CrossAd(6), \quad (2)$$

まず、6媒体の広告費の合計 ( $AD(6)$ ) の影響をみるために、説明変数として資産 ( $K$ ) に占める広告費の割合 ( $AD(6)/K$ ) を用いた。過去の広告費の蓄積の効果を反映させるために、

\* 所属は投稿時点。

1) 各変数の平均士標準偏差の4倍超を外れ値とした。

表1 各変数の基本統計量

変数	2008 年度		2009 年度	
	Mean	S.D.	Mean	S.D.
$q_t$	1.03	0.36	1.13	0.40
$q_{t-1}$	1.24	0.59	1.05	0.40
$RD$	27,175	91,381	24,682	79,662
$AD(6)$	2,631	6,271	2,385	5,606
$AD(Net)$	111	292	92	301
$AD(TV)$	1,695	4,763	1,582	4,415
$AD(NP)$	555	1,276	478	1,033
$AD(Ra)$	33	107	32	91
$AD(MG)$	177	491	135	384
$AD(TR)$	60	388	66	530
N=		315		313

研究開発費及び各広告費の単位は百万円。

表2 6媒体広告費合計の分析結果

	2008(1)	2008(2)	2009(1)	2009(2)
$\ln K$	0.01	0.00	0.00	-0.01
$RD/K$	0.48	0.47	2.85**	2.79**
$AD/K(6)$	2.85**	2.69**	-0.15	-0.34
$q_{t-1}$	0.47**	0.47**	0.80**	0.83**
$CrossAd(6)$	—	-18.81*	—	-27.35**
$R^2$	.609	.617	.698	.713
$\Delta R^2$	—	.008	—	.015
F 値( $\Delta R^2$ )	—	6.694*	—	15.533**
Adj. $R^2$	.604	.611	.695	.708
N=		315		313

\* : P 値 < .05, \*\* : P 値 < .01 (以下、同じ)。

表3 6媒体合計の対数変換値の分析結果

	2008 年度	2009 年度
$\ln K$	-0.01	-0.03*
$\ln RD$	0.00	0.04**
$\ln AD(6)$	0.02**	-0.03**
$q_{t-1}$	0.56**	1.04**
Adj. $R^2$	.660	.738
N=	208	207

数である。これは、少なくとも広告費の係数が統計的に有意の2008年度では、広告費の規模（絶対額）が小さい場合には、それより大きい規模と比較して、及ぼす影響が低いことを示唆する。

ただ広告費の規模（絶対額）によって、企業価値に及ぼす影響の度合が連続的に一様に変化している可能性もある。そこで(3)式に基づき、広告費を対数変換した値を説明変数として用いて検証した<sup>3)</sup>。

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 \ln K_t + \beta_2 \ln RD_t + \beta_3 \ln AD(6)_t + \beta_4 q_{t-1} \quad (3)$$

分析の結果は表3に示す。2008年度では、広告費の係数は統計的に有意に正に対して、2009年度は同じく負となった。2008年度では、広告費の規模（絶対額）と企業価値に与える影

2) 紙幅の制約で変数間の相関係数は示せないが、VIF (Variance Inflation Factor) に基づき多重共線性の問題はないことを確認した（最大値 3.41）。

3)  $AD(6)/K$  を対数変換するため、(3)式では、 $\ln AD(6)$  を説明変数として用いる。

響の比例の関係性を支持する結果が得られた一方で、2009年度については、全体として広告費は企業価値に対してマイナスに影響し、絶対額が大きくなるほど、マイナスの効果は高くなる可能性が示された。リーマンショックによる深刻な打撃を受けた時期においては、株式市場は広告に対して極めて厳しく評価していた可能性がある。

### 3.2 媒体別広告費のケース

本節では、6媒体を区分して、それぞれの広告費と企業価値との関係を検証する。前節の(1)式及び(2)式のうち、広告宣伝費の変数( $AD/K$ )を6媒体に分解して、1つの式の中で説明変数として用いる。(4)式は(1)式に、(5)式は(2)式にそれぞれ対応する。ただし交差項については、ネット広告を対象とする( $AD(Net)$ )：ネット広告費、 $AD(TV)$ ：テレビ広告費、 $AD(NP)$ ：新聞広告費、 $AD(Ra)$ ：ラジオ広告費、 $AD(MG)$ ：雑誌広告費、 $AD(TR)$ ：交通広告費、 $CrossAD(Net)$ ：ネット広告費とダミー変数の交差項)。

$$\begin{aligned} q_t = & \beta_0 + \beta_1 \ln K_t + \beta_2 RD/K_t + \beta_3 AD(Net)/K_t \\ & + \beta_4 AD(TV)/K_t + \beta_5 AD(NP)/K_t \\ & + \beta_6 AD(Ra)/K_t + \beta_7 AD(MG)/K_t \end{aligned} \quad (4)$$

表4 媒体別広告費の分析結果

	2008(4)	2008(5)	2009(4)	2009(5)
$\ln K$	0.02**	0.01*	0.00	-0.01
$RD/K$	0.56	0.56	2.77**	2.70**
$AD/K(Net)$	16.32**	20.73**	-3.03	2.89
$AD/K(TV)$	1.67	1.66	0.92	0.96
$AD/K(NP)$	2.56	2.51	-2.10	-2.29
$AD/K(Ra)$	10.61	7.75	13.70	11.73
$AD/K(MG)$	13.87	11.90	6.13	4.25
$AD/K(TR)$	-13.25	-16.88	-46.23	-65.91
$q_{t-1}$	0.45**	0.46**	0.81**	0.84**
$CrossAD(Net)$	—	-34.47**	—	-32.62**
$R^2$	.631	.650	.702	.717
$\Delta R^2$	—	.019	—	.015
F値( $\Delta R^2$ )	—	16.603**	—	15.878**
Adj. $R^2$	.620	.639	.693	.708

$$\begin{aligned} & + \beta_8 AD(TR)/K_t + \beta_9 q_{t-1} \\ q_t = & \beta_0 + \beta_1 \ln K_t + \beta_2 RD/K_t + \beta_3 AD(Net)/K_t \\ & + \beta_4 AD(TV)/K_t + \beta_5 AD(NP)/K_t \\ & + \beta_6 AD(Ra)/K_t + \beta_7 AD(MG)/K_t \quad (5) \\ & + \beta_8 AD(TR)/K_t + \beta_9 q_{t-1} \\ & + \beta_{10} CrossAD(Net), \end{aligned}$$

分析結果は、表4に示す。媒体別の広告費のうち、ネット広告は2008年度は統計的に有意な係数となった。しかし、2009年度は統計的に有意とはならなかった。また、広告費の2大媒体であるテレビと新聞については、両年度ともいずれも統計的に有意な係数ではなかった。

2008年度の結果をみれば、新たな媒体の登場によって、企業価値に影響する広告の媒体が変化するという先行研究[Hirschey, 1982]の結果が、インターネットの場合にも当てはまることが示唆された。2009年度は、統計的に有意な係数が確認できなかったが、リーマンショックによる特別な期間であったことが影響している可能性がある。

次に、広告費の規模（絶対額）による影響の差異についてみる。ネット広告費絶対額の上位25%と下位75%（52百万円のライン）で区分した。表4の(5)で示される交差項の結果をみると、6媒体合計の場合と同様に、2008年度も2009年度もマイナスとなった。

表5 媒体別広告費の対数変換値の分析結果

	2008年度	2009年度
$\ln K$	-0.03	-0.03**
$\ln RD$	0.01	0.03
$\ln AD(Net)$	-0.01	0.01
$\ln AD(TV)$	0.03	-0.04**
$\ln AD(NP)$	0.01	0.00**
$\ln AD(Ra)$	0.01	-0.01**
$\ln AD(MG)$	-0.03	0.01
$\ln AD(TR)$	0.01	0.01
$q_{t-1}$	0.37**	0.85
Adj. $R^2$	.655	.607
N=	61	59

表6 ネット広告の比率が10%以上の業種

	2008	2009
非鉄金属、情報・通信、不動産、空運、サービス、卸売、輸送用機器、電気機器、小売、海運		
$\ln K$	0.02	0.02
$RD/K$	-0.09	1.25*
$AD/K(Net)$	17.23**	-11.13
$AD/K(TV)$	1.65	0.79
$AD/K(NP)$	3.47	2.73
$AD/K(Ra)$	-45.80	48.24
$AD/K(MG)$	32.36**	-1.96
$AD/K(TR)$	-40.26	-4.19
$q_{t-1}$	0.43**	0.52**
Adj. $R^2$	.613	.665
N=	192	123

東京証券取引所が定めている33業種分類による分類。

研究論文／企業：媒体別広告が企業価値に及ぼす影響に関する研究

表7 媒体広告費の分析結果（業種比較）

	2008		2009	
	上位	下位	上位	下位
$\ln K$	0.02	0.02	-0.02	0.01
$RD/K$	-0.09	1.25*	3.66**	1.68**
$AD/K(Net)$	17.23**	-11.13	-4.44	-5.11
$AD/K(TV)$	1.65	0.79	3.19	-0.28
$AD/K(NP)$	3.47	2.73	0.36	-1.29
$AD/K(Ra)$	-45.80	48.24	22.91	-18.51
$AD/K(MG)$	32.36**	-1.96	-56.83	20.45*
$AD/K(TR)$	-40.26	-4.19	-99.45	23.67
$q_{t-1}$	0.43**	0.52**	0.78**	0.86**
Adj. $R^2$	.613	.665	.686	.744
N=	192	123	160	153

続いて、(3)式と同様に、媒体別の広告費を対数変換した値を説明変数として、(6)式に基づき検証した。

$$\begin{aligned} q_t = & \beta_0 + \beta_1 \ln K_t + \beta_2 RD/K_t + \beta_3 \ln AD(Net), \\ & + \beta_4 \ln AD(TV)_t + \beta_5 \ln AD(NP)_t, \quad (6) \\ & + \beta_6 \ln AD(Ra)_t + \beta_7 \ln AD(MG)_t, \\ & + \beta_8 \ln AD(TR)_t + \beta_9 q_{t-1} \end{aligned}$$

その結果は、表5に示すとおりで、ネット広告費の対数変換値の係数は統計的に有意なものではなかった。ネット広告では、(5)式の分析により、少なくとも2008年度は広告費の規模によって効果が異なる可能性は示唆されたが、(6)式に基づく分析結果からは、それが連続的である可能性は示唆されなかった。

ネット広告は、比較的新しい媒体であるため業種によって利用の浸透度が異なる。そこで、各年度の業種ごとに $AD(Net)/AD$ (6)の平均値を計算し、10%を基準に上位10業種(表6)と下位16業種に分けて、(4)式に基づき分析を行った。分析結果は、表7に示す。ネット広告は、同比率の高い業種では、企業価値に対して正の影響を及ぼしている可能性があることがわかった。

#### 4.まとめ

本研究は、媒体別の広告費のうちネット広告

に着目して、企業価値に及ぼす影響について検証した。その結果、2008年度においては、従来型のマスメディアではなくネットを媒体とする広告が企業価値を高めている可能性が確認された。また、広告費の規模（絶対額）による影響の差異も併せて検証し、2008年度には、広告費の規模が大きくなるほど影響の度合が高くなる可能性が確認された。ただし、いずれの場合も、2009年度には同様の結果を得られていない。リーマンショックが企業経営に大きな打撃を与えたことが2009年度の結果に影響しているおそれはある。

本研究は、広告と企業価値の関係について、媒体別の差異を明らかにするとともに、広告規模による影響の度合の差異を示した点で、学問的に貢献する。しかし、分析対象期間が限られているなどの限界がある。

#### 参考文献

- Hirschey, M. [1982], "Intangible Capital Aspects of Advertising and R&D Expenditures," *Journal of Industrial Economics*, Vol. 30, No. 4, pp. 375-390.
- 今田純 [2010], 「広告費と数値化されたブランド指標との関係についての考察」『日経広告研究所報』No. 224, pp. 31-35.

