

ISBN978-4-326-54916-0  
C3333 ¥2800E

定価(本体2,800円+税)



9784326549160

勁草書房



1923333028000

*Journal of Economic Policy Studies*  
Vol.13, No.1・2

## CONTENTS

- Articles*
- Analyzing the Proportion of Employees Returning to Work after Taking Childcare Leaves Mayumi NISHIMOTO
  - A Study on the Maintenances and Intergenerational Burden of the Public Long-term Care System: Focusing on the Imposition of the Environmental Tax Takehiro ITO, Kazumitsu SAKO
  - Estimation of SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> Emissions in China: Environmental Kuznets Curve in Thermal Power Generation Masayuki SHIMIZU
  - Econometric Study on Population of Local Governments and Government Spending Shuichi OKADA, Tomoko KINUGASA, Mitsuji YAMAGUCHI
  - The Competition Policy in the IT Industry Is Considered from the Microsoft Case Yuya HASEGAWA
  - Identity Economics and Housework Behavior of Wives of Dual-Earner Couples: Empirical Analysis Using JPSC 2000-2008 Panel Data Jun ANDO
  - A Proposal of Evaluation of Housing Using Hedonic Approach and Disclosure of Information Keiko Nosse HIRONO
  - Study of Incentive System to Solve Surplus Power Problem Shin-ichi HANADA, Hiroshi OHASHI, Takao SHINJI, Yosuke WATABE, Kentaro SUZAWA
  - Socio-Economic Status, Physical Functions and Mental Health of Older Adults in Japan Ai NAKANO
  - Representation of Labor within the Policy Proposals of White-collar Exemption in Contemporary Japan Hiroshi ISHIWATA
  - In Economic Growth and Employment Ratio of Formal to Informal Labors Suchin KIKUMOTO
  - Regional Differences in Female Labor Supply: Evidence from an Analysis of Work Hours Akiko SAKANISHI
  - The Role of University as Information Sources on Innovation Kohei NISHIKAWA, Daisuke KANAMA
  - Measuring the Efficiency of Police: Does Disclosure Matter? Reina AKAMATSU
  - Legal Issues of Withdrawals from the Euro Area and from the EU Hiromasa KUBO
  - Foreign Direct Investment in the Automotive Industry in Poland: Possibility of 'De-lock' from the Path Dependence Taku OKAZAKI
  - Competition Situation of Petrochemical Industry Koki ARAI
  - Quantifying Sentiment That Reflects Japanese Economy and Predictability of Stock Prices Hiroshi ISHIJIMA, Takuro KAZUMI, Akira MAEDA
  - What Can We Learn from the EU Energy Policy? Implications for Japanese Electricity Market Kentaro AKIYAMA
  - Effect of Public Investment in Dynamic Stochastic General Equilibrium Model with Labor Market Friction and Production Externality of Public Capital Kazuki HIRAGA
  - A Comparative Study of Regional Innovation System Run DUAN
  - Factor Analysis of the Revenue and Expenditure Structure of the Sewage Services Shigeo SUDA
  - An Economic Analysis of Trade in Counterfeit Foods: A Case Study by Field Research in Southeast Asian Countries Koji DOMON
  - Contemporary Economic Policy Studies and Social Justice Kohei KOMAMURA
  - Income Inequality and Economic Growth
- Special Reports*

Edited and Published by  
the Japan Economic Policy Association

# 経済政策ジャーナル

*Journal of Economic Policy Studies*

2016

第13巻 第1・2号

(通巻 第75・76号)

## 研究論文

育児休業取得後の復職率に関する分析

西本真弓

公的介護制度の維持および世代間の負担に関する一考察  
——新たな財源としての環境税の導入を中心に——

伊藤健宏・迫一光

Estimation of SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> Emissions in China: Environmental Kuznets Curve in Thermal Power Generation

Masayuki SHIMIZU

市町村の人口と財政支出に関する計量的考察

岡田修一・衣笠智子・山口三十四

## 学会特集

マイクロソフト社の事例からソフトウェア産業の競争政策を考える

長谷川雄哉

アイデンティティ経済学と共稼ぎ夫婦の妻の家事労働行動

安藤潤

——JPSC2000-2008パネルデータを用いた実証分析——

ヘドニック価格関数による住宅の評価と情報の開示の提案

廣野桂子

余剰電力問題に対応するインセンティブ制度の研究

花田真一・大橋弘・進士益夫・渡部洋介・須澤健太郎

Socio-Economic Status, Physical Functions and Mental Health of Older Adults in Japan

中野あい

高度プロフェッショナル制度の労働者像

石綿寛

——Albert O. HirschmanのExitおよびVoiceの視点から——

経済成長とフォーマル・インフォーマル就業者の雇用比率

菊本斯琴

女性の就業状況の地域差についての考察

坂西明子

——就業時間の分析を中心に——

イノベーションの知識源としての大学の役割

西川浩平・金間大介

警察サービスの効率性とその要因に関する実証分析

赤松礼奈

ユーロ圏離脱及びEU脱退の法的課題

久保広正

体制移行後のポーランド自動車産業における外国直接投資

岡崎拓

——脱経路の可能性について——

石油化学会産業の競争状況

荒井弘毅

日本経済を映すセンチメントの計量化と株価予測性

石島博・數見拓朗・前田章

EUのエネルギー政策から学ぶ日本の電力システム改革への示唆

秋山健太郎

——中立・公平な電力システムを目指して——

失業を含む動学的確率的一般均衡モデルにおける生産力効果を持つ公共投資の効果

平賀一希

地域イノベーション・システムの比較研究

段潤

——広島県と福岡県の例により——

下水道事業の収支構造の要因分析

須田茂夫

模倣品取引の経済分析

土門晃二

——東南アジアにおけるフィールドワークによるケース・スタディ——

## 現代の経済政策学と社会的公正

駒村康平

所得格差が経済・社会にもたらす影響

大会記事

発行 日本経済政策学会 発売 勁草書房

## Aims and Scope of the Journal:

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

## Instructions to Authors:

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

<http://jeps.jp>

## 編集委員会 (Editorial Board)

### 編集委員長 (Chief Managing Editor)

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

### 編集運営委員 (Managing Editors)

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

### 編集顧問 (Honorary Board)

新野 幸次郎 横山 彰  
Kojoji Niino Akira Yokoyama  
藤井 隆 丸谷 治史  
Takashi Fujii Reishi Maruya  
野尻 武敏 松本 保美  
Taketoshi Nojiri Yasumi Matsumoto  
植草 益 荒山 裕行  
Masa Uekusa Yukio Arayama  
横井 弘美

