

ISBN978-4-326-54902-3
C3333 ¥1900E

定価(本体1,900円+税)

勁草書房



9784326549023



1923333019008

Journal of Economic Policy Studies
Vol.6, No.1

CONTENTS

Articles Makiko NAKANO and Shunsuke MANAGI, Potential Competitive Pressure and Productivity of Electricity Industry

Kazumasa OGURO, Intergenerational Transfers and Capital Stock on Depopulation Economy: From a View of Intergenerational Equity

Koji SHINJO and Xingyuan ZHANG, Capital Gains, Losses and Japanese Consumption and Investment Behavior

Book Review Jinjun XUE, Yuko ARAYAMA and Tadashi SONODA eds., *Inequality in China* (by Terukazu SURUGA)

Yukihiro TORIKAI, *Environmental Economics for Local Community: Sustainable Communities Initiative in Developing Countries* (by Masahiro YABUTA)

Edited and Published by
the Japan Economic Policy Association

ISSN 1348-9232

経済政策ジャーナル

Journal of Economic Policy Studies

2009
第6巻 第1号
(通巻第61号)

研究論文

電力産業における潜在的競争圧力と生産性 中野牧子・馬奈木俊介

人口減少経済における世代間移転と資本蓄積 小黒一正
——世代間公平の視点から——

Capital Gains, Losses and Japanese Consumption and Investment Behavior Koji SHINJO and Xingyuan ZHANG

書評

薛進軍・荒山裕行・園田正編著『中国の不平等』 駿河輝和

鳥飼行博『地域コミュニティの環境経済学
——開発途上国の草の根民活論と持続可能な開発』 藪田雅弘

発行 日本経済政策学会 発売 勁草書房

昭和六十一年十二月六日郵政省告示・第九六二号郵便法 第二十六條第一項第五号該当行物にあたる学術刊行物

Aims and Scope of the Journal:

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

Instructions to Authors:

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 The submission of a paper will be held to imply that it contains original unpublished work and is not being submitted for publications elsewhere.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

<http://wwwsoc.bil.ac.jp/jepa/index.html>

経済政策ジャーナル 第6巻第1号 (通巻第61号)

目次

【研究論文】

- 電力産業における潜在的競争圧力と生産性……………中野牧子・馬奈木俊介… 3
人口減少経済における世代間移転と資本蓄積 ……………小黒一正… 16
——世代間公平の視点から——
Capital Gains, Losses and Japanese Consumption and Investment Behavior : 1955-2001
……………Koji SHINJO and Xingyuan ZHANG… 37

【書評】

- 薛進軍・荒山裕行・園田正編著『中国の不平等』……………駿河輝和… 64
鳥飼行博『地域コミュニティの環境経済学——開発途上国の草の根民活論と持続可能な開発』
……………藪田雅弘… 67

編集委員会 (Editorial Board)

編集委員長 (Chief Managing Editor)

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

編集運営委員 (Managing Editors)

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

編集顧問 (Honorary Board)

加藤 寛 植草 益
Hiroshi Kato Masu Uekusa
新野 幸次郎 横井 啓英
Kojiro Niino Hiromi Yokoi
藤井 隆 横山 彰
Takashi Fujii Akira Yokoyama
柏崎 利之輔 丸谷 史
Toshinosuke Kashiwazaki Reishi Maruya
野尻 武敏 松本 保英
Taketoshi Nojiri Yasumi Matsumoto

編集委員 (Editors)

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

【研究論文】

電力産業における潜在的競争圧力と生産性

Potential Competitive Pressure and Productivity of Electricity Industry

中野牧子 (名古屋学院大学環境学研究所)*

馬奈木俊介 (横浜国立大学経営学部)**

Makiko NAKANO, Nagoya University

Shunsuke MANAGI, Yokohama National University

要旨

電力産業は規制緩和によって潜在的競争圧力が高まっているものと考えられる。本研究はLuenberger生産性指数によって測定する生産性と、潜在的競争圧力の関係を調べることを目的として実証分析を行った。その結果、自由化に伴う新規参入者の主な供給先である業務用需要は生産性に有意な影響を与えない一方で、他社販売依存度及び自家発電稼働率は規制緩和の進行とともに生産性にプラスの影響を与えることが明らかとなった。

Abstract

The Japanese electricity industry has experienced regulatory reforms since the mid-1990s. These reforms are expected to enhance potential competitive pressure on electricity companies. What is the important factor as the potential competitive pressure, which has the influence on the productivity? This study estimates Luenberger productivity indicator and examines the relationship between the productivity and potential competitive pressure. Our empirical results show that commercial power demand does not have the significant impact on productivity while dependence on other general electric utilities in revenues and operating rate of privately-owned generating facilities have the positive and significant impact on the productivity as the regulatory reforms are promoted.

キーワード：電力産業，潜在的競争圧力，生産性

Keywords: electricity industry, potential competitive pressure, productivity

JEL 区分：D24, O40, Q48

* 連絡先：〒464-8501 名古屋市千種区不老町 E-mail : nakano-m@cc.nagoya-u.ac.jp

** 連絡先：〒240-0067 横浜市保土ヶ谷区常盤台79-4 E-mail : managi@ynu.ac.jp

1. はじめに

日本の電力産業においては90年代半ばから電気事業法の改正に伴い、段階的に競争原理が導入され、規制緩和が始まった¹⁾。まず1995年の改正によって、一般電気事業者が電源を調達するにあたり、独立発電事業者(IPP: Independent Power Producer)による競争入札制度が導入された。また、特定の供給地点における需要に対して電気を供給する特定電気事業に関する制度も作られた。さらに、電気事業法の運用変更によるものとしてヤードスティック査定に基づく料金制度が導入された。この制度では、費用の低い事業者を基準として他の事業者の原価を査定するため、費用削減競争が発生すると期待された。続いて2000年に施行された改正電気事業法では、2万V以上の送電線で電気を受電し、原則2000kW以上の最大電力を有する需要(特別高圧需要)を対象に小売自由化が行われた。これらは特定規模需要と呼ばれ、これらに対して、電気を販売する特定規模電気事業者PPS(Power Producer and Supplier)が新規に参入することが可能となった。また、火力発電については一般電気事業者や従来の卸電気事業者も、新規参入者と同様に入札に参加できるようになった。その後、2003年に改正された電気事業法により、今後段階的に自由化を進めることになった。

とはいうものの、この一連の自由化による、新規参入企業の最大出力は約435万kW(2004年3月)であり、一般電気事業者が保有する約1億9821万kWの最大出力と比較すると小さい。また、電力市場全体に占める特定規模電気事業者の販売電力量シェアは2004年で約2%程度と低い水準に留まっている。このため、これらの新規参入者が直接的に一般電気事業者に与

1) 電力産業の規制緩和については穴山[2005]、戒能[2005]、横山[2001]が詳しい。

える競争圧力はそれほど大きくないのではないかと考えられる。しかし、近年、一般電気事業者の費用水準及び電気料金は低下傾向にある。このため、新規参入者による直接の競争圧力以外の、様々な潜在的競争圧力が、近年重要な役割を果たしている可能性がある。したがって、本研究では、潜在的な競争圧力に焦点をあてる。規制緩和の効果をめぐっては、後に述べるように多くの研究が行われている。しかし、規制緩和によって具体的にどのような要因が効率化を促進するのかについてはまだ十分な研究が行われていない。中でも、わが国において電力会社のパフォーマンスの指標として生産性に注目をして潜在的競争圧力との関係を調べる研究はまだ存在しない。そこで本研究は、9電力会社の汽力発電部門を対象に、潜在的競争圧力要因と生産性改善との関係を明らかにすることを目的とする。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では先行研究を概観する。第3節で分析に用いるモデルについて、第4節でデータについて述べる。続く第5節で推定を行い、第6節で結果を示す。第7節は結論である。

2. 先行研究

規制下にある産業は競争原理が働かず、非効率が発生するのではないかと懸念から電力産業の効率性を対象に多くの研究が行われてきた²⁾。これらの研究の分析対象は、日本に焦点を絞ったものや他国と日本との比較分析を行うもの、電気事業全体を調べるものから部門別のものなど多岐にわたる。しかしいずれも、電気事業法改正前、あるいは改正後間もない分析期間を対象としていることから、規制緩和につい

2) 例えば、北村・筒井[1996, 1998]、服部・筒井[1998]、筒井[1999, 2000, 2003]、服部[2000]、鳥居[2001]、Goto and Tsutsui[1998]、Sueyoshi[1999]、Sueyoshi and Goto[2001]、Hattori[2002]、Nemoto and Goto[2003]、Hattori et al.[2005]を参照。

てはインプリケーションの考察は行うものの、規制緩和の効果そのものを検証する実証分析は行っていない。

一方、規制緩和の影響を分析した研究は次のようなものがある。小池[2000]は9電力会社について、ヤードスティック査定方式導入の効果をDEAによって検証している。その結果、技術効率性には改善効果が認められたものの、効率性全体には認められなかったとしているが、分析期間が短い十分な効果が現れていない可能性を指摘している。

トランスログ費用関数を用いて規制緩和と費用の関係を調べた研究にIda et al.[2007]がある。ここでは、9電力会社について、規制緩和がなかった場合の費用水準と、現実の費用水準を比較し、規制緩和が電力会社の費用水準に与えた影響を調べている。この結果、規制改革がなかった場合の費用水準と比べ、規制緩和第1期及び第2期それぞれにおいて費用削減が実現し、経営効率化が進められていることが示されている。

戒能[2005]は、規制緩和に対する10電力会社の対応が、料金設定や設備投資・操業費用に与えた影響について実証分析を行っている。この結果、期間中の平均費用の15~20%低減のうち、4~5%が、規制緩和によるものとしている。

また、Nakano and Managi[2008]は、電力会社のパフォーマンスを測る指標として生産性に注目し、Luenberger生産性指数によって9電力会社の汽力発電部門の生産性を測定している。その後、規制緩和が生産性に与える影響をシステムGMMと呼ばれる方法を用いて分析している。この結果、分析期間中の2度にわたる規制緩和は生産性成長率にプラスの貢献をしていることを明らかにしている。

これらの研究は、規制緩和の効果を調べるにあたって、推定式の中に期間ダミー変数を含め、その係数を調べる手法を採用している。この期間ダミー変数を用いる手法の問題点を指摘した

研究に服部[2006]がある。服部[2006]は、潜在的競争圧力に注目し、これらが電力会社の費用及び料金設定に与えた影響を分析している。その中で、①期間ダミー変数の係数は規制緩和以外の期間特有の効果も含んでしまう点、②規制緩和によって具体的にどのような要因が作用したのかを特定できない点、③規制緩和の影響が現れるのは政策変更のタイミングと一致するとは限らない点を指摘し、期間ダミー変数を用いないアプローチを提案している。ダミー変数を用いるアプローチは、以上のような問題点がある一方、規制緩和の期間に起こった変化を期間ダミー変数の係数として捉えられるという利点がある。双方のアプローチにはそれぞれに長所があるため、複数のアプローチを用いて研究が蓄積されることは重要である。

この重要性を鑑み、本研究は、服部[2006]で提案されたアプローチを用いて、電力産業の生産性に対して影響を与えた潜在的競争圧力要因を具体的に明らかにすることを目的とする。Nakano and Managi[2008]は期間ダミー変数を用いて規制緩和の効果を調べ、規制緩和が生産性改善にプラスの影響があることを明らかにしている。しかし具体的にどのような要因が生産性改善に貢献しているのかは明らかにされていない。このため、生産性に影響を与える諸要因を詳細に分析する点が本研究の特徴である。

3. モデル

生産性とは、一般にアウトプットとインプットの比率で表され、より少ないインプットでより多くのアウトプットを生産しているほど、生産性が高いと考えられる。生産性指数には様々な種類があるが、電力産業における多くの先行研究においては、Malmquist生産性指数が用いられてきた³⁾。このMalmquist生産性指数

3) Malmquist生産性指数を用いた研究には北村・筒井

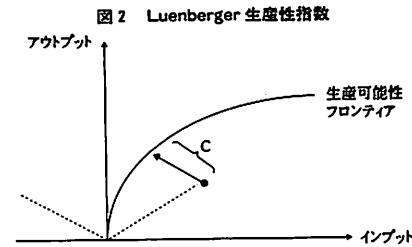
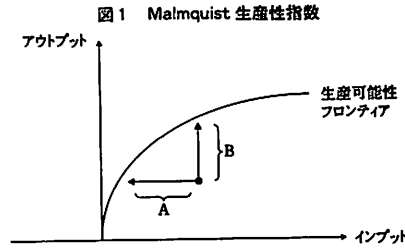
の測定にはアウトプット距離関数またはインプット距離関数という関数が用いられる。ここでいう距離とは、観察されるデータと生産可能性フロンティアの距離を意味する。アウトプット距離関数は、所与のインプットのもとでアウトプットをどれだけ増やす余地が残っているか、という観点から生産可能性フロンティアとの距離を測定(図1で見るとBに該当)する。一方インプット距離関数は、所与のアウトプットをどれだけ少ないインプットで生産できるか、という観点から生産可能性フロンティアとの距離を測定(図1で見るとAに該当)する。Malmquist 生産性指数を用いるためには、アウトプット距離関数とインプット距離関数のどちらを使うかを選択する必要がある。

一方、Luenberger 生産性指数は、距離関数を求める際に、インプット距離関数とアウトプット距離関数を選択する必要がない。Luenberger [1992] によって提案された短縮関数(shortage function)によって、インプットの節約とアウトプットの増大の両方を考慮できるようになったためである(この関数は指向性距離関数(directional distance function)としても知られる)。インプットかアウトプットのどちらかを所与とする必要がなく、図2で見るとCのように測定が可能である⁴⁾。したがって、本研究においては、より一般的な性質を持つと考えられる、Luenberger 生産性指数を測定する⁵⁾。電力会社は、状況に応じてインプットの調整を行ったり、汽力発電とそれ以外の発電のウェイトを変化させたりすることで汽力発電のアウトプット(発電量)を調整すると考えられる。加えて、オペレーションの良し悪しでアウ

[1996], 筒井 [1999, 2000], Goto and Tsutsui [1998], Sueyoshi and Goto [2001], Hattori et al. [2005] がある。

4) なお、どちらか一方のみの調整を行っていると考えられる場合にはアウトプット Luenberger 生産性指数またはインプット Luenberger 生産性指数を用いることも可能である。

5) 電力産業に対して Luenberger 生産性指数を用いた研究は Nakano and Managi [2008] がある。



トプットが変化するという側面もある。また自由化後には電力会社全体の発電量の変化も起こりうる。このためインプットとアウトプットの両方を同時に調整できる Luenberger 生産性指数が適切であると判断した。ただし、電力産業では、生産量を自らコントロールする余地は限られているため、インプット距離関数を使うのが適当であると考えられてきた経緯もあることには留意しておく必要がある。

Luenberger 生産性指数のモデルは次のとおりである。t期の生産技術は実現可能なインプットとアウトプットの組み合わせとして以下で表される。

$$T(t) = \{(x_t, y_t) : x_t \text{ can produce } y_t\} \quad (1)$$

ここで、インプットは $x \in R^M$ 、アウトプットは $y \in R^N$ のベクトルである。tは時点を表す。指向性距離関数は、

$$d_{T(t)}(x_t, y_t; g) = \max\{\delta; (x_t - \delta g^i, y_t + \delta g^o) \in T(t)\} \quad (2)$$

$$g = (-g^i, g^o) \text{ ただし、 } g^i \in R^M, g^o \in R^N$$

本研究では、指向性ベクトル (directional vector) $g^i = x_t, g^o = y_t$ となるケースを考える。このとき、

$$d_{T(t)}(x_t, y_t) = \max\{\delta; ((1-\delta)x_t, (1+\delta)y_t) \in T(t)\} \quad (3)$$

t期の技術を基準に変化率を求めたものが(4)であり、t+1期の技術を基準に変化率を求めたものが(5)である。実際は基準年の選択による偏りを避けるため(4)と(5)の算術平均(6)が使われる。

$$L_{T(t)} = d_{T(t)}(x_t, y_t) - d_{T(t)}(x_{t+1}, y_{t+1}) \quad (4)$$

$$L_{T(t+1)} = d_{T(t+1)}(x_t, y_t) - d_{T(t+1)}(x_{t+1}, y_{t+1}) \quad (5)$$

$$L = \frac{1}{2}(L_{T(t)} + L_{T(t+1)}) \\ = \frac{1}{2} \left\{ d_{T(t)}(x_t, y_t) - d_{T(t)}(x_{t+1}, y_{t+1}) \right\} \\ + \left\{ d_{T(t+1)}(x_t, y_t) - d_{T(t+1)}(x_{t+1}, y_{t+1}) \right\} \quad (6)$$

これが Luenberger 生産性指数である。

また、Chambers et al. [1996] に従い、生産性の変化は、技術変化と効率性変化に分解することが可能である。技術変化は生産可能性フロンティアのシフトを表し、効率性変化はフロンティアの内側にいる電力会社がフロンティアにどれだけ接近したか(あるいは離反したか)を表す指標である。技術変化と効率性変化の両者の影響により、生産性が変化すると考えられる⁶⁾。

(6) は以下のように分解が可能である。

6) したがってここでいう「技術変化」は、サンプル中最も良好なインプットとアウトプットの関係が前の年と比べてどう変化したかを表しており、必ずしも工学的な技術水準だけで決まるものではない。

$$TFPC = \{d_{T(t)}(x_t, y_t) - d_{T(t+1)}(x_{t+1}, y_{t+1})\} \\ + \frac{1}{2} \left\{ d_{T(t+1)}(x_{t+1}, y_{t+1}) \right. \\ \left. - d_{T(t)}(x_{t+1}, y_{t+1}) \right\} \\ + \left\{ d_{T(t+1)}(x_t, y_t) - d_{T(t)}(x_t, y_t) \right\} \quad (7)$$

第1項は、効率性変化 EC であり、第2項は技術変化 TC である。このため、生産性の変化はフロンティアのシフトによる効果 (TC) と、非効率の縮小または拡大である効率性変化による効果 (EC) の合計として測定できる。

$$EC = d_{T(t)}(x_t, y_t) - d_{T(t+1)}(x_{t+1}, y_{t+1}) \quad (8)$$

$$TC = \frac{1}{2} \left\{ d_{T(t+1)}(x_{t+1}, y_{t+1}) \right. \\ \left. - d_{T(t)}(x_{t+1}, y_{t+1}) \right\} \\ + \left\{ d_{T(t+1)}(x_t, y_t) - d_{T(t)}(x_t, y_t) \right\} \quad (9)$$

なお、生産性の測定においては、生産技術を関数形を特定することなく表現できる手法である、データ包絡分析法(Data Envelopment Analysis: DEA)を用いる⁷⁾。本研究では、生産可能性フロンティアの形状として、規模に関する収縮可変 (Variable Returns to Scale) を仮定し、DEAを用いて生産可能性フロンティアをノンパラメトリックに推定する。

各指向性距離関数は以下の線形計画問題を解くことで求めた。Nはサンプルとなった電力会社の数、iは電力会社、tは期を表す。ここではt期の生産活動をt期の生産可能性フロンティアで評価する場合の求め方を示すが、他の指向性距離関数も同様の方法で求めた。

7) DEAはCharnes et al. [1978] 及び Banker et al. [1984] によって提唱された。

$$\begin{aligned} d_{T(i)}(x_t, y_t) &= \max_{x_t, y_t} \delta \\ \text{s.t. } Y_t \lambda &\geq (1 + \delta) y_{t-1} \\ X_t \lambda &\leq (1 - \delta) x_{t-1} \\ N1' \lambda &= 1 \\ \lambda &\geq 0 \end{aligned} \quad (10)$$

本研究では、Luenberger 生産性指数によって測定した、生産性変化 (TFPC)・技術変化 (TC)・効率性変化 (EC) に対して、潜在的競争圧力がどのような影響を与えるのか分析する。DEA で求めた指標を被説明変数とする回帰分析は Simar and Wilson [2007] で述べられているように、系列相関を生じさせる恐れがある。これに対して Zhengfei and Oude Lansink [2006] は、ダイナミックパネルモデルを Generalized Method of Moment (GMM) で推定することで対応できるとしている⁸⁾。このため、本研究においても、GMM による推定を行う。推定するモデルは以下のとおりである。

$$\begin{aligned} PROCH_{it} &= C + \alpha_1 PROCH_{it-1} + \alpha_2 PROCH_{it-2} \\ &+ \beta_1 DEMAND_{it} + \beta_2 DEMAND_{it-1} \\ &+ \beta_3 HOME_{it} + \beta_4 HOME_{it-1} \\ &+ \beta_5 OPERATION_{it} + \beta_6 OPERATION_{it-1} \\ &+ \beta_7 BUY_{it} + \beta_8 BUY_{it-1} + \beta_9 SALE_{it} \\ &+ \beta_{10} SALE_{it-1} + \beta_{11} OILRATE_{it} \\ &+ \beta_{12} VINTAGE_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

$$\varepsilon_{it} = \eta_i + v_{it}$$

PROCH は Luenberger 生産性指数により求めた TFPC, TC, EC がそれぞれ入る。*DEMAND* は業務用需要が、販売電力量に占めるシェア
HOME は自家発電電力量が、電力会社の販売電力量と自家発電電力量の合計に占めるシェア
OPERATION は自家発電稼働率であり、自家発電電量/自家発電最大出力
BUY は他社購入依存度、*SALE* は他社販売依存度であり、それぞれ以下の式で求めた。

8) GMM については Hansen [1982] を参照。

$$\begin{aligned} BUY &= (\text{他社購入電力量} + \text{地帯間購入電力量}) / (\text{電灯料} + \text{電力量}) \\ SALE &= (\text{他社販売電力量} + \text{地帯間販売電力量}) / (\text{他社販売電力量} + \text{地帯間販売電力量} + \text{電灯料} + \text{電力量}) \end{aligned}$$

VINTAGE は各発電所の発電量でウェイト付けをした各電力会社の発電所の築年数
OILRATE 原油価格の対前年変化率
C は定数項
誤差項 ε_{it} は個別効果 η_i と撓乱項 v_{it} からなる。 i は企業、 t は年を表す。

潜在的競争圧力については服部 [2006] で詳しい考察が行われており、本研究もそれに基き変数を選択した。まず、自由化対象需要家の存在として、業務用需要家のシェアを用いた。新規参入企業の供給先が主に業務用特高需要であるため、業務用大口需要家の存在が潜在的競争圧力になっている可能性が高い。しかし業務用大口需要家のシェアはデータの入手が困難であるため、業務用需要家のシェアを用いている。また、自家発電は電力会社にとっては重要な潜在的競争圧力と考えられる。新規参入企業の多くは自家発電を行っているためである。このため本研究では自家発電電量シェアと、自家発電稼働率を考慮している。また、電力会社は、供給区域がおおよそ決まっているものの、お互いに他社販売や融通によって、自らの供給区域の外にも電力を供給している。したがって他の電力会社の存在も潜在的競争圧力となる可能性がある。このため他社購入依存度及び他社販売依存度を変数として含めた。

なお、服部 [2006] で提案されているアプローチの特徴はこれらの変数を推定式に加えるだけでなく、トレンドをかけあわせた変数も同時に考慮している点である。(11) で見ると、*DEMAND-T*, *HOME-T*, *OPERATION-T*, *BUY-T*, *SALE-T* がこれにあたる。例えばある変数 X について、 $X-T$ の係数が有意に

プラスとなった場合、 X は時間がたつにつれ電力会社のパフォーマンスを向上させる要因になっていると考えられ、規制緩和の進行による効果と解釈することが可能である。また、 X が有意にプラスである場合は、規制緩和にかかわらず、もともと電力会社の生産性を向上させる要因になっていると考えられる。

また、これら以外にも生産性に影響を与える可能性のある変数として、*VINTAGE* と *OILRATE* がある。古い発電所は新しい発電所と比べて生産性にマイナスの影響を与える可能性がある。また、原油は石炭・LNG 等とともに火力発電所で使われる燃料であり、分析期間中価格の変動が激しい。このため原油価格の変化率は、生産性に何らかの影響を与える可能性がある。具体的には、例えば原油価格が上昇した場合には、燃料の節約を促し生産性にプラスの影響があると予想される⁹⁾。

4. データ

本研究で用いたデータは以下のとおりである。(11) の推定は 9 電力会社の火力発電部門に関する 26 年分 (1978 年～2003 年) のデータを用いた¹⁰⁾。サンプル数は 234 である。潜在的競争圧力の影響を調べるためには、長期のサンプルを確保する必要があるが、説明変数の入手がこれ以上は困難であったため、この期間をサンプルとした。ただし、自由化の効果を調べるための分析としては、長いサンプル期間の設定となっている点は留意する必要がある。また、分析期間中の発電量シェア平均値を見ると、火力発電は約 60% を占めており、このほとんどが

9) 電力会社の生産性の議論においてはこれら以外に、需要密度も生産性に影響を与える可能性が指摘されているが、需要密度は主に送配電部門の生産性に関するものであり、本研究は発電部門のみを対象としているため変数には含めなかった。

10) 9 電力会社とは、北海道電力、東北電力、東京電力、北陸電力、中部電力、関西電力、中国電力、四国電力、九州電力の計 9 社を指す。

火力発電である。このため、火力発電部門の生産性を分析することは重要な課題であると考えられる。まず、被説明変数である、Luenberger 生産性指数 (及びその分解) に用いたデータを示す。アウトプットは火力発電部門の発電量、インプットは、従業員数・燃料使用量・資本ストックである。本研究では 9 電力会社は同一のフロンティアに直面していると仮定をした上で分析を行っている。しかし厳密には、火力発電部門といっても各社で燃料構成や負荷率等が異なる点には注意が必要である。本研究では (11) を推定する際に企業の個別効果 η_i を含むことで企業ごとの特徴を考慮している。

発電量 (kWh) 及び燃料使用量 (MJ) については「電力需給の概要」より、従業員数は各企業の「有価証券報告書」より入手した。資本ストックについては、「有価証券報告書」の「固定資産期中増減明細表」より作成した実質資本ストックのデータを用いる¹¹⁾。

次に、説明変数である、業務用需要シェア、自家発電電量シェア、自家発電稼働率、他社購入依存度、他社販売依存度の変数作成に必要なデータはいずれも、「電気事業便覧」より入手している。*VINTAGE* は、「電力需給の概要」の「火力発電用燃料消費実績 (発電所別)」より計算した¹²⁾。*OILRATE* は、「エネルギー・経済統計要覧」に掲載されている、原油の輸入

11) 基準年の実質資本ストック K_t を推計し、過去の実質資本ストックは、順次遡って $K_{t-1} = K_t - I_t + D_t$ とした。ただし、 I_t は帳簿原価増加額、 D_t は帳簿原価減少額をそれぞれ実質化したものである。実質化には「物価指数年報」の資本財物価指数を用いた。ここで基準年の実質資本ストックは、帳簿原価増加額 (名目) を遡って合計し、基準年の期末高帳簿原価 (名目) にほぼ等しくなる年を見つけ、基準年からその年までの帳簿原価増加額を実質化して合計したものである。ただし、土地は資本ストックから除外している。

12) 各電力会社は複数の発電所を所有している。そこで、まず各発電所の「運転開始後の年数×発電量」を計算し、各社が所有する発電所について合計を求める。そして各電力会社の発電量合計で割ることで、重み付けの年数を算出し、*VINTAGE* としている。

表1 基礎統計量

	最大値	最小値	平均	標準偏差
生産性変化 (TFPC)	5.3053	-4.7627	0.005211	0.5733
技術変化 (TC)	5.3053	-4.7627	0.005228	0.5732
効率性変化 (EC)	0.0523	-0.1226	-1.7E-05	0.01214
業務用需要が販売電力量に占めるシェア (DEMAND)	0.2686	0.0183	0.1627	0.0492
自家発電電力量が、電力会社の販売電力量と自家発電電力量の合計に占めるシェア (HOME)	0.3267	0.0521	0.1623	0.0690
自家発電稼働率 (OPERATION)	0.7246	0.3620	0.5592	0.0660
他社購入依存度 (BUY)	0.2907	0.0259	0.1196	0.0666
他社販売依存度 (SALE)	0.1650	0.0003	0.0420	0.0425
各電力会社の発電所の築年数 (VINTAGE)	31.6982	5.6293	17.3033	5.1665
原油価格の対前年変化率 (OILRATE)	0.9017	-0.6356	0.0431	0.3015