# 官僚によるレントシーキング活動と海外援助の効果

The Foreign Aid Effectiveness and Rent-seeking Activity of Bureaucrats

青木芳将（総合大学現代マネジメント学部）

Yoshimasa AOKI, School of Modern Management, Sugiyama Jyogakuen University

## 1. はじめに

援助の増加が受入国GDPに与える影響については、共通した見解が得られていない<sup>1)</sup>。Sachs [2004]は、貧困の罠からの脱却には援助が不可欠であると結論付けている。一方、Azarnart [2008]は、援助が人的資本蓄積を阻害し、貧困の罠に留まらせるとしている。近年、援助受入国による汚職の問題に注目が集まっているが、理論分析は、Hodler [2007]およびEconomides, et al. [2008]があるものの十分とはいえない<sup>2)</sup>。

本稿は、Hodler [2007]およびEconomides, et al. [2008]に基づき、レントシーキング活動が存在する理論モデルで、海外援助が援助受入国GDPに与える関係を分析している。先行研究との大きな違いは、官僚によるレントシーキングを導入している点である。本稿において、官僚はレントシーキング活動を行うことによって、政府予算の一部を横領できると想定する。本稿では、援助は官僚のレントシーキング活動を誘発する結果、受入期GDPが低下する

ことを明らかにした。一方、生産に対する民間資本の貢献度が大きい場合、援助により受入期以降のGDPが増加することを示した。

本稿の構成は以下のようになっている。2節では、モデルの設定と労働者と官僚の最大化問題を考える。3節で援助と受入国GDPの関係を分析し、4節で結論を述べる。

## 2. 経済環境

海外からの援助を受け入れている閉鎖経済(受入国と呼ぶ)を考える。受入国では、 $N$ 人の労働者と $B$ 人の官僚が存在する。各経済主体は2期間(若年期と老年期)生存する。若年期にのみ非弾力的に労働力を提供し、人口成長はないものと仮定する。

### 2.1 企業行動

受入国には、最終財を生産する代表的企業が存在する。代表的企業は、資本( $K_t$ )と政府サービス( $G_t$ )を用いて生産を行う。この企業の生産関数を以下のように定義する。

$$Y_t = K_t^\alpha G_t^{1-\alpha} \quad (1)$$

労働者全体として1単位の労働を提供しているとする。最終消費財の価格を1とすると、利潤最大化の一階条件より、

$$1 + r_t = (1 - \tau) \alpha K_t^{\alpha-1} G_t^{1-\alpha} \quad (2)$$

が得られる。ここで $r$ は利子率を、 $\tau$ は売上税率を表す。

政府サービスへの支払いは必要ないため、資

本への支払いを除いた残りが労働者に賃金( $w$ )として分配されると仮定する。すなわち、労働者の所得は、 $Nw_t = (1 - \tau)(1 - \alpha)Y_t$ となる。ある $t$ 期の国内投資を $I_t$ とすると、資本蓄積式は $K_{t+1} = I_t + K_t$ となる。

労働者の所得とする。この予算をもとに生涯効用を最大化する。効用最大化の解から、ある $t$ 期の労働者の貯蓄 $S_t^W$ は、 $S_t^W = W_t^W \beta / (1 + \beta)$ となる。

### 2.3.2 官僚の効用最大化

官僚は、労働時間を政府サービス供給のための労働時間とレントシーキング活動の時間に配分する。ここでは、官僚の給与所得はレントシーキング時間に依存しないと仮定する。効用閾数の設定により、官僚の貯蓄水準は、労働者と同様に、所得の一一定割合となる( $S_t^B = W_t^B \beta / (1 + \beta)$ ,  $W_t^B = (w_t^B + \mu_t m_t)$ )。

官僚は、自身の所得が最大になるようにレンツシーキング時間 $\mu_t$ を決定する。官僚の所得最大化問題を解くことで、最適なレンツシーキング時間、 $\mu_t = (2\gamma\tau + f_t - \tau) / (2\gamma\tau + f_t)$ を得る。ここで、 $f_t$ は、 $t$ 期における海外援助と自国GDPの比率 $(A_t / Y_t)$ を表す。以下では、レンツシーキングが存在する場合の経済を考えるために、 $2\gamma\tau + f_t - \tau > 0$ を仮定する。

## 2.4 市場均衡

### 2.4.1 資本市場均衡

受入国の総貯蓄は、 $S_t = NS_t^W + BS_t^B$ となる。ここで、 $NS_t^W$ は労働者による貯蓄全体、および $BS_t^B$ は官僚による貯蓄全体を表す。国内の総貯蓄は、投資 $I_t$ に配分される。

### 2.4.2 財市場均衡

$t$ 期における最終財市場の均衡は、 $Y_t + A_t = C_t + I_t + M_t$ となる。ここで、 $C_t$ は国内の総消費であり、労働者の消費 $C_t^W$ と、官僚の消費 $C_t^B$ からなる。労働者と官僚の消費は、それぞれ若年世代の消費と老年世代からなる。

## 3. 海外援助増加の効果

この節では、海外からの援助が増額された場合の受入国の最終財生産水準への影響について

分析する。(1)式から、 $t$ 期における援助の増加は、 $t$ 期の官僚によるレントシーキング活動時間の変化を通じて生産水準に影響する。

$t$ 期の期首に、恒久的に援助が増額されたとしよう。 $t$ 期における援助増加の効果は、命題1としてまとめられる。

命題1 海外援助の増加により、

- (a) 最適レントシーキング時間は増加する。
- (b) 受入期のGDPは減少する。

証明 補論5.1および5.2を参照。

この命題の直観的な解釈は以下のようになる。海外からの援助の増加は、政府予算を増加させるため、官僚のレントシーキングによる収益を上昇させる。このため、援助の増加は官僚のレントシーキングに対する動機を強め、政府サービスの供給を低下させる。一方、政府サービスの低下は生産を低下させ、政府の税収を低下させる。税収の低下は、官僚の給与所得、すなわち官僚の総所得を低下させることになるので、官僚のレントシーキング意欲を低下させる。本稿のモデルにおいては、援助が増加した場合、レントシーキングを強化する効果がレントシーキングを低下させる効果より強い。このため、援助の増加により、官僚がレントシーキング活動をより活発に行い、サービスを生産するための時間を減少させてしまう結果、政府サービスは低下し、GDPも減少することになる。

$t$ 期のGDPの減少は、労働者の貯蓄を減らすが、官僚はレントシーキング活動により所得が増えるので、官僚の貯蓄は増える。それらの効果を総合することにより以下の中題を得る。

命題2 海外援助の増加により、

- (a)  $\alpha < \alpha^*$ の場合、 $t+1$ 期のGDPは減少する。
- (b)  $\alpha = \alpha^*$ の場合、 $t+1$ 期のGDPは変化しない。

(c)  $\alpha > \alpha^*$ の場合、 $t+1$ 期のGDPは増加する。

証明 補論5.3を参照。

海外からの援助の恒久的な増加は、受入期以降のGDPに対して、2つの相反する効果を生み出す。第1の効果は、援助の増額が $t$ 期と $t+1$ 期の両方で官僚のレントシーキング活動を誘発するため、 $t+1$ 期の政府サービスを低下させてしまう効果である。援助の増額により官僚のレントシーキング活動は活発となるため、 $t$ 期の政府予算と $t+1$ 期の官僚の労働時間を低下させる。これにより $t+1$ 期の政府サービスの供給が低下し、 $t+1$ 期のGDPを減少させてしまう。第2の効果は、官僚のレントシーキング収入が増えることによる所得効果である。この所得効果により官僚の貯蓄が増加する。官僚の貯蓄増加は労働者の所得減少による貯蓄低下を上回るため、総貯蓄が増加することにより、民間資本が増加する。このため、第2の効果は、 $t+1$ 期のGDPを増加させる。

生産における民間資本の貢献度 $\alpha$ が小さい場合、第1の効果が第2の効果を上回ることになる。すなわち、政府サービス低下の影響により大きく生産能力が低下するため、 $t+1$ 期のGDPは減少してしまう。一方、 $\alpha$ が大きい場合には、第2の効果が第1の効果を上回る。援助の増額は総貯蓄を増加させるため、民間資本増加によるGDP増加の影響が政府サービス低下の影響を上回る。したがって $t+1$ 期のGDPが増加する。

#### 4. 結論

本稿では、受入国の官僚がレントシーキングを行うとする2期間の世代重複モデルを用いて、海外からの援助が援助受入国の受入期および受入期以降のGDPに与える影響について分析した。海外援助の増額は、受入期の官僚のレントシーキング活動を誘発し、政府サービスの供給

$$\frac{\partial Y_{t+1}}{\partial A_t} = \frac{[\Psi(\alpha) - \Omega(\alpha\gamma\tau + f_t) - (1-\alpha)]}{2\gamma\tau + \alpha f_{t+1}}$$

上式において $f_{t+1}$ は、 $t+1$ 期の援助と受入国GDPの比率を表している。 $\Psi(\alpha)$ は $\alpha$ の単調増加関数である。 $\Omega$ は正の一定値を取る。 $\alpha=0$ の場合、分子は負の値を取り、 $\alpha=1$ の場合には、分子が正となる。したがって、 $\alpha \in (0, 1)$ の範囲において、域値 $\alpha^*$ が存在する。

#### 参考文献

- Azarnert, L. V. [2008], "Foreign aid, fertility and human capital accumulation," *Economica*, Vol. 75, pp. 766-781.
- Economides, G., Kalyvitis, S. and Philippoulo, A. [2008], "Does foreign aid distort incentives and hurt growth? Theory and evidence from 75 aid-recipient countries," *Public Choice*, Vol. 134, pp. 463-488.
- Hodler, R. [2007], "Rent seeking and aid-effectiveness," *International Tax and Public Finance*, Vol. 14, pp. 525-541.
- Radlet, S. [2006], "A primer on foreign aid," Working paper.
- Sachs, J. [2004], "Ending Africa's poverty trap," *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 117-240.
- Wright, J. and Winter, M. [2010], "The politics of effective foreign aid," *Annual Review of Political Science*, Vol. 13, pp. 61-80.