### 編集委員 (Editors)

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

経済政策ジャーナル第13巻第1・2号 (通巻第75・76号)

## 目 次

### 【研究論文】

育児休業取得後の復職率に関する分析	西本真弓… 3
公的介護制度の維持および世代間の負担に関する一考察	伊藤健宏・迫 一光… 20
——新たな財源としての環境税の導入を中心とする——	
Estimation of SO <sub>x</sub> , NO <sub>x</sub> , and CO <sub>2</sub> Emissions in China: Environmental Kuznets Curve in Thermal Power Generation	Masayuki SHIMIZU… 36
市町村の人口と財政支出に関する計量的考察	岡田修一・衣笠智子・山口三十四… 54
マイクロソフト社の事例からソフトウェア産業の競争政策を考える	長谷川雄哉… 73
アイデンティティ経済学と共稼ぎ夫婦の妻の家事労働行動	安藤 潤… 77
——JPSC2000-2008 パネルデータを用いた実証分析——	
ヘドニック価格関数による住宅の評価と情報の開示の提案	廣野桂子… 81
余剰電力問題に対応するインセンティブ制度の研究	
——花田真一・大橋 弘・進士誉夫・渡部洋介・須澤健太郎… 85	
Socio-Economic Status, Physical Functions and Mental Health of Older Adults in Japan	中野あい… 89
高度プロフェッショナル制度の労働者像	石綿 寛… 93
——Albert O. Hirschman の Exit および Voice の視点から——	
経済成長とフォーマル・インフォーマル就業者の雇用比率	菊本斯琴… 97
女性の就業状況の地域差についての考察	坂西明子… 101
——就業時間の分析を中心に——	
イノベーションの知識源としての大学の役割	西川浩平・金間大介… 105
警察サービスの効率性とその要因に関する実証分析	赤松礼奈… 109
ユーロ圏離脱及びEU脱退の法的課題	久保広正… 113
体制移行後のボーランド自動車産業における外国直接投資	岡崎 拓… 117
——脱経路の可能性について——	
石油化学産業の競争状況	荒井弘毅… 121
日本経済を映すセンチメントの計量化と株価予測性	石島 博・數見拓朗・前田 章… 125
EUのエネルギー政策から学ぶ日本の電力システム改革への示唆	秋山健太郎… 129
——中立・公平な電力システムを目指して——	
失業を含む動学的確率的一般均衡モデルにおける生産力効果を持つ公共投資の効果	平賀一希… 133
地域イノベーション・システムの比較研究	段 潤… 137
——広島県と福岡県の例により——	
下水道事業の収支構造の要因分析	須田茂夫… 141
模倣食品取引の経済分析	土門晃二… 145
——東南アジアにおけるフィールドワークによるケース・スタディ——	

【共通論題：現代の経済政策学と社会的公正】	
所得格差が経済・社会にもたらす影響	駒村康平…149
大会記事	…156

【研究論文】

育児休業取得後の復職率に関する分析

Analyzing the Proportion of Employees Returning to Work after Taking Childcare Leaves

西本真弓（阪南大学経済学部）

Mayumi NISHIMOTO, Faculty of Economics, Hannan University

要約

本稿では、継続就業を希望して育児休業を取得したが、職場復帰せずに辞めていく女性労働者がいることに着目し、育児休業取得後の復職率の分析を行う。予定通り職場復帰を果たせる労働者が多い企業の職場環境や導入している育児支援策を明確にし、休業取得後にスムーズに職場復帰するための制度や政策を探ることが本稿の目的である。さらに職場復帰に有効な制度や政策を踏まえた上で、今後の制度拡充の方向性についても言及する。

Abstract

This study presents positive analysis of the proportion workers returning to their job after completing their leaves taken for childcare. The impetus for this study is the noticeable trend among many female workers who take childcare leaves with the intention of returning to their jobs, but actually end up quitting and never re-entering the workforce. This study aims to elucidate the working environment and childcare support measures introduced in companies that have high proportion of employees returning to work after taking childcare leaves.

キーワード：育児休業、職場復帰、短時間勤務制度、子の看護休暇制度

Keywords: Childcare Leaves, Return to Work, Short Working Hour System, Nursing Leave System of Child

JEL 区分：J13

## 1. はじめに

少子高齢化が進むわが国において、労働市場への女性の進出はますます期待されるところであります。それゆえに育児休業制度をはじめとして、出産、育児と就業の両立可能性を高める制度や政策が推し進められてきました。1992年に育児休業法（現在は育児・介護休業法と呼ばれる）<sup>1)</sup>が実施され、育児休業制度が導入されてから、これまで数回の法改正が行われた。現行<sup>2)</sup>では、育児休業は子が1歳に達するまでの間<sup>3)</sup>、そして両親がともに育児休業を取得する場合には、子が1歳2か月に達するまでの間に1年間取ることができる（パパ・ママ育休プラス制度）。また、子を養育する労働者が請求した場合、事業主は時間外労働の免除、深夜業の免除、所定外労働の免除、短時間勤務制度を講じなければならない。さらに、子の看護休暇は、子1人につき年5日まで、2人以上であれば年10日まで取得することができる。

一方、金銭的支援としては、女性が出産後も継続就業する場合、健康保険から出産育児一時金と出産手当金が支給される。前者は働いているかどうかにかかわらず、すべての出産した女性に給付されるが、後者は働く女性が出産したとき、出産育児一時金とは別に支給される。具体的には産休を取った期間、1日につき休業開始時賃金日額の3分の2が支給されるというもので、産休中の所得保障を目的とした給付である。

また、育児休業中においては、厚生年金、健

1) 正式名称は「育児休業等に関する法律」である。現在は「育児休業、介護休業等育児又は家族介護を行う労働者の福祉に関する法律」（育児・介護休業法と略される）に改められている。