CIF 価格を用いた。なお、(11) の推定に用いた変数の基礎統計量は表1のとおりである。

5. 推定

(11) には被説明変数のラグ項が説明変数として入っている。それらが誤差項 $\epsilon_{it} = \eta_i + \nu_{it}$ と相関を持つ点に留意し、一階の階差をとることで個別効果 η_i を除去した。

この階差をとったモデルにおいて、2期前の被説明変数は、有効な操作変数である。

$$E[PROCH_{i,t-2}\Delta\nu_{it}] = 0 \quad (12)$$

実際は2期以前のすべての被説明変数は有効な操作変数である。そこで Arellano and Bond [1991] は次のような操作変数行列を提唱している。

$$Z_i = \begin{bmatrix} [PROCH_{i0}] & 0 & \dots & 0 \\ 0 & [PROCH_{i1}, PROCH_{i1}] & \dots & 0 \\ 0 & 0 & & \vdots \\ \vdots & \vdots & & 0 \\ 0 & 0 & \dots & [PROCH_{i,T-1}, PROCH_{i,T-1}] \end{bmatrix} \quad (13)$$

(11) の階差をとった式に、この Z_i をかけて、パラメータを推定するのが、ダイナミックパネルモデルの GMM 推定である。具体的には

(14) のように、パラメータについて積率法をあたはめ、解くことでパラメータの推定を行う。

$$\min_{\theta} \left[\frac{1}{N} Z' \Delta \bar{v} \right]' W_N \frac{1}{N} [Z' \Delta \bar{v}] \quad (14)$$

θ はパラメータベクトル、 N はサンプル数、 Z は操作変数行列、 $\Delta \bar{v}$ は一階の階差をとった残差である。 $W_N = \left[\frac{1}{N} Z' \Delta \bar{v} \Delta \bar{v}' Z \right]^{-1}$ であり、 $Z = (Z_1, Z_2, \dots, Z_N)'$ 。

また、個別効果 η_i と相関しない操作変数がある場合は、階差をとらないモデルにおいて使用できる。

$$E[\Delta PROCH_{i,t-1}(\eta_i + \nu_{it})] = 0 \quad (15)$$

Arellano and Bover [1995] 及び Blundell and Bond [1998] では、階差をとったモデルと、とらないモデルの積率条件を組み合わせて推定を行うシステム GMM を提唱し、Arellano and Bond [1991] による GMM 推定が持つ、操作変数の弱相関問題を大幅に改善できることを示している。そこで、本研究でもシステム GMM を用いて推定を行う。ここで使われる操作変数行列は Blundell and Bond [1998] に従い (16) である。

$$Z_i' = \begin{bmatrix} Z_i & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Delta PROCH_{i2} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \Delta PROCH_{i,T-1} \end{bmatrix} \quad (16)$$

6. 結果

推定結果を以下の表2に示す¹³⁾¹⁴⁾。

TFPC, TC, EC いずれにおいても, Sar-gan の過剰識別制約テストの結果より, 操作変数は有効である。また, AR(2) テストより, $\Delta\nu_{it}$ に2次の系列相関がないという帰無仮説は棄却されず, ν_{it} には系列相関がない。よってシステム GMM を行う条件は満たされているといえる。

まず TFPC の結果を見ると, ラグ付きの被説明変数については, 1期ラグ・2期ラグともにマイナスに有意である。これは, 前の期に高い成長を遂げた場合, 次の期にさらに大きな成長をするのが難しいためと考えられる。

業務用需要家のシェアは自由化対象需要家の存在の効果を調べるための変数だが, DEMAND, DEMAND-T ともに有意ではなかった。規制緩和が行われたものの, 新規参入がまだそれほど活発に起こっているわけではないため, 電力会社にとっては生産性に影響を与えるほど, 大きな圧力になっていないものと推測される。服部 [2006] によると, 費用及び電気料金に対して業務用需要家は規制緩和の進展とともに潜在的競争圧力を高めてきた可能性が否定できないものの, やや不安定な結果となっている。一因として, 業務用特高需要のシェアではなく, 業務用需要家のシェアを使っているため効果が薄れている可能性を指摘しているが, それが本研究においてもあてはまっている可能

研究論文: 電力産業における潜在的競争圧力と生産性がある。

次に, 自家発電の影響だが, 自家発電電力量シェア HOME はプラスに有意である。一方 HOME-T は有意ではない。よって, 自家発電電力量のシェアは分析期間を通して, 生産性を高める圧力となっているが, それが時間の経過とともに強まっているわけではない。このため自家発電電力量は規制緩和の有無にかかわらず電力会社にとっては生産性を高める圧力になっていると考えられる。また, 自家発電稼働率 OPERATION はマイナスに有意であるが, OPERATION-T はプラスに有意となった。自家発電稼働率は時間の経過とともに, 生産性にプラスの影響を与えている。規制緩和によって, 自家発電を行っている事業者が余剰電力を販売できるようになったため, 電力産業への新規参入の可能性という潜在的競争圧力が高まったものと考えられる。ただし, OPERATION がマイナスである点は注意を要する。鳥居 [2001] は, 電力会社が非効率な場合, 自家発電を促す要因となる可能性を指摘している。このため服部 [2006] においても, 自家発電については因果関係が複雑になると述べられており, それらの影響とも考えられる。以上のように, OPERATION と OPERATION-T は逆の符号で有意となったのだが, 両者の係数の大きさを見ると前者が-7.395, 後者が0.239である。ここで OPERATION の平均値は0.56, トレンドの平均値は1991であることから, 期間中の効果の平均値は $-7.395 \times 0.56 + 0.239 \times 0.56 \times 1991 = 262.3$ である。このため自家発電稼働率は平均すると生産性に対してプラスの影響を与えている。

他の電力会社の存在については, 他社購入依存度 BUY はプラスに有意だが, BUY-T は有意ではない。他社からの購入が多いことは他社が自社の供給区域に進出していることを意味し, その分自社の販売量が低下するという競争関係にあるといえる。このため, 規制緩和に関わらず潜在的競争圧力として働いているものと解釈できる。

13) DEA による生産性の測定においては, 計測不能値が生じるといった問題は発生しなかった。

14) 推定にあたり, Doornik [2002] 及び Doornik et al. [2006] による Ox 用 DPD プログラムを用いた。

表2 生産性の決定要因

説明変数	被説明変数		
	TFPC	TC	EC
<i>PROCH</i> ₋₁	-0.616*** (-62.0)	-0.620*** (-63.8)	-0.213*** (-31.6)
<i>PROCH</i> ₋₂	-0.583*** (-15.7)	-0.584*** (-15.6)	-0.163*** (-14.3)
<i>DEMAND</i>	-7.812 (-1.57)	-7.788 (-1.52)	-0.050 (-0.29)
<i>DEMAND-T</i>	-0.133 (-1.02)	-0.152 (-1.09)	0.002 (0.58)
<i>HOME</i>	9.446* (1.76)	9.899* (1.77)	0.107 (1.25)
<i>HOME-T</i>	-0.274 (-1.62)	-0.292 (-1.65)	-0.002 (-0.91)
<i>OPERATION</i> ₋₁	-7.395** (-2.21)	-7.593** (-2.25)	-0.029*** (-2.97)
<i>OPERATION-T</i> ₋₁	0.239* (1.75)	0.251* (1.80)	-7.315E-005 (-0.05)
<i>BUY</i>	2.054** (2.02)	2.379** (2.12)	-0.074 (-0.60)
<i>BUY-T</i>	-0.086 (-1.00)	-0.098 (-1.09)	0.003 (0.47)
<i>SALE</i>	-9.407** (-2.18)	-10.127** (-2.30)	0.156 (0.45)
<i>SALE-T</i>	0.293* (1.96)	0.329** (2.16)	-0.002 (-0.13)
<i>OILRATE</i>	-0.167* (-1.76)	-0.159* (-1.66)	-0.011* (-1.94)
<i>VINTAGE</i>	-0.026* (-1.69)	-0.025* (-1.68)	5.119E-005 (0.15)
<i>CONSTANT</i>	3.535** (2.46)	3.545** (2.49)	0.005 (0.23)
Sargan	$\chi^2(362) = 337.7$	$\chi^2(362) = 321.7$	$\chi^2(362) = 221.3$
AR(1)	-1.60	-1.61	-1.21
AR(2)	-0.52	-0.52	-0.97

(注1) ***は1%水準で有意, **は5%水準で有意, *は10%水準で有意。
 (注2) Sargan テストのカッコ内に示されている数字は自由度である。

反応が鈍いと考えられる。

潜在的競争圧力が、プラスに働いている場合の電力会社の対応は次のようなものと推測される。戒能 [2005] は、規制緩和による設備投資や操業費用への影響を調べている。競争に敗北した場合、または敗北を予想した場合には、設備投資が抑制される効果があり、また、費用を抑えるために不合理な資材調達や過剰な設計を見直す効果がある。これらの影響で、戒能 [2005] においては設備投資容量や設備投資額が減少する効果が観測されたという結果が得られている。したがって潜在的競争圧力に対してもこのような対応が行われてきたものと推測される。また、本研究においては技術変化は、フロンティアのシフトとして定義されるため、インプットとアウトプットの関係で決定され、必ずしも工学的な技術水準だけで決まるものではない。しかし、分析期間中の汽力発電所の熱効率率はわずかではあるが上昇しており、1970年代半ばには38%であったものが、2003年には41%に改善されている¹⁵⁾。こうした改善も、総要素生産性変化に占める技術変化の影響が大きくなった一因であると考えられる。

7. 結 論

本研究では、電力産業に働いていると考えられる様々な潜在的競争圧力が、生産性に与える影響を検証した。Luenberger 生産性指数を DEA を用いて測定し、ダイナミックパネルモデルをシステム GMM で推定した。その結果、自由化対象需要家の代理変数である業務用需要シェアは有意な結果が得られなかった。その一方で、他社販売依存度・自家発電稼働率は時間がたつにつれて生産性にプラスの影響を与えており、規制緩和の影響と考えられる。また時間の経過に関わらず、他社購入依存度・自家発電電量シェアは生産性にプラスの影響を与える結果

また、他社販売依存度 *SALE* はマイナスに有意だが、*SALE-T* はプラスに有意となっている。両者の係数の大きさを見ると前者が -9.407、後者が 0.293 である。ここでトレンドの平均値が 1991、*SALE* の平均値が 0.04 であることから、期間中の効果の平均値は $-9.407 \times 0.04 + 0.293 \times 0.04 \times 1991 = 23.0$ となる。したがって他社販売依存度は、平均すると生産性にプラスの影響を与えていると考えられる。

また、原油価格の対前年変化率 *OILRATE* は、有意にマイナスとなった。原油価格の上昇は燃料の節約を促し生産性にプラスの影響があると予想されるが、本研究では異なる結果となった。分析期間中、原油価格は変動が激しく、原油価格の上昇は経済全体にマイナスの影響を及ぼし、電力需要を減少させたということも考えられる。このアウトプットの減少が大きければ生産性にマイナスの影響を与える可能性も考えられる。また、*VINTAGE* はマイナスに有意であり、古い発電所を抱える電力会社ほど生産性にマイナスの関係があると考えられる。

生産性変化 TFPC は、技術変化 TC と効率性変化 EC に分解することができる。この分解により、TFPC への影響がどちらによってもたらされたものかを調べる事ができる。まず TC の結果を見ると、符号条件及び有意かどうかは、TFPC の結果と同様である。一方 EC の結果を見ると、被説明変数の 1 期ラグ及び 2 期ラグは有意にマイナスであり、TFPC や TC と同様の結果である。また、*OPERATION* 及び *OILRATE* も他と同様の結果となった。しかし、その他の変数については TFPC や TC では有意になっているものの、EC では有意でないものが多い。このため、生産性への影響は主に技術変化によってもたらされたものと解釈できる。本研究における技術変化とは、生産可能性フロンティアのシフトを表す。このためフロンティア上に位置する先進的な電力会社ほど、様々な圧力に対して敏感に反応する一方で、フロンティアの内側にいる非効率な電力会社ほど

15) 「電気事業便覧」を参照。

が得られた。以上の分析により、規制緩和に伴う新規参入者のシェアがまだ大きくないために、自由化対象需要家の存在が生産性に影響を与えるまでには至っていない可能性があるものの、潜在的に競争圧力となる要因が、電力産業に対するパフォーマンスを向上させる圧力として働いていることが明らかとなった。

参考文献

穴山梯三 [2005], 「電力産業の経済学」, NTT 出版。
 戒能一成 [2005], 「電気事業・都市ガス事業における政策制度変更の定量的影響分析」, RIETI Discussion Paper Series 05-J-034。
 北村美香・筒井美樹 [1996], 「DEAによる日米電気事業の経営効率性計測と比較分析」, 『電力経済研究』, No.37, pp.3-14。
 北村美香・筒井美樹 [1998], 「日米電気事業の生産性総合評価—技術効率性及びコスト効率性—」, 『電力中央研究所報告』, Y97014。
 経済産業省資源エネルギー庁 電力・ガス事業部 「電力需給の概要」, 各年度版。
 経済産業省資源エネルギー庁 電力・ガス事業部 「電気事業便覧」, 各年度版。
 小池宣弘 [2000], 「電気事業におけるヤードスティック査定方式の実証分析」, 『公益事業研究』, 第51巻第3号, pp.23-32。
 筒井美樹 [1999], 「わが国電気事業の部門別効率性の時系列分析」, 『電力中央研究所報告』, Y98013。
 筒井美樹 [2000], 「マラムキスト指標を用いた日米電気事業の部門別効率性比較—DEA手法による計測—」, 『電力中央研究所報告』, Y99013。
 筒井美樹 [2003], 「投入要素単価水準を考慮した日米電気事業の効率性比較」, 『電力中央研究所報告』, Y02010。
 鳥居昭夫 [2001], 「日本産業の経営効率—理論・実証・国際比較」, NTT 出版。
 日本エネルギー経済研究所 [2006], 「エネルギー・経済統計要覧」。
 日本銀行 [2003], 「物価指数年報」。
 服部徹・筒井美樹 [1998], 「日米電気事業の経営効

率比較分析—パラメトリックアプローチの応用—」, 『電力経済研究』, No.40, pp.61-72。
 服部徹 [2000], 「確率的フロンティア分析による日米電気事業の生産性比較—汽力発電所と送配電部門を対象として—」, 『電力中央研究所報告』, Y99014。
 服部徹 [2006], 「自由化と電気事業の効率化に関する実証分析—潜在的競争圧力の効果を中心として—」, 平成17年度電力系統関連設備形成等調査・電力市場における系統利用者のニーズ調査報告書, 経済産業省, pp.179-198。
 「有価証券報告書」(北海道電力, 東北電力, 東京電力, 北陸電力, 中部電力, 関西電力, 中国電力, 四国電力, 九州電力), 各年度版。
 横山隆一監修 [2001], 「電力自由化と技術開発」, 東京電機大学出版局。
 Arellano, M., and Bond, S. [1991], "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations," *Review of Economic Studies*, Vol.58, pp.277-297。
 Arellano, M., and Bover, O. [1995], "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models," *Journal of Econometrics*, Vol.68, pp.29-51。
 Banker, R. D., Charnes, A., and Cooper, W. W. [1984], "Some models for estimating technical and scale inefficiencies in Data Envelopment Analysis," *Management Science*, Vol.30, pp.1078-1092。
 Blundell, R., and Bond, S. [1998], "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models," *Journal of Econometrics*, Vol.87, pp.115-143。
 Chambers, R. G., Färe, R., and Grosskopf, S. [1996], "Productivity growth in APEC countries," *Pacific Economic Review*, Vol.1, pp.181-190。
 Charnes, A., Cooper, W. W., and Rhodes, E. [1978], "Measuring the efficiency of decision making units," *European Journal of Operational Research*, Vol.2, pp.429-444。
 Doornik, J. A. [2002], *Object-Oriented Matrix Programming Using Ox*, 3rd ed., London: Timberlake Consultants Press and Oxford.

Doornik, J. A., Arellano, M., and Bond, S. [2006], "Panel data estimation using DPD for Ox," *Economics Discussion Paper*, Nuffield College, Oxford University。
 Goto, M., and Tsutsui, M. [1998], "Comparison of productive and cost efficiencies among Japanese and US electric utilities," *Omega*, Vol.26, pp.177-194。
 Hansen, L. P. [1982], "Large sample properties of generalized method of moments estimators," *Econometrica*, Vol.50, pp.1029-1054。
 Hattori, T. [2002], "Relative performance of U. S. and Japanese electricity distribution: An application of stochastic frontier analysis," *Journal of Productivity Analysis*, Vol.18, pp.269-284。
 Hattori, T., Jamasb, T., and Pollitt, M. [2005], "Electricity distribution in the UK and Japan: A comparative efficiency analysis 1985-1998," *The Energy Journal*, Vol.26, pp.23-47。
 Ida, T., Ito, E., and Kinoshita, S. [2007], "Post-regulatory reform productivity gains in Japan's electricity industry," *Applied Economics Letters*, Vol.14, pp.975-979。
 Luenberger, D. G. [1992], "New optimality principles for economic efficiency and equilibrium," *Journal of Optimization Theory and Applications*, Vol.75, pp.221-264。
 Nakano, M., and Managi, S. [2008], "Regulatory Reforms and Productivity: An Empirical Analysis of the Japanese Electricity Industry," *Energy Policy*, Vol.36, pp.201-209。
 Nemoto, J., and Goto, M. [2003], "Measurement of dynamic efficiency in production: An application of data envelopment analysis to Japanese electric utilities," *Journal of Productivity Analysis*, Vol.19, pp.191-210。
 Simar, L., and Wilson, P. W. [2007], "Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production processes," *Journal of Econometrics*, Vol.136, pp.31-64。

Sueyoshi, T. [1999], "Tariff structure of Japanese electric power companies: An empirical analysis using DEA," *European Journal of Operational Research*, Vol.118, pp.350-374。
 Sueyoshi, T., and Goto, M. [2001], "Slack-adjusted DEA for time series analysis: Performance measurement of Japanese electric power generation industry in 1984-1993," *European Journal of Operational Research*, Vol.133, pp.232-259。
 Zhengfei, G., and Lansink, A. Oude [2006], "The source of productivity growth in Dutch agriculture: A perspective from finance," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.88, pp.644-656。

人口減少経済における世代間移転と資本蓄積*

— 世代間公平の観点から —

Intergenerational Transfers and Capital Stock on Depopulation Economy :
From a View of Intergenerational Equity

小黒一正 (財団法人世界平和研究所)**

Kazumasa OGURO, IIPS (Institute for International Policy Studies)

要旨

本稿は、第1に、資本蓄積を内生化した閉鎖系経済において、世代間公平の観点から、人口変動ショックと世代間移転との関係を明確化するため、簡易な OLG モデルの構築を行い、世代間移転の最適経路を導出しその分析を行っている。また、第2に、この世代間移転の最適経路に関する理論の応用として、現実人口変動シナリオに基づき、世代間移転の最適経路を推計するとともに、いくつかのケースを想定し、世代間公平の観点から、現行の債務を所与にした場合の世代間移転の経路を推計・分析している。

その結果、(1) 人口変動ショックの時間的影響の長さ(一時的 vs 恒久的)はその資本蓄積に与える影響を通じて、現行の財政や社会保障が抱える債務に関する各世代の負担の最適経路を本質的に異なるものとする、(2) また、財政再建の期間や積立方式への移行期間について、現実人口変動シナリオに基づく基本的方向性などを明らかにしている。

Abstract

This paper just has two purposes. First is to clarify optimal path of intergenerational transfers against to various demographic shocks and to analyze the relation between the intergenerational transfers and the demographic shocks from a view of intergenerational equity, by constructing an OLG model, which also includes capital stock accumulation and so on in closed economy.

Second are applications of the optimal path. From a view of intergenerational equity, this paper estimates and analyzes 1) the optimal path of intergenerational transfers by using a future estimation of Japanese demographic change and 2) various paths of intergenerational transfers when current public debt, including implicit social security debt, is given.

キーワード：世代間公平、賦課方式、積立方式、暗黙の債務、世代間移転のゼロサム的性質
Keywords: Intergenerational equity, Pay-as-You-go system, Fund system, Implicit debt, Zero-sum game in intergenerational Transfers.

JEL 区分：H60, C60

** E-mail : oguro@iips.org

1. 序

本稿の第1の目的は、資本蓄積を内生化した閉鎖系経済において、世代間公平の観点から、人口変動ショックと世代間所得移転(以下「世代間移転」という)との関係を分析することにある。周知のとおり、世代間移転には、公的年金等の社会保障や課税・公債発行によるもの等があるが、これらは基本的にゼロサムの性質をもつ。これは、得をする世代と損をする世代が存在することを意味する。このため、本稿は、世代間公平の観点から、OLG(世代重複型)モデルを構築した上で、世代間移転の最適経路を導出しその分析を行う。また、第2の目的は、この世代間移転の最適経路に関する理論の応用である。具体的には、その応用として、国立社会保障・人口問題研究所の将来人口推計を用いて、世代間移転の最適経路を推計するとともに、それと比較して、現行政策上定められている世代間移転の経路が社会厚生上どの程度のロスを生じさせているのか等についての推計を行う。

現在、欧米等に先駆けて人口減少経済に突入した我が国において社会保障改革は喫緊の課題となっている。こうした状況において、本稿は、社会厚生上、ある人口成長率の経路に対し、世代間移転がどのような経路を辿るのが望ましいのかという疑問に一定の理論的方向性を提示するものである。この関係で一般的に、人口減少期には積立方式が望ましいというのが定説であるが、本稿の分析は、資本蓄積を考慮すると、その場合、閉鎖系では一人あたり資本蓄積が高まるから、そうとは限らない可能性があることを明らかにしている。

これは次のように説明できる。まず周知のとおり、年金・医療等の社会保障制度における財政方式には、2つの方式がある。1つは積立方式で、現役期に保険料を拠出し、高齢期にそれを取り崩して給付を賄うというものである。もう1つは賦課方式で、各期において高齢世代の

給付を現役世代の保険料負担で賄うというものである。人口減少時代に、これら方式のどちらが望ましいのかというと、金利 > 人口成長率 + 一人あたり賃金上昇率であるならば、積立方式というのが定説である。これは、積立方式の収益率は金利に等しい一方、賦課方式の収益率は人口成長率 + 一人あたり賃金上昇率に等しいためである。すなわち、人口減少時代は、賦課方式の収益率は積立方式の収益率を下回る。しかも、積立方式の収益率は金利に等しいため、各世代の生涯予算制約に対して常に中立的である。一方、人口減少時代には、賦課方式は生涯予算制約に負の効果を与えることになる。このため、生涯予算制約上、人口減少時代には、積立方式が望ましい可能性が高いことになる。しかし、積立方式が望ましいとしても、賦課方式から積立方式への移行が必ず社会厚生を高めるとは限らない。この点で、Feldstein [1995] [1998] 等は、金利が時間選好率を上回る場合などいくつかの条件を満たすときには、積立方式への移行は社会厚生を高める可能性があるとの分析を提示している。だが、Feldstein [1995] 等の議論は、生涯予算制約のみでなく、人口変動ショックが資本蓄積に与える影響を考慮すると、さらにその分析を深めることができる。このため、最近では Elmendorf and Sheiner [2000] や Bohn [2001] 等が、こうした観点を取り込み、研究を進展させている。

その結果、Elmendorf and Sheiner [2000] 等は、経済が閉鎖系である場合、人口減少期にある世代は、一人あたり資本蓄積が上昇し賃金率も高まるため、そうでない世代に世代間移転を行うことが賦課方式の機能の1つである可能性があるとの指摘を行っている。この場合、賦課方式の社会保障を通じて、人口減少期の世代には少し重い負担をさせてもよい可能性がある。他方、経済が開放系である場合、その直面する金利は自国の人口変動ショックにそれ程影響されないだろう。このとき、金利が世界金利に一致する小国開放経済では、技術進歩等がないと

き、一人あたり資本蓄積は一定となる。すると、閉鎖系での議論とは逆に、人口減少期の世代がそうでない世代に世代間移転を行う根拠は否定される可能性がある。

以上のように、閉鎖系の経済において、人口減少時代には、一人あたり資本蓄積を維持するために必要な資本蓄積は、これまでと比較して低めでも構わない可能性がある。すなわち、賦課方式によって資本蓄積が抑制され、将来に負担が先送りされても、将来世代はそれをある程度は吸収できるかもしれない。一方、小国開放経済で、金利が一定になる場合は小黒・中軽米・高間 [2007] が分析を行っている。このため、本稿では、閉鎖経済の分析を中心に行うものとする。なお、我が国のような大國開放経済は、閉鎖系と開放系の中間くらいに位置していると思われる。これは、大國経済は閉鎖系ではないものの、その経済規模を踏まえると、人口変動ショックはその資本蓄積に一定の影響を与えるからである。したがって、本稿の分析は若干割引いて理解する必要がある。だが、それでも真実の一面を捉えていることは確かである。

なお、本稿での議論は各世代がライフサイクル的に行動しているとの利己主義的前提に立ち分析を行っている。Barro [1974] は、ある個人の効用が自己の消費のみでなく、自己の子孫の効用からも決まるような世代間の利他主義的モデルを提唱している。この Barro 理論が成立すれば、政府のある世代間移転政策によって自己の世代が豊かになることを予想すれば、移転を受けた世代は消費を拡大せずに移転と等しい遺産を子供に残すので、一國全体の資本蓄積は変化しない。このため、Barro 理論が成立すれば、このような連鎖が永久に続き、世代間移転政策は各世代の消費計画に中立的となる。そして、世代間移転が資本蓄積に影響を与えるか否かは、ライフサイクルモデルが適切か、Barro 理論が適切かという問題に帰着するが、現実はその中間であると思われる¹⁾。このため、本稿においては、前者の前提で分析を行う。

最後に、本稿の構成は次のとおりである。まず2節では、3節以降の本格的分析の準備として、賦課方式による世代間移転と課税・公債発行+積立方式による世代間移転の同等性についての関係を概観する。その上で、3節では、資本蓄積を内生化した簡易な OLG (世代重複型) モデルを構築し、賦課方式タイプの世代間移転において、ベンサム型・社会厚生関数を最大化する世代間移転の経路を求める。4節ではその推計と考察を行い、人口変動ショックが世代間移転の最適経路に与える影響についての分析を行う。また、5節では、その応用として、いくつかのケースについて、現行の債務を所与とした場合の世代間移転の経路を推計するとともに、その影響を考察する。最後の6節において、まとめと今後の課題について述べるものとする。

2. 分析準備——賦課方式と課税・公債発行+積立方式との同等性——

本稿は主として、3節以降、資本蓄積を内生化した簡易な OLG (世代重複型) モデルを構築し、人口変動ショックと世代間移転の関係を考察している。この理解を深めるには、まず、賦課方式と課税・公債発行+積立方式との同等性について確認しておくのが有益である。このため、2節では、これらについて簡単に概説する。

世代間移転には様々なタイプがあるが、そのうち代表的なものは、①社会保障等の賦課方式による移転政策と、②課税・公債発行による移転政策である。みかけ上、この2つは異なるが、基本的には同等な移転政策である。

これは次のような簡単な OLG (世代重複型) モデルで説明できる。この経済に登場する各世代は2期間生存し、政府は賦課方式の社会保障

1) 高山・麻生・宮地 [1995] 等は、遺産の分配について世代間利他主義はほとんどみられないと分析している。

を提供しているとする。この場合、 t 期に生まれた t 世代は t 期 (現役期) と $t+1$ 期 (老齢期) を生き、現役期の生涯賃金 W_t と保険料負担 B_t 、老齢期の金利 r_{t+1} と保険給付 G_{t+1} を所与に、各期の消費 $C_{1,t}$ 、 $C_{2,t+1}$ と現役期の貯蓄を S_t を選択するものとする。そして、各世代の人口成長率を n 、 t 期の保険料を τ_t とすると、政府の予算制約は $(1+n)B_t = G_t$ かつ $B_t = \tau_t W_t$ であるから、ライフサイクル仮説の下で、各世代の生涯予算制約は以下の式となる。

$$\begin{aligned} C_{1,t} + S_t &= (1 - \tau_t) W_t & (II-1) \\ C_{2,t+1} &= (1 + r_{t+1}) S_t + \tau_{t+1} (1 + n) W_{t+1} \end{aligned}$$