を低下させる結果、受入期のGDPを減少させることができた。一方、受入期以降において、援助増額は、政府サービスの低下によるGDPの減少と、総貯蓄増加によるGDP増加という2つの効果を持つ。生産における民間資本の貢献度 $\alpha$ が小さい場合、政府サービス低下の効果が大きく影響するため、 $t+1$ 期のGDPは減少する。一方、 $\alpha$ が大きい場合、総貯蓄増加の効果が大きいため、 $t+1$ 期のGDPは増加する。

本稿の分析は、援助は必ずしも有効な場合だけではなく、その国の経済状態を十分考慮して決定しなければならないことを意味している。

#### 5. 補論：数学付録 命題の証明

##### 5.1 最適レントシーキング $\mu_t$ への影響

(1) を $A_t$ で微分すると、海外援助増額の生産水準への効果は、

$$\frac{\partial Y_t}{\partial A_t} = \left[ -\frac{Y_t}{(1-\mu_t)} \right] \cdot \left[ \frac{\partial \mu_t}{\partial A_t} \right]$$

と求めることができる。最適レントシーキング水準、 $\mu_t = (2\gamma\tau + f_t - \tau) / (2\gamma\tau + f_t)$ を用いると、援助が最適レントシーキングに与える影響は次のようになる。

$$\frac{\partial \mu_t}{\partial A_t} = \frac{\tau}{Y_t(2\gamma\tau + f_t)^2} \left( 1 + \frac{f_t}{(2\gamma\tau + f_t)(1+f_t)} \right) > 0 \quad (\text{A-1})$$

##### 5.2 最終財生産水準 $Y_t$ への影響

(A-1)を用いることで、生産水準への影響は次のようになる。

$$\frac{\partial Y_t}{\partial A_t} = -\frac{1}{(2\gamma\tau + f_t)(1+f_t)} < 0$$

##### 5.3 $t+1$ 期の最終財生産水準 $Y_{t+1}$ への影響

$t+1$ 期の最終財生産への影響は、次のようにになる。

## 格差と雇用の問題を解決する政策

Policies to Reduce the Problems Related to Differentials and Employments

橋木俊詔（同志社大学教授）

Toshiaki TACHIBANAKI, Doshisha University

### 1. はじめに

格差問題が日本で論じられるようになってもう10年以上が過ぎた。一時ほどの熱気はなく、格差問題は沈静化した感もあるが、実態はむしろ悪化していると言った方がよい。それは次の二つの事実と動向で確認できる。

第1は、格差問題が全世界的な拡がりを見せている。2011年のニューヨークのウォール・ストリートでの若者による格差問題を掲げた抵抗運動を起点にして、世界中にその運動が拡大したことわかる。ただし皮肉なことに、日本ではこの運動に呼応する動きは弱かった。第2は、日本に注目した場合、貧富の格差というよりも、むしろ貧困の深刻さが認識されるようになった。むしろ生活に困っている一部の人をどうするか、ということが格差問題の象徴となつた。次に示すように他の先進国と比較すると、日本の（相対）貧困率は15%を超えてより深刻な状況にある。

もう一つ日本を悩ませている問題は、格差と多少関係あるが失業率の増加である。失われた20年という日本経済の不振によって雇用の確保が大きな問題となり、リーマン・ショックによってそれが一段と深刻となった。これを解決するために、日本経済を成長路線に乗せるための施策が議論されている。私はこの成長戦略に懐疑的である。少子・高齢化によって家計消費の減速は避けられないで内需は低下しているし、同じく少子化によって労働力不足が到来しそうである。この二つの問題がある限り、日

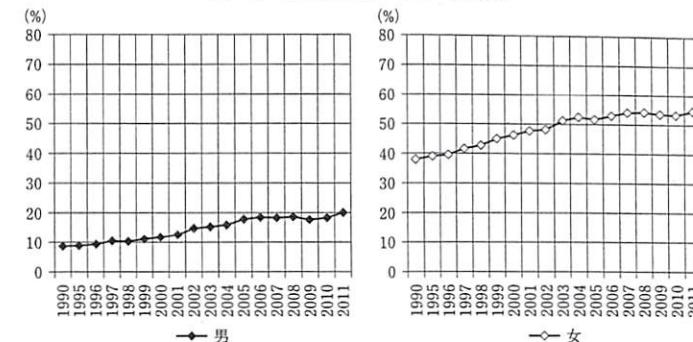
本は高成長を望んでも無理であると判断している。成熟経済の日本にあっては、低成長率（1～2%）が望みうる経済の実態である。とはいえる、それであっても国民の雇用を確保し、かつ格差の縮小と貧困者の削減を図ることが可能と考える。本稿はこのための政策を考えてみたい。

### 2. 格差問題

まず格差の問題であるが、これの発生と拡大を説明するいくつかの理由を指摘できうる。本稿の関心範囲だけに限定すれば、労働市場の二極化が顕著となった点がある。それはアルバイト、パート、期間限定の雇用、派遣労働などといった非正規労働者の数が激増したことと、正規労働者と非正規労働者の賃金などの格差拡大が原因である。図1は過去20年間に、正規労働者がどれだけ減少した一方で、非正規労働者がどれだけ増加したかを示したものである。一時間当たり賃金において両者にはかなり格差があり、しかも非正規労働者の大半は不安定な雇用の条件にいるので、肥大した非正規労働者は劣悪な条件の中にいると言ってよく、いわゆるワーキングプアの象徴となっている。

非正規労働を意図的に選択する人もいるので、非正規労働者をゼロにするという策を主張する気は毛頭ない。ただし、身分上の差だけで恵まれた労働者と恵まれない労働者が並存するのはよくなく、例えば一時間当たりの賃金の格差を縮小して、非正規労働者の賃金を上げるという政策をとる必要がある。もとより正規労働者と非正規労働者の間には職場での責任感、勤労意

図 非正規雇用者比率の推移（男女別）



注：非農林業雇用者（役員を除く）に占める割合、1～3月平均（2001年以前は2月）。  
非正規雇用者にはパート・アルバイトの他、派遣社員、契約社員、嘱託などが含まれる。  
数値は男及び女の総数の比率、2011年は岩手・宮城・福島を除く。

資料：労働力調査

欲、将来の幹部養成への期待度などに差があることは確実なので、一時間当たり賃金を完全に同一にせよとまでは主張しない。実は同じ仕事をしているのなら、一時間当たり賃金を同一にせよという学説はあるし、それを法律で実行している国がある。有名な例はオランダであるし、近隣のドイツやフランスでもそれが侵透しつつある。日本においては独自の長い労使関係の伝統があるので、一気に同一価値労働・同一賃金の原則を導入するのは無理であるから、理想をそこにおいて徐々にそれに近づいていく政策が現実的な対応策である。

ワーキングプアをなくすためにもっとも効果的な方策は、最低賃金額をかなり上げるという政策である。すべての労働者の生活を保障するために、一時間当たり賃金の最低水準を法律で規定するのが最低賃金制度であるが、日本の最低賃は低すぎる。民主党が政権をとつてから低すぎる最低賃を600円台から700円の水準まで上げたことは評価できる。しかしながら、この700円という数字も他の先進国と比較するとまだかなり低い。主要国のフランスやイギリスは1,100円から1,200円に達しており、日本はまだ低いのである。

なぜ日本の最低賃金がこれほどまでに低いか

といえば、伝統的に企業経営者の主張を日本は受け入れてきたからである。例えば最賃を上げて企業経営が苦しくなって倒産してもいいのか、倒産すればすべての労働者が企業を離れねばならず、失業者になっていいのか、といった声を尊重してきた。最賃を上げることによって雇用が削減されてもいいのか、という経済学者の声もかなり強かった。最低賃金は中央と各都道府県において経営者、労働組合、中立という三者の参加する最低賃金審議会で決められてきたが、企業がつぶれてもいいのかという主張と、雇用の削減があつていいのか、という声に対して、雇用を大切にする労働者と中立の人々も暗黙に了承してきたのであった。したがって、日本の最低賃金の額ではフルタイムで働いても到底食べていけないということは多くの人が認識している時代であっても、労働組合や中立の人々も経営者の主張にあからさまに反対してこなかつたのである。

労働組合に一言皮肉を言えば、最低賃金審議会に出席する労働組合の代表は連合に属する組合の人々であり、主として大企業、男子、それに正規労働者といった先程述べた区分で言えば、恵まれた労働者の人々が大半である。高い賃金、安定した雇用の中にいるこういう労働者は、労

労働組合に属さない非正規労働者の声を代弁する気は強くないのである。確かに審議会の場において、労働組合の代表は最賃額のアップを主張するが、どこまでそれにこだわるかと言えばそれはあまりなく、最後は既に述べた経営者の声に妥協してしまうのである。雇用の安定している正規労働者は自分たちの既得権益を守りたいために、最後は経営者の主張に強硬な抵抗をしないのである。

このことは経済学の世界でも学説がある。「インサイダー・アウトサイダー理論」と称されるものである。労働者には現在雇用されている労働組合員であるインサイダーと、失業している非労働組合員のアウトサイダーの関係に注目する。インサイダーは既得権益があるので、関心は自分が高い賃金を得ることだけであり、アウトサイダーは企業での賃金交渉の場にいないので、発言権がないのである。最低賃金審議会でのインサイダーは労働組合員であり、アウトサイダーは非労働組合員である。

### 3. 非効率企業の退場

そこで私はこのディレンマすなわち企業が倒産してもよいのかという声の代替案として、企業自らが退場してもらって新しい企業が新規に参入してもらう政策を推進できないか、と考えるようになった。企業の退場は倒産という姿であることも避けられないが、むしろ企業経営者が非効率的な自分の企業をたたんで、効率性の高い企業の新規参入に期待するのである。前者の非効率的な企業では支払い能力が低いので最低賃金のアップに応じられないが、後者の効率性の高い企業であれば支払い能力が高いので最低賃金のアップ策に応じることができる可能性は高いのである。したがってこの案は既にある企業の退場と新規企業の参入に期待するというものである。もとより退出する企業で働いていた労働者を新しい企業にスムーズに移せるものができるような制度や支援策が必要であることは言うまでもない。

この私案を大々的に主張することに私はためらいがあった。なぜならば、企業が消滅したり新しい企業が誕生して参入することに期待する案は、新自由主義の経済思想に合致しかねず、元々格差問題の是正を主張してきた私にとっては、新自由主義に反対のスタンスをとってきたので、自己否定ではないか、という危惧を抱いたからである。新自由主義、あるいは市場原理主義は、多分企業の衰退、退場、そして誕生、参入を奨励する経済思想にあるだろうと想像したからであった。

しかしこの危惧を杞憂に終わらせた事項が二つあることに気がついた。第1は、経済学史の勉強に取り組んでいたとき、19世紀から20世紀初期のイギリスにおけるフェビアン社会主義を勉強した。その中核的経済思想家であるウェップ夫妻が最低賃金のことを記述した箇所で、私の主張とまったく同じことを主張していることを発見したのである。すなわち最低賃金を払えない企業は効率性の低い企業であって、むしろそういう企業は退場してもらった方がよいと主張しているのである。新しい企業に代替した方が効率性が高まるであろうから、最低賃金を払える企業になりうるという考え方である。そして前者の企業を温存することは、一国の経済繁栄にとってマイナスだし、後者の企業に期待することの方が経済活力が増す、とまで言っているのである。

「目からウロコ」というのはこの言葉ではないかと思った。社会主義者が効率性の低い企業の退場を容認し、効率性の高い企業の参入という期待まで述べているのである。私自身はマルクス経済学者ではないが、ウェップ夫妻などのフェビアン社会主義は経済思想史の中でマルクス主義に対抗していたし、当時は社会で影響力をもっていたことはよく知られているので、意を強くしたのである。ついでながら、フェビアン社会主義は現代におけるイギリス労働党の源流である。マルクス主義がここまで主張しているかどうか、勉強不足でわからないが少なくとも