2) 制度については、すべて2014年1月時点でのものを前提としている。

3) 子が保育所に入所できない等、子が1歳を超えても休業が必要と認められる一定の場合には、1歳6か月に達するまで延長可能。

康保険の保険料が免除され、雇用保険からは育児休業給付金が支給される。育児休業給付金は、育児休業を取得しやすくし、その後の円滑な職場復帰を援助・促進することにより、育児をする労働者の職場生活の円滑な継続を目的として支給されるもので、休業開始時賃金日額に支給日数を乗じて得た額の50%（暫定<sup>4)</sup>）に相当する額が支給される。

これまでわが国では、育児と就業の両立可能性を高めるため、育児休業制度を中心としたさまざまな対策や金銭的支援が講じられ、そして拡充されて現在に至っている。その結果、女性労働者の育児休業取得率<sup>5)</sup>は、1996年度が49.1%、1999年度が56.4%、2002年度が64.0%、2005年度が72.3%、2008年度が90.6%、2010年度が83.7%、2012年度が83.6%で、年々、取得率は上昇し、近年では9割前後の取得率となっている。

一方で、育児休業を取得した者は、休業が終了したとき、スムーズに職場復帰を果たせているのだろうか。育児は育児休業取得後に職場復帰した時点で終了するというものではなく、その後もある程度の期間、継続的に行わなければならぬ。もし、育児休業が終了した時点で職場復帰するための環境が整っていないければ、育児と就業は両立不能となり、その時点で退職へと追い込まれることになる。

育児休業取得後の復職率をみると、1996年度が87.3%、1999年度が82.1%、2002年度が88.7%、2005年度が89.0%、2008年度が88.7%、2010年度が92.1%、2012年度が89.8%と<sup>6)</sup>、

4) 2007年10月から育児休業給付金の給付率が40%から50%に引き上げられたが、当初は2009年度末までの暫定措置であった。その後、2010年4月からは暫定措置の期限が「当分の間」に延長された。また、2014年4月以降は、育児休業開始から180日目までは67%、181日目以降は50%と給付率が変更になる。

5) 『女子雇用管理基本調査結果報告書』、『女性雇用管理基本調査結果報告書』、『雇用均等基本調査結果報告書』を参照。

6) 育児休業取得後の復職率は、調査前年4月1日から調査年3月31日までの1年間に復職予定だった者うち実際

数値はほぼ横這いで、育児休業を取得した女性労働者のほぼ1割強が職場復帰を果たせずに退職していることがわかる。わが国では、これまで育児をしながら継続就業できるよう支援するため、さまざまな育児支援策が講じられてきた。また、職場復帰までの経済的な不安を解消するべく、いくつかの金銭的支援策も実施されている。しかしながら、それらの恩恵を受けた者の1割強が職場復帰せず仕事を辞めてしまっているのが現状である。

職場復職を前提として育児休業を取得したにもかかわらず、復帰を果たせていない者があるのはどうしてだろうか。育児と就業の両立を支援する制度や政策は、育児休業取得時のみならず取得後も視野に入れたものでなければならぬが、実際、求められる制度や政策となっていない可能性を考えられる。

2014年4月からは、産休期間中の厚生年金、健康保険の保険料免除も行われることが決定している。社会保険における財政面や、育児休業取得者以外の社会保険料負担者との公平性を考えると、できるだけ多くの育児休業取得者が復職することが望まれる。今後、職場復帰を後押しできるような制度や政策を拡充し、育児休業終了後に仕事を辞める労働者を減少させる対策が必要であるといえる。

これまでの育児休業取得後の職場復帰に関する先行研究をみてみると、育児休業取得に関する研究に比べて、それほど多くはない。たとえば、西本<sup>[2004]</sup>は、女性の育児休業取得及びその取得期間に影響する要因や状況を実証分析している。取得期間の分析からは、企業におけるどのような制度や職場環境が職場復帰のタイ

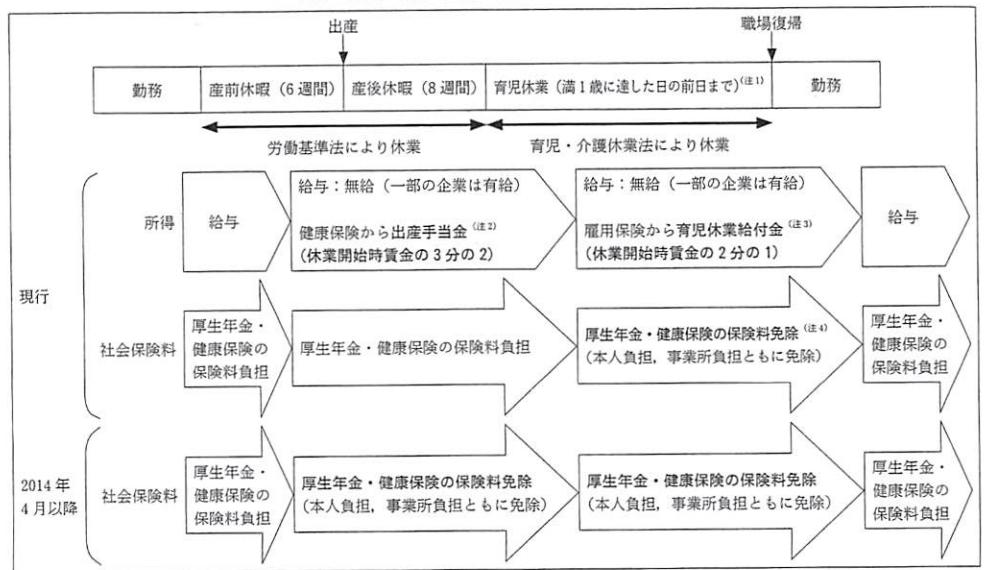
に復職した者の割合を表している。1996年度の調査では、育児休業制度の規定がある事業所における復職率が計算されているが、1999年度以降の調査では、育児休業制度の規定の有無に関係なく全事業所における復職率が計算されている。また、集計対象となるのが1996年度の調査では30人以上の常用労働者を雇用する事業所であるのに対して、1999年度以降の調査では5人以上の事業所となつており、集計方法が異なっている点に注意が必要である。