他方、政府は賦課方式の社会保障を提供せず、課税・公債発行を行っているとする。この場合、 $t-1$ 期に発行された公債の償還は現役世代に対する課税で賄い、 t 期の公債は現役世代が引き受けるものとする。現役世代一人あたりが引き受ける公債を b_t 、純負担率 (課税の生涯賃金に対する純負担の割合) を θ_t とすると、政府の予算制約は以下の式となる²⁾。なお、議論を簡略化するため、政府支出はゼロとする。

$$(1+n)b_t - b_{t-1} = -\theta_t (1+n)W_t + r_t b_{t-1} \quad (II-2)$$

また、各世代の生涯予算制約は以下の式となる。

$$\begin{aligned} C_{1,t} + S_t &= (1 - \theta_t) W_t - b_t & (II-3) \\ C_{2,t+1} &= (1 + r_{t+1}) S_t + (1 + r_{t+1}) b_t \end{aligned}$$

そして、公債残高 (対 GDP) を d_t 、さらに生産関数がコブ・ダグラス型でその資本分配率を α とすると、 $b_t = d_t W_t / (1 - \alpha)$ である³⁾から、(II-3) 式に (II-2) 式を代入して以下を得る。

2) この式は、 t 世代の人口を L_t とすると、 t 期の公債残高 $D_t = b_t L_t$ で、税収 $\theta_t W_t L_t$ であり、政府の予算制約は $D_t - D_{t-1} = -\theta_t W_t L_t + r_t D_{t-1}$ となることから導かれる。
3) これは、生産関数 Y_t がコブ・ダグラス型であるとき、 $(1 - \alpha) Y_t = W_t L_t$ が成り立つので、これと $d_t = D_t / Y_t$ から導かれる。

$$\begin{aligned} C_{1,t} + S_t &= (1 - \theta_t - d_t / (1 - \alpha)) W_t & (II-4) \\ C_{2,t+1} &= (1 + r_{t+1}) S_t + (\theta_{t+1} + d_{t+1} / (1 - \alpha)) (1 + n) W_{t+1} \end{aligned}$$

この (II-4) 式と (II-1) 式において、 $\tau_t = \theta_t + d_t / (1 - \alpha)$ であるとき、資本蓄積に回る貯蓄 S_t や各世代の消費 $C_{1,t}$ と $C_{2,t+1}$ の経路は一致する。これは、賦課方式と課税・公債発行による移転政策は基本的には同等であることを示している。そして、課税・公債発行による移転政策に、積立方式の社会保障を組み合わせれば、賦課方式とまったく同一の制度が構築できる。

また、動学的効率性が満たされている場合、 t 世代の人口を L_t とし、(II-2) 式と (II-3) 式は次の関係式を導く。

$$\begin{aligned} -b_0 L_0 + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{\theta_t W_t L_t}{\prod_{j=1}^t (1 + r_j)} &= 0 & (II-5) \\ C_{1,t} + C_{2,t+1} / (1 + r_{t+1}) &= (1 - \theta_t) W_t & (II-6) \end{aligned}$$

この (II-5) 式の第1項は、第0期に (現役期の) 第0世代から公債発行で調達した資金を、(老齢期の) 第(-1)世代に移転した額を表すが、上記 $\tau_t = \theta_t + d_t / (1 - \alpha)$ や $b_t = d_t W_t / (1 - \alpha)$ という関係をもちいると、第0期に賦課方式の社会保障を導入した際、第(-1)世代が何の負担もせずに給付を受けたの受益の総額 $(-b_0 W_0 L_0)$ に等しくなる。これは、賦課方式の社会保障がいわゆる「暗黙の債務」を抱えていることを表す。また、(II-5) 式の第2項と (II-6) 式は、この暗黙の債務は、後世代の純負担 θ_t によって賄われることを意味している。しかも、これはゼロサム性の性質をもち、得をする世代と損をする世代があることを意味する。このため、賦課方式を「世代と世代の助け合い」とか世代間所得再分配の観点から正当化するのには、制度発足時に高齢だった世代を特別に救済する必要があったという以外に正当化することは困難となる可能性が高い。

なお、仮に賦課方式から積立方式に移行する場合には、この暗黙の債務をゼロにしなければならぬため、一時的に重い負担が移行期間の

世代にかかる(いわゆる「2重の負担」問題)。また、移行により資本蓄積、生涯賃金、保険料などが影響を受ける。移行期間が短いと生涯賃金は減少し、保険料は高くなる。一方、積立方式に移行すると資本蓄積は増えることになる。

すなわち、社会保障が持続可能であるためには、現在の債務超過を将来の資産超過によって解消されなければならないが、その際に考慮する必要があるのは、どの世代がどれくらい負担するのかといった「世代間公平」の視点となる。

なお、3節以降において、賦課方式の社会保障を考察する場合には、それが課税・公債発行+積立方式の組み合わせによる世代間移転と同等であることを前提に、ゼロサム的性質をもつ純負担率 θ_t の経路に注目した議論を展開していく。

3. 理論モデル

この3節では、資本蓄積を内生化した簡易なOLG(世代重複型)モデルを構築した上で、ベンサム型・社会厚生を最大化する世代間移転の最適経路を求める。

STEP 1 基本モデルの設定

まず、理論分析を行うためのOLG(世代重複型)モデルを構築する。この経済には、代表的個人と、完全競争を行っている企業が存在するものとする。

<各世代>

また、モデルに登場する代表的個人は2期間生存する。 t 期に生まれた代表的個人(以下「 t 世代」という)は t 期(現役期)と $t+1$ 期(老齢期)を生き、各期で消費を $C_{1,t}, C_{2,t+1}$ 、 t 期の労働供給量を $(1-h_t)$ とすると、生涯の効用は以下の式で与えられるものとする(χ は任意の正の定数)⁴⁾。

$$u(C_{1,t}, C_{2,t+1}, h_t) = \log\left(C_{1,t} C_{2,t+1} \chi \frac{(1-h_t)^{1+\mu}}{1+\mu}\right) \quad (\text{III-1})$$

そして、 t 世代の生涯賃金率を W_t 、現役期の貯蓄を S_t とすると、ライフサイクル仮説の下では、この世代の生涯予算制約は以下の式となる。

$$C_{1,t} + S_t = (1-r_t)W_t(1-h_t) \quad (\text{III-2})$$

$$C_{2,t+1} = (1+r_{t+1})S_t + G_{t+1}$$

ここで、 r_t は賃金税率、 r_{t+1} は $t+1$ 期の金利、世代間移転の財源、 G_{t+1} は t 世代一人あたりが $t+1$ 期(老齢期)に受け取る世代間移転を表す。また、世代間移転の財源は、現役世代に対する賃金税で賄うとすると、各 t 世代の人口を L_t として、政府の予算制約は以下の式となる。なお、人口成長率 n_t は、 $L_{t+1} = (1+n_{t+1})L_t$ で定義される。

$$L_t B_t = L_{t-1} G_t \quad (\text{III-3})$$

$$B_t \equiv r_t W_t (1-h_t)$$

このとき、各世代は、(III-2)式と(III-3)式の生涯予算制約の下で、 W_t と r_{t+1} を所与と、(III-1)式を最大化するように行動する。

<企業部門>

さらに、この経済に登場する企業は、完全競争の下、以下の利潤関数を最大化するように行動しているものとする。

$$\Pi_t \equiv F(K_t, L_t(1-h_t)) - (r_t + \delta)K_t - W_t L_t(1-h_t) \quad (\text{III-4})$$

ここで、 $F(K_t, L_t(1-h_t))$ はこの経済の生産関数で、技術進歩を A_t として、以下のコブ・ダグラス型であるとする。また、 δ は資本蓄積の減耗率で、 K_t はグロスの資本蓄積、 $L_t(1-h_t)$ はグロスの労働供給を表している⁵⁾。

4) (III-1)式の効用関数に、余暇・労働選択を内生化しているのは、社会厚生上、世代間移転はその賃金税率の2乗に比例する歪みを発生させており、その選択も貯蓄への影響を通じて資本蓄積に影響を与える重要な要因であるためである。また、本稿の5節では、現行債務を所与として、各世代の純負担率の代替経路を推計しているが、政策の方向性を探る上で、できる限り現実値に近い純負担率を求めるため、余暇・労働選択の内生化を試みている。

$-h_t$)はグロスの労働供給を表している⁵⁾。

$$F(K_t, L_t(1-h_t)) \equiv A_t K_t^\alpha [L_t(1-h_t)]^{1-\alpha} \quad (\text{III-5})$$

<資本動学>

そして、各 t 世代は t 期(現役期)に労働供給を行い、 $t+1$ 期(老齢期)に備えた貯蓄を行う。このため、この t 世代の貯蓄は $t+1$ 期の資本蓄積となる。すなわち、以下の関係が成立する。

$$K_{t+1} = S_t L_t \quad (\text{III-6})$$

<社会厚生関数>

なお、政府は、各世代の総効用(ベンサム型)を一定の割引率 R で評価した以下の社会厚生関数の最大化を政策目標とする。

ただし、(III-7)式が収束する条件として、 $\lim_{t \rightarrow \infty} \prod_{j=0}^t (1+n_j) / (1+R)^t = 0$ を要請する。

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\prod_{j=0}^t (1+n_j)}{(1+R)^t} u(C_{1,t}, C_{2,t+1}, h_t) \quad (\text{III-7})$$

STEP 2 資本蓄積の動学方程式と間接効用関数

さて、この節の目的は、資本蓄積メカニズムを内生化したモデルにおいて、世代間移転の最適経路 $\{r_t\}$ を導出することである。この経路の導出には、STEP 1の設定条件の下、社会厚生関数を $\{r_t\}$ の間接効用関数として表現する必要がある。そして、社会厚生関数を $\{r_t\}$ の間接効用関数として表現するには、資本蓄積の動学式を資本労働比率 $k_t \equiv K_t / [L_t(1-h_t)]$ に関する差分方程式として導出するのが適切である。これは、ある世代間移転の経路 $\{r_t\}$ を所与とすると、各世代の消費・労働供給、あるいは金利・賃金率は、資本労働比率 k_t の関数として表現可能であるため、資本労働比率 k_t の経路が求まれば、社会厚生関数は $\{r_t\}$ の間接効用関数として表現できるからである。

これは、次のように確認できる。まず、企業

5) 労働市場においてその需給は一致しているものとする。

利潤最大化条件(Max (III-4)式 subject to (III-5)式)から、金利と賃金率は、以下のようになり資本労働比率 k_t の関数となる。なお、 $f(k_t) \equiv F(K_t, L_t(1-h_t)) / L_t(1-h_t) = A_t k_t^\alpha$ であり、 $\delta=1$ としている。

$$1+r_t = \partial f_t / \partial k_t = \alpha A_t k_t^{\alpha-1} \quad (\text{III-8})$$

$$W_t = f_t - \partial f_t / \partial k_t k_t = (1-\alpha) A_t k_t^\alpha$$

また、(III-8)式を踏まえ、各世代の生涯効用最大化条件(Max (III-1)式 subject to (III-2)式かつ(III-3)式)から、消費と労働供給についても、以下のように資本労働比率 k_t の関数となる(詳細は小黒・高間[2007]補論1を参照)。

$$C_{1,t} = \rho M_t \quad (\text{III-9})$$

$$C_{2,t+1} = (1-\rho)(1+r_{t+1})M_t$$

ただし、 $M_t \equiv (1-r_t)W_t(1-h_t) + r_{t+1}(1+n_{t+1})W_{t+1}(1-h_{t+1}) / (1+r_{t+1})$ である。

$$(1-h_t) = (\rho(1-\rho))^{-\mu} (1-\alpha) [A_t k_t^\alpha / \chi]^{1-\mu} (1-r_t) A_t k_t^\alpha / \chi^{1+\mu} \quad (\text{III-10})$$

次に、この(III-8)式~(III-10)式を用いて、資本動学を表現すると、以下のように資本蓄積に関する動学方程式が導出できる(詳細は小黒・高間[2007]補論2を参照)。

$$\log k_t - \frac{1 + [\alpha + (1-\alpha)(1-\rho)]/\mu}{\alpha(1+1/\mu)} \log k_{t+1} + \frac{(1-\alpha)(1-\rho)/\mu}{\alpha(1+1/\mu)} \log k_{t+2} = \log \Omega_t \quad (\text{III-11})$$

ただし、

$$\log \Omega_t \equiv \log\left\{ \frac{\log(1 + \rho r_{t+1}(1-\alpha)/\alpha)(1+n_{t+1})}{A_{t+2}^{(1-\rho)/\mu} (1-r_{t+1})^{1/\mu}} - \log(1-\rho)(1-r_t)^{(1+1/\mu)}(1-\alpha) A_t^{(1+1/\mu)} A_{t+1}^{-\rho/\mu} / [\alpha(1+1/\mu)] \right\}$$

である。

この(III-11)式の特微方程式を $g(\lambda)$ とすると、 $g(0) > 0$ かつ $g(1) < 0$ を満たすため、固有

値は $0 < \lambda_1 < 1 < \lambda_2$ となる。すなわち、発散項をもつ。しかし、発散項をもつ解はこの経済の実行可能性を満たさず、経済の均衡として考えることはできない。このため、実行可能性の観点から均衡として、以下の解を求めることができる（詳細は小黒・高間 [2007] 補論3を参照）。

$$\log k_t = \frac{1}{\lambda_2} \log k_0 - \sum_{j=0}^{t-1} \frac{1}{\lambda_2^{t-j}} \sum_{i=j}^{\infty} \lambda_1^{i-j} \log \Omega_i \quad (\text{III-12})$$

この (III-12) 式において、初期値 k_0 が決定すると、各期の資本労働比率 k_t が決定される。そして、この資本労働比率の決定は、(III-8) 式～(III-10) 式から、金利、賃金率、消費も決定する。すなわち、2節と同様、資本労働比率の決定はこの経済のあらゆる変数を決定する。

したがって、(III-12) 式を前提に、(III-8) 式～(III-11) 式を用いて、社会厚生関数を $\{\tau_t\}$ の間接効用関数として表現すると、以下の式を導出できる（詳細は小黒・高間 [2007] 補論4を参照）。なお、この式中の「t.i.p」は、世代間移転の経路 $\{\tau_t\}$ に影響されない項 (Term of Independent Policy) を表している。

$$\begin{aligned} U &= \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\prod_{j=0}^{t-1} (1+n_j)}{(1+R)^t} u(C_{1,t}, C_{2,t+1}, h_t) \\ &= \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\prod_{j=0}^{t-1} (1+n_j)}{(1+R)^t} \left\{ \log k_t^{-\frac{1}{\mu}(1-\rho)} (1-\rho) \right. \\ &\quad \left. (1-\tau_t)^{\frac{1}{\mu}k_t^{1+\mu} + \log(1-\rho+\mu)(1-a) + \tau_{t+1}} \right. \\ &\quad \left. - \log \left(\frac{\alpha}{\rho(1-a)} + \tau_{t+1} \right) \right\} + \text{t.i.p} \end{aligned}$$

STEP 3 世代間移転の最適経路

最後に、(III-13) 式から、社会厚生を最大化する世代間移転を求めると、以下の近似解を導出できる（詳細や厳密解は小黒・高間 [2007] 補論5を参照）。なお、4節の推計は厳密解を用いる。

$$\tau_m = \frac{\Psi_m}{\Phi_m} \quad (\text{III-14})$$

ただし、

$$\begin{aligned} \Phi_m &= \sum_{t=1}^m \left(\frac{(1+n_t)}{(1+R)} \right) \frac{(1-\rho)(1-a)}{\alpha} \\ &\quad \frac{\prod_{j=0}^{t-1} (1+n_j)}{(1+R)^{t-1}} \left\{ -\frac{\frac{\lambda_2^{t-1} - \lambda_1^{t-1} \mu \alpha}{\lambda_2^t - \lambda_1^t \mu \alpha} - \frac{\lambda_1^{t-1}}{\lambda_2^t}}{\lambda_2/\lambda_1 - 1} \left(\frac{\rho^2(1-a)^2}{\alpha^2} + \frac{1}{\mu} \right) \right. \\ &\quad \left. - \frac{\frac{\lambda_2^{t-1} - \lambda_1^{t-1} \mu \alpha}{\lambda_2^t - \lambda_1^t \mu \alpha} - \frac{\lambda_1^{t-1}}{\lambda_2^t}}{\lambda_2/\lambda_1 - 1} \left(1 + \frac{1}{\mu} \right) \right\} + \frac{\prod_{j=0}^{m-1} (1+n_j)}{(1+R)^m} \left(1 + \frac{1}{\mu} \right) \\ &\quad + \frac{\prod_{j=0}^{m-1} (1+n_j)}{(1+R)^{m-1}} \left(1 + \frac{1}{\mu} \right) (1-\rho+\mu+\rho\mu) \frac{(1-\rho)(1-a)^2}{\alpha^2 \mu} \\ \Psi_m &= \sum_{t=1}^m \left(\frac{(1+n_t)}{(1+R)} \right) \frac{(1-\rho)(1-a)}{\alpha} \frac{\prod_{j=0}^{t-1} (1+n_j)}{(1+R)^{t-1}} \\ &\quad \left\{ -\frac{\frac{\lambda_2^{t-1} - \lambda_1^{t-1} \mu \alpha}{\lambda_2^t - \lambda_1^t \mu \alpha} - \frac{\lambda_1^{t-1}}{\lambda_2^t}}{\lambda_2/\lambda_1 - 1} \left(\frac{\rho(1-a)}{\alpha} - \frac{1}{\mu} \right) - \frac{\frac{\lambda_2^{t-1} - \lambda_1^{t-1} \mu \alpha}{\lambda_2^t - \lambda_1^t \mu \alpha} - \frac{\lambda_1^{t-1}}{\lambda_2^t}}{\lambda_2/\lambda_1 - 1} \left(1 + \frac{1}{\mu} \right) \right\} \\ &\quad - \frac{\prod_{j=0}^{m-1} (1+n_j)}{(1+R)^m} \left(1 + \frac{1}{\mu} \right) + \frac{\prod_{j=0}^{m-1} (1+n_j)}{(1+R)^{m-1}} \left(1 + \frac{1}{\mu} \right) \frac{(1-\rho)(1-a)}{\alpha} \end{aligned}$$

以上のとおり、資本蓄積を内生化した OLG モデルを構築し、その社会厚生を最大化する世代間移転の最適経路が理論的に導出された。そして、この最適経路 (III-14) 式には以下の特徴がある。まず、(III-14) 式には、外生変数である (III-5) 式の A_t が含まれていない。つまり、この最適経路は、技術進歩の影響は受けない。また、(III-14) 式は、資本労働比率 k_t の経路とも独立している。すなわち、世代間移転の最適経路 τ_t は、外生変数のうち、人口成長率 n_t 、資本分配率 α 、現役期と高齢期の消費配分率 ρ 、時間選好率 R 、労働供給の弾性値 $1/\mu$ の値のみから決定できるのである。このため以下の命題が成り立つ。

【命題 世代間移転に関する最適経路の特徴】

(III-1) 式から (III-7) 式で決定される資本蓄積を内生化した OLG モデルにおいて、世代間移転の最適経路は (III-14) 式で与えられる。このとき、この最適経路は、技術進歩や資本労働比率の経路とは独立で、人口成長率 n_t 、資本分配率 α 、現役期と高齢期の消費配分率 ρ 、時間選好率 R 、労働供給の弾性値 $1/\mu$ の値のみから決定できる⁶⁾。

なお、モデル上、(III-14) 式による世代間移転の経路が求まると、2節で議論したゼロサラム的性質をもつ純負担率 θ_t の経路は、(III-2) 式と (III-3) 式から以下のように導出できる。

$$\theta_t = \tau_t - (1+n_{t+1}) / (1+r_{t+1}) \cdot \tau_{t+1} W_{t+1} (1-h_{t+1}) / W_t (1-h_t) \quad (\text{III-15})$$

STEP 4 パラメータの設定

最後に、STEP 1 から STEP 3 で構築したモデルによって推計を行うには、人口成長率 n_t の将来推計値のほかに、モデル構造を決定するパラメータを設定しなければならない。すなわち、資本分配率 α 、現役期と高齢期の消費配分率 ρ や、時間選好率 R 、労働供給の弾性値 $1/\mu$ を設定する必要がある。本稿において、当該パラメータは次のように設定する。まず資本分配率は、「国民経済計算」(内閣府)の2005年度・労働分配率が70.6%であることから $\alpha=0.3$ とする。また、消費配分率は0.64とする⁷⁾。さらに、定常状態の資本蓄積が過剰または過少でないとする、時間選好率 R は定常状態の金利に等しい。このため、本稿では、人口変動ショックが世代間移転の経路に与える影響の分析に

6) この命題で、世代間移転の最適経路が技術進歩と資本労働比率の経路と独立となるのは、(III-1) 式で各世代の生涯効用を \log 関数で特定化しているためである。このため、(III-13) 式の社会厚生関数での各 τ_m による最適化は、技術進歩 A_t の効果や、小黒・高間 [2007] 補論5の $\partial k_t / \partial \tau_m$ との関係で k_t の効果を相殺し、それらは世代間移転の最適経路と独立となる。これから推測されるように、一般的に、(III-13) 式の社会厚生関数を構成する各世代の生涯効用が (III-1) 式のような効用関数でない場合、世代間移転の最適経路が技術進歩と資本労働比率の経路と独立となるとは限らない。その場合、 k_t は (III-12) 式から $\{\tau_t\}_{t=0}$ の関数となるため、社会厚生関数での各 τ_m による最適化は $\{\tau_t\}_{t=0}$ に関する無限本の非線形連立方程式を導く。この連立方程式の解析解の導出は困難であるため、本稿では (III-1) 式のような効用関数の特定化をしている。なお、 X の1近傍で $\log X = X-1$ が成立するため、 A_m/A_0 があまり大きな値をとらないとすると、(III-14) 式の世代間移転の最適経路は、(III-1) 式から \log を除去した各世代の効用関数での最適経路と似た振る舞いをするものと推察される。

集中するため、時間選好率は定常状態の金利に一致しているものと仮定する。そして最後に、労働供給の弾性値が問題となる。これについては、本稿のモデルに対応する実証分析は少ない。このため、別所ほか [2003] を参考に、労働供給の弾性値 $1/\mu$ は -0.2 から 0.4 の範囲であると仮定して、弾性値はこの平均の 0.1 を採用する。

4. 世代間移転の最適経路に関する推計と考察

この節では、3節の構築モデルを用いて、人口変動ショックが世代間移転の最適経路に与える影響についての分析を行う。このモデルは資本蓄積を内生化しているため、人口変動ショックは、労働供給量を通じてのみでなく、この経路を通じても、各期の金利や賃金率に影響を与える。その結果、人口変動ショックは、各世代の生涯効用に影響を与え、世代間移転の最適経路を変化させる。この影響をみるため、まず、この節ではいくつかの簡易な人口変動シナリオに基づきシミュレーション推計を行い、それが世代間移転の最適経路に与える影響を分析する。その上で、現実の人口変動シナリオに近いデータでシミュレーション推計を行い、人口変動ショックが世代間移転の最適経路に与える影響を分析する。なお、以下において1期間は30年とする。

7) これは、橋本ほか [2006] の文献が用いている時間選好率 (年平均) 0.02 から次のように試算している。まず、当該モデルの1期間 (30年) での時間選好率を計算すると、 $R = (1+0.02)^{30} - 1 = 0.81$ となる。次に、社会厚生関数の割引率 $1/(1+R)$ と各世代の消費選択に関する割引率が同じであるとする。この場合、各世代の現役期と高齢期の消費配分率は理論上、1対1/(1+0.81) となるため、 $\rho = (1+0.81)/(2+0.81) = 0.64$ と試算される。なお、一般的には、消費配分率と時間選好率は必ずしもこのような関係性を有する必然性はないので、その点は留意が必要である。

表1 一時的人口変動ショック

人口変動	第0期	第1期	第2期	第3期	第4期以降
(1) 一定	10% (0.3%)	10% (0.3%)	10% (0.3%)	10% (0.3%)	10% (0.3%)
(2) 一時的プラス・ショック	10% (0.3%)	10% (0.3%)	10% (0.3%)	30% (0.9%)	10% (0.3%)
(3) 一時的マイナス・ショック	10% (0.3%)	10% (0.3%)	10% (0.3%)	▲30% (▲0.9%)	10% (0.3%)

(注) 括弧内の値は年平均の人口成長率。

4.1 簡易な人口変動シナリオIによる推計

——一時的人口変動ショック——

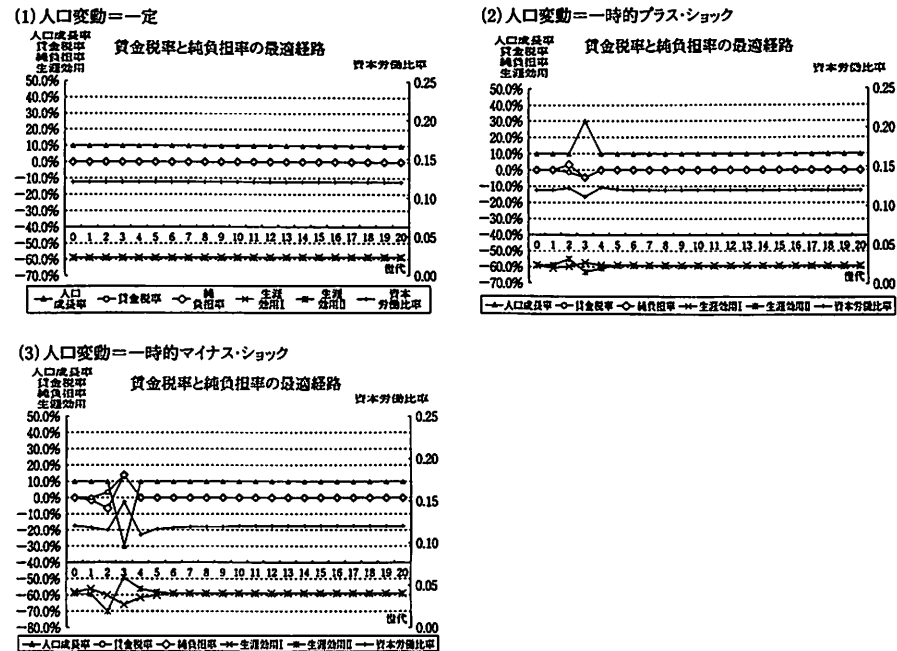
まず、一時的人口変動ショックが、世代間移転の最適経路に与える影響をみる。これには、(1) 人口成長率が一定(例：年平均0.3%)のケース、(2) ある特定の期のみ人口成長率がプラス(例：年平均0.9%)で、それ以外は一定(例：年平均0.3%)のケース、(3) ある特定の期のみ人口成長率がマイナス(例：年平均▲0.9%)のケースを分析するのがよい。このため、本項では以下の表1のように、3つのシナリオを推計してみる。なお、推計にあたっては、経済は動学的効率性を満たしており、基本的に、時間選好率は定常状態の金利に一致しているものと仮定する。

図1は、上記の一時的人口変動ショックが(III-14)式の世代間移転に関する最適経路に与える影響を推計した結果である。これをみると、上記(1)から(3)のどのケースも、一時的人口変動ショックのある第3期近傍以外は世代間移転ゼロが最適となっている。これは、時間選好率は定常状態の金利に一致しているため、定常状態の資本蓄積は過剰でも過少でもなく最適であり、そこでの世代間移転はゼロが最適であるためである。すなわち、社会保障においては、一時的人口変動ショックのある第3期近傍以外は、純負担率ゼロの積立方式が望ましい。