もフェビアン社会主義の思想は私案と同じである。社会主義も現代でいう新自由主義、市場原理主義と似たことを言っていたのである。

似たことは現代の北欧でも見られる。非効率な企業が退場し、効率的な企業の誕生がある。

第2に、日本経済史をたどると、実は既存企業の退場と新規企業の参入は、日本でもかなり実行されてきたことに気付く。代表的な例を挙げれば、戦後に動力源が石炭から石油に替ったとき、石炭産業は衰退して、それに替って石油産業、化学産業が興隆したのである。ここでは企業の退場と参入は大々的に行われたのである。もう一つの例は、日米の織維貿易戦争の頃に、日本の織維産業は衰退を迫られ、かなりの企業が倒産せざるをえなかった。しかし一部の企業は付加価値の高い織維、織物の生産に転換して、新しい企業の参入と言ってよいほどの変貌を遂げたことがあった。日本企業も過去にはうまく衰退、退場、誕生、参入の歴史を示してきたのである。

ここで述べた二つの例は、産業の規模が大きいので、現代の最低賃金にかかる問題に該当する企業はむしろ中小企業に多く、そのまま二つの成功例をすぐに適用できるものではない、という反論はありえよう。しかし中小企業であっても、企業家精神の発露と、行政による背後のサポートがあれば、うまく退場と参入を実行できるのではないかと信じる。その具体策については別稿に期待するとして、ここで最低言えることを結論として述べれば、非効率性の高い企業を保護して守るという発想を、そろそろ捨て去る時期ではないか、ということになる。

### 4. 分かち合いの精神

もう一つ重要な項目がある。それは最低賃金のアップや正規労働者と非正規労働者の格差は正のためには、高い賃金を得ている正規労働者が少しだけでもよいから、自分達のもっている既得権益を譲るということに合意してくれないか、ということである。例えば、最賃を上げた

り、非正規労働者の労働条件を改善するためには、そうでない人々の犠牲も少しある必要はないか、ということである。これは分かち合いの精神の発露であると言ってもよい。あるいは、インサイダーがアウトサイダーのことを思って自分たちの権益を多少譲るということである。このことを国全体の視点から換言すれば、高所得者から低所得者への再配分を強める策である。

この案に関しては、新自由主義の立場からは猛反対が来そうである。日本においては所得税での税率に関して、最高所得税率が20年前は70~80%だったのに今では半分の40%にまで下げられており、再分配の程度を弱めてきた歴史が続いた。これは新自由主義が日本でも強くなつた一つの証拠もある。今の時代に再び前のように70~80%に戻す案は無理であるが、50~60%にまでもっていくことはあってもよい政策である。

同じことは企業内でも発生した。管理職と非管理職の間の俸給格差、正規労働者と非正規労働者の間の賃金格差などが拡大したのであり、これも市場原理主義の侵透と言ってよい。これまでの日本企業にあっては、よい意味でもわるい意味でも平等主義が残っていたので、これらの格差は大きくなかった。しかし新自由主義の浸透によって能力のある者と能力のない者の差、身分による差、頑張る者と頑張らない者の差が拡大することを容認してきた。頑張る者と頑張らない者の差はインセンティブを大切にする点から多くの人が容認することであろうが、能力のある者と能力のない者の差にはある程度の歯止めがあってよいのではないかと思う。正規労働者と非正規労働者といった身分についても、容認できない、というのが私見である。これらから得られる結論は、恵まれた上位にいる人は恵まれない下位にいる人に対して、ある程度の犠牲を払ってもよいのではないか、ということである。

もっともここで述べた案、すなわちいろいろな方策によって恵まれた人が恵まれない人に対する

して、何かを犠牲にするという思想に関しては、個人によって受け取り方が異なる。個人の価値観は異なるので、そういう政策に賛成する人から反対する人まで、意見は様々である。民主的な国家にあっては、国民の多数派意見によってどのような政策をとるかが決まる。世界の先進国を区分すれば、福祉国家とされる北欧諸国にあっては人々の間の「分かち合い」に賛成する人が多いので、そういう体制にいるのであり、一方の極はアメリカ国民であって、自立と自己責任を重視するので、「分かち合い」に賛成する人は少ない。

日本国民はどちらを選択しているのであろうか、と問われれば後者のアメリカ型に親近感を持つ人が多いのではないかと判断している。そう思われる一つの根拠は、なかなか恵まれた人が恵まれない人への移転を容認せず、既得権益を守ろうとする人が多いことでわかる。

そう思われるもう一つの根拠は、福祉の充実には社会保険料や税収を増加させる増税案が必要であるが、頭ではそのことをわかっていても、現実に増税策が提案されると拒否反応を示す国民の多いことでそれがわかる。

働き方の多様性が増している中で、改革をせねばならない点が一つある。それは社会保険制度に加入する人の数を増加させて、非正規労働者は当然として、働いていない人にも保険制度のメリットを受けることができるようすべきである。雇用、年金、医療などの社会保険制度に加入するには、労働時間や年収に制限がある。これまでの日本であれば夫が働いて社会保険に加入し、妻や子どもは被扶養家族として社会保険に加入していたが、働き方の多様性により、たとえフルタイムで働いていなくとも、個人で社会保険に加入すべき時代である。政府もそのことの必要性を認識していて、徐々にではあるが短時間労働や年収の低い人にも参加の窓口を広げる政策をとっている。これは正しい政策なので、それを強める方向に進めてほしい。

社会保険に関しては、年金と医療などの制度

は職業によって加入する制度が異なるという制度の乱立がある。例えば医療保険制度であれば、大企業での組合健保、中小企業での協会健保、公務員での公務員共済、無業者や引退者での国民健保、という乱立である。これは歴史的に同じ職業に就いている人同士が独自の保険制度をつくって運営してきた経緯から生じていることである。制度の乱立をやめて統合・一本化に進めることができが、国民全般に普遍的な福祉サービスを提供するという意味で公平なことである。しかし、制度の統合は掛け声だけで、なかなか進展しない。ここでも既得権益をもっている制度に加入している職業（例えば、公務員と大企業に勤める人）に就いている人が、統合に抵抗しているからである。強力な政治力でもって統合に向かうしかないと判断している。

最後に、失業率を下げるために、「分かち合い」の精神から生じる政策として、ワークシェアリングがあることを述べておこう。高い経済成長率の望めない日本経済にあっては、労働需要を増大させて雇用を吸収する政策に大きな期待を寄せることは不可能である。そこで思いつくのは、現在働いている人の労働時間を少し減少させて、失業している人に労働時間を回す案である。「仕事の分かち合い」がワークシェアリングである。もっとも有名な国はオランダであるし、ドイツやフランスも過去に成功している。オランダやフランスでは、法律で労働時間を短縮して、失業率の低下を図ったのである。

日本においてもワークシェアリングを導入するのが望ましいと主張してきた私であるが、導入の例はごく一部にあつただけで、基本的には導入されていないと言ってよい。なぜ日本で無理なのか様々な理由があるが、既に雇用されている既得権益をもつ労働者が乗り気でなかったことが一つの理由である。日本でのワークシェアリング導入に関しては、失業率が10%を超えるという非常時ならともかくも、導入の可能性を悲観的に見ているので、ここではこれ以上ワークシェアリングに言及しない。

## 【共通論題】

# 個人・世帯・企業・社会から見たワーク・ライフ・バランスの推進

The Promotion of Work-Life Balance from the Perspectives  
of Individuals, Families, Business and Society

樋口美雄（慶應義塾大学）

Yoshio HIGUCHI, Keio University

## 1. ワーク・ライフ・バランスとは

ここでは、ワーク・ライフ・バランス（「仕事と生活の調和」、以下、WLB）と略す）とは、①個々人の持つ時間の希少性を再認識し、企業も個人も時間の使い方の有効性を高めることを目指す、②個人や企業は働き方・仕事の進め方の見直しにより、私的生活を充実させるとともに、これが実現できるように就業環境・社会環境を整えていく、③個人や企業は仕事の進め方や中身を見直すことにより、時間当たり付加価値生産性の向上を図る、④柔軟で多様な働き方が認められることにより、多様な人材が能力を高め、意欲を発揮できるようにする、ことを示す。政労使トップの合意により、「仕事と生活の調和・憲章および行動指針」が2007年12月に策定され、政労使はWLBの数値目標実現に向けて、取り組むことになった。以下では、WLBの推進がなぜ必要かについて述べ、その効果を検討するとともに、その実現に向かってどのような取り組みが求められるかについて議論する。

## 2. 個人や世帯から見たWLB推進の必要性

労働者の年間平均総実労働時間を見ると、労働時間は短縮され、前川レポートで国際公約した年間総実労働時間1800時間代への短縮を実現したように思われる。だが、この多くは労働時間の短いパート労働者が増えたためであり、一般労働者の年間労働時間は依然として2000

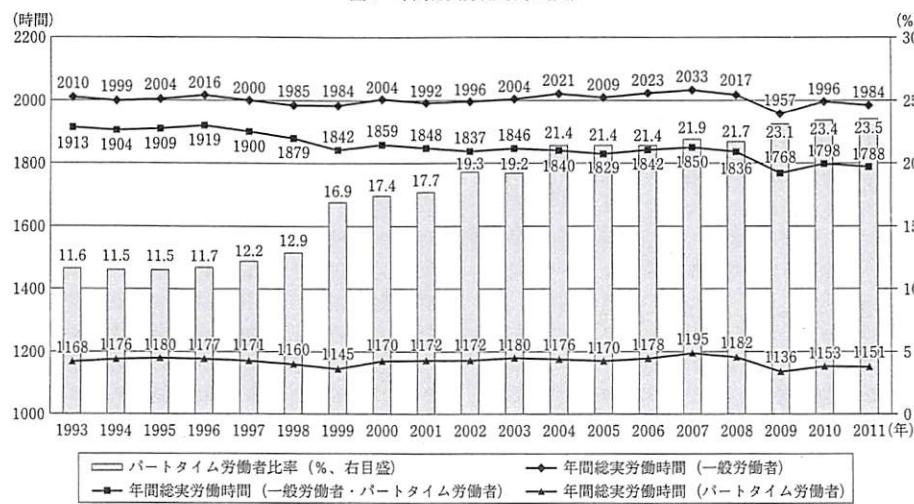
時間前後で推移している。しかもそれを企業規模別に見てみると、中小企業に比べ大企業の年間総労働時間は短いが、ただその趨勢を見ると、リーマンショック以降を除き、労働時間は延長される傾向にある（図1、2）。とくに週実労働時間が60時間を超える人は30代、40代を中心にして2000年代に入って増加する一方、年次有給休暇の取得率は依然として低く、改善の動きは鈍い。

労働時間の増加や仕事量・職責の拡大は、労働者の仕事等に対するストレスや悩みを持つ人の増加に強く影響しており、30代から50代の専門・技術職、管理職の心疾患や脳血管疾患、とくに自殺による死亡率を高める一因になっていると指摘される（図3、4）。

長時間労働者が増える一方で、正規雇用者数は97年をピークに日本全体で2010年までに457万人（12%）減少した。その一方で、パートや派遣労働者、契約社員、嘱託等と呼ばれる非正規雇用が、この間、604万人（52%）増加した。なかでも有期契約の更新を繰り返し、結果的に長期勤続となる非正規労働者が増え、とくに正社員と同様の職務を担ったり、高度技能を活用したりする非正規労働者の増加も目立つようになった。