ミングに影響するのかをみることができる。まず、育児休業制度の規定がある場合、そして企業が認めた育児休業の最長利用可能期間が長い場合、実際に取得する期間が長くなるという結果が得られている。また、企業における育児支援策のうち育児時間制度や事業所内託児施設を利用すれば職場復帰が早くなるが、一方で、深夜勤務免除を利用すれば職場復帰が遅れる傾向が示されている。しかし、深夜勤務免除の変数から得られる結果は、そもそも深夜勤務という勤務形態がない場合及び深夜勤務はあるが免除を利用しない場合と比較した値であり、深夜勤務免除を利用しない場合と比較した効果のみを計ることはできていない。

また、高見<sup>[2011]</sup>は、産前産後休暇、育児休業を経て復職した際に勤務時間を短縮する要因は何かを実証分析している。分析結果から、復職後の勤務時間短縮を抑制するのは出産時に親と同居している場合、職種が教師・保育士・看護師や専門・技術職の場合で、逆に促進するのは居住地が都市部の場合と短時間勤務制度がある場合であることがわかる。

これらの先行研究はともに休業後の職場復帰の際の行動を分析対象としており、その点において興味深い。しかしながら、分析には復職しなかった者の情報は含まれておらず、復職者の行動のみを分析対象としている。そこで本稿では、継続就業を希望して育児休業を取得したが、職場復帰せずに辞めていく女性労働者がいることに着目し、育児休業取得後の復職率の実証分析を行う。予定通り職場復帰を果たせる労働者が多い企業の職場環境や導入している育児支援策などを明らかにし、休業取得後にスムーズに職場復帰するための制度や政策を探ることが本稿の目的である。また、さらに職場復帰に有効な制度や政策を踏まえた上で、今後の制度拡充の方向性についても言及する。

図1 出産、育児と就業の両立のための金銭的支援



注1:「パパ・ママ育休プラス制度」に該当する場合は1歳2か月に達する日の前日まで、保育所における保育の実施が行われない場合は1歳6か月に達する日の前日までの期間となる。

注2:企業から給与が支払われる場合、出産手当金は支給されない。ただし、得られる給与額が出産手当金より少ない場合、その差額が支給される。

注3:企業から給与が支払われる場合で、得られる給与額が休業開始時賃金の30%以下のとき休業開始時賃金の50%が育児休業給付金として支給される。給与額が30%を超えて80%未満のとき休業開始時賃金の80%相当額と給与額の差額が支給され、給与額が80%以上のとき育児休業給付金は支給されない。

注4:育児休業等（育児休業または育児休業の制度に準ずる措置による休業）をしている間、厚生年金・健康保険の保険料が免除される。ここでの育児休業の制度に準ずる措置による休業とは、育児・介護休業法による育児休業ではないが、企業独自の制度として規定されている育児休業をさす。免除期間は、育児休業等を開始した日が含まれる月から、終了した日の翌日が含まれる月の前月までの期間（ただし、子が3歳に達するまで）である。

## 2. 出産、育児と就業の両立のための金銭的支援策

これまで、わが国では育児と就業の両立を可能にするために、さまざまな育児支援策を充実させてきた。そのうち、出産手当金、育児休業給付金の給付、厚生年金、健康保険の保険料免除は、休業中の経済的な安定を目的とした育児休業取得者への金銭的バックアップである。ここでは、育児休業取得者が出産のために勤務を離れる時点から職場復帰するまでの金銭的支援策に着目し、平均的にみて育児休業取得者がどのくらいの金銭的バックアップを受けるのかについて詳しく述べることとする。

図1は、産前産後休暇から育児休業を経て職場復帰するまでの労働者の所得と社会保険料負担についてまとめたものである。現行では、所得面において、産前産後休暇中は健康保険から出産手当金が支給され、育児休業中は雇用保険から育児休業給付金が支給される。

出産手当金は、女性労働者が出産した場合、出産日（予定日）以前42日から、出産日の後56日までの間において、労働に服さなかった期間について1日につき休業開始時賃金日額の3分の2に相当する額が支給されるというものである。ただし、企業から支払われる給与額が出産手当金より少ない場合は、その差額が支給されるが、給与額が出産手当金より多い場合に

は出産手当金は支給されない。

また、育児休業給付金は、育児休業に係る子が満1歳に達した日の前日までの期間のうち育児休業を取得した日数に対して支給されるもので、支給額は休業開始時賃金日額に支給日数を乗じて得た額の50%に相当する額である。ただし、企業から給与が支払われる場合には、育児休業給付金が支給されないことがある。具体的には、企業から支払われる給与額が休業開始時賃金の30%以下のとき休業開始時賃金の50%が育児休業給付金として支給されるが、給与額が30%を超えて80%未満のとき休業開始時賃金の80%相当額と給与額の差額が支給され、給与額が80%以上のとき育児休業給付金は支給されない。また、父母がともに育児休業を取得する「パパ・ママ育休プラス制度」に該当する場合には1歳2か月に達する日の前日まで、保育所における保育の実施が行われない場合には1歳6か月に達する日の前日まで支給期間が延長される。

仮に、平均的な賃金を得ている女性労働者が平均的な年齢で出産し、育児休業を取得した場合、休業中にどのくらいの給付を受けることができるのだろうか。2010年度のデータを用いて試算してみる。まず、出産時には出産育児一時金と出産手当金を受け取れるが、前者は就業しているかどうかにかかわらず、すべての出産した女性に支給されるので計算から除外する。

表1に出産手当金の支給状況を示している。『健康保険・船員保険事業年報』から出産手当金の件数、日数、給付費の情報が得られるところから、給付費を件数で割って出産手当金の1件当たり給付額を算出したところ、2010年度は428,000円であった。

育児休業給付金は、第1子出産時の母親の平均年齢における女性の平均賃金と育児休業給付金の平均受給期間を用いて算出した。『子ども・子育て白書』によると、2010年の第1子出産時の母親の平均年齢は29.9歳であった。女性の平均賃金は、『賃金構造基本統計調査

表1 出産手当金の支給状況

	保険給付			
	件数	日数 (日)	給付費 (千円)	1件当たり給付額 (万円)
2008年度	175,886	14,469,841	75,062,386	42.7
2009年度	186,962	15,424,795	80,304,731	43.0
2010年度	199,489	16,453,913	85,453,233	42.8