だが、一時的人口変動ショックのある第3期近傍はこれとは異なる。人口変動が一定の(1)のケースは、全期間を通じて、積立方式が望ま

しいことを示唆しているが、一時的人口変動ショックのある(2)と(3)のケースは異なる示唆を与える。まず、第3期に一時的プラス・ショックのある(2)のケースをみても、このケースでは、概ね第2世代の純負担率はプラス(2.9%)で第3世代の純負担率はマイナス(▲4.6%)となっている。これは第2世代から第3世代に世代間移転を行うのが望ましいとの示唆を与えている。また、貸金利率は第2期・第3期のみが概ねマイナスで、それぞれ▲1.3%、▲4.6%となっている。このうち効果の大きいのは第3期であるため、そちらに注目すると、これは概ね第2世代から第3世代に世代間移転を行うことが望ましいと示唆している。これは、第3期の一時的人口変動ショックによって、その期の資本労働比率は低下するので、他の世代と比較して、第2世代が老齢期に直面する金利は上昇し、第3世代が現役期に直面する貸金率は低下するためである。つまり、他の世代と比較して、第2世代は豊かになるものの第3世代は貧しくなるから、各世代の生涯効用を平準化するには、第2世代から第3世代に世代間移転を行うのがよいのである。これは、図1の「生涯効用I」と「生涯効用II」をみると視覚的に確認できる。この図の生涯効用Iは世代間移転を行う場合の各世代の生涯効用を表し、生涯効用IIはそうでない場合の生涯効用を表している。この(2)における世代の生涯効用IIは、第2世代と第3世代で歪んでいるが、それよりも生涯効用Iは平準化されている。これは、第2世代から第3世代への世代間移転の効果によるもの

図1 一時的人口変動ショックと世代間移転



のである。次に、第3期に一時的マイナス・ショックのある(3)のケースをみても、このケースは、概ね(2)のケースとは逆に、第2世代の純負担率はマイナス(▲6.4%)で第3世代の純負担率はプラス(13.9%)となっている。これは第3世代から第2世代に世代間移転を行うのが望ましいと示唆している。また、貸金利率は第2期・第3期のみが概ねプラスでそれぞれ2.9%、14.0%となっている。このうち効果の大きいのは第3期であるため、そちらに注目すると、これは概ね第3世代から第2世代に世代間移転

8) この第2世代から第3世代への世代間移転の最適経路は、脚注7で説明したように、(III-1)式のように効用関数を特定化したことによる。一般的には、すべての世代で調整を行うことが最適となる可能性もあるので留意されたい。

を行うことが望ましいと示唆している。これは、第3期の一時的人口変動ショックによって、その期の資本労働比率は高まるので、他の世代と比較して、第2世代が老齢期に直面する金利は低下し、第3世代が現役期に直面する貸金率は上昇するためである。つまり、他の世代と比較して、第2世代は貧しくなるものの第3世代は豊かになるから、各世代の生涯効用を平準化するには、第3世代から第2世代に世代間移転を行うのがよいのである。これも図1の「生涯効用I」と「生涯効用II」をみると、この(3)における世代の生涯効用IIは、第2世代と第3世代で歪んでいるが、それよりも生涯効用Iは平準化されている。これは、第3世代から第2世代への世代間移転の効果によるものである。なお、(2)と(3)の人口変動ショックに対する世代間移転の効果が異なるのは、それが資本

労働比率に与えるマグニチュードが違うためである。これは次のように説明できる。各世代の貯蓄と労働供給が一定とすると、(14)式から、資本労働比率の変動は概ね、前期の人口成長率とその期の人口成長率との差となる。この場合、人口変動ショックが資本労働比率に与える影響は概ね、(2)のケースで20% (=30%-10%)、(3)のケースで▲40% (=▲30%-10%)と概算でき、(3)は2倍のマグニチュードである。これが世代間移転による効果の違いとなっているのである。

以上のように、時間選好率が定常状態での金利に一致する場合、一時的人口変動ショックがあると、他の世代と比較して、その近傍の世代の生涯効用はショックを受けて歪むことになる。それを平準化するには、その近傍で世代間移転を行い、それ以外では世代間移転をゼロとするのが望ましいことになる。例えば、人口減少が一時的なもので、時間選好率が定常状態の金利に一致しているならば、社会保障の方向性について、(3)が示唆するシナリオは以下のようなものである。まず、一時的人口減少ショックは資本労働比率を高めその期の金利を低下させるが、貸金率を上昇させる。これは他の世代と比較して、人口減少期にある世代を豊かにするもの前世代を貧しくするので、人口減少期にある世代から前世代に世代間移転を行うのが望ましい。このため、賦課方式の社会保障を導入し、世代間移転を行う。すると、その前の世代は概ね負担をせずに給付を受けることになるので、この世代の純負担率はマイナスとなり、暗黙の債務を発生させる。この純債務は何かの形で後世代が負担する必要があるが、この場合、純負担率がプラスなのは人口減少期にある世代のみである。このため、この暗黙の債務は概ね人口減少期にある世代が負担し、最終的に積立方式に移行するのが望ましいというシナリオである。

以上は、一時的人口変動ショックが、世代間移転の最適経路に与える影響である。だが、恒

久的人口変動ショックがあると、上記の議論とは異なるものとなる。これは、現実起っている人口減少が一時的あるいは恒久的であるかの判断も重要となるとの示唆を与える。このため次項では、恒久的人口減少ショックの理解を深める観点から、それが世代間移転の最適経路に与える影響を推計・考察する。

4.2 簡易な人口変動シナリオⅡによる推計

—恒久的人口変動ショック—

ここでは、前項と同様、恒久的人口変動ショックが、世代間移転の最適経路に与える影響をみるため、(1)ある人口成長率(例:年平均0.3%)が、特定の期から人口成長率がプラス(例:年平均0.9%)になるケース、(3)ある人口成長率がマイナス(例:年平均▲0.9%)になるケースを分析する。このため、以下の表2のように、2つのシナリオを推計する。なお、前項と同様、推計にあたっては時間選好率は定常状態の金利に一致しているものと仮定する。

図2は、その推計を行った結果である。これを見ると、上記どちらのケースも、恒久的人口変動ショックのある第3期以降は世代間移転ゼロが最適となっている。これは、時間選好率は定常状態の金利に一致しているので、定常状態の資本蓄積は最適であり、そこでの世代間移転はゼロが最適であるためである。すなわち、社会保障制度においては、恒久的人口変動ショックのある第3期以降は、純負担率ゼロの積立方式が望ましい。

だが、恒久的人口変動ショックのある第3期以前はこれとは異なる。まず、第3期に恒久的プラス・ショックのある(1)のケースをみてみる。このケースでは、純負担率は、第0世代マイナス(▲4.7%)、第1世代と第2世代プラス(2.6%と4.9%)で、後世代ゼロとなっている(貸金率は第1世代6.1%、第2世代4.9%)。つまり、概ね第2世代から第0世代に世代間移転を行うのが望ましいと示唆している。これは、

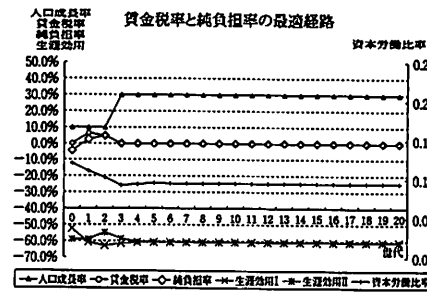
表2 恒久的人口変動ショック

人口変動	第0期	第1期	第2期	第3期以降
(1) 恒久的プラス・ショック	10% (0.3%)	10% (0.3%)	10% (0.3%)	30% (0.9%)
(2) 恒久的マイナス・ショック	10% (0.3%)	10% (0.3%)	10% (0.3%)	▲30% (▲0.9%)

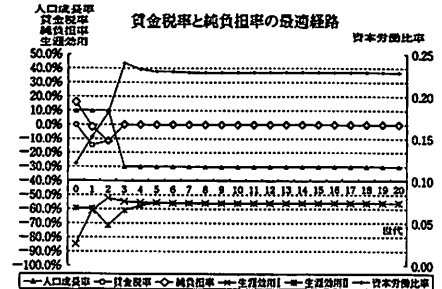
(注) 括弧内の値は年平均の人口成長率。

図2 恒久的人口変動ショックと世代間移転

(1)人口変動=恒久的プラス・ショック



(2)人口変動=恒久的マイナス・ショック



第3期の恒久的人口変動ショックによって、その期以降の資本労働比率が低下するためである。その結果、第2世代が現役期と老齢期に直面する貸金率と金利は他の世代と比較して有利となる。すなわち、図1(2)のケースと異なり、恒久的プラス・ショックの場合は、その資本蓄積の経路が第3期から下方シフトし、第3世代以降は同じ資本労働比率に直面するため、概ね第2世代のみが豊かになる。また、第3世代以降は、時間選好率=定常状態の金利から、世代間移転ゼロが望ましいので、第2世代から移転を受けることは望ましくない。したがって、各世代の生涯効用の経路を滑らかにするには、概ね第2世代から第0世代に世代間移転を行うのがよいことになる。

逆に、第3期に恒久的マイナス・ショックのある図2(2)では、純負担率は、第0世代プラス(15.9%)、第1世代と第2世代マイナス(▲1.1%と▲11.7%)で、後世代ゼロとなっている(貸金率は第1世代▲14.8%、第2世代▲11.8%)。つまり、第0世代から概ね第2世

代に世代間移転を行うのが望ましいと示唆している。これは、第3期の恒久的人口変動ショックによって、その期以降の資本労働比率が上昇するためである。その結果、第2世代が現役期と老齢期に直面する貸金率と金利は他の世代と比較して不利となる。すなわち、図1(3)のケースと異なり、恒久的マイナス・ショックの場合は、その資本蓄積の経路は第3期から上方シフトし、第3世代以降は同じ資本労働比率に直面するため、概ね第2世代のみが貧しくなる。また、第3世代以降は、時間選好率=定常状態の金利から、世代間移転ゼロが望ましいので、第2世代に移転を行うことは望ましくない。したがって、各世代の生涯効用の経路を滑らかにするには、第0世代から概ね第2世代に世代間移転を行うのがよいことになる。

以上のように、時間選好率が定常状態での金利に一致する場合、恒久的人口変動ショックがあると、他の世代と比較して、その前の世代の生涯効用はショックを受けて歪むことになる。このため、各世代の生涯効用の経路を滑らかに

するには、その世代と初期世代との間で世代間移転を行い、それ以外では世代間移転をゼロとするのが望ましいことになる。例えば、人口減少が恒久的なもので、時間選好率が定常状態の金利に一致しているならば、社会保障の方向性について、図2(2)が示唆するシナリオは以下のようなものである。まず、恒久的人口減少ショックはその期以降の資本労働比率を高め金利を低下させるが、貸金率を上昇させる。これは、一時的ショックのケースと異なり、人口減少期の世代は影響を受けず、人口減少ショック前の世代のみを貧しくする。このため、現在の賦課方式が抱える暗黙の債務を初期世代の負担で完全に解消し、完全積立方式に移行するとともに、その残余を恒久的人口減少ショック前の世代に世代間移転するのが望ましいというシナリオである。

4.3 現実人口変動シナリオによる推計

次に、日本の過去実績と平成14年・将来人口推計から簡易試算した現実人口変動シナリオ(表3)を用いて推計を行う。その際に留意が必要なのは、現在進行中の人口減少が一時的または恒久的なものであるのかという設定である。仮に一時的ショックである場合には、出生率が人口置換水準以上の値に回復する必要があるが、少子化の進捗状況やその背景としての女性の育児に係る逸失利益の規模を考えるとそれは困難である可能性が高い。このため、本稿では、人口変動ショックは恒久的として、第5期以降の人口変動は安定的であると想定する。なお、前項と同様、推計にあたっては時間選好率は定常状態の金利に一致するものとする。

図3は、下記の人口変動シナリオにおける世代間移転の最適経路に関する推計を行った結果である。これをみると、表3で人口減少のスピードが安定的となる第5期以降は世代間移転ゼロが最適となっている。これは、時間選好率は定常状態の金利に一致しているので、定常状態の資本蓄積は最適であり、そこでの世代間移

転はゼロが望ましいためである。すなわち、社会保障制度でいえば、第5期以降は、純負担率ゼロの積立方式が望ましい。

また、純負担率は、第0世代プラス(7.6%)、第1世代と第2世代マイナス(▲8.4%と▲3.9%)、第3世代と第4世代プラス(1.6%と5.4%)で、後世代ゼロとなっている(貸金利率は第1世代▲8.1%、第2世代0.3%、第3世代5.6%、第4世代5.5%、他の世代ゼロ)。つまり、概ね第0世代と第3・第4世代から第1・第2世代に世代間移転を行うのが望ましいと示唆している。

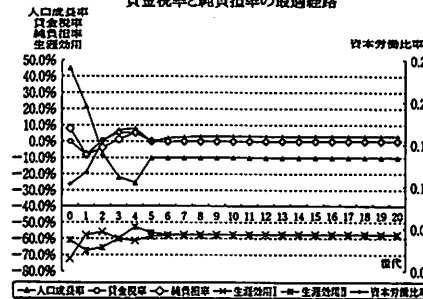
この世代間移転の最適経路が、社会保障の方向性について示唆するシナリオは以下のようなものである。まず、2節でもみたように、現在の賦課方式の社会保障は導入初期の世代、すなわち1955年生まれ中心の第0世代に純負担率マイナスの便益を与え、暗黙の債務を発生させている。このため、当該債務を第0世代の負担である程度解消し、完全積立方式に近い形に移行するとともに、その残余を1985年生まれ中心の第1世代や2015年生まれ中心の第2世代に世代間移転する。そして、残った暗黙の債務を、2045年生まれ中心の第3世代や2075年生まれ中心の第4世代の負担で完全に解消し、完全積立方式に移行するのが望ましいというシナリオである。

しかし、上記の推計では、1955年生まれ中心の第0世代は純負担率が7.6%の負担をする必要があるとしている。これは、生涯賃金を3億円として一人あたり約2300万円もの負担になるので、すでに生涯設計の最終段階に到達しているこの世代に、遺産課税の強化等を除き、このような追加的負担を求めるのは現実的ではない。しかし、現行の社会保障は賦課方式であるため、暗黙の債務が発生しており、それは1985年生まれ中心の第1世代以降が負担していく必要がある。このため、次の5節では、この暗黙の債務を所与に、世代間公平の観点から、いくつかのケースを想定し、その世代間移転の代替経路について推計・考察を行っていく。

表3 現実人口変動シナリオ

	第0期 (1940-70)	第1期 (1970-00)	第2期 (2000-30)	第3期 (2030-60)	第4期 (2060-90)	第5期以降 (2090-)
人口変動 (年率換算)	45% (1.25%)	22% (0.65%)	▲7% (▲0.24%)	▲22% (▲0.82%)	▲25% (▲0.91%)	▲10% (▲0.35%)

図3 現実人口変動シナリオによる世代間移転の最適経路
貸金利率と純負担率の最適経路



5. 現行の債務を所与にした場合の世代間移転の代替経路

この節では、3節や4節における議論を踏まえ、いくつかのケースを想定し、世代間公平の観点から、現行の債務を所与にした場合の世代間移転の経路を推計・考察する。この場合、現行の債務として、まず思いつくのは、財政赤字による公債残高である。これは、対GDPで見ると、2007年時点で約180%存在する。また、2節で概観したように、現行の賦課方式の社会保障は「暗黙の債務」を抱えている。これは、麻生[2006]等によると、年金の純債務(対GDP)は約150%であり、赤井編[2001]『バランスシートで見る日本の財政—政策評価のための財務諸表の作成—』によると、医療・介護の純債務(対GDP)は約80%の規模であると試算されている。このため、年金・医療・介護を合計した社会保障全体の純債務(対GDP)は約230%に近いものであると推測される。すなわち、現行の公的債務(対GDP)は、約410%

もの規模になる。このため、この節では、以下のケースについて、4節4.3現実人口変動シナリオを前提に、これを第1世代以降で負担するとした場合の世代間移転の代替経路を推計・考察する。

- (1) ケース1：賦課方式の社会保障(保険料(公費込み)固定)を維持
- (2) ケース2：社会保障は15期(450年)に完全積立方式に移行
- (3) ケース3：社会保障は5期(150年)に完全積立方式に移行
- (4) ケース4：社会保障の暗黙の債務に関する負担を生涯効用ベースで平準化
- (5) ケース5：公債残高(対GDP)を維持
- (6) ケース6：公債負担を生涯効用ベースで平準化

5.1 推計のための準備

まず、上記の推計を行うためには公債残高と世代間移転との関係を明確化する必要がある。このため、3節のモデルに公債を組み込む。まず、議論を簡略化する観点から、2節と同様、公債の引受け手は現役世代のみとする。すなわち、各*t*世代は一人あたり、*t*期(現役期)に公債*b_t*を引き受ける。また、*t*期に公債残高*D_t*を抱える政府は、その債務の一部を返済するため、現役世代に貸金利率*ξ_t*の課税を行うものとする。この場合、各世代の生涯予算制約(III-2)式は、以下に修正される。

$$C_{t+1} + S_t = (1 - \xi_t)W(1 - h_t) - B_t - b_t \quad (V-1)$$

$$C_{t+1} = (1 + r_{t+1})S_t + G_{t+1} + (1 + r_{t+1})b_t$$

また、論点を明確化するため、政府支出ゼロとすると、政府の予算制約(III-3)式は以下に修

表4 各ケースの推計に関する設定

	社会保障		公債	
	条件 $d_t^{implicit}$	コントロール変数 τ_t	条件 d_t	コントロール変数 σ_t
ケース1 賦課方式維持	1期=230%	一定値	0	(τ_t)
ケース2 15期後に積立方式化	1期=230%	定数 \cdot Max(5-t,0) + τ_t^*	0	(τ_t)
ケース3 5期後に積立方式化	1期=230%	定数 \cdot Max(15-t,0) + τ_t^*	0	(τ_t)
ケース4 暗黙債務平準化	1期=230%	一定値+ τ_t^*	0	(τ_t)
ケース5 公債残高(対GDP)維持	0	0	全期=180%	定数
ケース6 公債負担平準化	0	0	1期=180%	一定値+ τ_t^*

(注) τ_t^* は4節4.3で推計した世代間移転の最適経路。また、上記の一定値や定数は、ニュートン法によって条件を満たすように推計。

正される。

$$D_{t+1} - D_t = -\xi_{t+1} W_{t+1} L_{t+1} (1-h_{t+1}) + r_{t+1} D_t$$

$$L_t B_t = L_{t-1} G_t$$

$$B_t \equiv \tau_t W_t (1-h_t)$$

すると、 $D_t = b_t L_t$ だから、

$$(1+n_{t+1})b_{t+1} - b_t = -\xi_{t+1}(1+n_{t+1})W_{t+1}(1-h_{t+1}) + r_{t+1}b_t$$

(V-1)

$$L_t B_t = L_{t-1} G_t$$

$$B_t \equiv \tau_t W_t (1-h_t)$$

この場合、 t 期の公債残高(対GDP)を d_t とすると、 $b_t = d_t W_t (1-h_t) / (1-a)$ であるから、(V-1)式と(V-2)式より、各世代の生涯予算制約は、以下のように表現できる。

$$C_t + S_t = (1-d_t/(1-a) - \xi_t - \tau_t) W_t (1-h_t) \quad (V-3)$$

$$C_{2,t+1} = (1+r_{t+1})S_t + (d_{t+1}/(1-a) + \xi_{t+1} + \tau_{t+1})(1+n_{t+1})W_{t+1}(1-h_{t+1})$$

この(V-3)式は、2節でみたように、公債発行とその返済のための課税は、現役世代から老齢世代への世代間移転と同等の効果をもつことを意味している。すなわち、各 t 世代は、

$\sigma_t \equiv d_t / (1-a) + \xi_t + \tau_t$ の賃金税率で世代間移転を行っているのと同様となる。そして、この場合、政府が σ_t の経路を決めると、公債残高(対GDP)は、(V-2)式から以下のように求めることができる⁹⁾。

$$d_t = (1-a)[(1+n_{t+1})W_{t+1}(1-h_{t+1}) / (1+r_{t+1}) W_t(1-h_t)](\sigma_{t+1} - \tau_{t+1}) \quad (V-4)$$

さらに、ゼロサム性をもつ(III-15)式の純負担率 θ_t の経路は、(V-1)式から以下に修正される。

$$\theta_t \equiv \xi_t + \tau_t - (1+n_{t+1}) / (1+r_{t+1}) \cdot \tau_{t+1} W_{t+1}(1-h_{t+1}) / W_t(1-h_t) \quad (V-5)$$

この式における第1項 ξ_t は公債残高に関する t 世代の負担であり、第2項以降 $\tau_t - (1+n_{t+1}) / (1+r_{t+1}) \cdot \tau_{t+1} W_{t+1}(1-h_{t+1}) / W_t(1-h_t)$ は賦課方式の社会保障が抱える暗黙の債務に関する t 世代の負担を意味している。また、上記 $\sigma_t \equiv d_t / (1-a) + \xi_t + \tau_t$ の第1項と第2項は、公

9) (V-2)式は、 $d_{t+1} = -(1-a)\xi_{t+1} + (1+r_{t+1})d_t W_t(1-h_t) / (1+n_{t+1})W_{t+1}(1-h_{t+1})$ と変形できるが、これと $\sigma_t \equiv d_t / (1-a) + \xi_t + \tau_t$ から導ける。

債残高とその負担であり、課税・公債発行と賦課方式による世代間移転は同等であるから、第3項も同様に、暗黙の債務とその負担に分離可能である。このため、暗黙の債務(対GDP)を $d_t^{implicit}$ とすると、 $\tau_t = d_t^{implicit} / (1-a) + \tau_t - (1+n_{t+1}) / (1+r_{t+1}) \cdot \tau_{t+1} W_{t+1}(1-h_{t+1}) / W_t(1-h_t)$ が成り立つので、それは以下のようになる。

$$d_t^{implicit} = (1-a)[(1+n_{t+1})W_{t+1}(1-h_{t+1}) / (1+r_{t+1})W_t(1-h_t)]\tau_{t+1} \quad (V-6)$$

これから、公債残高と暗黙の債務を合計した公的債務(対GDP) d_t^{total} は、(V-4)式と(V-6)式から以下となる。

$$d_t^{total} \equiv d_t + d_t^{implicit} = (1-a)[(1+n_{t+1})W_{t+1}(1-h_{t+1}) / (1+r_{t+1})W_t(1-h_t)]\sigma_{t+1} \quad (V-7)$$

ところで、4節では主に τ_t をコントロール変数として世代間移転の経路に関する推計を行ったが、上記を踏まえ、次項では σ_t と τ_t をコントロール変数として推計を行っていく。なお、その場合、4節4.3で推計した世代間移転の最適経路を踏まえ、表4の設定によって推計を行う。

5.2 各ケースの推計結果と考察

図4は、図3の現実人口変動シナリオに基づき、上記6つのケースについて、現行債務を所与にした場合の世代間移転の代替経路に関する推計結果である。また、表5はその場合の社会厚生に関する推計結果である。

まず、ケース1から4の社会保障をみみると、社会厚生上、ケース1の賦課方式維持のシナリオが最も悪く、ケース2の15期後に積立方式化するシナリオが最もよいものとなっている。これは、図3の世代間移転の最適経路において、最終的には完全積立方式に移行するのが望ましいと示唆している推計結果と整合的である。しかし、5期後に積立方式化するケース3の社会

厚生は、15期後のケース2よりも低い値となっていることにも留意が必要である。これは、完全積立方式化はそれまで抑制されていた資本蓄積を促進し、移行後の世代の生涯効用を上昇させるが、移行期間が短いと、現在の社会保障が抱えている暗黙の債務を移行期の世代に過重に負担させることになり、その犠牲が大きすぎるためである。このため、移行期間が長い程よいのかというと、そうとも限らない。図5は、同様の前提で、移行期間を変化させた場合に社会厚生がどう変化するかを推計したものである。

これをみると、8期後に積立方式化するケースが最も社会厚生が高くなっている。また、20期後に積立方式化するケースの社会厚生を推計すると、それは▲6.27となるが、これはケース2よりも低い値である。これは、移行期間が長すぎると賦課方式の維持に近くなり、その暗黙の債務に関する負担が、長期間、資本蓄積を抑制する。この結果、その期間の世代の生涯効用低下の総和が重くなるためである。

また、賦課方式維持のケース1と暗黙の債務平準化のケース4をみると、社会厚生はケース4において大きく改善している。これは、人口変動ショックによって各世代が直面する資本労働比率は変化するので、それを勘案して暗黙の債務に関する負担を決定するのが望ましいことを示唆している。このため、ケース1の純負担率は1985年生まれ中心の第1世代以降で同じ(12.1%)であるが、ケース4では第1世代(▲0.4%)、2015年生まれ中心の第2世代(7.0%)、2045年生まれ中心の第3世代(13.1%)、2075年生まれ中心の第4世代(14.9%)、その後の世代(8.8%)となっている。すなわち、ケース4の生涯効用は、ケース1と比較して平準化されている。

以上から、現行社会保障が抱える暗黙の債務を所与にすると、概ね8期後に完全積立方式に移行するのが望ましい。その場合、現行社会保障が抱えている暗黙の債務については、移行期の世代が負担する必要があるが、世代間の公平

図4 現実人口変動シナリオによる世代間移転の代替経路

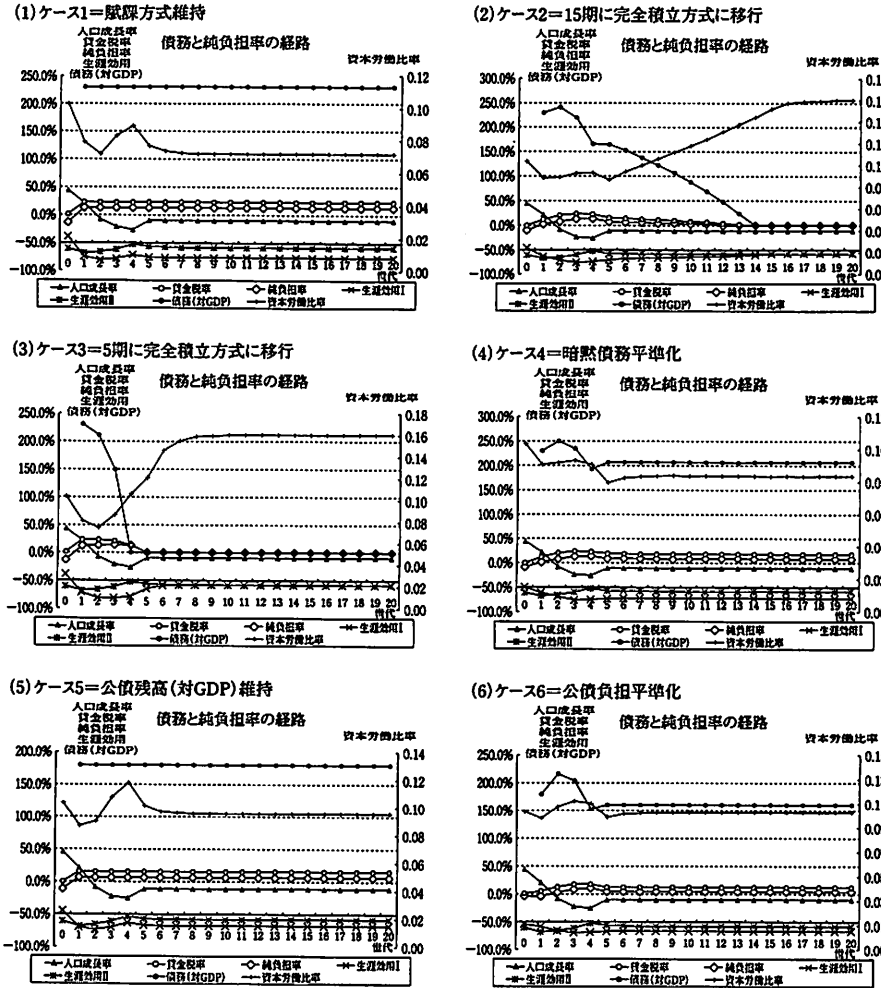
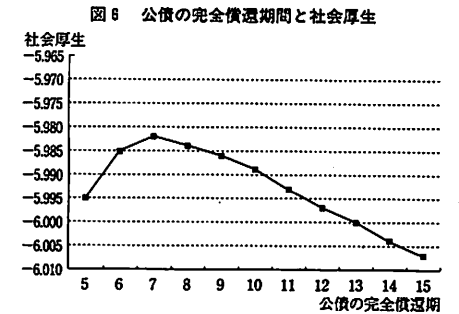
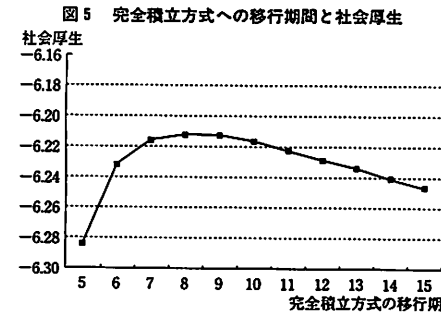