こうした非正規労働者の増加は、かつては主婦パートに代表される有配偶女性で多かったが、現在では男女を問わず数多く見られるようになつた。そして世帯主の中でも非正規労働者数が増加し、それとともに正規雇用者として働いて

図1 年間総実労働時間の推移



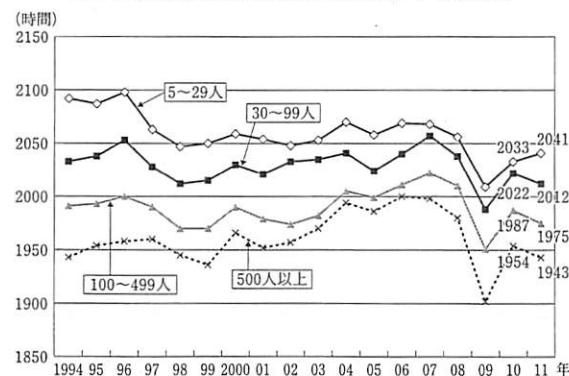
出所：内閣府『仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）レポート2011』、厚生労働省『毎月労働統計調査』。

注1：事業所規模30人以上。

注2：年間総実労働時間は年の月平均を12倍したもの。

注3：2011年3～4月分について、岩手県、宮城県及び福島県（宮城県は5月も）の被災3県を中心に一部調査を中止している。

図2 事業所規模別年間総実労働時間の推移（一般労働者）



出所：内閣府『仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）レポート2011』、厚生労働省『毎月労働統計調査』。

注1：年間総実労働時間は年の月平均を12倍したもの。

注2：2011年3～4月分について、岩手県、宮城県及び福島県（宮城県は5月も）の被災3県を中心に一部調査を中止している。

共通論題：個人・世帯・企業・社会から見たワーク・ライフ・バランスの推進

図3 日本の30～50代男性の自殺による死亡率

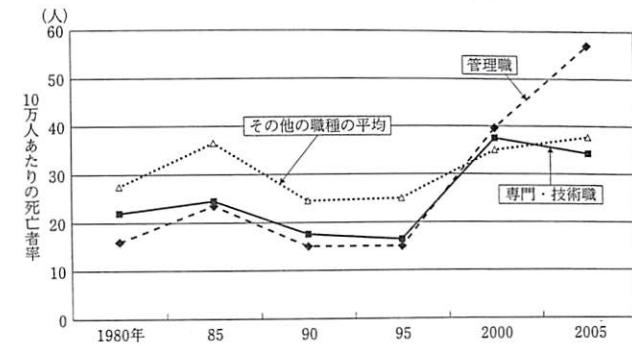
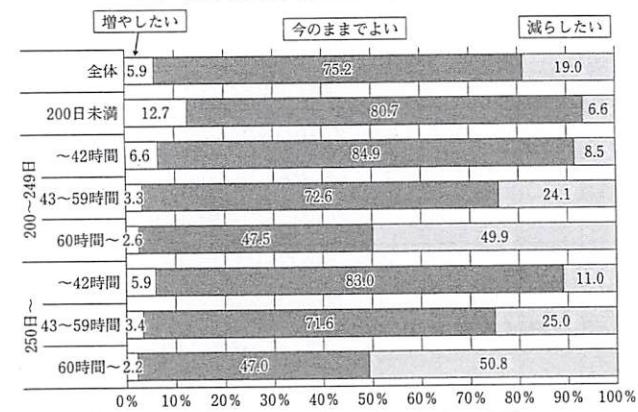
出所：Wada, K. et al. [2012], "Trends in cause specific mortality across occupations in Japanese men of working age during period of economic stagnation, 1980–2005: retrospective cohort study," *BMJ*, 344, e1191.

図4 就業時間希望（雇用者、就業日数・時間別）



出所：内閣府『仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）レポート2011』、総務省『平成19年就業構造基本調査』。

注：調査対象は、ふだん仕事をしている人のうち「この仕事を続けたい人」。

いる人でも特別賞与等をはじめ、給与所得の減少する人が増え、平均世帯主所得は大きく減少するようになった（図5）。

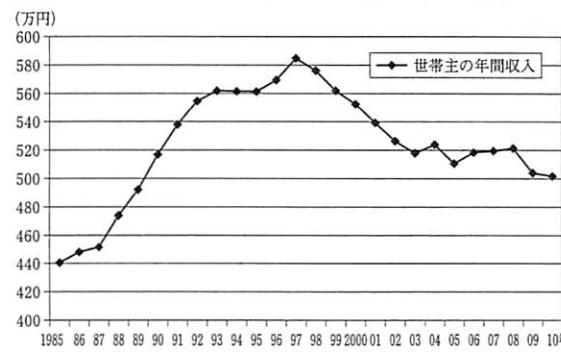
その結果、かつては景気が後退すると求職活動をあきらめていた有配偶女性が生活費の不足分を補おうと新たに労働力化する傾向が強まり、同時に仕事を辞め、離職する人が減った。

女性雇用者の増加は、労働需要の面からも確

認される（図6）。

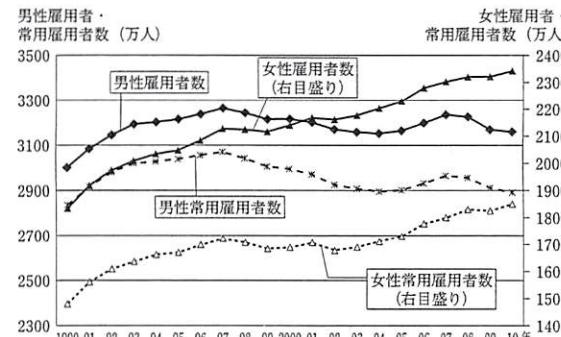
男性の雇用機会が減り、女性の雇用機会が増加している背景には、個々の企業や産業において女性労働者を増やそうという動きがあるのと同時に、男性比率の高い建設業や製造業が雇用を減らし、女性比率の高い第3次産業、とくに医療・福祉分野が雇用を増やすといった産業構造の転換が影響している。こうした影響は完全

図5 世帯主の勤労収入（二人以上世帯の勤労世帯・年間）



出所：総務省統計局『家計調査（家計収支編）』。

図6 男女別雇用者数・常用雇用者数の推移

出所：総務省統計局『労働力調査（家計収支編）』。  
注：値は、年平均。

失業率の動きにも表れ、かつては女性失業率が男性失業率を上回っていたが、2000年代に入ると、男性失業率が大きく上昇し、女性失業率を上回るようになった（図7）。

こうした動きは専業主婦世帯を減らし、共働き世帯を増やしていく（図8）。

しかし就業している有配偶女性の多くは、パート労働者として再就職しているものが多く、正規雇用者としての継続雇用が容易になるような環境を作っていくなければならない。女性が職業キャリアを形成できるようにするために、保育サービスを質量ともに拡充させるとともに、

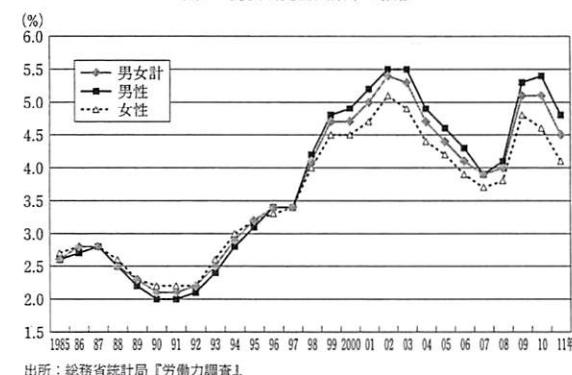
企業は育児・介護休業などの制度を実際に利用しやすい環境を整備し、夫も家庭責任を負えるよう、WLBを実施していくことが求められる。少子化対策としてもWLBの推進は必要である。

### 3. 企業から見たWLB推進の必要性

労働者にとってWLBの推進は必要なものであっても、それが企業にとっては何らの効果を持たず、単に費用だけを増大させるものであるならば、競争に直面している企業は、これを積極的に促進させようとはしないであろう。ただしWLBの促進が企業にとってもメリットのあ

共通論題：個人・世帯・企業・社会から見たワーク・ライフ・バランスの推進

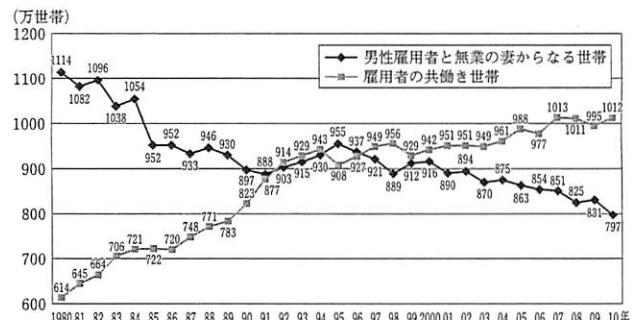
図7 男女別完全失業率の推移



出所：総務省統計局『労働力調査』。

注：2011年は、岩手県、宮城県及び福島県を除く。

図8 共働き等世帯数の推移



出所：内閣府『仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）レポート2011』。1980～2001年は総務省『労働力調査特別調査』（各2月、ただし、1980年～1982年は各年3月）、2002年以降は『労働力調査（詳細集計）』（年平均）より作成。

注1：「男性雇用者と無業の妻からなる世帯」とは、夫が非農林雇用者で、妻が非就業者（非労働力人口及び完全失業者）の世帯。

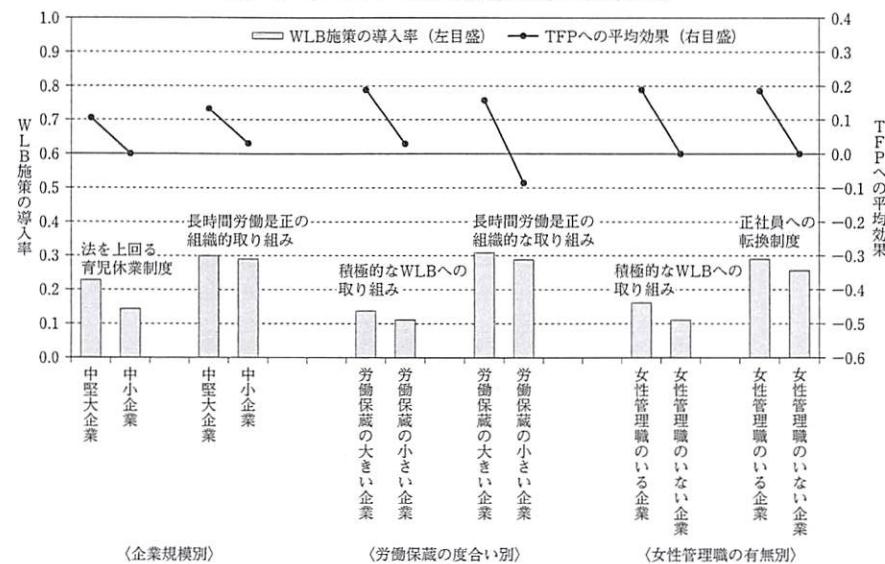
注2：「雇用者の共働き世帯」とは、夫婦ともに非農林業雇用者の世帯。

るものであれば、たとえ一時的にコストがかかるっても、それは将来、利益をもたらす投資となるから、これを実限しようとする企業は増えるはずである。

企業にとってのWLBを推進するメリットとは何か。かつては、WLBを推進している企業では生産性も高く、企業収益率も高いという観察事実から、WLBの推進は企業にとってもメリットがあると言われていた。だが、これに対し、逆に生産性の高い収益率の高い、経済的に