注1:「件数」、「日数」、「給付費」は、厚生労働省 平成20年度～22年度『健康保険・船員保険事業年報』の「第1-1表 健康保険 総括表」から得られる数値。  
注2:「1件当たり給付額」は「給付費」を「件数」で割って算出した値。

（全国）結果の概況より得られる。25～29歳の平均賃金は215,000円、30～34歳の平均賃金は230,700円で、第1子出産時の母親の平均年齢の29.9歳を、25～29歳の階級と、30～34歳の階級の間の値と捉えると、第1子出産時の母親の平均年齢における平均賃金は両階級における平均賃金の中央値をとって222,850円となる。

また、表2に女性労働者に対する育児休業給付金の支給状況を示している。『職業安定分科会雇用保険部会（第89回）資料3』から育児休業給付金の初回受給者数、平均受給月額、平均受給期間、給付総額が得られる。これらのうち、平均受給期間9.2か月を用いて、第1子出産時の母親の平均年齢における女性の平均賃金222,850円の50%に育児休業給付金の平均受給期間9.2か月をかけて計算すると、1人当たりの育児休業給付金は1,025,110円となる。よって、産前産後休暇から育児休業を経て職場復帰するまでに受け取る額の合計は、出産手当金と育児休業給付金を足した1,453,110円と試算される。

もちろん、育児休業取得者は、これらの現金給付以外に育児休業中の厚生年金及び健康保険の保険料も免除となる（図1）。2010年度の女性の育児休業取得者の厚生年金、健康保険の保険料の免除額が1人当たりどのくらいかについても試算してみる。

第1子出産時の母親の平均年齢における女性の平均賃金222,850円の場合の標準報酬月額は

表2 育児休業給付金の支給状況（女性）

	初回受給者数 (人)	平均受給月額 (円)	平均受給期間 (月)	給付総額 (千円)	前年度との給付総額の差額(千円)
2003年度	103,019	72,150	8.1	76,128,743	—
2004年度	111,416	72,066	8.2	82,542,870	6,414,127
2005年度	117,625	71,282	8.4	89,270,451	6,727,581
2006年度	130,564	67,653	8.6	95,235,255	5,964,804
2007年度	147,824	67,581	8.6	120,438,429	25,203,174
2008年度	165,221	67,611	8.9	150,588,273	30,149,844
2009年度	181,908	67,510	9.1	170,523,620	19,935,347
2010年度	202,745	88,022	9.2	229,120,619	58,596,999
2011年度	220,767	110,862	9.5	261,166,504	32,045,885
2012年度	233,544	111,765	9.8	254,916,810	-6,249,694

注1：厚生労働省『職業安定分科会雇用保険部会（第89回）資料3 平成25年6月27日』3ページ「育児休業給付の支給状況①」から「初回受給者数」、「平均受給月額」、「平均受給期間」、「給付総額」の値を抜粋し、「前年度との給付総額の差額」を計算して表を作成した。

注2：初回受給者数は、基本給付金（平成22年4月1日以降の育児休業開始より、職場復帰給付金と統合し、「育児休業給付金」として全額育児休業中に支給している。）に係る最初の支給を受けた者の数である。

注3：支給金額は業務統計値である。

220,000円となる<sup>7)</sup>ことから、この額を対象者1人当たりの平均報酬月額とする。厚生年金の対象者1人当たりの月額保険料は、対象者1人当たりの平均報酬月額220,000円に保険料率16.058%をかけた額となる。一方、健康保険の保険料率は、協会けんぽと健保組合により異なっている。前者は全国の平均保険料率9.34%を用いて、そして後者は健保組合の平均保険料率7.672%を用いて計算した<sup>8)</sup>。さらに、平均免除月数を表2の育児休業給付金の平均受給期間9.2か月として試算すると、厚生年金、健康保険の保険料の1人当たりの免除額は以下のようになる。

#### 厚生年金、健康保険の1人当たり免除額

7) 厚生年金保険料額表によると、報酬月額が210,000円から230,000円の場合、標準報酬が14等級となり標準報酬月額220,000円で計算される。また、健康保険の場合においても、協会けんぽ、健保組合とともに報酬月額210,000円から230,000円に該当し、標準報酬が18等級となり、標準報酬月額220,000円で計算される。

8) 協会けんぽにおける保険料率は都道府県ごとに設定されているため、試算には全国の都道府県の平均を用いた。また、健保組合では自由に保険料率を設定でき、それぞれの保険利用率が異なっているため、健保組合の平均を用いて計算した。

$$\begin{aligned} &= \text{対象者1人当たりの月額保険料} \\ &\quad \times \text{平均免除月数} \end{aligned}$$

厚生年金の場合

$$\begin{aligned} &= (220,000 \text{ 円} \times 16.058\%) \times 9.2 \text{ か月} \\ &= \text{約 } 325,000 \text{ 円} \end{aligned}$$

健康保険（協会けんぽ）の場合

$$\begin{aligned} &= (220,000 \text{ 円} \times 9.34\%) \times 9.2 \text{ か月} \\ &= \text{約 } 189,000 \text{ 円} \end{aligned}$$

健康保険（健保組合）の場合

$$\begin{aligned} &= (220,000 \text{ 円} \times 7.672\%) \times 9.2 \text{ か月} \\ &= \text{約 } 155,000 \text{ 円} \end{aligned}$$

このうち、厚生年金、健康保険（協会けんぽ）の場合、保険料は本人と事業所が折半して負担しているので、育児休業取得者が支払いを免除される額は上記の半額となり、育児休業取得者の免除額は、厚生年金が約162,500円、健康保険は94,500円と試算できる。また、健康保険（健保組合）の場合は、本人と事業主の負担割合は自由に設定できるため、本人の負担割合が半分以下の場合もあり、育児休業取得者の健康保険の免除額は155,000円の半分の77,500円よりも少なくなると推測される。

ここまで、1人の育児休業取得者が出産のた

めに勤務を離れる時点から職場復帰するまでに、どのくらいの金銭的支援を受けているのかを試算してきたが、支給側の現状はどうなっているのだろうか。これまでの支給状況はどのような動向を示しているのか、支給総額はいったいどのくらいになるのかについてみてみる。まず、表1の出産手当金の支給状況をみると、1件当たりの給付額はどの年度も約43万円となっているが、出産手当金の給付件数が増加傾向にあり、給付日数も長くなっている。給付費をみると、毎年50億円ずつ増加し、2010年度では約855億円になっている。