表5 各ケースの社会厚生と純負担率

	社会厚生	各世代の純負担率 (%)									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
ケース0 最適経路	▲5.79	▲8.3	▲2.4	2.9	5.4	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
ケース1 賦課方式維持	▲6.77	12.1	12.1	12.1	12.1	12.1	12.1	12.1	12.1	12.1	12.1
ケース2 15期後に積立方式化	▲6.25	1.6	8.0	12.9	13.8	7.0	6.1	5.3	4.5	3.8	3.2
ケース3 5期後に積立方式化	▲6.28	10.5	12.4	13.2	12.8	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
ケース4 暗黙債務平準化	▲6.41	▲0.4	7.0	13.1	14.9	8.8	8.8	8.8	8.8	8.8	8.8
ケース5 公債残高(対GDP)維持	▲6.25	6.2	6.2	6.2	6.2	6.2	6.2	6.2	6.2	6.2	6.2
ケース6 公債負担平準化	▲6.09	▲4.1	2.6	8.5	10.8	5.0	4.9	4.9	4.9	4.9	4.9



上、その負担は人口変動ショックにおいて各世代が直面する資本労働比率に応じて変化させるのが望ましいことになる。

次に、ケース5とケース6の公債についてみる。これも、2節で概観した賦課方式と課税・公債発行による世代間移転政策の同等性から想像できるように、基本的には上記の社会保障と同じである。すなわち、表5の社会厚生は、現行の公債に関する負担について、各世代が一定の純負担率で公債残高(対GDP)を維持するよりも、世代間の公平上、その負担は人口変動ショックにおいて各世代が直面する資本労働比率に応じて変化させるのが望ましいことを示

唆している。また、社会保障のケースと同様、公債の完全償還は、それまで抑制されていた資本蓄積を促進しそれ以後の世代の生涯効用を上昇させる。その場合の完全償還期と社会厚生との関係は、図6になる。これを見ると、概ね7期に公債を完全償還することが望ましいことを示唆している。図5で望ましいとされる完全積立方式化の8期よりも短い期間であるのは、現在の公債残高(対GDP)180%が社会保障の暗黙の債務(対GDP)230%よりも小さいためである。

以上は、長期的に財政再建の先送りは許されないことを意味している。その場合、その負担

については、財政再建期の世代が負担する必要があるが、世代間の公平上、それは人口変動ショックにおいて各世代が直面する資本労働比率に応じて変化させるのが望ましいことになる¹⁰⁾。

6. まとめと今後の課題

以上のとおり、本稿においては、第1に、資本蓄積を生産化した閉鎖系経済において、世代間公平の観点から、人口変動ショックと世代間移転との関係を明確化するため、簡易な OLG モデルの構築を行い、世代間移転の最適経路を導出しその分析を行った。また、第2に、この世代間移転の最適経路に関する理論の応用として、現実人口変動シナリオに基づき、世代間移転の最適経路を推計するとともに、いくつかのケースを想定し、世代間公平の観点から、現行の債務を所与にした場合の世代間移転の経路を推計・考察した。その結果、現行の財政や社会保障が抱える債務に関する各世代の負担のあり方について、明らかとなったことは主に以下の3点である。

- (1) 第1に、人口変動ショックの時間的影響の長さ(一時的 vs 恒久的)はその資本蓄積に与える影響を通じて、各世代の負担の最適経路を本質的に異なるものとする。このため、現在の人口減少が一時的人口変動ショックによるものか、あるいは恒久的人口変動ショックによるものかの違いを見極めることは、各世代の負担の経路の特定化にあたって重要となる。
- (2) 第2に、社会保障における各世代の負担に関する最適経路である。仮に現在の人口減少が恒久的ショックであるとする、現実人口変動シナリオに基づく最適経路は次のようなものとなる。まず、現在の賦課方式の社会保障は導

10) 本稿では、財政赤字はゼロであるとの前提で試算を行っている。財政再建ケースは社会保障のケース3と同様に各世代の純負担はプラスとなることを考えると、財政赤字は現在から解消しておく必要がある。

入初期の世代、すなわち1955年生まれ中心の第0世代に純負担率マイナスの便益を与え、暗黙の債務を発生させている。このため、当該債務を第0世代の負担の一部である程度解消し、完全積立方式に近い形に移行するとともに、その負担の残余を1985年生まれ中心の第1世代や2015年生まれ中心の第2世代に世代間移転する。そして、残った暗黙の債務を、2045年生まれ中心の第3世代や2075年生まれ中心の第4世代の負担で完全に解消し、完全積立方式に移行するのが望ましいというシナリオである。

(3) 第3に、現行社会保障が抱える暗黙の債務を所与にした場合の各世代の純負担率に関する望ましい経路である。上記(2)の最適経路を実現するには、1955年生まれ中心の第0世代に純負担率で7.6%の負担を求める必要があるが、既に生涯設計の最終段階に到達しているこの世代に、遺産課税の強化等を除き、このような追加的負担を求めるのは現実的ではない。このため、現行社会保障が抱える暗黙の債務を所与にした場合、いくつかのケースを想定して、各世代の純負担率の経路を推計すると、概ね8期(240年)後に完全積立方式に移行するのが望ましい。その場合、現行社会保障が抱えている暗黙の債務については、移行期の世代が背負う必要があるが、世代間の公平上、その負担は人口変動ショックにおいて各世代が直面する資本労働比率に応じて変化させるのが望ましい。

また、社会保障と同様、現行の財政が抱える公債残高を所与にすると、概ね7期(210年)後に公債を完全償還して、財政再建を完了するのが望ましい。その場合、その負担については、財政再建期の世代が背負う必要があるが、世代間の公平上、それは人口変動ショックにおいて各世代が直面する資本労働比率に応じて変化させるのが望ましい。

なお、最後に、人口変動ショックと世代間移転との関係について、筆者が考える今後の課題について、いくつか指摘しておきたい。

第1は、開放系経済における世代間移転の経路に関する分析である。本稿では、閉鎖系経済を前提に、資本蓄積を生産化した簡易な OLG モデルを構築し、人口変動ショックが世代間移転に与える経路についての分析を行ったが、開放系経済では人口変動ショックが資本蓄積に与える影響は異なることから、本稿とは異なる結論が導出される可能性がある。小国開放経済で金利が一定になるケースは、小黒・中軽米・高間[2007]が分析を行っているが、大國開放経済のケースは、その分析を行っていない。日本を含む先進国は大國開放経済であり、それは開放系経済と閉鎖系経済の中間に位置づけられるものであると考えられる。このため、大國開放経済における世代間移転の経路に関する分析については今後の課題としたい。

第2は、現在の人口減少が一時的であるのか、あるいは恒久的であるのかという判別である。本稿でも明らかにしたように、その違いは資本蓄積に与える影響を通じて、世代間移転の最適経路を本質的に異なるものにする。この関係で、本稿では恒久的ショックであるとの前提で分析を行ったが、この判別は世代間移転の経路の特定化にあたって極めて重要な問題であると思われるため、これも今後の課題としたい。

第3は、ライフサイクル仮説と Barro 理論との関係である。本稿においては、各世代がライフサイクル的に行動しているとの利己的前提に立ち分析を行った。しかし、Barro 理論が成立すると議論は異なる。すなわち、政府のある世代間移転政策によって自己の世代が豊かになることを予想すれば、移転を受けた世代は消費を拡大せずに移転と等しい遺産を子供に残すので、一國全体の資本蓄積は変化しない。このため、Barro 理論が成立すれば、このような連鎖が永久に続き、世代間移転政策は各世代の消費計画に中立的となる。そして、世代間移転が資本蓄積に影響を与えるか否かは、ライフサイクルモデルが適切か、Barro 理論が適切かという問題に帰着するが、現実はその中間であると思

われる。このため、3節の OLG モデルに Barro の世代間利他主義の効果を一定程度組み込み分析を行う意義は大きいと思われるが、本稿ではその分析までは行っておらず、これも今後の課題としたい。

第4は、長期的な技術進歩と世代間移転との関係である。本稿においては、分析を簡略化する観点から、各世代の効用関数を特定化して分析を行った。この結果、本稿のモデルでは、「命題世代間移転に関する最適経路の特徴」で述べたように、技術進歩と世代間移転の最適経路は独立となっている。しかし、長期的間に技術が進歩し、後世代がより豊かな技術水準のもとで人生を出発できるとすると、世代間移転の最適経路も変化する可能性も否定できないが、本稿ではその分析までは行っておらず、これも今後の課題としたい。

参考文献

- 加藤久和 [2001], 『人口経済学入門』, 日本評論社。
 吉田浩 [1995], 『世代会計によるアプローチ』, 『ESP』, 第277号, pp.35-39。
 麻生良文・吉田浩 [1996], 『世代会計からみた世代別の受益と負担』, 『フィナンシャル・レビュー』, 第39号, pp.1-31。
 小塩隆士 [1998], 『社会保障の経済学』, 日本評論社。
 八田達夫・小口登良 [1999], 『年金改革論』, 日本経済新聞社。
 赤井伸朗・吉田有里・鷲見英司 [2001], 『バランスシートで見る日本の財政一政策評価のための財務諸表の作成一』, 日本評論社。
 麻生良文 [1996], 『公的年金・税制・人口高齢化と資本蓄積』, チャールズ・ユウジ・ホリオカ・太田清編『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』, 日本評論社。
 高山憲之・麻生良文・宮地俊行・神谷佳孝 [1996], 『家計資産の蓄積と遺産・相続の実態』, 高山・チャールズ・ユウジ・ホリオカ・太田清編『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』, 日本評論社。
 麻生良文 [2006], 『公的年金の世代間格差』, 貝塚啓明編『経済格差の研究』, 中央経済社。

- 麻生良文・小黒一正 [2007], 「論考 社会保障改革への視点 人口減少社会に適合した社会保障改革を」, 『週刊金融財政事情』, Vol.58, No.5 (2007年2月5日発刊).
- 小黒一正・中軽米寛子・高間茂治 [2007], 「社会保障の「世代間格差」とその解決策としての「世代間の負担平準化」—介護保険における「積立勘定」の補完的導入を例に—」, 財務省財務総合政策研究所 Discussion Paper Series 07A-5.
- 小黒一正・高間茂治 [2007], 「人口減少経済における世代間移転と資本蓄積—世代間公平の視点から—」, 財務省財務総合政策研究所 Discussion Paper Series 07A-14.
- 別所俊一郎・赤井伸郎・林正義 [2003], 「公的資金の限界費用」, 『日本経済研究』, 47, pp1-19.
- 橋木俊昭・岡本章・川出真清・畑農鋭矢・宮里尚三・島俊彦・石原章史 [2006], 「社会保障制度における望ましい財源調達手段」, 独立行政法人経済産業研究所, ディスカッションペーパー No.06-J-057.
- Barro, R. J. [1974], "Are Government Bonds Net Wealth?," *The Journal of Political Economy*, Vol.82, No.6, pp.1095-1117.
- Bohn, H. [2001], "Social Security and Demographic Uncertainty: The Risk Sharing Properties of Alternative Policies," in John Campbell and Martin Feldstein eds., *Risk Aspects of Investment Based Social Security Reform*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 203-241.
- Elmendorf, D. F. and L. M. Sheiner [2000], "Should America save for its old age? Fiscal. policy, population aging, and national saving," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 14, pp.57-74.
- Feldstein, M. [1995], "Would privatizing social security raise economic welfare?" *NBER Working Paper*, No.5281.
- Feldstein, M. [1998], "The effect of privatizing social security on economic welfare: Appendix to the Introduction", in M. Feldstein ed., *Privatizing Social Security*, The University of Chicago Press, pp.1-29.

- Olivier Blanchard and Philippe Weil [1992], "Dynamic Efficiency, the Riskless Rate, and Debt Ponzi Games under Uncertainty," *NBER Working Paper*, No.3992.

【研究論文】

Capital Gains, Losses and Japanese Consumption and Investment Behavior: 1955-2001*

Koji SHINJO, Institute of Business and Accounting, Kwansai Gakuin University**
Xingyuan ZHANG, Faculty of Economics, Okayama University***

Abstract

Capital gains and losses of land and stocks for 1955-2001 in Japan obtained from the National Accounts data are so large as often surpassing the half of the nominal GDP. By the regression analysis, their direct effects on household consumption, business and residential investment are found all significant. This implies not only that the slowdown of the post-bubble Japanese economy during the 1990s was largely due to the negative impacts of capital losses, but also that its superior performance since the 1960s up to the bubble years had been influenced positively by the still larger capital gains.

Keywords: Changes in the land and stock prices; Capital gains and losses; Japanese aggregate consumption and investment functions.

JEL Classification : E21, E21, E31

* Our analysis is based on the version of SNA data, i.e., 63 SNA, which covers longer time series than the current SNA, i.e., 93 SNA. The data used in the analysis is the longest we can obtain. We express our thanks to the anonymous referees, Professor Terukazu Suruga, the current editor-in-chief, and Professor Akio Torii, the former editor-in-chief of *Journal of Economic Policy Studies*.

** 1-155 Uegahara Ichiban-cho, Nishinomiya 662-8501, Japan E-mail : shinjo@kwansai.ac.jp

*** 3-1-1 Tsushima-naka, Okayama 700-8530, Japan E-mail : zhxy@e.okayama-u.ac.jp Tel & Fax : +81-86-251-7533 Corresponding author

1. Introduction

Since the bursting of the asset price bubble in 1990-91, the Japanese economy has plunged into the long slump of growing at the average annual rate around one percent up to the fiscal year 2001, as contrasted with the renowned "highgrowth economy" during the 1960s through the 1980s. To cope with this stagnant economy, the successive Japanese Governments have taken various expansionary policies, such as tax-cuts, increases in the public investment by issuing the government bonds and easing the monetary policy variables. However, unlike in the pre-bubble period, the effects of these stimulative policy packages turned out only modest and temporary, so they could not have succeeded in restoring the Japanese economy back to its normal growth track.

As evidenced by the fact that the GDP deflator began falling from 1995 onwards, making the nominal GDP growth rate negative ever since 1998 except only in 2000, the Japanese economy has been beset with stubborn deflationary pressures.

The purpose of this paper is not to discuss about policy measures to solve the current impasse of the Japanese economy, but rather to investigate why and how "the Great Recession" has come into being in the 1990s of Japan from a somewhat long-run perspective. It is well-known that, generally speaking, the GDP growth rate of a country trends to slow down as its economy achieves industrial development and catches up with the advanced economies. In the case of Japan, too, its average growth rate has been declining from 9.1% (1956-73) to 3.9% (1974-90),

before reaching the extreme low 1.1% during the post-bubble period (1991-2001). It is no doubt that some compound factors such as the globalization of the economy (i.e., appreciation of yen, and increasing the direct investment abroad), the declining labor force with the population aging, the shortening of the working hours and changes in the work ethos of the youth, etc. have all contributed to this declining the growth trend of Japan, besides the recessionary impacts caused from bursting the asset market bubble of 1990-91. However, this paper intends to take up the asset price changes, or the land price changes, among others, as the most fundamental factor in explaining the long economic slump of the post-bubble Japan. At the same time, it will give suggestions as to how the post World War II economic growth of Japan had been supported by the steady land price hikes, as its monetary transmission mechanism was often called "the land standard system."

The remainder of this paper is organized as follows. Section 2 explains the data for changes in the land and stock prices, and their consequent capital gains and losses in Japan for the period of 1955-2001. Section 3 gives specifications of models for estimation. Then, in Section 4 the analyses for the existence of unit root and the estimated results of our models regarding the direct impacts of capital gains and losses on the demand components of GDP are presented. Section 5 concludes with some tentative numerical findings and directions for further research.

2. The Asset Market Bubble and Burst

2.1 Asset Price Changes in Japan: 1955-2001

The price indexes of land and stocks, and their growth rates are presented in Figure 1 and 2. In Japan, there exist four kinds of land price data, each of which is surveyed and published by different institutions. Here, we use the one by the Japan Real Estate Institute, because it is available since 1955 in the semi-annual form. Figure 1 shows the two land price indexes, i.e., that of the 6 largest city area, average and of the 6 largest city area, commercial. The stock price index is the average price of the Tokyo Stock Market, 1st section (TOPIX). Both are annualized in calendar year and adjusted to take 100 at the base year of 1968.

Let's focus on stock price changes first. From Figure 1 and 2, we can clearly see that during the 1950s and 1960s it has fluctuated with a moderate upward trend, but around 1970 it began a strong upward movement which lasted for 20 years except temporary dips after the two oil crises (in 1974 and 1982), until hitting its peak of 2160.1 in 1989. In particular the extremely rapid hike during the late 1980s appears abnormal judging from hindsight. While it is generally agreed among Japanese economists that the stock market bubble occurred during the period from 1987 through 1990¹⁾, one may argue that the bubble-like bull market had already started in the early 1980s. After bursting the bubble, however, the tide of the market has changed, so the stock price index kept falling with large fluctuations until it reached possibly the

1) See Okina et al. [2001] on this point.

bottom in mid-2003 (not shown in Figure 1) which is about the one fourth of the peak value in 1989.

Turning to the two land price indexes, we find that both of them also exhibited a similar steady upward trend until it reached the peak of 1305.0 (for the 6 largest city area, average) and 1507.0 (for the 6 largest city area, commercial) in 1990²⁾. During the period from 1955 to 1990, they fell only once in 1974 at the time of the first oil crisis. Learning from this steady land price hikes, Japanese people got convinced of "the land myth" implying that the land price in Japan will never drop but just keep on rising. This kind of people's attitude toward land as an asset put a high collateral value on it for the bank financing. Therefore, the Japanese banking system which was supported by the steady increase in land prices had seemingly worked so well as was often called "the land standard system", until the land price bubble burst in 1991.

2) As regards the lead and lag relationship between the stock price changes and the land price changes, it is clear from Figure 1 that the former having its peak in 1989 leads the latter with its peak in 1990 by one year, which had been confirmed by more rigorous statistical test in studies, such as Ito and Iwaisako [1995] and Kiyotaki and West [1996]. However, one needs some care in interpreting the land price index. Besides the fact that the land price index is not the actual transaction price like the stock price, but assessed by the assessor, it is the average of diverse regional price changes across Japan. According to the posted price (Kouji-Kakaku) announced by the National Land Agency (Kokudo-cho) of Japan, the land price of the central commercial area in Tokyo (Toshin San-ku) had its peak in July 1986 and that of the commercial area in Tokyo in July 1987, while that in Osaka hit its peak in January 1990 (see, EPA White Paper [1991] ch.2). Thus, the generally accepted notion that the stock market collapse in 1989 triggered to burst the land price bubble in Japan is not necessarily founded on the firm statistical ground.

Figure 1 The Index of Land and Stock Prices: 1955-2001 (1968=100)

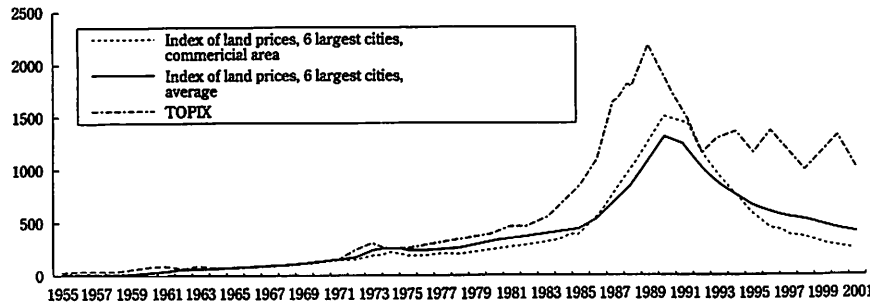
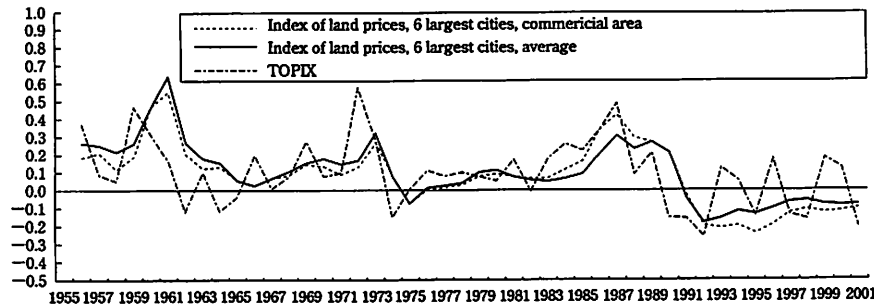


Figure 2 Annual Growth Rates of the Index of Land and Stock Prices



After the land market collapse, however, the land prices have been falling for 13 consecutive years until even today (in 2003). The fact that the average land price in the 6 largest city area has fallen down to less than 40% (or 20% in the case of commercial area) of its 1990 peak value and still indicates no sign of turning upward has generated the huge bad loans in the Japanese banking sector, putting its financial intermediation mechanism in dysfunction.

There is a growing number of studies on the causes and counter-measures for the Great Recession of the Japanese economy and there the importance of the asset price changes have been emphasized, in particular,

with regard to the banking crisis³⁾. Furthermore, by applying the VAR approach, the critical role of land and stock price changes for financial intermediation by Japanese banks are clearly demonstrated⁴⁾. However, most studies dealing with the effects of asset price changes in Japan take only their rate of changes into account, without paying due attention to their stock effects, or capital gains and losses.

In examining the impact of the asset price

3) For example, see Ogawa and Suzuki [1998], [2000], Ogawa and Kitasaka [2000], Hoshi and Kashyap [2000], Hoshi and Patrick [2000], Mikitani and Posen [2000], and Kuttner and Posen [2001].

4) See Kwon [1989] and Bayoumi [2001].

changes on the total Japanese economy, analyzing the rate of price changes itself is not enough, if the asset holder is assumed to behave on the basis of the total asset value (i.e., the total stock value of land and stock). This is because the same rate of price change may give a much different impact on the economy if the stock value of the asset differs. In this connection, one is reminded that the total land asset value is more than three times as large as the total stock market value in Japan. Therefore, if the land price and stock price have changed at the same rate of say, 1%, the absolute impact of the former would be more than three times as large as the latter because of the difference in their stock values. What matters to the economic activity is the capital gains or losses of the total assets rather than the rate of asset price changes. Now, we turn our attention to the capital gains and losses of the stock of land and stock market in Japan.

2.2 Capital Gains and Losses: 1955-2001

2.2.1 The Sources of the Data

Annual Report on National Accounts published by Cabinet Office of the Japanese Government gives the calendar-year data for the Reconciliation Accounts of financial assets and non-financial assets for each of 5 sectors (i.e., Non-financial Corporations, Financial Corporations, Households including Private Unincorporated Enterprises, General Government, Private Non-profit Institutions Serving Household). The Reconciliation Accounts in Annual Report based on SNA 93 which covers only the period after 1990, include Revaluation Accounts and Other Changes in Volume of Asset Accounts separately. Namely, this Revaluation Accounts record the annual

changes in the asset value due to asset price changes, so from this source we can get data of capital gains and losses for assets such as land and stocks.

However, Annual Report based on SNA 68 which covers 1955-1998 does not have the Revaluation Accounts separate from the Reconciliation Accounts. But by checking the figure in the Other Changes in Volume of Asset Accounts for 1990-2001, they are found very minor for land and stocks, so we decided to use data in the Reconciliation Accounts as an approximation to the one in the Revaluation Accounts for the period 1955 to 1998. Another adjustment of data needs to be mentioned. While the figures in the Reconciliation Accounts are generally recorded in market values, only the values for stocks for the period 1955-69 are reported in book values. Therefore, an estimation of the market value for stocks is needed for the period above. Since the values of Capital Transactions in stocks are given in market values and available for each year in Annual Report, we can estimate the market values of stocks from 1955 to 1969, using the annual average changes of the TOPIX and the stock market value of 1970⁵⁾. The adjustment method is shown in Appendix.

Before presenting our figure of capital gains and losses, a reference to some past studies may be made briefly. To our knowledge, there are very few studies dealing with the capital gains or losses in Japan. An impor-

5) To see if the adjusted values are relevant, we also tested the same adjustment method to estimate the stock market values for the period 1970-85 and found the correlation coefficient between the estimated market values and the actual market values for 1970-85 over 0.992.

tant exception is Horioka [1995] and [1996]. Horioka [1996] presented the estimates of net capital gains of land and non-land assets for Japanese households during the 1955-93 period. By comparing Horioka's estimate and our data with regard to capital gains of land, a quite close coincidence is found, to the extent that the correlation coefficient between the two is 0.954. Horioka [1996] also estimated the impact of capital gains of land and non-land assets on the Japanese households consumption during the 1957-1991, or the pre- and mid-bubble period, and found statistically significant results as expected. But, he did not cover the post-bubble period in his analysis, nor examined the effects of capital gains and losses on the business investment and residential investment behavior.

Okina et al. [2001] also reports the asset price changes and consequent capital gains and losses from land and stocks, and analyses their relationship with the Bank of Japan's monetary policy in the late 1980s, but does not investigate their impacts on demand factors such as consumption and investment.

2.2.2 Capital Gains or Losses vs GDP

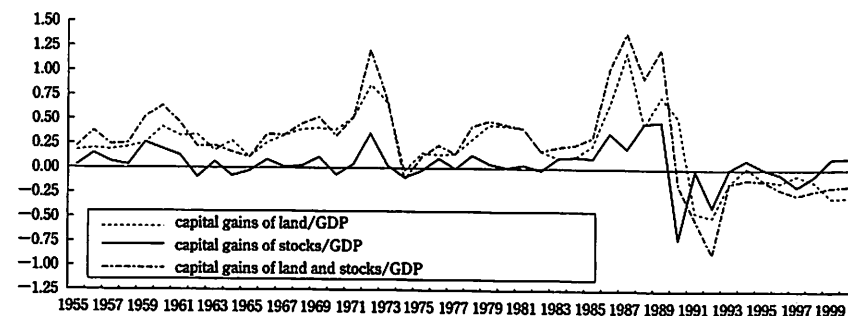
Figure 3 presents the capital gains and losses figures for the land and stocks in Japan from 1955 to 2001. To visualize the huge scale of their amounts, their ratios to the nominal GDP instead of their absolute values are graphed. From this Figure, one can be convinced of the much larger impacts expected from the land price changes compared with the stock price changes. For instance, capital gains from land price hikes are observed to have risen up to more than 80% of GDP in 1972 and around 45% of it in 1979-1980,

before generating capital gains larger than GDP during the bubble year of 1987. The capital gains of stocks are also recorded high in 1972 (36% of GDP) and during the bubble years of 1986 to 1989 (21% - 48% of GDP), but not so comparable to that of land. The cumulative sum total of capital gains of land from 1970 through 1990 can be computed as 2,000 trillion yen or approximately 4 times the size of nominal GDP in 2000, as contrasted with that of stocks from 1970 through 1989 being 700 trillion yen.