ゆとりのある企業がWLBを推進しているだけであって、決してWLBを推進した結果として生産性が向上したわけではないとの批判があった。そこで最近の研究では、企業を長期にわたって追跡調査したパネルデータを使って、新たにWLBの推進に取り組むようになった企業では、その後、全要素生産性や企業収益率がどのように変化するかについて、実証分析が行われるようになった（阿部・黒沢 [2009]、山本・松浦 [2011]）。

図9 ワーク・ライフ・バランス施策の効果と導入率の比較



出所：山本・松浦 [2011] より抜粋。

WLBの推進は、優秀な応募者を引きつけるとともに、教育訓練を受け、経験を積んだ離職者を減らす可能性がある。さらには業務内容や仕事の進め方を見直すことにより、無駄な仕事を省き、計画的に仕事を進めることができることで、効率を改善する可能性がある。山本・松浦の分析結果によると、必ずしもWLBを推進している企業すべてで全要素生産性(TFP)が向上するようになったわけではないが、推進組織を設置し、長時間労働を是正したり、正社員への転換制度を導入したりするようになった企業では、これが実施されてから数年後にTFPの上昇が確認されている(図9)。

それだけこうした施策の実施は、企業におけるソフト面における一種の先行投資であると評価される。もし企業がWLBを推進することによって将来的には利益が発生しようとも、当面の費用を嫌って、それを推進しようといしない場合には、その一部を政府が助成金を給付したり、

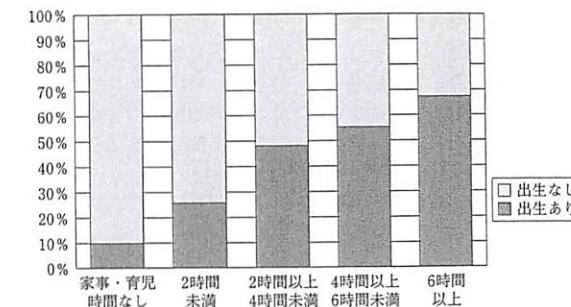
税を軽減したりして、経済的にインセンティブを与え促進することも必要である。WLBを実現した企業に対し、公共入札の際、ポイントを加点する優遇策を検討することも考えられる。

#### 4. 社会から見たWLB推進の必要性

一般に政府が個人の働き方や企業の人材活用の在り方といった私的な問題に介入する以上、そこには当事者以外の人に与える、社会にとっての外部効果が存在しなければならない。WLBを進める外部効果とは何か。

一つの期待される効果は現在の働き方が労働者の健康上の問題を引き起こしているとすれば、人権的視点からも、それを事前に防止することに政府が介入することは正当化されよう。短期的にしろ、企業に負担がかかるとすれば、WLBを進めようとする企業は少なく、しかも労働者と企業との間に交渉上の地歩に差があるとすれば、それに取り組んでいる好事例を紹介

図10 夫の休日の家事・育児時間別に見た第2子以降の出生の状況



出所：厚生労働省『21世紀成年者総調査』。

注1：集計対象は、①または②に該当し、かつ③に該当する同居夫婦である。ただし、妻の「出生前データ」が得られていない夫婦は除く。

①第1回調査から第9回調査まで双方が回答した夫婦

②第1回調査時に独身で第8回調査までの間に結婚し、結婚後第9回調査まで双方が回答した夫婦

③出生前調査時に子ども1人以上ありの夫婦

注2：家事・育児時間は、「出生あり」は出生前調査時、「出生なし」は第8回調査時の状況である。

したり、そこで発生する費用を国が助成したりするといったことも必要となる。

第2は、人々の携わる事が互いに連鎖していることにより、ある企業、ある個人の仕事の進め方が、他の企業、他の個人の労働時間や働き方に影響しているため、個別企業、個々人の働き方の見直しだけでは問題を解決できず、社会全体として、見直す必要がある場合にも、政府が先頭に立ってWLBを推進していく必要がある。

第3の効果は、少子化対策につながる可能性である。育児休業制度の普及により、出産後も仕事を続けている女性は少しずつ増えているとはいえ、依然として、仕事を取るのか、子どもを取るのかといった二者択一の状態は続いていると言わざるを得ない。

1980年代には、女性の就業率と合計特殊出生率の関係を国際比較してみると、1980年代には両者の間には負の相関関係が発生しており、多くの女性が働いている国では出生率が低いというトレード・オフの関係が見られた。ところがこの関係は徐々に薄れ、2000年代に入ってからはむしろ両者の間に正の相関関係が見られ

るようになった。これは女性の仕事と出産・育児が両立可能になった国が多く、そうした背景には、政府の公的保育サービスの拡充など、育児支援と働き方の見直しが進められ、男性の家事育児時間の増加があったと指摘される(山口[2009])。

わが国でも、第1子を出産するかどうかには、夫の長時間労働や家事・育児時間の短さが影響しているという分析結果は見られないが、第2子の出産には第1子出産後の夫の家事・育児時間が有意な影響をもたらすとの分析結果が得られている(図10)。

女性の継続就業によって、人材活用の便益は企業にも発生するであろうが、企業の育児支援策によって、子どもが増えたとしても、そのメリットを将来受けるのは、対象労働者の勤めている企業ではなく、社会である。ましてや男性のWLBを推進し、妻が就業を継続できるようになったとしても、夫の会社には直接的便益が発生するとは想定しにくい。だとすれば、こうした社会的ペネフィットを考慮すれば、社会がWLBの促進を企業や個人に働きかけるのと同時に、子育てを支援する施策を講じ、社会的に

その費用を負担することは正当化されることになる。今後、必要性の拡大が予想される介護への支援についても、同じことが言える。

第4は長時間労働の是正により、自己啓発を取り組む者が増えたり、家庭教育、さらには地域活動に参加する者が増えることにより、社会的便益が増すことである。

そして第5に、正規労働者の長時間過重労働を見直すことにより、さらには不安定低賃金の非正規雇用の転換を図ることにより、社会的にも生産性の向上を実現し、所得の拡大、内需の増加を実現し、社会の持続的成長を可能にするといったメリットが期待される。現在の人材活用が、短期的には個々の企業にとって合理的であったとしても、社会にとっても合理的であるとは限らない。こうした集計の誤謬を正すためにも、社会としてWLBを推し進めていく施策は正当性を持つ。

## 5. いかにしてWLBを促進していくか

個々の企業では、WLBを推進するには、三つの意識改革が必要であると言われる。第1は、経営者トップの意識改革であり、経営者が常にWLB実施の必要性を社内外で言い続けることである。第2は、中間管理職の意識改革であり、このためには管理職自身の給与査定の基準等に部下の残業時間や有給休暇取得率等を入れることが効果的であると言われる。そして第3は、男性社員を含む、仕事に対する、さらには他の社員に対する職場の意識改革が求められる。

個々の企業がこれらの実現に積極的に取り組んでいくことが望ましいし、企業の自主的な推進が基本であることは間違いないが、それに任せる限り、一向に進まないとすれば、政府がいろいろな施策を用いて後押ししていくことも必要であろう。政府は政労使間で締結された「仕事と生活の調和推進・憲章および行動指針」に基づき、現在、周知活動や経済的支援など様々な支援策を講じている。果たしてそれらが、これまで実効性を上げているのか、そしてさらに

どのような取り組みが成果を上げるのかを、PDCA(Plan-Do-Check-Act)サイクルを活用し、さらにはEvidence Based Policyの視点を重視し、検証を重ねていく必要がある。今後、これらの施策が功を奏し、わが国でもWLBがいち早く実現されることを期待する(山口・樋口[2008])。

## 参考文献

- 阿部正浩・黒沢昌子 [2009],『ワーク・ライフ・バランス施策と企業の生産性』内閣府経済社会総合研究所。
- 山本勲・松浦敏幸 [2011],『ワーク・ライフ・バランス施策は企業の生産性を高めるか?—企業パネルデータを用いたWLB施策とTFPの検証—』経済産業研究所。
- Wada, K. [2012], "Trends in cause specific mortality across occupations in Japanese men of working age during period of economic stagnation, 1980–2005: retrospective cohort study", *BMJ*.
- 山口一男・樋口美雄 [2008],『論争 日本のワーク・ライフ・バランス』日本経済新聞社。
- 山口一男 [2009],『ワークライフバランス: 実証と政策提言』日本経済新聞社。

## 【共通論題】

# 若者の就業問題と日本経済

Youth Employment Problems and the Japanese Economy

大竹文雄(大阪大学社会経済研究所)

Fumio OTAKE, Institute of Social and Economic Research, Osaka University

## 1. はじめに

日本の若者の中に就業問題が存在していることが、日本社会で広く認知されたのは、玄田[2001]の出版が契機になった。それまで、若者の失業率が高くなっていても、フリーターが増えている、それらは若者の自発的な失業や非正規就業選択の結果であって、非自発的なものではない、とみなされる傾向が高かった。若者の就業に対する態度が変化したという側面よりも、非自発的に失業や非正規という就業状態に陥っているという側面が大きいことを、玄田有史は自分自身の研究成果も含めた日本の労働経済学の研究成果を一般に向けて広く知らせることに貢献した。

その後も、日本の若年の就業問題に関する研究は日本人研究者を中心に蓄積された。太田[2010]は、玄田の本から10年間の日本における研究をまとめたものである。太田聰一は、玄田有史とともにこの分野の研究を主導してきた研究者の一人である。太田[2010]には、日本の就職のチャンスが学校卒業時に集中しているため、学校卒業時に景気が悪いとその世代の賃金水準は非常に長期にわたって他の世代よりも減少してしまうという「世代効果」の存在や若年者と中高年の労働が代替的であるため、中高年の雇用が守られると「置き換え効果」によって若者の雇用が減少してしまうということが、数多くの実証研究をもとに説得的に示されている。既存正社員の交渉力が強いために、このような現象が発生することは、インサイダー・ア

ウトサイダー理論として、労働経済学ではよく知られている。その上、日本では労働法上も判例で整理解雇に関する解雇権濫用法理として、解雇回避努力義務の中に、正社員の解雇をする前に、採用抑制をしていること、非正社員の雇い止めをしていること、ということが示されている。法的にも既存正社員の交渉力を高めるようにされているのである。

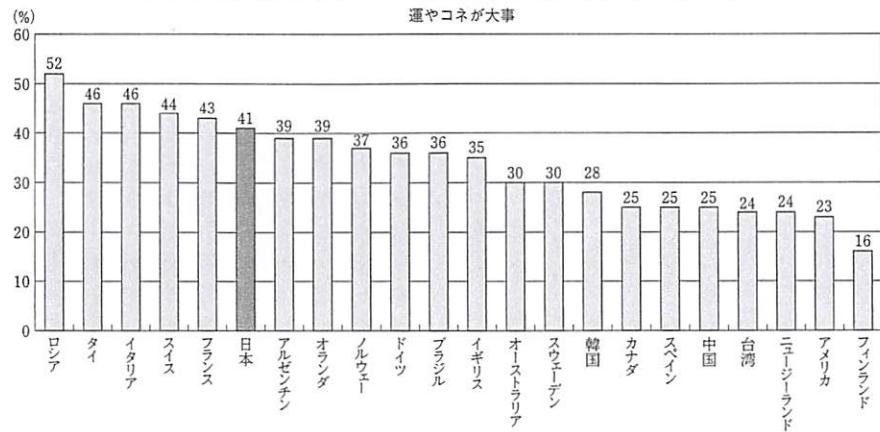
本稿では、若年就業問題が、長期的にどのような問題を日本経済に与え得るのか、という観点から2つのことを指摘する。第一に、若者の勤勉さに対する価値観が変化することである。第二に、若者の就業問題が子どもの貧困に与える影響である。