表2には女性労働者に対する育児休業給付金の支給状況を示している。育児休業給付金が創設された1995年4月当初は、育児休業中に支給される育児休業基本給付金が休業開始時賃金の20%、職場復帰後6か月に分けて支給される育児休業者職場復帰給付金が5%で、あわせて25%の給付率であった。2001年1月からは前者が30%，後者が10%であわせて40%に上昇、2007年10月からは前者が30%，後者が20%であわせて50%になった。そして2010年4月からは育児休業基本給付金と育児休業者職場復帰給付金が統合されて全額（50%）が休業中に支給されることとなり、これまで給付率が段階的に上げられ、経済的安定をもたらす制度へと拡充が図られてきたことがわかる。

表2からは年々、育児休業給付金の受給者数が増加し、2012年度には2003年度の2倍以上の人人が給付金を受けていることがみてとれる。それにともない、2012年度を除いて給付総額も上昇傾向にあり、特に給付率が40%から50%に上昇した2007年を境に、給付総額は大きく上昇していることがわかる。

また、育児休業中は所得面以外に厚生年金、健康保険の保険料も本人負担、事業所負担ともに免除される。どのくらい厚生年金保険料の免除者がいるのかを表3に示した。1999年度から2011年度の10年余りで免除者総数は約4倍に増加している。2006年度以降の男女別の推

移をみると、男性の免除者数はあまり増加が見受けられず、総数の増加は主として女性の免除者数の増加によるものであることがわかる。

ここで、表3における2010年度の女性の厚生年金保険料の免除者数を用いて、育児休業中の厚生年金、健康保険の保険料の免除総額がどのくらいかを試算してみる<sup>9)</sup>。すでに、2010年度の女性の育児休業取得者の厚生年金、健康保険の保険料の免除額が1人当たりどのくらいかは試算しているので、その試算により得られた額に表3の女性の厚生年金保険料の免除者数179,327人をかけて計算する。ただし、健康保険の場合、対象者が協会けんぽと健保組合のどちらに属するかによって対象者1人当たりの保険料免除額が異なる。より厳密に試算するためには、それぞれの保険料免除者数の値が必要となるが、そうした情報を得ることができない。よって、代わりに協会けんぽと健保組合の女性の被保険者数割合<sup>10)</sup>を用いて以下のように算出した。

#### 厚生年金の保険料免除総額

$$\begin{aligned} &= \text{対象者1人当たりの保険料免除額} \\ &\quad \times \text{保険料免除者数} \\ &= \text{約 } 325,000 \text{ 円} \\ &\quad \times 179,327 \text{ 人} \\ &= \text{約 } 582.8 \text{ 億円} \end{aligned}$$

#### 健康保険の保険料免除総額

$$\begin{aligned} &= \text{対象者1人当たりの保険料免除額} \\ &\quad \times \text{保険料免除者数} \times \text{被保険者数割合} \end{aligned}$$

9) 健康保険料の免除者数は不明である。しかし、健康保険料の免除者数と厚生年金保険料の免除者数はそれほど大きく変わらないと考えられることから、健康保険の保険料免除総額の試算も厚生年金保険料の免除者数を用いて行った。

10) 『平成22年度 健康保険・船員保険事業年報』より、協会けんぽの被保険者数は、全国健康保険協会管掌健康保険の女性の一般被保険者数7,551,923人と、法第3条第2項被保険者数1,942人を足した7,553,864人である。また、健保組合の被保険者数は、組合管掌健康保険の女性の被保険者数4,773,188人で、協会けんぽと健保組合の女性の被保険者数の比率は0.613対0.387となる。

表3 育児休業中の厚生年金保険料免除者数の推移

	総数		男子		女子	
	保険料免除者数(人)	伸び率(%)	保険料免除者数(人)	伸び率(%)	保険料免除者数(人)	伸び率(%)
1999年度	49,458	7.5	—	—	—	—
2000年度	56,625	14.5	—	—	—	—
2001年度	61,322	8.3	—	—	—	—
2002年度	66,938	9.2	—	—	—	—
2003年度	71,955	7.5	—	—	—	—
2004年度	78,208	8.7	—	—	—	—
2005年度	96,941	24.0	—	—	—	—
2006年度	111,159	14.7	305	—	110,854	—
2007年度	128,678	15.8	377	23.6	128,301	15.7
2008年度	144,790	12.5	388	2.9	144,402	12.5
2009年度	160,478	10.8	433	11.6	160,045	10.8
2010年度	180,271	12.3	944	118.0	179,327	12.0
2011年度	197,368	9.5	913	-3.3	196,455	9.6

注1: 厚生労働省『厚生年金保険・国民年金事業の概況』(平成20~23年度)及び『社会保険事業の概況』(平成15~19年度)の『厚生年金保険の適用状況の推移』から得られる数値。

注2: 年度末現在の値である。

注3: 平成18年度以降の調査では、男子には船員・坑内員を含む。

#### 協会けんぽの場合

=約189,000円×179,327人×0.613

=約207.8億円

#### 健保組合の場合

=約155,000円×179,327人×0.387

=約107.6億円

以上が試算により求めた現行における厚生年金、健康保険の保険料免除総額であるが、2014年4月以降は、さらに産前産後休暇にも厚生年金、健康保険の保険料免除が決定している(図1)。厚生労働省保険局は産休中の健康保険の保険料免除による財政への影響をみるために試算を行っているおり<sup>11)</sup>、協会けんぽが約80億円、健保組合が約60億円の合計約140億円が免除総額になる<sup>12)</sup>と想定している。

こうした金銭的支援策の拡充は、育児と就業の両立を図るという観点からすると、望まれる

11) 『第51回社会保障審議会医療保険部会 資料2』による。

12) この試算には、育児休業を取得せずに産後休暇後すぐに職場復帰する場合も含まれているため、育児休業取得者における試算額は、これより少なくなることが予想される。