On the other hand, after the collapse of the asset market bubble in 1990-91, precipitant declines in land and stock prices both began to generate huge capital losses. Here again the capital losses of land are demonstrated much larger in size than those of the stocks. While the ratio of the capital losses of stocks to GDP dropped to -71% in 1991, it soon recovered to null and fluctuated positive and negative alternately during the post-bubble period. In contrast, the same ratio of land, after recording the lowest value -49% in 1992, stayed negative throughout the post-bubble period until the present time of writing this (in 2003). The sum total of capital losses of land from 1991 through 2001 amounted to 1,000 trillion yen in comparison with 500 trillion yen for that of stocks during the period 1990-2001.

In the next two sections, we present the estimation results of our models investigating as to what impacts these capital gains and losses have given to the demand factors, i.e., households consumption, business investment and residential investment in the Japanese economy. But, before doing so, some remarks may be added with regard to the changing size of the asset values of land and stocks in

Figure 3 Capital Gains or Losses vs Nominal GDP



the national balance sheet of Japan.

According to the SNA data, the ratio of the total land asset value to the nominal GDP has become larger than 3.0 in 1972 and since then stayed around 3.3 until early in the 1980s. However, after 1986, it increased rapidly up to the peak value of 5.7 in 1989, and then began declining until it reached 3.1 in 2000. The total stock market value also increased up to almost twice as large as the nominal GDP in 1989, but after the bubble bursting, it dropped below the nominal GDP in 1992 and kept fluctuating more or less horizontally since then. How much further from now the land price will keep on falling is of critical importance for the Japanese economy, a challenging topic which is beyond the scope of this paper.

3. Models for Estimation

3.1 Consumption

In this paper, the specification of consumption takes a log-linear approximation to the Euler equation discussed by Attanasio and Low [2000], [2004] in which, the intertemporal consumption is expressed as the following equation:

$$E_t \left[\frac{U_c(C_{t+1}, z_{t+1}, v_{t+1}) \beta (1 + R_{t+1})}{U_c(C_t, z_t, v_t)} \right] = 1 \quad (1)$$

where U_c denotes the marginal utility of consumption which is assumed to depend on: C , consumption; z , a vector of observable variables; v , a random variable. R is the real ex-post interest rate, and β , the discount factor.

If the functional form of the utility function can be specified as below,

$$U(C, z, v) = \frac{C^{1-\gamma}}{1-\gamma} \exp(\theta z + v)$$

the equation (1) above becomes:

$$E \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \exp(\theta \Delta z_{t+1} + \Delta v_{t+1}) \beta (1 + R_{t+1}) \right] = 1 \quad (2)$$

To estimate the parameters of the equation (2), some considerations are in order. These considerations include the assumption of rational expectations for the conditional expectation operator in (2), and that the vector z can include some endogenous variables, such as labour supply choices and durable consumption. Following the step in Hansen and Singleton [1983], Attanasio and

Low introduce a log-linear approximation to the version of (2) as the following,

$$\log\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right) = \frac{1}{\gamma}k' + \theta\Delta z_{t+1} + \log(1+R_{t+1})e_{t+1} \quad (3)$$

where k' includes the log of the discount factor and the unconditional mean of the second and higher moments of consumption growth and real interest rates. The residual term e is made up of the expectational error, the terms of reflecting unobserved heterogeneity, Δv , and the innovation to the conditional second and higher moments of consumption growth and interest rates. And the equation (3) can be estimated by Instrumental Variables or GMM, using as instruments variables that are known at time t^6 .

Since unobserved heterogeneity have devastating effects to obtain consistent estimates of the parameters of interest, it is known that aggregate consumption Euler equations fit poorly, and that individual data and panel techniques are recommended. In a survey paper, Attanasio [1999] indicated some econometric problems relevant for aggregate time series studies. However, Attanasio and Low [2000], [2004] show that as the asymptotics is on large T , little is lost by using some relevant aggregate data (grouped data) for (3). Our primary interest in capital gains or losses are questions about aggregates, because they are related to the macroeconomic consequences of the changes of asset prices. It may be informative and proper to investigate the relations between

6) As indicated by one anonymous referee, to derive the Euler equation (1), (2) and (3), several assumptions need to be made. For example, these assumptions should include infinitely lived agent and the complete market.

the consumption and asset prices at aggregates directly. Furthermore, there is a substantial amount of evidence that Euler consumption equation is estimated or evaluated for aggregation issues. Campbell and Mankiw [1989] and [1991] consider a simple version of the Euler Equation on aggregate data. Bandiera et al. [2000] estimates an aggregate consumption Euler equation in a sample of developing countries. And in Mulligan [2004], an aggregate consumption Euler equation is utilized to describe the capital income tax burden in the U.S.⁷.

On the other hand, at least since Campbell and Mankiw [1989] and Jappelli and Pagano [1989], various researchers have tried to estimate the aggregate Euler equation for consumption adding other explanatory variables besides interest rates on the right-hand side of the equation. Campbell and Mankiw [1989] and [1991] add income growth on the right hand side of the Euler equation. Carroll et al. [1994] relate consumption to the index of consumer confidence and provide some interpretation of the high predictive power that such a variable has. And Cullen et al. [2004] attempt to use anticipated and unanticipated changes in household energy resource to test whether non-energy expenditures vary when home energy costs change. Their specification of the Euler equation is very similar to (3). As indicated by Iacoviello [2004], adding other explanatory variables to the right-hand side of the Euler equation can test whether all agents in the economy behave according to the life-cycle model and/or whether they face any additional con-

7) See Attanasio [1999] for a survey of the studies on the time series properties of aggregate consumption.

straint besides the intertemporal budget constraint.

Following the line of research above, in order to evaluate the effects of the capital gains and losses on the consumption growth, we add the terms of the real disposable income of households and capital gains and losses of land and stocks on the right hand side of (3). Thus, the regression equation used in our empirical analysis, is defined as follows,

$$\log\left(\frac{Ch_t}{Ch_{t-1}}\right) = \omega + \alpha_1\gamma + \alpha_2 = \log\left(\frac{Yhd_t}{Yhd_{t-1}}\right) + \alpha_3 \log\left(\frac{Ah_{t-1}}{Ah_{t-2}}\right) + u_t \quad (4)$$

where $\omega = k'$, $\alpha_1 = 1/\gamma$, $\alpha_2 = \log(1+R)$, Ch is real final consumption expenditure of households and Yhd is the real disposable income of households. Ah is accumulated amount of the real capital gains or losses in land or stocks. That is,

$$Ah_t = \sum_{i=1955}^t Lh_i \text{ (or } Sh_i)$$

where Lh and Sh are the real capital gains or losses in land and stocks of households respectively⁸.

3.2 Corporate Investment

The model for corporate investment behav-

8) When income or wealth enter the Euler equation, some new assumptions, such as liquidity constraint, are needed to introduce. Thus, as indicated by Attanasio and Low [2000] and [2004], the preference parameter cannot be identified in the framework of the Euler equation. However, Attanasio and Low argue that this problem or failure has nothing to do with the log-linearization approximation of the Euler equation (3) (Attanasio and Low [2000, p. 27], and [2004, p. 433]). They indicated that, compared with the log-linearization Euler equation, a non-linearized Euler equation approach (estimated directly using the Euler equation) performs as badly.

ior in this study is Q-type investment function. There is a growing body of literatures on empirical analyses using the so-called Japanese Q-type investment function. The previous studies include Fazzari et al. [1988], Hoshi and Kashyap [1990], Hayashi and Inoue [1991], Hoshi et al. [1991], Blundell et al. [1992], Ogawa and Kitasaka [1998] and Sekine [1999]. But they all use the micro firm data. The main objective in this study is to investigate the significance of capital gains and losses on the macro level investment function. Our Q-type model cum capital gains variables is defined as follows,

$$\frac{Ie_t}{Ke_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{Ie_{t-1}}{Ke_{t-2}} + \beta_2 MQ_t + \beta_3 \frac{CF_t}{Ke_{t-1}} + \beta_4 \frac{Ln_{t-1}}{Ke_{t-1}} \text{ or } \left(\frac{Sn_{t-1}}{Ke_{t-1}}\right) \quad (5)$$

where Ie_t and Ke_t are investment and capital stock of equipment for private corporate sectors, MQ_t , the marginal Q , Ln_t and Sn_t , the capital gains or losses of land and stocks of non-financial corporations, and CF_t , cash flow. Including firm assets, i.e. the land asset as a collateral in investment functions can be found in Devereux and Schiantarelli [1990] and Blundell et al. [1992] for U.K. firms and Ogawa and Kitasaka [1998] for Japanese industries. In their recent studies, Woo [1999], and Sekine [1999] discussed whether firm financial situations or balance-sheet conditions matter for Japanese firm investment behavior. Unlike many previous studies on the firm level, however, our paper is concerned with the aggregate investment behavior in Japan.

3.3 Residential Investment

We also investigate the impact of capital gains or losses on Japanese residential invest-

ment behavior in the private sector. The model used here takes a general form developed by Jorgenson [1963]. So-called accelerator model can be specified as follows,

$$\frac{I_t}{K_{t-1}} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{I_{t-1}}{K_{t-2}} + \gamma_2 \Delta \log Y_t + \gamma_3 \Delta \log Y_{t-1} + \gamma_4 \frac{L_{t-1} + L_{n,t-1}}{K_{t-1}} \alpha \left(\frac{Sh_{t-1} + Sn_{t-1}}{K_{t-1}} \right) \quad (6)$$

where I_t and K_t are residential investment and capital stock for the private sector, Y_t , real GDP. This form is consistent with profit maximization subject to constant returns to scale, and constant elasticity of substitution (CES) production function. We neglect the user cost of capital, and nest the model within a general dynamic regression model. The equation (6) is similar to that in Bond et al. [1997] for the analysis of financial factors and investment in Belgium, France, Germany and the UK.

3.4 The Data Sources and the Adjustment for Lh and Ln

The sources of all data used for estimation are described in Appendix.

The real values of Lh , Ln , Sh and Sn are obtained from the market values divided by the deflator of GDP. In this paper, the values in the Reconciliation Accounts are assumed to approximate those in the Revaluation Accounts. Therefore, the market values for the capital gains and losses can be obtained from the Reconciliation Accounts based on SNA 68. According to Iwamoto [1996], however, there is a somewhat discrepancy between the Reconciliation Accounts and Revaluation Accounts, since the former for land contains not only capital gains or losses but also land improvement investment which should be deducted from the reconciliation

investment⁹⁾. To eliminate this measuring error, the following method has been used.

The data for the land improvement investment during the period of 1970-2000 are obtained from the Japanese Annual Report on National Accounts (ARNA), in which, as one of the five categories of Gross Domestic Formation by Type of Capital Goods, the current or constant value of land improvement investment is reported every year since 1970. And the data before 1970 is estimated by using the Japanese National Wealth Survey, which is published every five years between 1955 and 1970. By deducting the land improvement investment, we obtain the adjusted values of the land capital gains and losses, $adjLh$ and $adjLn$, and their accumulated amounts, $adjALh$ and $adjALn$, for households and non-financial corporations respectively. On average, $adjALh$ is about 95% of ALh , and $adjALn$ is about 82% of ALn . The Correlation coefficient is 0.999 for $adjALh$ and ALh , and 0.996 for $adjALn$ and ALn .

4. Empirical Results

4.1 Analyses for the Existence of Unit Root

First, we examine the existence of unit root in our time series data with augmented Dickey-Fuller tests, where lag lengths are chosen using AIC criterion. The results are presented in Table 1 which includes time-series used in the regressions such as $\Delta \log Ch_t$, $\Delta \log Yhd_t$, $\Delta \log ALh_t$, $\Delta \log adjALh_t$, $\Delta \log ASh_t$, I_e/K_{t-1} , I_r/K_{t-1} , etc.. The Table also includes the test results for some original macro data such as Lh_t and

9) The land improvement investment was reported about 1.1 to 1.8 percent of Net National Product in Iwamoto [1996].

Table 1 Tests for Unit Root⁽¹⁾ in Dickey-Fuller Test Procedure

Series	t_a	k	Series	t_a	k
Time-series used in the estimation			Original variables		
$\Delta \log Ch_t$	-4.19 ^a	1	Ch_t	-2.64	8
$\Delta \log Yhd_t$	-3.75 ^b	1	Yhd_t	-2.31	3
$\Delta \log ALh_t$	-4.33 ^a	5	I_e	-1.30	9
$\Delta \log adjALh_t$	-4.24 ^a	5	I_r	-1.17	2
$\Delta \log ASh_t$	-3.35 ^b	2	Lh_t	-1.38	5
$\log(1+R)$	-1.48	2	$adjLn_t$	-1.90	10
I_e/K_{t-1}	-1.25	10	Sh_t	-3.77 ^b	2
I_r/K_{t-1}	-3.32 ^c	10	Ln_t	-3.32 ^c	10
MQ_t	-0.63	6	$adjLn_t$	-3.26 ^c	10
$LndKe_t$	-3.49 ^b	2	Sn_t	-3.73 ^b	2
$adjLn_dKe_t$	-3.36 ^b	2			
Sn_dKe_t	-3.24 ^c	2			
CF_dKe_{t-1}	-1.05	6			
$\Delta \log Y_t$	-3.20 ^c	2			
$(Lh_t + Ln_t)/K_{t-1}$	-3.16 ^c	1			
$(adjLh_t + Ln_t)/K_{t-1}$	-3.39 ^c	1			
$(Sh_t + Sn_t)/K_{t-1}$	-3.55 ^b	2			

Note: (1) The symbols c, b, and a denote rejection at the 10%, 5%, and 1% levels respectively.

Ln_t (capital gains of land for households and non-financial corporations), Sh_t and Sn_t (capital gains of stock for households and non-financial corporations), Ch_t (real final consumption expenditure of households), Yhd_t (national disposable income of households), I_e and I_r (equipment and residential investments in the private sector).

For the time-series used in the regression, $\Delta \log Ch_t$, $\Delta \log Yhd_t$, $\Delta \log ALh_t$, $\Delta \log adjALh_t$, $\Delta \log ASh_t$, I_r/K_{t-1} , Ln_dKe_t , $adjLn_dKe_t$, Sn_dKe_t , $\Delta \log Y_t$, $(Lh_t + Ln_t)/K_{t-1}$, $(adjLh_t + Ln_t)/K_{t-1}$, and $(Sh_t + Sn_t)/K_{t-1}$ are found to be stationary significantly at 1%, 5% or 10% level, while the unit root hypothesis is not rejected on RCh_t , $RYhd_t$, RLh_t , MQ_t , and CF_dKe_{t-1} . It is also found that, except for Sh_t , Sn_t , Ln_t and $adjLn_t$, most original macro data are not rejected against the unit root hypothesis.

Perron [1989] carried out tests of the unit root hypothesis with a break in the level or in

the slope of the trend function. In his pioneering study, Perron showed how standard tests of the unit root hypothesis against trend stationary alternatives cannot reject the unit root hypothesis if the true data generating mechanism is that of stationary fluctuations around a trend function which contains a one break. His tests rejected the unit root null hypothesis for most of the U.S. macro-economic data series with a break in the trend occurring at the Great Crash of 1929 or at the 1973 oil-price shock. Since the date of a possible break point in Perron [1989] is fixed a priori, which is not appropriate in many cases, it is desirable to have available tests in which the date of break is treated as endogenous. In this paper, two types of test procedures developed by Zivot and Andrews [1992], and Perron [1997] respectively, are utilized for our data to test the unit root null hypothesis, where the break is determined endogenously. The model used here allows changes both in the level and the slope of the trend function of the series. These test procedures for Zivot and Andrews [1992], and Perron [1997] are described in Appendix.

Table 2 presents the test results for the data series which are not rejected in the augmented Dickey-Fuller test. The unit root null hypothesis for I_e/K_{t-1} , CF_dKe_{t-1} , MQ_t , Yhd_t , I_e and Lh_t is rejected significantly by both of the two procedures, while for $\log(1+R)$, Ch_t and $adjLh_t$, it is rejected at the 10% level by Perron [1997]'s procedure. These results show that, for the variables which are not rejected in the standard test procedure, the statistics in the model with estimated structural break are all significant against the unit-root hypothesis at least with one test procedure, except for the real resi-

Table 2 Tests for Unit Root⁽¹⁾ with an Endogenous Break

Series	Test Procedures	$t_{a,0T}t_{a,1T}$	T_b	k
Time-series used in the estimation				
ie_t/Ke_{t-1}	Perron [1997]	-5.413 ^a	1975	3
	Zivot and Andrews [1992]	-5.519 ^a	1975	3
CF_t/Ke_{t-1}	Perron [1997]	-6.411 ^a	1980	3
	Zivot and Andrews [1992]	-6.388 ^a	1981	3
MQ_t	Perron [1997]	-5.537 ^a	1982	9
	Zivot and Andrews [1992]	-5.677 ^a	1982	9
$\log(1+R)$	Perron [1997]	-5.201 ^a	1988	6
	Zivot and Andrews [1992]	-4.870	1988	6
Original variables				
Ch_t	Perron [1997]	-4.685 ^b	1988	9
	Zivot and Andrews [1992]	-4.158	1995	6
Yhd_t	Perron [1997]	-4.539 ^b	1987	7
	Zivot and Andrews [1992]	-5.027 ^c	1988	7
la_t	Perron [1997]	-4.914 ^b	1988	11
	Zivot and Andrews [1992]	-5.289 ^b	1988	11
Ir_t	Perron [1997]	-3.700	1981	9
	Zivot and Andrews [1992]	-4.784	1985	9
Lh_t	Perron [1997]	-5.584 ^a	1987	12
	Zivot and Andrews [1992]	-5.708 ^c	1988	12
$adjLh_t$	Perron [1997]	-4.443 ^c	1991	14
	Zivot and Andrews [1992]	-4.560	1992	14

Note: (1) The symbols c, b, and a denote rejection at the 10%, 5%, and 1% levels respectively.

dential investment for the private sector (Ir_t). The date of break (T_b), estimated endogenously, indicates that the break for most data series occurs mostly between 1986 and 1989, implying that the bubble economy occurring in the period of 1986-1989 has a substantial influence on Japanese macroeconomic time series.

Most time series used in our study are not characterized by the presence of a unit root. They seem to be trend-stationary with or without break point. We de-trend these time series in our empirical analysis. For the time series with structural break, the detrend is based on the break point estimated by the two test procedures discussed above. Therefore, the following GMM estimation results are guaranteed for the regressions of the

consumption function and investment functions, since the variables in the GMM are assumed to be (strictly) stationary.

4.2 The Effects of Capital Gains or Losses on the Japanese Economy

4.2.1 Consumption Function

In this paper, Generalized Method of Moments (GMM) is applied in our estimation both for consumption and investment function. To deal with the endogeneity problem of capital gains or losses, we consider the lagged values of Ch , Yhd , Lh , Sh , Ln , Sn and Ie dated $t-2$, $t-3$ as instrumental variables, while in the case in which the LM test for second order autocorrelations of the residuals is implemented, the lagged values dated $t-3$ and $t-4$. And serial correlations in the

error term is assumed as MA (6).

Table 3 shows the GMM estimates for the Euler consumption equation (4). The first and second columns show the estimates of the elasticity of consumption growth with respect to $\Delta \log ALh_t$ and $\Delta \log adjALh_t$, which are measured as 0.089 and 0.086 respectively. There is little change for the elasticity estimates when we consider an adjustment to the variable of land capital gains and losses due to the land improvement investment. The coefficient of $\Delta \log ALh_t$ and $\Delta \log adjALh_t$ are positive and significant, implying the positive contributions of the changes in household capital gains of land to the increase in households consumption. The GMM estimate for the changes of capital gains and losses of stocks $\Delta \log ASh_t$ is presented in column 4. It is also significantly positive, and estimated as 0.027 with significant level at 1%. The sixth column of Table 3 presents the GMM estimate of $\Delta \log (adjALh_t + ASh_t)$, which is quite large in magnitude and highly significant.

To see the LM test results of the second order serial correlation of the residuals after the GMM estimation, we also implement the GMM estimation using the lagged variables with $t-3$ and $t-4$ as instrumental variables. In these cases, we lose one more observation compared with the estimation based on the lagged variables with $t-2$ and $t-3$. The results are presented in column 3 and 5. The estimates of elasticity of consumption growth with respect to $\Delta \log adjALh_t$ and $\Delta \log ASh_t$ are both significantly positive, and estimated as 0.077 and 0.034 respectively. The estimates do not show evident difference from the result shown in column 2 and 4. The p-values of the LM test for both the 1st and 2nd order

serial correlations of the residuals fail to reject the null hypothesis.

As expected, the estimations of the elasticity of intertemporal substitution, $1/\gamma$, perform as badly. These imply the difficulty of identifying the preference parameters even using the log-linear approximation version of the Euler equation, when the assumptions such as liquidity constraint are introduced. However, the poor performance in the estimation of the preference parameter does not affect the estimated results of the capital gains and losses. When the term of $1/\gamma$ is excluded, the estimated coefficients for $\Delta \log adjALh_t$ or $\Delta \log ASh_t$ show little difference from those in column 2 and 4.

Finally, we examine if there is any difference between the impacts of capital gains of land and stock on Japanese household consumption. The coefficients of capital gains of land and stocks, presented in the seventh column of Table 3, are positively significant, and estimated as 0.054 and 0.024 respectively. The result suggests that one percentage change of capital gains and losses in land will lead to 0.054 percentage change in household consumption growth, which is two times larger in magnitude than the elasticity of consumption growth with respect to the stock capital gains and losses.

By using a traditional consumption function specification, Horioka [1996] also reported significantly positive estimates for capital gains of the total households wealth in the period of 1955-1993. Our results based on the log-linear approximation version of the Euler consumption equation are quite coincident with the findings of Horioka [1996].

Table 3 GMM Estimates of the Households Consumption Function⁽¹⁾⁽²⁾

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Dependent Variable: $\log(C_t/C_{t-1})$									
$\log(ALh_{t-1}/ALh_{t-2})$	0.089 ^{ns} (3.69) ⁽³⁾								
$\log(adjALh_{t-1}/adjALh_{t-2})$		0.086 ^a (3.70)	0.077 ^a (3.46)	0.027 ^a (8.76)	0.034 ^a (5.36)	0.100 ^a (8.90)	0.054 ^a (3.87)	0.084 ^a (4.50)	0.029 ^a (7.54)
$\log(ASh_{t-1}/ASh_{t-2})$							0.024 ^a (10.71)		
$\log((ALh_{t-1})/(ALh_{t-2}))^{(6)}$									
$\log(1+R)$	0.152 ^c (1.92)	0.159 ^b (1.97)	0.027 (0.60)	0.139 (1.42)	0.025 (0.56)	0.114 ^a (1.34)	0.087 ^b (2.18)		
$\log(Y_t/Y_{t-1})$	0.748 ^a (6.30)	0.746 ^a (6.19)	0.682 ^a (7.36)	0.887 ^a (13.03)	0.785 ^a (7.31)	0.721 ^a (11.05)	0.769 ^a (12.39)	0.731 ^a (6.85)	0.881 ^a (13.85)
constant	0.004 (1.26)	0.004 (1.32)	0.002 (0.81)	0.000 (0.08)	0.001 (0.15)	0.007 ^a (4.43)	0.006 ^a (2.99)	0.001 ^b (1.97)	0.001 (0.44)
R ²	0.95	0.95	0.95	0.95	0.95	0.95	0.95	0.95	0.95
DW	1.71	1.72	1.69	1.27	1.17	1.49	1.42	1.71	1.38
LM test for 1st order ⁽⁶⁾	0.91	0.91	0.89	0.82	0.74	0.85	0.84	0.92	0.83
LM test for 2nd order									
Test for overidentifying restrictions	5.49 [0.85] ⁽⁷⁾	5.47 [0.86]	5.29 [0.89]	5.54 [0.85]	4.88 [0.90]	5.72 [0.93]	5.44 [0.91]	5.85 [0.88]	5.72 [0.89]

Note: (1) The instruments used for GMM are as follows, the lagged values of C_t , Y_{t-1} , Lh_t , Sh_t , Ln_t , Sn_t and I_t dated $t-2$, $t-3$ for 1st order test, and $t-3$ and $t-4$ for 2nd order test.
 (2) The error term is considered as in MA(6) process.
 (3) The symbols c , b , and a denote rejection at the 10%, 5%, and 1%
 (4) The values in () are t-statistics
 (5) ALh denotes $ALh + ASh$.
 (6) The p-value of the first and second order autocorrelations against the null hypothesis of noncorrelation.
 (7) The values in [] are p-value.

4.2.2 Corporate Investment Function

The estimated results for the plant and equipment investment function of the corporate sector are presented in Table 4-1. There are many empirical studies that estimate the Q-type investment function developed by Hayashi [1982] with Japanese firm level data. More recently, Sekine [1999] and Ogawa [2003] reported their estimation results of the Q-type investment function using a micro panel data or cross-section data during the 1980s and 1990s. In the former study, Tobin's average Q is utilized, and in the latter the marginal Q. Compared with these panel analyses, our GMM estimates for the marginal Q are quite robust and significantly positive against the null hypothesis, especially in the estimation for $adjLn/Ke$, while it is not the case for the coefficient estimates for the cash flow term.

Column 1 and 2 present the GMM estimates for Ln_{t-1}/Ke_{t-1} and $adjLn_{t-1}/Ke_{t-1}$. The former is a term for land capital gains and losses in non-financial corporations, and the latter, its adjusted values. Like the estimated results of the Euler consumption, there is little difference between the two estimates, which are estimated as 0.060 and 0.059 for the short run effect, and 0.156 and 0.159 for the long run effect. They are all statistically significant and positive. When the term of CF_t/Ke_{t-1} is not included in the estimation, the estimates of $adjLn_{t-1}/Ke_{t-1}$ is 0.084 for the short run effect (Column 3), which is slightly larger than those in Column 1 and 2, and 0.154 for the long run effect, which is quite similar to those in Column 1 and 2. The GMM estimates for the capital gains and losses of stocks for non-financial corporations, Sn_{t-1}/Ke_{t-1} , are provided in Column 5 and 6.

These estimates show significantly positive with the magnitude of the estimates both for the short and long run effect being slightly larger than those for $adjLn_{t-1}/Ke_{t-1}$. The results of total capital gains and losses, i.e., $(adjLn + Sn)_{t-1}/Ke_{t-1}$, are presented in column 8, which are also positive and statistically significant.

We also check the LM test for the second order serial correlation of the residuals. As shown in column 4 and 7, the null hypothesis is failed to reject both in the case of $adjLn_{t-1}/Ke_{t-1}$ and Sn_{t-1}/Ke_{t-1} while the estimated coefficients of the right hand terms show little different compared with those in column 3 and 6, even though one more observation lost due to the lagged variables dated $t-3$ and $t-4$.

Finally, we investigate if there is any difference in the impacts of capital gains and losses of land and stocks on investment behavior of the corporate sector. Column 9 and 10 present the GMM estimates for $adjLn_{t-1}/Ke_{t-1}$ and Sn_{t-1}/Ke_{t-1} with or without the term of CF/Ke in the regressions. The coefficients of the two terms are positively significant, and estimated as 0.061 and 0.045 respectively for the former, 0.120 and 0.097 for the latter. The impact of capital gains and losses in stocks seems much larger than that in land.

Our results imply that, much the same as the case of households consumption, the capital gains and losses of land and stock have a substantial impact on Japanese private business investment behavior across our sample period from 1955 to 2000.