## 2. 勤勉に対する価値観

日本では、リーマンショック以降、特に、反市場主義の考え方方が強まった。90年代後半から進められてきた労働市場における様々な規制緩和の動きは、近年、逆転し、派遣労働や有期雇用契約を中心に規制強化の方向に動いている。このような規制強化や反至上主義的な議論が、日本で支持されるようになったのはなぜだろうか。

Di Tella and MacCulloch [2007]によれば、資本主義への支持と強く相關するのは、運やコネでなく勤勉が成功につながるという価値観や汚職がないという認識だという。実は、最近のデータでみると、日本における勤勉の重要性の価値観は国際的には、低いものになっている。世界価値観調査(World Values Survey)に、

図1 人生での成功を決めるのは、勤勉が重要か、それとも幸運やコネが重要か  
運やコネが大事

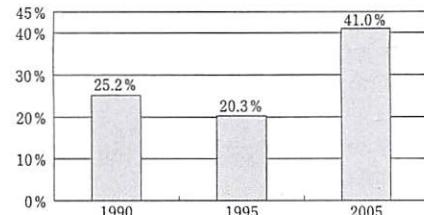


出所：世界価値観調査（World Values Survey）。

「人生での成功を決めるのは、勤勉が重要か、それとも幸運やコネが重要か」という質問がある。図1に、2005年から2008年に行われた調査での主な国の回答結果を示した。フィンランドでは、運やコネが大事だと答えた人は15.8%しかいない。大多数の人は、勤勉が大切だと考えている。アメリカ、ニュージーランド、台湾、中国、スペイン、カナダ、韓国の諸国も、勤勉が大事だと考える人の比率が7割以上である。これに対し、2005年に調査があった日本は運やコネが大事だと答える人の比率は、41%もいて先進国の中では高い方である。

日本人は勤勉な国民で、それが高い生産性の原動力になってきたとされてきた。しかし、2005年時点では、そのような価値観がずいぶん薄れてしまい、運やコネを重視するようになっている。日本人が運やコネを重視する価値観を持つようになったのは、最近である可能性が高い。世界価値観調査で、日本について同じ質問を行った1990年と1995年のデータを集計してグラフにしたもののが図2である。90年代には、日本人で運やコネが大事だと答えた人は、90年で25%，95年で20%と少数派であったものが、2005年になると41%に急増している

図2 勤勉か運・コネか：日本における推移——勤勉よりも運・コネが大事と考える日本人の比率——



World Values Surveyにおける「人生で成功するには、勤めか運・コネが大事か」という質問に対する日本の回答

ことがわかる。2000年代になってから日本人の価値観が勤勉から、運やコネを重視するように変化してきた可能性がある。

### 3. 不況が価値観に与える影響

なぜ、勤勉に対する価値観の変化が生じたのだろうか。この点について、Giuliano and Spilimbergo [2009]は、若いころの不況経験が、価値観に影響を与えることを実証的に明らかにしている。具体的には、18歳から25歳の頃、つまり、高校や大学を卒業してしばらくの間に、不況を経験するかどうかが、その世代の価値観に大きな影響を与えることをアメリカの

データを使って明らかにしている。この年齢層の頃に不況を経験した人は、「人生の成功が努力よりも運による」と思い、「政府による再分配を支持する」が、「公的な機関に対する信頼をもたない」という傾向があるそうだ。この価値観は、その後、年をとってもあまり変わらないということも示されている。

日本でもバブル崩壊以降、長期の不況が続いた。若年層の就職が困難な時期が続いた。このような経済環境は、若年層を中心に勤勉に対する価値観を崩壊させた可能性がある。実際、世界価値観調査で、日本について2005年調査を年齢階層別に集計してみると、若年層ほど勤勉よりも運やコネが人生の成功で重要だと答える人の割合が高い。15歳から29歳の若者では、運やコネが大事と答える人の比率は、44.6%にも上がる。これに対し、50歳以上ではそう考える人は37.6%に過ぎない。もっとも、その年齢層でも90年代の日本人よりも運やコネが大事だと答える人の比率は高く、現在の先進国の中でも高いグループになる。

景気が良くて完全雇用であれば、努力をすれば仕事に就けるはずなので、仕事が見つからないというのは、本人が努力をしていないためだと多くの人が考えることになる。そういう社会では、勤勉が人生の成功にとって重要であり、市場競争は勤勉な人に報いるための社会制度としてマッチしている。これに対し、不況では、失業が発生して、どれだけ努力しても、その努力と無関係に仕事に就けない人が出てくる。仕事に就けるかどうかは、運・不運やコネの有無が重要になってくる。若年就業の問題が、若年者の勤勉に対する価値観を変え、市場競争に対する信頼を失う原因となっているとすれば、これは長期的な日本経済の成長に大きな制約となってくると考えられる。

### 4. 若年就業問題と貧困率

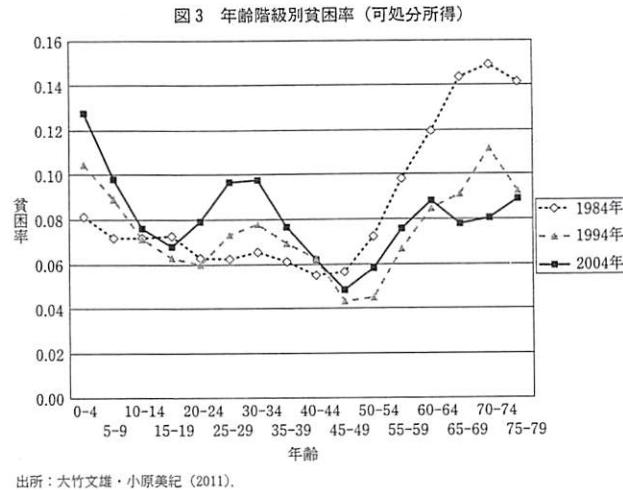
日本の若年就業における非正規労働者や失業者・無業者の増加は、3節で議論したこととは

別に日本社会に長期的な問題を引き起こしている。非正規労働者の比率は、男性、女性とも1990年代半ば以降上昇を続けている。中でも、男性の非正規労働者比率の変化は大きい。1990年代前半までは、男性の25歳から34歳の年齢層における非正規労働者比率は、約3%であった。ところが、この比率は1996年以降上昇し続け、2005年には14%に達し、2011年には約16%になっている。非正規労働比率が上昇しただけではない。この年齢層の就業率も大きく低下している。90年代半ばまではこの年齢層の就業率は約95%と高かったが、90年代後半に低下し、2000年代では約90%で推移している。同じ年齢層の女性の就業率は、1980年代は約50%であったが、雇用機会均等法施行のタイミングと同時に上昇をはじめ2010年には68%になっている。つまり、男性の就業率が女性のそれより高いという状況は変わっていないが、若年の男性の就業率が低下傾向にあり、同年齢層の女性の就業率は上昇傾向にある。

男女間格差が縮小する過程にあることは望ましい。しかし、そのような男女をめぐる労働市場の変化と家族のあり方の変化の間にはギャップがあるため、社会問題が発生する。それが、若者や子どもの貧困である。

図3には、大竹・小原 [2011] による彼らが『全国消費実態調査』から推定した年齢階級別貧困率の変化が示されている。1984年の時点では、貧困率が高い年齢層は、60歳以上の高齢層であった。しかし、80年代以降、年金制度の充実のため、高齢層における貧困率は低下した。逆に2000年代になって貧困率が上昇したのは20歳代後半から30歳代前半の若年層とその子どもである10歳未満の年齢層である。

若年層における貧困が、その子どもの年齢層における貧困を引き起こしている。子ども時代の貧困が、彼らが成人になってからのアウトカムにも大きく影響するという指摘は多くの研究で指摘されている。さらに、若年層の貧困そのものが結婚率の低下や出生率の低下にも影響し



出所：大竹文雄・小原美紀（2011）。

ている可能性が高い。

## 5. おわりに

本稿では、若年就業問題が、単に、一時的な若者の就職問題だけでは終わらず、その世代の価値観に影響を与えると同時に、貧困問題を発生させ、次の世代の人的資本に与える影響を指摘した。労働市場における制度改革を考える場合には、既存正社員と若年新規求職者の関係をどうするかという視点だけではなく、より長期の日本経済のあり方にまで影響があるという視点をもつ必要がある。

## 参考文献

- Di Tella, R. and MacCulloch, R. [2007], "Why Doesn't Capitalism Flow to Poor Countries?", *NBER Working Paper*, No. W13164.
- 玄田有史 [2001], 『仕事のなかの曖昧な不安——揺れる若者の現在——』中央公論社。
- Giuliano, P. and Spilimbergo, A. [2009], "Growing Up in a Recession: Beliefs and the Macroeconomy," *IZA, Discussion Paper*, No. 4365.
- 太田聰一 [2010], 『若年者就業の経済学』日本経

済新聞出版社。  
大竹文雄・小原美紀 [2011], 「貧困率と所得・金融資本格差」岩井克人・瀬古美喜・翁百合編『金融危機とマクロ経済』東京大学出版会, pp. 137-153.

## 【大会記事】

# 第69回全国大会

日時 2012年5月26日（土）9:25～17:30

5月27日（日）9:10～16:50

会場 桂山女学園大学星が丘キャンパス

## 大会テーマ

『人口減少・少子高齢社会と経済政策  
——経済成長戦略としての労働市場制度改革と  
社会保障制度改革をめざして——』

第1日目 5月26日（土）

開会の辞（現代マネジメント学部棟205号室）

9:25～9:30

I 共通論題・自由論題セッション

9:30～12:00

1 共通論題セッションⅠ

座長 小崎敏男（東海大学）

(1) Depopulation and Importance of Agriculture in Japan: Implications from the Overlapping Generations and General Equilibrium Growth Accounting Models  
報告者 衣笠智子（神戸大学）