ところであるが、実際、金銭的支援を受けた者のうち1割強は職場復帰せずに育児休業終了後に退職している。これは、本来、継続就業する女性労働者に対する金銭的支援である出産手当金、育児休業給付金の支給総額、厚生年金、健康保険の保険料の免除総額の1割強が退職者に対して支払われたことを意味しており、公平性の観点からみて問題があるといえる。しかも、出産手当金、育児休業給付金の支給総額は増加傾向にあり、厚生年金、健康保険の保険料の免除者数も増加傾向にある。こうした状況において、1割強の育児休業取得者が職場復帰しないということは、健康保険、雇用保険、厚生年金それぞれの財政面に少なからず影響があるのではないかと懸念される。今後、金銭的支援策の充実と並行して、育児休業取得者が確実に職場復帰できるような制度、政策のさらなる拡充を講じる必要があるといえよう。

#### 3. 分析の枠組みと使用するデータ

育児休業を取得する労働者は、育児休業の申出を行う際に育児休業開始予定日及び終了予定

日を明らかにしなければならない。つまり、育児休業終了予定日は労働者自身が決定し、少なくとも申出の時点では、すべての労働者は自身が決定したタイミングで復職を予定している。しかしながら、実際、職場復帰を果たせない労働者が存在する。育児休業を終了する時点で労働者がスムーズに職場復帰できる企業と、職場復帰を果たせない労働者がいる企業、この両者の属性にはどのような違いがあるのだろうか。導入している制度や措置、職場環境にはどのような違いがあるのだろうか。本稿では育児休業取得後の復職率を分析し、こうした点を明らかにする。

復職率の分析により、育児休業終了後の退職者を減らすような制度や措置、職場環境を明確にすることは、育児と就業の両立可能性を高めることへと繋がる。一方、企業にとって退職者を減らすことは安定した人材確保というメリットへと繋がる。さらに、わが国の今後の育児支援のための制度、政策の拡充の方向性を見いだし、出産手当金、育児休業給付金の支給や厚生年金、健康保険の保険料の免除における公平性の維持にも繋がるだろう。

まず、復職率に影響すると考えられる要因としては、次の4点が考えられる。

- ① 勤務時間に関する制度
- ② 勤務時間以外の育児支援策
- ③ 子の看護休暇制度
- ④ 職場環境

これら4点に着目し、育児休業取得後のスムーズな職場復帰を促す制度や措置、職場環境とはどのようなものか検証を試みる。また、育児休業法はこれまでに数回の改正が行われ、勤務時間に関する制度、勤務時間以外の育児支援策、子の看護休暇制度はその内容が変更されてきた。本稿では分析結果を用いて、こうした改正による制度変更が育児休業取得後の復職率にどう影響するのかについても言及する。

推定には厚生労働省が実施した『平成20年度 就業均等基本調査』の個票データを用いる。

#### 研究論文：育児休業取得後の復職率に関する分析

この調査は常用労働者5人以上を雇用している民営事業所を対象に実施され、調査対象事業所数10,063のうち、有効回答数は7,324であった<sup>13)</sup>。これらの調査対象事業所のうち、調査前年度1年間に育児休業を終了し、復職予定であった女性労働者がいる事業所を分析の対象とする。もちろん、育児休業制度は男女ともに利用可能な制度である。しかし実際、男性労働者の育児休業取得率は2008年度においても1.23%とかなり少ない。よって、本稿では女性のみに注目して分析することとする。

調査からは、復職予定だった者の復職状況として復職者と退職者がいるかどうか、いる場合にはそれぞれの人数がわかる。ここから復職者数と退職者数を足し合わせて復職予定者数を計算し、復職者数を復職予定者数で割ることにより復職率を算出した。推定では、この復職率を被説明変数として最小二乗法を用いる。

説明変数には先述した勤務時間に関する制度、勤務時間以外の育児支援策、子の看護休暇制度、職場環境に関する変数を用い、育児休業からのスムーズな職場復帰を促す制度や措置、職場環境を明らかにする<sup>14)</sup>。

具体的には、勤務時間に関する制度として短時間勤務制度、フレックスタイム制度、始業・終業時刻の繰上げ・繰下げ、所定外労働の免除がそれぞれある場合を1、ない場合を0とするダミー変数を用いる。また、勤務時間以外の育児支援策としては、事業所内託児施設、育児に要する経費の援助措置がそれぞれある場合を1、ない場合を0とするダミー変数を用い、職場復帰を促す支援策は何かを明らかにする。

これらの勤務時間に関する制度及び勤務時間以外の育児支援策は、勤務時間短縮等の措置と

13) 調査は事業所を調査単位として実施されている。よって、同一企業であっても、本社・支社・工場及び営業所ごとにそれぞれ別の事業所という判断のもとで回答されている。

14) 推定では、これらの変数以外にコントロール変数として従業員数、産業ダミー、組合ダミーを用い、企業の属性による復職率への影響をコントロールしている。

して1992年の育児休業法施行時から制度化されている。制度に関するこれまでの経緯をみると、勤務時間短縮等の措置は改正によって対象となる子の年齢が拡大してきている。育児休業法施行時には、その対象が「1歳に満たない子を養育する労働者で育児休業をしないもの」<sup>15)</sup>であったが、2001年の改正では、対象となる子の年齢が1歳未満から3歳未満へと引き上げられた<sup>16)</sup>。

一方で、育児休業法施行時においては、勤務時間短縮等の措置として短時間勤務制度、フレックスタイム制度、始業・終業時刻の繰上げ・繰下げ、所定外労働の免除、保育施設の設置運営、その他これに準ずる便宜の供与を行うことのいずれかを講じればよいことになっていた<sup>17)</sup>が、2009年の改正<sup>18)</sup>により、その内容が変更されることになった。まず、3歳に満たない子を養育する労働者が申し出た場合、事業主は所定外労働の免除及び短時間勤務制度を講じなければならないことになった。所定外労働の免除及び短時間勤務制度は、これまでフレックスタイム制度などとともに勤務時間短縮等の措置の選択肢の一つとして扱われてきたが、この

15) 女性職業財團〔1992〕に、「育児休業をしないもの」とは、現に育児休業をしている者を排除する意であり、育児休業をしたことがある者であっても現に育児休業をしていない者を含むものであることが示されている。つまり、育児休業をした後に短時間勤務等の措置を受けることは可能であり、育児休業取得者は短時間勤務等の措置を利用できないという意味ではない。

16) 官報号外第245号 平成13年11月16日法律第118号（育児休業、介護休業等育児又は家族介護を行う労働者の福祉に関する法律の一部を改正する法律）による。