To investigate the sensitivity of our findings to the choice of specifications for the equipment investment function, we also test-

Table 4-1 GMM Estimates of the Q-type Plant and Equipment Investment Function for the Private Sector⁽¹⁾⁽²⁾

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Dependent Variable: $I_e/K_{e,t-1}$										
Ln_{t-1}/Ke_{t-1}	0.060 ^{ab} (3.40) ⁽¹⁾								0.061 ^a (2.09)	0.045 ^b (2.45)
$adjLn_{t-1}/Ke_{t-1}$		0.059 ^a (3.14)	0.084 ^a (5.49)	0.076 ^a (4.23)					0.120 ^a (5.47)	0.097 ^a (4.97)
Sn_{t-1}/Ke_{t-1}					0.088 ^a (3.50)	0.131 ^a (4.48)	0.115 ^a (5.58)			
$(adjLn+Sn)_{t-1}/Ke_{t-1}$								0.060 ^a (5.80)		
$I_{e,t-1}/Ke_{t-1}$	0.616 ^a (6.38)	0.629 ^a (6.76)	0.430 ^a (4.54)	0.652 ^a (8.96)	0.700 ^a (8.21)	0.584 ^a (8.87)	0.701 ^a (13.69)	0.571 ^a (7.90)	0.413 ^a (3.78)	0.541 ^a (9.03)
MQ_t	0.008 ^a (2.18)	0.009 ^a (2.15)	0.006 ^a (2.16)	0.008 ^a (2.34)	0.005 ^a (1.17)	0.003 ^a (1.43)	0.005 ^a (2.09)	0.001 ^a (0.24)	-0.001 ^a (-0.28)	0.004 ^a (2.04)
$CF_t/K_{e,t-1}$	0.011 (0.16)	0.011 (0.16)		0.063 (0.92)				0.093 ^a (1.65)	0.124 ^a (2.62)	
constant	0.005 (1.19)	0.006 (1.36)	0.009 ^a (2.56)	0.002 (0.44)	0.005 (1.30)	0.006 (1.63)	0.001 (0.86)	0.003 (1.03)	-0.008 ^a (-3.19)	-0.007 ^a (-3.87)
The long-run effect of land, stock or total capital gains	0.156 ^a (2.12)	0.159 ^a (1.99)	0.154 ^a (3.76)	0.219 ^a (3.33)	0.293 ^a (2.50)	0.154 ^a (3.40)	0.385 ^a (4.90)	0.139 ^a (3.65)	0.104 ^a (2.46)	0.099 ^a (2.46)
The long-run effect of dummies or stock capital gains							-0.185 (-0.99)	0.067 (0.56)	0.205 ^a (4.20)	0.210 ^a (3.90)
R^2	0.86	0.86	0.59	0.59	0.86	0.59	0.59	0.86	0.59	0.59
DW	1.09	1.12	0.68	1.10	1.35	1.08	1.48	0.96	1.06	1.19
LM test for 1st order ⁽⁴⁾	0.66	0.66	0.55	0.69	0.76	0.69	0.80	0.68	0.69	0.69
LM test for 2nd order				0.97			0.98			
Test for overidentifying restrictions	5.22 [0.63] ⁽⁶⁾	5.20 [0.64]	5.70 [0.84]	4.65 [0.79]	4.74 [0.69]	5.91 [0.82]	5.62 [0.93]	4.78 [0.69]	6.14 [0.80]	5.54 [0.91]

Note: (1) The instruments used for GMM are as follows, the lagged values of Ch , Yhd , Lh , Sh , Ln and Sn dated $t-2$, $t-3$ for 1st order test, and $t-3$ and $t-4$ for 2nd order test.

(2) The error term is considered as in $MA(6)$ process.

(3) The symbols c, b, and a denote rejection at the 10%, 5%, and 1%.

(4) The values in () are t-statistics.

(5) The p-value of the first and second order autocorrelations against the null hypothesis of noncorrelation.

(6) The values in [] are p-value.

Table 4-2 GMM Estimates of the Accelerator-type Plant and Equipment Investment Function for the Private Sector⁽¹⁾⁽²⁾

	1	2	3	4
Dependent Variable: $I_e/K_{e,t-1}$				
Ln_{t-1}/Ke_{t-1}	0.038 ^b (2.15)			
$adjLn_{t-1}/Ke_{t-1}$		0.030 ^{ab} (1.72) ⁽¹⁾		
Sn_{t-1}/Ke_{t-1}			0.083 ^a (2.99)	
$(adjLn+Sn)_{t-1}/Ke_{t-1}$				0.038 ^b (2.47)
$I_{e,t-1}/Ke_{t-1}$	0.409 ^a (3.58)	0.413 ^a (3.75)	0.504 ^a (6.79)	0.463 ^a (4.29)
$\Delta \log Y_t$	0.294 ^b (2.04)	0.320 ^b (2.19)	0.265 ^a (3.06)	0.268 ^c (1.83)
$\Delta \log Y_{t-1}$	0.228 ^c (1.93)	0.235 ^b (2.05)	0.166 ^a (2.75)	0.156 (1.56)
constant	0.008 ^a (2.79)	0.009 ^a (3.75)	0.006 ^a (2.68)	0.006 ^a (2.37)
The long-run effect of capital gains	0.063 ^a (2.06)	0.052 ^c (1.70)	0.167 ^a (2.83)	0.070 ^a (2.48)
R^2	0.59	0.59	0.59	0.59
DW	0.56	0.56	0.87	0.66
LM test ⁽⁴⁾	0.53	0.52	0.65	0.59
Test for overidentifying restrictions	5.53 [0.80] ⁽⁶⁾	5.36 [0.80]	4.45 [0.88]	5.43 [0.80]

Note: (1) The instruments used for GMM are as follows, the lagged values of Ch , Yhd , Lh , Sh , Ln and Sn dated $t-2$, $t-3$.

(2) The error term is considered as in $MA(6)$ process.

(3) The symbols c, b, and a denote rejection at the 10%, 5%, and 1%.

(4) The values in () are t-statistics.

(5) The p-value of the first order autocorrelations against the null hypothesis of noncorrelation.

(6) The values in [] are p-value.

ed the accelerator model of the type as discussed in (6), regressing $I_e/K_{e,t-1}$ on capital gains of land or stocks. The estimated results are reported in Table 4-2.

The coefficients of $adjLn_{t-1}/Ke_{t-1}$ term remain conclusively positive and statistically significant, while the magnitude of the estimates both for the short and long run effects is a little bit smaller than those in Q-type investment function. Nearly, the same case holds for Sn_{t-1}/Ke_{t-1} . The coefficients of $(adjLn+Sn)_{t-1}/Ke_{t-1}$ term also remain conclusively positive and statistically significant.

Therefore, we can be reasonably confident to conclude that the findings in equipment investment function are not influenced by the choice of models, although the magnitude of estimates is somewhat different between the two models.

4.2.3 Residential Investment Function

Table 5 presents the estimates for the residential investment function. In contrast to those findings above from the regression of Euler consumption and equipment investment function, we cannot recognize any significant-

Table 5 GMM Estimates of the Residential Investment Function for the Private Sector⁽¹⁾⁽²⁾

	1	2	3	4	5
Dependent Variable: Ir_t/Kr_{t-1}					
Lhn_{t-1}/Kr_{t-1}	-0.011 ⁽³⁾ (-1.74) ⁽⁴⁾				
$adjLhn_{t-1}/Kr_{t-1}$ ⁽⁵⁾		-0.011 ^c (-1.74)			
Shn_{t-1}/Kr_{t-1}			0.006 ^b (2.18)		
$adjLh_{t-1}/Kr_{t-1}$				0.004 (0.80)	
$adjLn_{t-1}/Kr_{t-1}$					0.017 ^c (1.68)
Ir_{t-1}/Kr_{t-2}	0.897 ^a (9.80)	0.897 ^a (9.84)	0.897 ^a (48.97)	0.955 ^a (10.93)	0.983 ^a (10.41)
$\Delta \log Y_t$	0.463 ^a (3.88)	0.466 ^a (3.89)	0.425 ^a (8.68)	0.360 ^b (2.24)	0.301 ^b (2.06)
$\Delta \log Y_{t-1}$	0.071 (0.70)	0.072 (0.70)	-0.111 ^a (-5.69)	-0.130 ^a (-2.80)	-0.145 ^a (-3.19)
constant	0.011 ^c (1.74)	0.011 ^c (1.72)	-0.002 ^b (-2.33)	0.004 (0.80)	0.003 ^c (1.80)
The long-run effect of capital gains	-0.107 (-0.95)	-0.109 (-0.95)	0.058 ^c (1.83)	0.084 (0.39)	0.104 (0.17)
R^2	0.59	0.59	0.59	0.59	0.59
DW	1.22	1.22	1.94	1.76	1.57
LM test ⁽⁶⁾	0.85	0.73	0.99	0.94	0.88
Test for overidentifying restrictions	5.22 [0.63] ⁽⁷⁾	5.17 [0.64]	3.51 [0.94]	4.27 [0.75]	4.17 [0.76]

Note : (1) The instruments used for GMM are as follows, the lagged values of Ch , Yhd , Lh , Sh , Ln and Sn dated $t-2$, $t-3$.
 (2) The error term is considered as in $MA(4)$ process.
 (3) The symbols c, b, and a denote rejection at the 10%, 5%, and 1%
 (4) The values in () are t-statistics
 (5) $adjLhn$ denotes $adjLh+Ln$, and Shn , $Sh+Sn$.
 (6) The p-value of the first order autocorrelations against the null hypothesis of noncorrelation.
 (7) The values in [] are p-value.

ly positive effects of capital gains and losses of land owned by households and non-financial corporation, either with regard to the term Lh_{t-1}/Kr_{t-1} , or its adjusted value, $adjLhn_{t-1}/Kr_{t-1}$ on Ir_t/Kr_{t-1} . It is found, however, that the coefficient of the short run effect for the capital gains and losses of land owned by the non-financial corporations, i.e., $adjLn_{t-1}/Kr_{t-1}$ turns out positive, and significant, while it is not the case for the long run effect. For the capital gains and losses of the stocks of households and non-financial corpo-

rations, Shn_{t-1}/Kr_{t-1} , the estimates are positive and significant both for the short and long run effects, while the magnitude of the estimates is quite small compared with those in the equipment investment function.

5. Concluding Remarks and Directions for Further Research

5.1 Some Tentative Findings

In this paper we examined the effects of capital gains or losses of land and stocks on

the Japanese economy, especially, on its demand side through households consumption, equipment and residential investment activities of the private sector.

Our data for capital gains or losses are based on the Reconciliation Accounts in the Japanese National Accounts, and covers the period of 1955-2000. We utilize new procedures with an endogenously determined break to test the unit root hypothesis on our time-series data.

Main findings of our study can be stated as follows:

Capital gains of land and stocks generated from steady price increases have been enormous in Japan not only during the bubble years of the late 1980s but ever since the 1950s, as shown by their high ratios to the nominal GDP. However, after the bubble bursting in 1990-91, the Japanese economy has been beset with the huge capital losses due to sudden falls of asset prices.

For most of the macro time-series data, the null hypotheses of unit root are rejected using the test procedures with an endogenously determined break, while they had not been rejected in the standard unit root test procedures.

When the capital gains or losses variables are taken into account in the regression analysis of households consumption, private business investment and private residential investment in Japan, significantly positive coefficients are estimated in most cases for our sample period of 1955-2000. These results imply that the slowdown of the post-bubble Japanese economy is largely due to the negative impacts on demand components incurred from the large capital losses of the land and stocks. But, at the same time, they also sug-

gest that the superior growth performance of the Japanese economy since the 1960s up to the bubble burst in 1990 had been similarly but positively influenced by the still larger capital gains of the land and stocks.

Horioka [1996] reported that capital gains were responsible for 24.0 to 68.7% of the increase in Japanese consumption during the period of 1986-1990, and had a large depressing effect on the consumption during the period of 1990-1992. Since our analysis includes not only household consumption, but also business expenditure on plant, equipment and residential construction, and further, the model for consumption function is different from that used in Horioka [1996], in which the regression is based on life-cycle/permanent income framework, we can not compare directly our results with Horioka [1996].

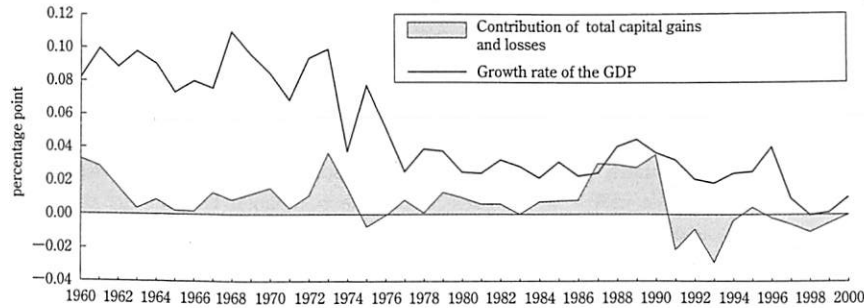
However, the estimated results presented in Table 3, 4 and 5 can provide us a wider basis for demonstrating the macro-impacts of capital gains and losses on Japanese economy. Our strategy of measuring the quantitative impacts is based on the basic GDP identity, from which we attempt to calculate the contributions to GDP growth rate of Japan caused from capital gains and losses in land and stocks¹⁰⁾. Since household consumption,

10) The basic GDP identity defined by expenditures on final products is as follows,

$$Y = C + I + G + (X - M)$$

where Y , C , I , G and $(X - M)$ refer to GDP, consumer expenditure, business expenditure on equipment, inventories and residential construction, total government purchases, and net exports. We consider ΔY , say $\Delta Y = Y(\text{observed values}) - Y_0(\text{capital gains of land and stocks} = 0)$, as the change caused by capital gains and losses. Therefore, the contributions of capital gains and losses to the GDP growth rate can be calculated as,

Figure 4 The Short-run GDP Contributions of Total Capital Gains and Losses



Ch , and investment of plant and equipment for private corporate sectors, I_e , make up over 70% of Japanese GDP at constant prices, we focus our analysis on the regression results of the household consumption equation (4) and business plant and equipment investment equation (5). The coefficient estimates used for our calculation are obtained from Column 7 of Table 3 and Column 10 of Table 4-1, through which we try to discriminate the difference between the contributions of the capital gains and losses of land and those of stocks.

First, we utilize the coefficients of the short run effects of capital gains and losses in the analysis¹¹⁾. The capital gains and losses of land and stocks contribute approximately 0.9 and 0.4 (or, 1.3 in total) percentage points

$$\frac{\Delta Y_t}{Y_{t-1}} = \frac{C_{t-1}}{Y_{t-1}} \frac{\Delta C_{t-1}}{C_{t-1}} + \frac{I_{t-1}}{Y_{t-1}} \frac{\Delta I_t}{I_{t-1}} + \dots$$

Here, we use the estimated coefficients and the actual values of capital gains and losses to compute $\Delta C/C$ and $\Delta I/I$, and to derive their quantitative impacts on Japanese economy during our sample period.

11) The short run contributions are calculated by using the coefficient estimates of $adjLn/Ke$ and Sn/Ke in Column 10, and the long run contributions are obtained from their long run effect estimates.

respectively to Japanese economic growth during the 1960s. During the 1970s, these are 0.6 and 0.4 respectively and responsible together for about 16% of the GDP growth rate in the same period. During the 1980s, the contributions of total capital gains and losses have risen to 1.6 percentage points, where the contribution of the land is 0.7 and of the stocks 0.9. This means that the contributions of the capital gains of land and stocks taken together to the growth rate of GDP have gone up to approximately 50%. Particularly during the 1987 to 1990 period, the capital gains of land and stocks taken together contribute 3.56 percentage points on average and account for over 89% of the growth rate of GDP in the so-called "bubble economy" period. Figure 4 demonstrates the GDP contributions of total capital gains and losses and the actual GDP growth rates.

By contrast, the effects of the capital gains of land and stocks on Japanese economy turn out negative after 1990. From 1992 to 2000, the capital losses of land contribute -0.4 percentage points to Japanese macro economic growth, while the capital losses of stocks do -0.3. Especially during the period of 1991-1993, just after the collapse of the bub-

ble economy, the capital losses of land and stocks contribute totally -1.9 percentage points on average, and are largely responsible for the dramatic slowdown of the growth of GDP from 4 percentage point in the late 1980s to 1.7 percentage point in the 1990s (See Figure 4).

When the long run effects are taken into consideration, the contributions of capital gains and losses of land and stocks respectively account for 1.2 and 0.6 percentage points during the 1960s, 0.9 and 0.7 during the 1970s, 1.2 and 1.8 during the 1980s, and -0.7 and -0.6 during the 1990s. The magnitudes of the long run contributions to the GDP growth rate are quite large compared with their short run effects indicating that considerable impacts of capital gains and losses of land and stocks have exerted on the growth process of the postwar Japanese economy.

5.2 Directions for Further Research

So far, this study has focused only on the direct link between the capital gains or losses of the assets and the GDP components, without regard to the mechanism through which the former affects the latter. In the case of households consumption, their link is direct and simple, in the sense that they affect only through the wealth effects of the household because at the macro level the capital gains or losses from land and stocks are supposed to comprise the major part of the yearly changes in the household wealth.

In the case of business investments, however, their link becomes much complicated. First of all, the capital gains or losses accrued to firms may affect directly their investment decisions by changing the position towards the risk premium of the investment

project. Secondly, they affect also the amount of bank loans available to firms because in Japan the land asset is often used as a collateral for bank lending, particularly, to small and medium sized firms. But this lending system which worked quite well as far as the capital gains could be expected from land and stocks, had run into deep trouble, seized with the huge amount of bad loans, when the asset prices started falling precipitously. As a result of this, the total amount of loans outstanding by all private banks has been declining until even today since the late 1990s at the annual rate around -5%. How to reduce the bank's burden from the bad loans (which still amounts to around 8% of total loans by all private banks in March, 2003) and to revive the bank's lending activity is of utmost importance for the genuine recovery of the Japanese economy. Therefore, in the further study on the impacts of capital gains or losses in Japan their direct link to the firm's investment decisions as well as the indirect ones through the bank's lending behavior need to be taken into consideration.

On the other hand, our paper added ad hoc the capital gains and losses into the aggregate Euler consumption equation. Recently, some papers attempted to introduce housing wealth in dynamic general equilibrium models with a representative agent. For example, Piazzesi et al. [2007], analyze the implication of housing and non-housing consumption with regard to the prices of financial assets. And Iacoviello [2004] use a general equilibrium model to derive an aggregate Euler equation containing house prices. It may be our further study how to derive an aggregate Euler equation containing capital gains and losses by using a general equilib-

rium model.

Lastly, in our GMM estimation of the log-linear approximation to the Euler equation, we have not considered the problem of the weak identification in the parameters in (4). In their recent paper, James et al. [2000] indicate that the empirical conclusions based on the procedures that are robust to the problem of weak identification are very different from those obtained by conventional GMM analysis. These differences underscore the importance of using the confidence sets which immune to weak identification. However, the tools for inference robust to weak identification developed by James et al. are quite complicated to interpret. Thus, how to develop a simple and reliable statistics to detect weak identification in the GMM estimation of the consumption Euler equation remains a challenge.

Appendix

A.1 Data

We base our analysis on the old version of SNA data, i.e., 63 SNA which cover longer time series than the current SNA, i.e., 93 SNA. Thus, the data used in the regressions for the consumption and investment functions cover the period 1955-2000, and are explained below.

Ch: Final Consumption Expenditure of Households at constant prices.

Yhd: National Disposable Income of Households (including Private Unincorporated Enterprises) at constant prices.

Ie: Gross Domestic Fixed Capital Formation of Plant and Equipment in the Private Sector at constant prices.

Ir: Gross Domestic Fixed Capital Formation of Dwellings in the Private Sector at constant prices.

Y: Gross Domestic Product (GDP) at constant prices.

Lh: real Reconciliation Accounts of Land for Households (including Private Unincorporated Enterprises).

Ln: real Reconciliation Accounts of Land for Non-financial Corporations.

Sh: real Reconciliation Accounts of Shares for Households (Including Private Unincorporated Enterprises).

Sn: real Reconciliation Accounts of Shares for Non-financial Corporations.

CF: real cash-flow, measured as the sum of Entrepreneurial Income of Non-financial Corporations and Consumption of Fixed Capital in the Private Sector both divided by the Deflator of GDP.

Ke: fixed capital stock of plant and equipment in the private sector, computed as follows,

$$Ke_t = Ie_t + (1 - \delta)Ke_{t-1}$$

where δ (= 0.0772) is the depreciation rate of the fixed capital obtained from Ogawa and Kitasaka [1998]'s physical depreciation rate for the Japanese manufacturing sector. The initial value of the fixed capital, Kp_{1954} , is constructed from the Non-financial Produced Assets divided by the Deflator of Gross Domestic Fixed Capital Formation for Private Plant and Equipment in 1954.

Kr: residential fixed capital stock for the private sector, computed in the same way as for *Ke* using 0.047 as the depreciation rate of residential fixed capital stock (also see Ogawa and Kitasaka

[1998]).

MQ: marginal *Q*, constructed as follows,

$$\text{marginal } Q = \frac{\text{marginal profit of capital/cost of capital}}{\text{deflator of fixed capital formation}}$$

where marginal profit of capital is computed as *Gross Domestic Product* minus *Compensation of Employees* both in the private sector, divided by Ke_{t-1} , and the *Deflator of Gross Domestic Fixed Capital Formation for Private Plant and Equipment* (see Abel and Blanchard [1986, pp.255-256]). Following Suzuki [2001], the cost of capital is computed by $(1 - \tau) \times \gamma + \delta$, where $\tau = 0.4$ is the corporate tax rate, γ , the average contracted interest rate on loans and discounts of domestically licensed banks obtained from Nikkei Economic Electronic Data System (NEEDS), and $\delta = 0.0772$, the physical depreciation rate for the Japanese manufacturing sector.

R: real government bonds yield to subscribers (10 years), which is obtained from NEEDS, and deflated by the *Deflator of GDP*.

All data described above in italics are readily accessible from the *Annual Report on National Accounts* (ARNA) published by Cabinet Office of Japanese Government. The real values for *L*, *S*, *Lh*, *Ln*, *Sh*, *Sn* are obtained from the market values divided by the deflator of GDP. *S*, *Sh* and *Sn* in the period of 1955-69, however, are only available in book values. Since the market values of *Capital Transactions* in shares for the nation, households and non-financial corporations are available for each year, we use the following adjustment method to measure

market values for *S*, *Sh* and *Sn* during the period of 1955-1970.

In this paper, the values in the *Reconciliation Accounts* are assumed to approximate those in the *Revaluation Accounts*. Therefore, the values in the *Closing Balance Sheet Account* (assets) for each year can be measured as follows,

$$B_t = Bc_t + (1 + g)B_{t-1} \quad (A1.1)$$

where B_t is an asset in the *Closing Balance Sheet Account*, Bc_t , the value of *Capital Transactions*, and $1 + g$, the ratio of the revalued value of B_t to its original value B_{t-1} . For the nation, households or non-financial corporations, B_{1970} of shares are based on market values, and readily available from ARNA. And for g , we consider the growth rates of Average Stock Price Index obtained from Tokyo Stock Market First Section. Thus, B_{t-1} for the previous years can be measured from B_t as follows,

$$B_{t-1} = B_t - Bc_{t-1} + g \quad (A1.2)$$

From B_t , B_{t-1} and Bc_t , we can measure the past values of B based on the *Reconciliation Accounts* for the period of 1955-69 for the nation, households and non-financial corporations. The values of *Reconciliation Accounts* for 1999 and 2000, which are not reported based on SNA 68, are also computed in the method discussed above.

adjLh and *adjLn*: The adjusted values of *Lh* and *Ln* are constructed as follows, The data for the land improvement investment during the period of 1970-2000 are obtained from the Japanese Annual Report on National Accounts (ARNA), in which, as one of the five categories of Gross Domestic Formation by Type of Capital Goods, the

current or constant value of land improvement investment is reported every year since 1970. And the data before 1970 is estimated by using the Japanese National Wealth Survey, which is published every five years between 1955 and 1970. By eliminating the land improvement investment from Lh and Ln , we can obtain the adjusted values, $adjLh$ and $adjLn$, for the capital gains or losses of households and non-financial corporations respectively. Note that, because the data for the land improvement investment cannot be distinguished between households and non-financial corporations, the deduction is the same for $adjLh$ and $adjLn$.

A.2 The Unit Root Test with an Endogenously Determined Break

In this paper, we use the procedures developed by Zivot and Andrews [1992], and Perron [1997] to test unit root for all the macro time series in our study. In these approaches, a break both in the level and the slope is allowed, and treated as endogenous, rather than known a priori. The unit-root null hypothesis is based on Model C in Perron [1989], that is,

$$y_t = \mu + \beta t + \delta DU_t + \theta D(T_b)_t + y_{t-1} + \epsilon_t \quad (A2.1)$$

where μ refers to the drift, T_b , the time of break, $DU_t = 1$ if $t > T_b$, 0 otherwise, $D(T_b)_t = 1$ if $t = T_b + 1$, 0 otherwise, and $A(L)\epsilon_t = B(L)v_t$ with $v_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$.

According to the testing strategy of Zivot and Andrew [1992], the null that the series $\{y_t\}$ is integrated without an exogenous structure break, can be written as,

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \epsilon_t \quad (A2.2)$$

With this null hypothesis, the regression equa-

tion used to test for a unit root (Equation 3' in Zivot and Andrews [1992]) is,

$$y_t = \pi + \beta t + \delta DU(\lambda)_t + \gamma DT(\lambda)_t^* + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + v_t$$

where $DT(\lambda)_t^* = t - T\lambda$ if $t > T\lambda$, 0 otherwise. A plausible estimation scheme is to choose the breakpoint that gives the least favorable result for the null (A2.2) using the standard t statistics, $t_a(\lambda)$, which depends on the location of the break fraction (or breakpoint) $\lambda = T_b/T$. That is, λ is chosen to minimize the one-sided t statistics for testing $\alpha = 1$, when small values of the statistics lead to rejection of the null. Let λ_{inf} denotes such a minimizing value. Then, reject the null of a unit root if

$$\inf_{\lambda \in A} t_a(\lambda) < x_{inf, \alpha} \quad (A2.3)$$

where $x_{inf, \alpha}$ denotes the size α left-tail critical value from the asymptotic distribution of $\inf_{\lambda \in A} t_a(\lambda)$, and A , a specified closed subset of $(0, 1)$. Zivot and Andrew [1992] provided the percentage points of the asymptotic distribution of $\inf_{\lambda \in A} t_a(\lambda)$ in their Table 4.

In Perron [1997], two methods to select T_b endogenously were proposed. The first is analogous to Zivot and Andrew [1992]'s approach, and the second is to choose T_b using the minimum of t_r , the t -statistics on the changes in the slope $DT(\lambda)_t^*$, or the maximum of its absolute value. We apply the latter of the two methods in our unit-root test. This testing strategy is to obtain $t_{a,r} = t_a(\lambda^*)$ where λ^* is,

$$\lambda^* = \operatorname{argmax}_{\lambda \in A} |t_r(\lambda)| \quad (A2.4)$$

where again different specifications about the choice of k will be analyzed. This procedure needs not any a priori assumption on the sign of the change in slope. Perron [1997]

provided the percentage points of the finite sample and asymptotic distributions of $t_{a,r}$ in his Table 1.

The unit root tests are implemented using TSP 4.5 (see the details for code in the web of *TSP International*).

References

Abel, A. B. and Blanchard, O. J. [1986], "The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment," *Econometrica*, No. 54, pp.249-273.

Arellano, Manuel and Stephen Bond [1991], "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, No. 58, pp.277-297.

Attanasio, Orazio P. [1999], "Consumption," In J. Taylor and M. Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics* Volume 1B, Amsterdam: Elsevier, pp.743-812.

Attanasio, Orazio P. and Low, Hamish [2000], "Estimation Euler Equations," NBER Technical Working Paper 253.

Attanasio, Orazio P. and Low, Hamish [2004], "Estimation Euler Equations," *Review of Economic Dynamics*, No. 7, pp.406-435.

Bayoumi, T. [1999], "The Morning After: Explaining the Slowdown in Japanese Growth in the 1990s," NBER Working Paper 7350.

Bandiera, O., Caprio, G. Jr., Honohan, P. and Schiantarelli, F. [2000], "Does Financial Reform Raise or Reduce Savings?" *Review of Economics and Statistics*, Vol. 82, No. 2, pp.239-263.

Blundell, R., Bond, S., Devereux, M. and Schiantarelli, F. [1992], "Investment and Tobin's q Evidence from Company Panel Data," *Journal of Econometrics*, No. 51, pp. 233-257.

Bond, Stephen, Elston, Julie, Mairesse, Jacques and Mulkay, Benoit [1997], "Financial Factors and Investment in Belgium, France,

Germany and the U: A Comparison Using Company Panel Data," NBER Working Paper 5900.