山口三十四（神戸大学）

討論者 荒山裕行（名古屋大学）

(2) 地方都市における若年人口確保のための地域経済政策分析：QOLアプローチ  
報告者 中村大輔（国際東アジア研究センター）

討論者 藤岡明房（立正大学）

(3) 社会保障支出の再分配効果と経済成長

報告者 須田茂夫（警視庁）

討論者 吉田雅彦（愛知学院大学）

2 共通論題セッションⅡ

座長 松浦司（中央大学）

(1) アジアの少子高齢化と日本の経験知の移転を考える  
報告者 加藤巖（和光大学）

討論者 小島宏（早稲田大学）

(2) 学歴、経験が既婚女性の労働供給に与える影響について：JPSC パネルデータによる構造推定  
報告者 千田亮吉（明治大学）

萩原里紗（慶應義塾大学※）

討論者 駿河輝和（神戸大学）

(3) 女性のライフプランニング：労働供給、結婚、出産の意思決定  
報告者 萩原里紗（慶應義塾大学※）

討論者 永瀬伸子（お茶の水女子大学）

3 自由論題—消費者行動

座長 小沢太郎（慶應義塾大学）

(1) 消費におけるライフ・サイクル仮説の検証：メンタル・アカウンティングの観点から  
報告者 塚原康博（明治大学）

討論者 佐々木俊一郎（近畿大学）

(2) 日本の高齢者の消費行動に関する分析

報告者 中谷義浩（立教大学※）

討論者 中村まづる（青山学院大学）

(3) 肥満と経済要因：所得、時間選好率、および失業率との関連性

報告者 鈴木俊光（中央大学）

李青雅（東海大学）

討論者 花岡智恵（大阪大学）

4 自由論題—財政・金融政策

座長 飯田泰之（駒澤大学）

(1) PFI方式における外部性およびリスクを考慮した「施設買い取り条項」の経済効果  
報告者 大島誠（徳島大学）

討論者 岡崎哲郎（千葉商科大学）

(2) On the Front-loading of Japanese Public Works  
報告者 舟島義人（青山学院大学※）

討論者 宮崎智視（東洋大学）

(3) デフレ下の金融政策：量的緩和政策の検証

報告者 中澤正彦（京都大学）

吉川浩史（財務省財務総合政策研究所）

討論者 飯田泰之（駒澤大学）

II 昼食 12:00～13:20

III 理事会 12:10～13:20

IV 共通論題シンポジウム 13:30～16:30

大会挨拶（5分）

報告者 橋木俊詔（同志社大学）「格差と雇用の問題を解決する政策」  
 樋口美雄（慶應義塾大学）「個人・世帯・企業・社会から見たワーク・ライフ・バランスの推進」  
 大竹文雄（大阪大学）「若者の就業問題と日本経済」  
 討論者 竹内信仁（愛知学院大学）  
 永瀬伸子（お茶の水女子大学）  
 太田聰一（慶應義塾大学）  
 V 総会 16:40～17:30

第2日目 5月27日(日)

- I 特別論題「予期せぬ大規模災害に関する経済政策」セッション 9:10～12:30  
 5 特別論題（現代マネジメント学部棟206号室）  
 座長 松原 聰（東洋大学）  
 (1) 巨大地震活動期に備えるマクロ政策体系の構築：「第3の財政財源」確立の方法論を中心に  
 報告者 丹羽春喜（大阪学院大学）  
 討論者 木下宗七（福山女学園大学）  
 (2) 東日本大震災によるインフラ被害・復旧と中小製造業におけるサプライチェーンへの影響  
 報告者 山本匡毅（機械振興協会経済研究所）  
 討論者 藤田和史（和歌山大学）  
 (3) 最近の公共性研究から見た市町村の復興計画：東日本大震災からの復興取り組みと被災住民の災害哲学  
 報告者 山田 誠  
 討論者 山口純哉（長崎大学）  
 (4) 東日本大震災復興復旧事業における宿泊施設の需給ギャップ分析  
 報告者 河野憲嗣（財団法人ソーシャルサイエンスラボ）  
 討論者 森崎初男（関東学院大学）  
 II 自由論題セッション 10:00～12:30  
 6 自由論題一環境政策  
 座長 寺本博美（淑徳大学）  
 (1) レジ袋削減のための有料化政策の有効性及び構造変化の分析と評価  
 報告者 安田八十五（関東学院大学）  
 白 永梅（関東学院大学※）

- 丸茂信行（関東学院大学※）  
 討論者 近藤 智（三菱UFJリサーチ&コンサルティング㈱）  
 (2) CO<sub>2</sub>排出の地域特性とその要因に関する実証研究  
 報告者 渡邊 聰（名古屋大学）  
 討論者 本間 聰（九州産業大学）  
 (3) 海岸漂着ごみ問題をめぐる行財政上の課題  
 報告者 宗像 優（九州産業大学）  
 討論者 浅野一弘（札幌大学）  
 7 自由論題一産業政策  
 座長 柳川 隆（神戸大学）  
 (1) 金融サービス業の範囲の経済性  
 報告者 林 興（東洋大学※）  
 討論者 宇佐美竜一（大阪学院大学）  
 (2) 地域における失業率と産業構造に関する実証的研究：47都道府県を分析事例として  
 報告者 田渡雅敏（ワイエムコンサルティング株式会社）  
 討論者 坂西明子（奈良県立大学）  
 (3) トップスポーツと大型集客施設  
 報告者 羽田野治朗（駒澤大学※）  
 討論者 芹沢高齊（三重中央大学）  
 8 自由論題一住宅政策（教育学部棟B307号室）  
 座長 前川俊一（明海大学）  
 (1) 住宅政策におけるデマンドサイドへの補助金政策の優位性の検討  
 報告者 有賀 平（MS & AD基礎研究所）  
 討論者 矢口和宏（東北文化学園大学）  
 (2) 世代間の人口構成及び稼得能力の変化が住宅市場に与える影響  
 報告者 川崎一泰（東海大学）  
 討論者 前川俊一（明海大学）  
 (3) 宅地価格時系列データの推計と投資収益性の計量分析  
 報告者 前田 章（東京大学）  
 石島 博（中央大学）  
 討論者 手塚広一郎（福井大学）  
 9 自由論題一課税政策  
 座長 横山 彰（中央大学）  
 (1) 遺産を消費税の課税ベースに含めてよいか否か？：公的年金政策財源としての消費税と遺産

- 税の統合効果  
 報告者 仲間瑞樹（山口大学）  
 討論者 柳原光芳（名古屋大学）  
 (2) The Effect of Tax Credit to Politically Distorted Allocations: A Theoretical Approach  
 報告者 石田 良（財務省財務総合政策研究所）  
 討論者 久下沼仁智（京都学園大学）  
 (3) 消費税における益税問題について  
 報告者 羽田 亨（関東学園大学）  
 討論者 林 仲宣（福山女学園大学）  
 10 自由論題一地域政策  
 座長 長橋 透（青山学院大学）  
 (1) 保育環境の経済財政的背景と地域間格差  
 報告者 増田幹人（内閣府）  
 討論者 松浦 司（中央大学）  
 (2) 観光と地域政策  
 報告者 田村正文（八戸大学）  
 討論者 麻生憲一（奈良県立大学）  
 (3) 障害者雇用施策と地域活性化に関する研究  
 報告者 萱沼美香（九州産業大学）  
 討論者 一圓光彌（関西大学）  
 III 昼食 12:30～13:20  
 IV 自由論題セッション 13:20～15:00  
 11 自由論題一エネルギー政策一  
 座長 野村宗訓（関西学院大学）  
 (1) 電力に関する技術開発と政策における優先順位の検討  
 報告者 水野雄一郎（南山大学※）  
 討論者 野村宗訓（関西学院大学）  
 (2) 製造業における節電のポテンシャルと効果  
 報告者 本間 聰（九州産業大学）  
 討論者 鳥居昭夫（中央大学）  
 12 自由論題一企業一  
 座長 村瀬英彰（名古屋市立大学）  
 (1) 為替レートが日本企業の設備投資と雇用に及ぼす効果：企業レベルのパネルデータを用いた分析  
 報告者 布袋正樹（財務省財務総合政策研究所）  
 梅崎知恵（財務省財務総合政策研究所）  
 13 自由論題一分配政策  
 座長 酒井邦雄（愛知学院大学）  
 (1) 労働の所得・資産分配率に関する仮説  
 報告者 丸尾直美（尚美学園大学）  
 荘 発盛（尚美学園大学※）  
 討論者 横丈善一（慶應義塾大学）  
 (2) 気候変動政策モデルにおける世代内と世代間の衡平性  
 報告者 長屋真季子（京都大学※）  
 前田 章（東京大学）  
 討論者 松本 茂（青山学院大学）  
 14 自由論題一成長政策  
 座長 加藤秀弥（名古屋経済大学）  
 (1) 教育選択と内生的経済成長  
 報告者 村田 延（静岡大学）  
 討論者 仲間瑞樹（山口大学）  
 (2) 新規開業と経済成長  
 報告者 松本和幸（立教大学）  
 討論者 山田光男（中京大学）  
 15 自由論題一交通政策  
 座長 塩見英治（中央大学）  
 (1) ポリシーミックスによる都市交通政策  
 報告者 小淵洋一（城西大学）  
 田村正文（八戸大学）  
 庭田文近（城西大学）  
 討論者 宮野俊明（九州産業大学）  
 (2) 都市間鉄道輸送における運賃・料金設定の検証  
 報告者 大橋正寛（鉄道情報システム株式会社）  
 討論者 高田富夫（流通経済大学）  
 V 自由論題セッション 15:10～16:50  
 16 自由論題一エネルギー政策二  
 座長 木船久雄（名古屋学院大学）  
 (1) 补助金のタイプと普及効果：市町村の太陽光補助金を事例として  
 報告者 花田真一（東京大学※）  
 討論者 渡邊隆俊（愛知学院大学）

17 自由論題一企業一2（現代マネジメント学部棟  
307号室）

座長 田中秀幸（東京大学）

(1) 企業価値形成における媒体別広告の及ぼす影響  
に関する研究

報告者 佐藤 訓（東京大学）

田中秀幸（東京大学）

井出智明（電通総研）

討論者 明石芳彦（大阪市立大学）

(2) 名古屋市における小売業の立地要因に関する研  
究

報告者 加藤好雄（愛知大学※）

討論者 角本伸晃（楢山女学園大学）

18 自由論題一雇用政策

座長 谷口洋志（中央大学）

(1) Formal Employment and Informal Employment in China: Monthly Wage Gap Decomposition for Employees

報告者 左 紅（名古屋大学※）

討論者 後藤純一（慶應義塾大学）

(2) The Effect of Off-farm Work on Farm Technical Efficiency in China

報告者 岳 博涵（名古屋大学※）

園田 正（名古屋大学）

討論者 衣笠智子（神戸大学）

19 自由論題一発展政策

座長 足立文彦（金城学院大学）

(1) 海外援助の効果とレンツシーキング

報告者 青木芳将（楢山女学園大学）

討論者 土居潤子（関西大学）

(2) アジャストメントの速度と経済発展

報告者 寺西都晃（鈴鹿国際大学）

討論者 竹嶽一紀（桃山学院大学）

所属の右の※印は学生会員であることを示す。

## 原稿の応募

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

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

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

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

に掲載されています。

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

〒101-8301

東京都千代田区神田駿河台1-1

明治大学商学部

千田亮吉 宛

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

## お詫びと訂正

『経済政策ジャーナル』第10巻第1号の英文表紙に誤りがありました。謹んで訂正させていただきます。

ArticlesのMATSUNAGA・VIXATHEP論文を削除。

関係の方々に深くお詫び申し上げます。

## 投稿規程

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

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

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

※投稿についてのお問い合わせは

千田亮吉  
chida@kisc.meiji.ac.jp  
までお願いします。

## 経済政策ジャーナル

第10巻 第2号（通巻第70号）

2013年9月20日 第1刷発行

編 者 日本経済政策学会  
発 行 者 中村まづる

発 行 所 東京都渋谷区  
青山学院大学内 日本経済政策学会

発 行 所 東京都文京区  
水道2-1-1 株式会社 効草書房

振替 00150-2-175253 電話(03)3814-6861

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

ISBN978-4-326-54911-5  
<http://www.keisoshobo.co.jp>