Campbell, John Y. [2003], "Consumption-Based Asset Pricing, in George M. Constantinides," In Milton Harris, and Rene M. Stulz, eds., *Handbook of the Economics of Finance*, Vol. 1B, Amsterdam: Elsevier, chapter 13, pp.801-885.

Campbell, John Y. and Mankiw, N. G. [1989], "Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence," In O. J. Blanchard and S. Fischer, eds., *NBER Macroeconomics Annual 1989*, MIT Press, Cambridge, MA, pp.185-216.

Campbell, John Y. and Mankiw, N. G. [1991], "The Response of Consumption to Income: A Cross-country Investigation," *European Economic Review*, No. 35, pp.715-721.

Carroll, C. D., Fuhrer, J. C. and Wilcox, D. W. [1994], "Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If so Why?," *American Economic Review*, 84, pp.1397-1408.

Cullen, J. B., Friedberg, L. and Wolfram, C. [2004], "Consumption and Changes in Home Energy Costs: How Prevalent is the "Heat or Eat" Decision," mimeo, University of California, San Diego.

Devereux, M. and Schiantarelli, F. [1990], "Investment, Financial Factors, and Cash Flow: Evidence from U.K. Panel Data," In R. G. Hubbard, ed., *Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment*, Chicago: University of Chicago Press, pp.279-306.

Fazzari, S. M., Hubbard, R. G. and Petersen, B. C. [1988], "Financing Constraints and Corporate Investment," *Brookings Paper on Economic Activity*, No. 1, pp.141-195.

Hall, Robert [1978], "Stochastic Implications of Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, 86(6), pp.971-987.

Hansen, L. P. and Singleton, K. J. [1983], "Stochastic Consumption, Risk Aversion and the

- Temporal Behavior of Asset Returns," *Journal of Political Economy*, 91, pp.249-265.
- Hayashi, F. [1982], "Tobin's Marginal Q and Average Q: A Neoclassical Interpretation," *Econometrica*, No. 50, pp.213-224.
- Hayashi, F. [1985], "The Permanent Income Hypothesis and Consumption Durability: Analysis Based on Japanese Panel Data," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100, pp. 1083-1113.
- Hayashi, F. and Inoue, T. [1991], "The Relation between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods," *Econometrica*, Vol. 59, pp. 731-753.
- Horioka, C. Y. [1995], "Kyapitaru Gein no Kakeishouhi, Chochiku ni Ataeru Eikyoku (Effects of Capital Gains on Households Consumption and Saving)," In Y. Honda, ed., *Nihon no Keiki (Japanese Business Cycle)*, Yuhikaku, Tokyo, pp.93-108.
- Horioka, C. Y. [1996], "Capital Gains in Japan: Their Magnitude and Impact on Consumption," *The Economic Journal*, Vol. 106, pp. 560-577.
- Hoshi, T. and Kashyap, A. K. [1990], "Evidence on Q and Investment for Japanese Firms," *Journal of Japanese and International Economies*, No. 4, pp.371-400.
- Hoshi, T. and Kashyap, A. K. [2000], "The Japanese Banking Crisis: Where Did It Come From and How It Will End?" In B. S. Bernanke and J. Rotemberg, eds., *NBER Macroeconomic Annual*, The MIT Press, pp. 129-201.
- Hoshi, T., Kashyap, A. K. and Scharfstein, D. [1991], "Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Group," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, pp.33-60.
- Iacoviello, Matteo [2004], "Consumption, House prices, and Collateral constraints: A Structural Econometric Analysis," *Journal of Housing Economics*, Vol. 13(4), pp.304-320.
- Ito, T. and Iwaisako, T. [1995], "Explaining Asset Bubbles in Japan," NBER Working Paper 5358.
- Iwamoto, Yasushi [1996], "Japan's Saving Rate Is Indeed Lower than Professor Hayashi Revealed," *Japan and the World Economy*, 8, pp.35-41.
- Jappelli, T., Pagano, M. [1989], "Aggregate consumption and capital market imperfections: an international comparison," *American Economic Review*, Vol. 79, No. 5, pp.1088-1105.
- Jorgenson, D. W. [1963], "Capital Theory and Investment Behavior," *American Economic Review*, No. 53, pp.247-259.
- Kioytaki, N. and West, K. D. [1996], "Business Fixed Investment and the Recent Business Cycle in Japan," NBER Working Paper 5546.
- Kwon, E. [1998], "Monetary Policy, Land Prices, and Collateral Effects on Economic Fluctuations: Evidence from Japan," *Journal of Japanese and International Economies*, No. 12, pp.175-203.
- Kuttner, K. and Posen, A. S. [2001], "The Great Recession: Lessons for Macroeconomic Policy from Japan," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, pp.93-185.
- Mikitani, R. and Posen, A. S. [2000], "Japan's Financial Crisis and Its Parallel to U.S. Experience," The Institute for International Economics, Washington, D.C.
- Mulligan, Casey B. [2004], "What Do Aggregate Consumption Euler Equations Say About the Capital Income Tax Burden?" NBER Working Paper 10262.
- Ogawa, K. [1990], "Cyclical Variations in Liquidity. Constrained Consumers: Evidence from Macro Data in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, No. 4, pp.173-193.
- Ogawa, K. [2003], *Daifukuyou no Keizaibunseki (Economic Analysis of "the Great Recession" in Japan)*, Nihon Kaizai Shinbun-sha, Tokyo.
- Ogawa, K. and Kitasaka, S. [1998], *Shisanshijou to Keikihendou (Asset Market and Business Cycle)*, Nihon Keizai Shinbun-sha, Tokyo.
- Ogawa, K. and Kitasaka, S. [2000], "Bank Lending in Japan: Its Determinants and Macroeconomic Implications," In T. Hoshi and H. Patrick, eds., *Crisis and Change in the Japanese Financial System*, Kluwer Academic Publisher, pp.59-81.
- Ogawa, K. and Suzuki, K. [1998], "Land Value and Corporate Investment: Evidence from Japanese Panel Data," *Journal of the Japanese and International Economies*, No. 12, pp.232-249.
- Ogawa, K. and Suzuki, K. [2000], "Demand for Bank Loans and Investment under Borrowing Constraints: A Panel Study of Japanese Firm Data," *Journal of the Japanese and International Economies*, No. 14, pp.1-21.
- Okina, K., Shirakawa, M. and Shiratsuka, S. [2001], "The Asset Price Bubble and Monetary Policy: Japan's Experience in the Late 1980's and the Lessons," *Monetary and Economic Studies*, Vol. 19, No. S-1 (Special Edition), pp.395-450.
- Perron, P. [1989], "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unite Root Hypothesis," *Econometrica*, Vol. 57, No. 6, pp.1361-1401.
- Perron, P. [1997], "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables," *Journal of Econometrics*, No. 80, pp. 355-385.
- Piazzesi, M., Schneider, M. and Tuzel, S. [2007], "Housing, Consumption, and Asset Pricing," *Journal of Financial Economics*, 83, pp.531-569.
- Sekine, T. [1999], "Firm Investment and Balance-Sheet Problems in Japan," IMF Working Paper WP/99/111.
- Woo, D. [1999], "In Search of "Capital Crunch": Supply Factors Behind the Credit Slowdown in Japan," IMF Working Paper WP/99/3.
- Zivot, E. and Andrews, D. W. K. [1992], "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3, pp.251-270.

薛進軍・荒山裕行・園田正編著

『中国の不平等』

日本評論社、2008年、237+xiii ページ、定価（本体3,000円+税）

駿河輝和（神戸大学）

近年の中国の経済発展は目覚しく、世界銀行によれば1990年から2002年の間に国際貧困線基準による貧困人口が約2億人減少している。こういった目覚ましい成果の一方で、中国の不平等は非常に大きく、将来国を揺るがしかねない社会問題となっているということが、よく言われまた報道されている。しかし、クズネツの逆U字仮説が正しければ、経済成長が一定点に達すれば所得不平等は改善へと向かうはずとも考えられる。中国は人口があまりにも巨大であることや、公式統計データの信憑性に疑問があることなどから、所得不平等の実態や深刻度はあまり明確でない状況である。こういった現状を踏まえて、現時点での入手可能なデータより、いくつかの視点から中国の不平等の実態に迫ったのがこの本であるといえるであろう。また、執筆メンバーが参加して「深圳家計調査2005」を実施し、それに基づく研究成果が本に盛り込まれている。本書は3部構成になっており、第1部は、「中国の所得格差」というタイトルで、中国の所得格差の実態と歴史的展開を、都市失業、市場経済化政策、地域経済格差、西部大開発と関連させて分析している。第2部は、「中国の不平等」であり、制度的あるいは政策的な要因と所得不平等の関係を見ている。都市と農村の分離、戸籍と移住、住宅格差、学歴格差、社会階級と階層化といった要因を分析対象としている。第3部は「深圳市のケーススタディ」であり、中国において最初に経済特区に認定され急速に経済成長を遂げた深圳を取り上げて、その所得不平等を分析している。

本書の特徴は次の点にあるだろう。

1. 政府公表のデータに加えて、その不備を補うために、中国社会科学院経済研究所（CASS）を中

心に実施された「中国家計調査」（CHIP: China Household Income Project）を全国の分析をするのに主に使用している。この調査は、1988年、1995年、2002年に全国調査を行い、1999年に都市調査を行っている。また、先述したように執筆者たちが実施した「深圳家計調査2005」の個票を利用した。加えて、第9章では、中国社会科学院人口労働経済研究所・台湾中央研究所が2004年に実施した「家庭動態および財産の世代間の流動に関する抽出調査」、第10章では、中国社会科学院が2006年に実施した「中国社会状況調査」が使用されている。政府公表データ以外のデータを使用している点に特徴がある。

2. 不平等尺度としては、主にジニ係数とタイル尺度を使用し、タイル尺度により要因分解を行っている。また、教育の収益率の計算により労働市場の発展水準を調べている。

3. 中国研究者を中心として、日本、イギリス、ドイツの研究者が執筆に加わる国際的なメンバーによる研究である。

第1部と第2部の得られた主な結果は次のようになっている。

第1章では、中国の全体的な所得不平等度を測ろうとしている。その結果は次のようなものである。都市と農村間所得格差は全国の格差に対して最も大きな説明力を持ち、次に農村内格差が来る。農村部でも都市部でも所得格差は拡大している。地域間格差は、近年多少改善しているが、依然格差は大きい。所得格差を表すジニ係数は、CHIPのデータを使用して計測すると2002年で0.46となる。この値は、フィリピン並みで、タイ、インドよりも大きい。またジニ係数は年々大きくなり、不平等度が高まる傾向を示している。クズネツの逆U字仮説が示すような不平等度の頭打ち傾向は今のところ見られない。

第2章は、最近になり増加してきた都市の失業と貧困に焦点を当てた分析である。CHIPのデータによれば都市貧困率（国家統計局の貧困基準）は年々上昇し、1999年には6.7%になっている。これに、都市部で働く農村からの出稼ぎ世帯を加えると都市貧困率は7.4%にのぼるとしている。都市失業は、「一時帰休」「若年層の失業」「早期退職」「登録失業」の4つに分けられ、「一時帰休」が50%近くを

占める。国有企業改革のリストラによる「一時帰休」が都市部での失業増大の主要因と指摘している。同時に一時帰休者の増大が都市貧困層の拡大の主要因であることも指摘している。

第3章は、「市場化改革と所得格差」であるが、第1章と同じように所得格差の全国的な動向を調べている。第1章であげられた以外の所得格差についての指摘は、まず教育水準による所得格差は拡大し続けているという点である。都市における教育の収益率が上昇し続けていることをあげている。もう1つは、独占部門・競争部門間の賃金格差の拡大の継続をあげている。中国の所得格差計測について、2つの問題点が指摘されてきた。1つは、都市家計には、農村家計に比べて実物手当てや社会保障が手厚く供給されている点である。もう1つは、都市と農村ではかかる生活費が異なり、農村の方が生活費が安くなる点である。筆者は2つの要因は互いに打ち消しあって、CHIPによる2002年のジニ係数0.46が真の所得格差を表しているのではないかと結論付けている。後半において、市場メカニズムと制度政策的要因に分けて、所得格差の拡大と縮小をもたらす要因、所得格差の拡大を生む要因を公平と不公平の視点から分類している。結論的には、所得格差拡大の原因は、市場化改革だけでなく、制度的な要因も原因であることを述べている。中国では、良い時系列データの入手が困難であるので、困難なことではあるかもしれないが、不平等度拡大の要因として市場要因と制度要因の貢献度の分析のようなものがほしいところである。

第4章は、「地域経済の発展と地域格差」である。この章での指摘によれば、2004年以降、地域格差の多少の縮小が見られ、また経済重心のこれも多少であるが北への移動している。ただし、省別の一人当たりGDPで分析した結果である。今後の地域格差への影響を持つ要因として3つのことをあげている。

1. 資源・エネルギー産業と重化学工業の発展。
2. サービス産業の発展。2005年の中国経済における、サービス業のGDP比率は39.9%で、先進国平均70%を大きく下回り、途上国の平均より低い。今後、サービス業の発展が期待できる。
3. 重化学工業以外の製造業の地域間移動。

第5章は、「西部大開発と地域間格差は正」であ

る。1999年末に西部大開発戦略を政府が示すが、その西部大開発の所得格差への影響を見ようとした章である。不平等の尺度の時系列的傾向から次のように結論付けている。西部大開発後も、東部、西部、中部、東北部の4大地域間の所得格差は拡大している。また西部地域内の所得格差も拡大した。西部地域内の都市住民の所得格差は縮小し続けているが、農村住民との格差は拡大傾向にある。西部大開発の格差拡大要因として、公共投資が地域住民所得の増加に結びつかない、技術、人材、市場などの制約が多いこと、民間経済発展の遅れなどを指摘している。しかし、西部大開発が行われなければ、地域間格差はもっと拡大していた可能性もあり、これも困難な課題ではあるが、より詳細な西部大開発の影響分析が望まれる。

第6章は、「都市・農村の分離と不平等」であり、執筆者の深い考察を感じさせる最も読み応えのある章である。著者は、中国経済の市場経済化が進展しているにもかかわらず、生産要素収益の地域格差や所得格差があるのは、農村労働力の都市への移動が依然制限されているからだと思つて述べている。一貫した都市偏向政策には、政府の自己利益が最終的には政権を維持することにあると考えて、現状の変化が都市・農村分離を解消するのかどうかということを考えている。政治的側面から見れば、農村の政治的プレゼンスは低く解消への力は弱い。農村労働力の都市への移動は、出稼ぎ労働者、都市雇用主、送り出し地の政府には促進するインセンティブがあるが、都市政府には、都市世帯の権益を守るため制限をするインセンティブがあると分析する。出稼ぎ労働者の賃金上昇を理由にルイス流の転換点に近づいているという主張があるが、著者は労働力移動の制限がもたらした一時的な賃金上昇と結論付けている。中国の都市部門と農村部門の関係を説明するには、ルイスモデル、欽状価格差モデル、都市変更モデル、国家優先モデル単独では不十分で4つのモデルを結合した包括モデルが必要であると結論付ける。

第7章は、「雇用差別と所得不平等」で、「深圳家計調査2005」を使用して、戸籍による雇用差別の問題を取り扱っている。深圳戸籍所有者は、国有企業や政府機関に雇用される比率が高く、職種構成で見ても、非深圳戸籍で農村戸籍の者の職種は不利にな

っている。戸籍間の所得格差も大きい。収入関数の推定により、深圳戸籍は収入にプラス、農村戸籍はマイナスの影響を与えている。共産党員であることも収入にプラスの影響を与えていた。

第8章のタイトルは、「住宅格差と所得不平等」であり、1999年のCHIP都市調査を使用して都市における住宅状況を調べている。都市戸籍世帯だけでなく、比較的安定した職業と住所を持つ移住者世帯も対象に入っているところにこの研究の価値がある。移住者世帯の世帯人数は少なく、一人当たり所得は都市戸籍世帯より高いものの、一人当たり住居水準は都市戸籍世帯よりはるかに低い。ほとんどの都市で、住居格差が所得格差を上回っていた。

第9章「学歴の差と所得不平等」は、中国社会科学院・台湾中央研究所の実施した2004年「家庭の動態および財産の世代間の流動性に関する抽出調査」により浙江省、上海市、福建省の3地域のデータを使用して、教育の収益率を主に計測して分析している。労働市場の分断を考慮すると、教育の収益率は4.3%となっており、国際基準から行くと相当低い水準である。ただし高卒以上の追加した1年間の教育収益率は8.9%にのぼる。分位点回帰による推定では、高所得者ほど教育の収益率は高く、低所得者ほど教育の収益率は低くなっており、高所得者と低所得者の格差の拡大を指示する結果となっている。

第10章「社会の階級・階層化と不平等」は、中国社会科学院「2006年中国社会状況調査」のデータにより、13の階級に分類している。階級ごとに教育の収益率を計算して、高い階級ほど収益率が高いことを示した。最も高い雇用主階級の収益率は6.9%、最も低い農民階級は3.2%であった。家庭の背景が所得に与える影響を見たところ、父親の身分は影響を与えていなかったが、父親の教育レベルは有意に影響を与えていた。

第3部は深圳のケーススタディを「深圳家計調査2005」を中心に検討されており、めばしい結果をまとめて挙げておくと以下ようになる。深圳の教育の収益率は10%程度で、中国全体の計測よりかなり高い。大学卒の短大卒に対する収益率は23.1%でこれもかなり高い。深圳市のジニ係数は0.56であり、他の都市に比べて不平等度が高い。また社会保障制度が非常に不備であることについての指摘がなされ

ている。深圳市の人々は、「所得格差は増えている」(70.5%)と感じており、「この都市は不平等」(76.6%)と感じている人が多いが、自分を「中流である」と思っている人が多く(72%)、「将来生活は改善する」と思っている人が69%にのぼり、所得格差を肯定的に捉えている人がほとんどである。したがって、現在の不平等はまだ許容範囲にある。

挙げるるとすれば、本書の問題点は次のような点である。

1. 各章が独立に書かれているために、説明がダブって読みづらい。中国の都市と農村などいくつかの側面の経済格差の説明が何度か出てきて、むしろ混乱を招く可能性がある。ジニ係数、タイル尺度、教育の収益率の説明も同様に何度も出てきて、読みづらい。どこか一箇所でまとめた方が良かっただろう。
2. 各章に各々の見解があるが、全体として、現時点での所得格差に関する現状と見解をまとめてほしかった。
3. 市場経済改革や制度要因がどのように所得格差をもたらしているのか、西部大開発が所得格差にどう影響しているのかなどの要因分析が時系列データの課題もあり、不十分であるとの印象がある。今後に期待したい。
4. 戸籍の所得格差への影響を数量分析において行っているが、具体的に戸籍を使ってどのように移動制限や雇用差別を行っているかという点について、不明瞭な印象がぬぐえない。この点についても、今後より明確にしてほしい。

【書評】

鳥飼行博著

『地域コミュニティの環境経済学』

—— 開発途上国の草の根民話論と持続可能な開発』

多賀出版、2007年、405+ixページ、定価(本体6,200円+税)

荻田雅弘(中央大学)

著者は、これまで『開発と環境の経済学』(1998年)、『社会開発と環境保全』(2002年)をはじめ多くの環境と開発に関する著作を上梓し、とりわけマクロ、ミクロのデータ分析と併せて各地域における実証的分析を通じて、その課題と政策的提言を多く論じてこられた。著者の、現実をして語らしめるといって一貫した実証的研究姿勢に、従前より着目してきた評者からみて、今回の新著に対する書評機会を与えられたことは光栄である。

開発と環境のトレードオフ、あるいは環境クズネッツ曲線からすれば、成長の一定期間、開発のために環境が一定程度悪化することは回避できないといった問題が、これまで理論的実証的な側面から多くの分析や研究を鼓舞してきた。開発と成長の必要性が、一方で人口とそれを厚生面で支える医療・福祉問題、他方で所得格差や資源格差がもたらす貧困問題の克服手段として主張されるのに加えて、開発の影で生じる自然環境の保全や廃棄物の処理問題などが生じ、多くの開発途上国は両者の相克に喘いでいるのが現状である。

環境と開発を分析することを主眼とした本著の分析視座も、このように考えてくると、人口、格差、環境といった広範なものにならざるを得ない。その上で、これら問題に対峙するための政策論的な展開がなされていく。広範な政策目標に対しては、対応する仔細な政策パッケージが論じられる必要があることは言うまでもない。この点に関して本書では、「コミュニティ」や「管理」あるいは「草の根」といったキーワードが並ぶ。

評者は別のところで、環境財をコモンプールとして把握し、経済的インセンティブによる管理・運営

手段のほかに、Ostrom氏らの主張するようなルールによる管理・運営手段の道があり、その場合には、コミュニティが主導的役割を演じながらも、政府との協働のなかで地域の持続的な開発と環境保全を両立させる方途が存在しうることを論じたことがある。コミュニティや管理など共通のキーワードを含む本書が、個人的な興味を深化させたことは言うまでもないが、著者が、様々な課題に対してどのような具体的な解決方向を示唆してくれるのかについても興味をもって読了することができた。

以下、本書の梗概を述べた上で、このような問題意識の理論的アプローチの検証と、その実際の政策手段や方法についての評価を論じたい。

まず、本書を概観しよう。本書の標題と副題からは、先に言及したように、地域、コミュニティ、草の根や持続可能な開発、といった基本視座が看取できる。本書の包括的な姿勢は、第1章「開発と環境」で論じられている。貧困や開発に起因する環境悪化の抑制という一般的な視点と併せて、貧困(低所得)がもつ低次元環境負荷の仕組み(これを筆者は意図せざる環境保全と名づけている)を維持する必要性を論じている。この部分は、本書のある意味根幹を成す論点であるので、詳細に論じておこう。貧困の意図せざる環境保全とは、単に労働集約(資源節約)的技術といった技術的側面のみではなく、資源節約や地域コミュニティあるいはコモンズの適正管理といった制度的側面を含んでいる。残念ながら、制度的側面については一覽表に表記されているにとどまっており、記述上の論理を取って付加すれば、資源を有効に活用する知識や技術は、たとえ貧困の故であるとしても、それを共同体で支える知恵や工夫の持続可能性の分析は、制度論的研究によってなされるというものではないかと、評者には推察される。

第2章「開発戦略とその問題点」では、農業や工業での雇用の現況が示されている。とりわけ工業化の問題点として、対外依存や地域経済の不振、労働基本権にかかわる労働問題など様々な課題が論じられ、内需重視、労働者優先、自国資本の優遇、そのための、社会インフラ整備、雇用者能力の育成が提言されている。なかでも「草の根民話」(つまり、開発の担い手としての地域の個人経営体の育成)を

促進させざるべきであるとするアイデアは興味深い。先に言及したコンプレックスのアプローチに通じるものがあり、その実践的提言として総合的な分析になっている。

第3章「人口増加と少子高齢化」では、出生率の格差はあるものの、少子高齢化は世界的傾向であることが指摘され、経済や社会保障問題への影響が論じられている。出生率の回復の実現性よりも持続可能な発展へのマイナス面が強調されており、豊かさ、社会保障負担、労働力維持などの点で疑問が提示され、環境負荷面でも人口圧力の減少がもたらすプラス面が強調されている。この流れにそって第4章「人口・環境・ジェンダー」があり、少子化のメリットがさらに詳細に論じられている。加えて、ジェンダー平等化が、社会進出、高学歴化などを通じて持続可能な開発に寄与する面が強調されている。少子化のもたらす社会厚生上のメリットが幾つかの実証を通じて断片的に示されているために、必ずしも理論的なアプローチや先行研究に関して十分な精査が行われているわけではないが、一考すべき論点であると考えられる。

つづく以下の章は、各論的な意味で各主題にそった分析が続けられている。

まず、第5章「国内の地域格差」では、とくにフィリピン・インドネシアの地域格差などが詳細にデータで実証される。とくに、都市部のインフォーマル部門をポジティブにとらえ、その草の根民活を生かして、低生産性・低賃金、児童労働、無営業権、不衛生な住環境といった課題を解決すべきであるとしている。単純労働や縁辺的労働の問題については、最低賃金制度や福祉政策など課題も多いと考えられ、さらに、個人営業の許可と推進などによる積極的な自営業主の育成といった施策の必要性について、さらなる分析が求められる。

第6章では、「タイの地域コミュニティ」が包括的に分析され、農業、家内工業が論じられたうえで、再び、地域コミュニティ論としてコンプレックスアプローチが展開され、本書の一貫した論点でもある草の根の雇用基盤、生産管理などの側面が論じられている。具体的な資金面での制度作りやワークシェアや交易へ向けた展開についてはよいが、政府の役割をどのように考えればよいのかといった疑問は残る。

第7章「地域コミュニティの再生可能エネルギー」では、貧困解消や格差是正の観点から地域におけるエネルギー開発のあり方を論じ、特に、再生可能エネルギー（バイオマス）の重要性が語られる。エネルギーと環境問題—地球温暖化を中心に包括的な記述がなされており、反面、幾分地域コミュニティとしての再生可能エネルギー導入の具体的な実証分析が少ないように感じられる。

第8章「熱帯林減少とその適正管理」では、熱帯林の減少の原因を指摘した上で、規制、輸出代替、森林認証制度、植林、アグロフォレストリーなどの項目でその内容の紹介と効果を分析し、環境援助の資金制度の提言を行なっている。ここでも、財産権の設定、村落開発金融の拡充、個人経営体の参加など、地域コミュニティの重要性が論じられており、論旨の首尾一貫性が際立っている。

最後の第9章「廃棄物輸出とリサイクル」では、日本とアジアのゴミ輸出が取り上げられ、バーゼル法関連でのゴミの不法取引問題のほかに、鉄屑やプラスチック再生資源の輸出問題、フィリピンにおけるリサイクル問題が論じられている。マクロ的な視点から、アジア全体の資源循環の可能性が論じられ、包括的かつ合理的なリサイクルの実態把握の必要性と廃棄物管理体制の拡充、処理における労働者の安全衛生面の保全などが主張されている。携帯電話のリサイクル義務化などの各国の傾向と全体としての循環型アジアの形成に向けた取組みが論じられている。

以上、極めて高所大所から本書を概観した。理論分析から実証分析によって、幾分小さな論点を精査していく方法になれた論者にとっては、そのデータ分析と論旨の展開に関して統計学的な分析が幾分少ないように感じられる。とはいえ、400ページに及ぶ大著にふさわしい内容の豊富さと、コミュニティの管理・運営による環境と開発問題を考えた一貫した主張によって、本書がこの分野を学ぶものにとって必須の参考文献になったことは疑い得ない。環境分野に参画するあらゆる研究者、実践者、政策立案者のコミュニティにとって、本書が果たすべき役割は大きい。

原稿の応募

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

投稿論文は未発表のものに限ります。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ください。レフェリーには表紙を送付せず、第1ページ以後のみ送付致します。執筆要領は学会のホームページ <http://www.sco.bil.ac.jp/jepa/index.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。

〒657-8501
神戸市灘区六甲台町2-1
神戸大学大学院国際協力科
駿河輝和 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 atorii@ynu.ac.jp へてに添付ファイルでお送り下さい。ファイルのプロパティ等に作成者の氏名等が残らないようにご注意ください。投稿いただきました論文が編集委員会によって採択された場合、別掲の最終論文提出要領にしたがって印刷指示を書き込んだハードコピーの提出を改めてお願いします。なお、掲載された論文については、著者負担で別刷りを作成します。

投稿規程

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

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

※投稿についてのお問い合わせは
駿河輝和
suruga@kobe-u.ac.jp
までお願いします。

経済政策ジャーナル
第6巻第1号 (通巻第61号)

2009年3月15日	第1刷発行
編者	日本経済政策学会
発行者	松本保英
発行所	東京 島根宿区 日本経済政策学会 早稲田大学内
発売所	東京都文京区 株式会社 勁草書房 水道2-1-1 2社
TEL	00150-2-175253・電話(03)3814-6861

薄丁本・乱丁本はお取り替えします 三協製本印刷・中本製本
紙質で本書の全容又は一部の複製・複製を禁じます。 Printed in Japan

ISBN978-4-326-54902-3
<http://www.keisoshobo.co.jp>