17) 官報号外第66号 平成3年5月15日法律第76号（育児休業等に関する法律）、及び官報第754号 平成3年10月15日労働省令第25号（育児休業等に関する法律施行規則）による。

18) 官報号外第139号 平成21年7月1日法律第65号（育児休業、介護休業等育児又は家族介護を行う労働者の福祉に関する法律及び雇用保険法の一部を改正する法律）、及び官報号外第276号 平成21年12月28日厚生労働省令第162号（育児休業、介護休業等育児又は家族介護を行う労働者の福祉に関する法律施行規則等の一部を改正する省令）による。

改正によって、事業主に義務づけられることになったのである。

具体的には、所定外労働の免除に関しては、3歳に満たない子を養育する労働者が請求した場合において、事業主は所定労働時間を超えて労働させてはならないこととなった。また、短時間勤務制度に関しては、所定労働時間を短縮すること（これまでの短時間勤務制度に該当する）により労働者が就業しつつ子を養育することを容易にするための措置を講じなければならぬこととなった。さらに、一日の所定労働時間を原則として6時間とする措置も含んだものとなっており、内容的にも拡充されたといえる。

他方で、フレックスタイム制度、始業・終業時刻の繰上げ・繰下げ、保育施設の設置運営、その他これに準ずる便宜の供与を行うことについては、所定労働時間の短縮を利用できない労働者に対して、これらのうちのいずれかの方法を講じること<sup>19)</sup>とされた。つまり、これらは所定労働時間の短縮の措置の補助的なものとして位置づけられることになったのである。分析では、これらの制度や措置の有無が育児休業取得後の復職率にどのくらい影響するのかを明らかにし、これまでの改正が復職率上昇に有効に機能しているのかについても検証する。

次に、子の看護休暇制度に関する変数として休暇の取得可能日数と取得可能期間の変数を用いる。取得可能日数の変数としては1年間に通算5日まで取得可能である場合を1、そうでない場合を0とするダミー変数、1年間に通算6日以上取得できる場合を1、そうでない場合を0とするダミー変数、日数に制限なく取得できる場合を1、そうでない場合を0とするダミー変数を用いて、子の看護休暇制度の規定がない

19) 2009年の改正では、所定労働時間の短縮を利用できない労働者に対しては、育児休業に関する制度に準ずる措置又はフレックスタイム制度、始業・終業時刻の繰上げ・繰下げ、保育施設の設置運営、その他これに準ずる便宜の供与を行うことを措置として講じなければならないとされている。

場合と比較して復職率にどのような影響があるのかをみる。

子の看護休暇制度は、2004年の改正前までは事業主の努力義務であった。しかし改正によって、小学校入学までの子を養育する労働者は年に5日まで、病気・けがをした子の看護のために休暇を取得することができることとなった<sup>20)</sup>。さらに、2009年の改正では小学校入学までの子が1人であれば年に5日、2人以上であれば10日の休暇が取得できることとなり<sup>21)</sup>、取得可能な日数が長くなっている。分析に用いた取得可能日数は子どもの人数は考慮に入れていないが、取得可能日数が復職率に与える影響を明らかにすることで、この改正がどのくらい有効に機能するのかをある程度検証することができる。

次に、取得可能期間の変数として、法規定通り小学校就学の始期に達するまで休暇が取得できる場合を1、そうでない場合を0とするダミー変数と、小学校入学以降も休暇取得の対象とする場合を1、そうでない場合を0とするダミー変数を用いて、子の看護休暇制度の規定がない場合と比較して復職率にどのような効果があるのかをみる。2009年の改正では取得可能日数のみが長くなっているが、今後、取得可能期間を長くするといった制度の拡充を図る必要はないのかについて検証する。

また、制度以外に復職後の職場・職種がどう決定されるのか、職業能力を維持、向上させるための措置が行われたかなどの職場環境も復職率に影響を与える可能性がある。推定では、職場・職種は本人の希望を考慮し、会社が決定する場合を1、そうでない場合を0とするダミー変数と、会社の人事管理等の都合により決定す

20) 官報号外第269号 平成16年12月8日法律第160号（育児休業、介護休業等育児又は家族介護を行う労働者の福祉に関する法律等の一部を改正する法律）による。

21) 官報号外第139号 平成21年7月1日法律第65号（育児休業、介護休業等育児又は家族介護を行う労働者の福祉に関する法律及び雇用保険法の一部を改正する法律）による。

る場合を1、そうでない場合を0とするダミー変数を用いて、原職または原職相当職で職場復帰する場合と比較して復職率にどのような影響があるのかをみる。また、職業能力を維持、向上させるための措置が行われた場合を1、行われなかった場合を0とするダミー変数も用いて、こうした措置が復職率に与える影響の大きさも検証する。

ただし、勤務時間に関する制度及び勤務時間以外の育児支援策の変数群と、子の看護休暇制度及び職場環境の変数群は同時に用いると、お互いの相関関係により明確な効果を算出することができない<sup>22)</sup>。よって、これらの変数群は同時に用いず別々に推定を行うこととした。また、取得可能日数の変数群と取得可能期間の変数群にも相関関係がみられる<sup>23)</sup>。これらの変数群については、ダミー変数の交差項を用いることで説明変数として同時に用いる方法もあるが、そうした場合、結果解釈が複雑になる。よって、本稿では取得可能日数と取得可能期間の変数群は同時に用いず別々に推定を行っている。

#### 4. 復職率に関する推定結果

表4には記述統計量<sup>24)</sup>を、表5には推定結果を示している。表5のモデル1が勤務時間に関する制度及び勤務時間以外の育児支援策の変数群を用いた結果、モデル2が子の看護休暇の

22) 勤務時間に関する制度及び勤務時間以外の育児支援策の変数群と子の看護休暇の取得可能日数及び職場環境の変数群の第1正準相関係数は0.4089、また、勤務時間に関する制度及び勤務時間以外の育児支援策の変数群と子の看護休暇の取得可能期間及び職場環境の変数群の第1正準相関係数は0.4344で、ともに正の相関が強い。

23) 第1正準相関係数は0.3270で、正の相関関係がみられる。

24) 育児休業復職率の平均値が0.932となっており、厚生労働省の『平成20年度雇用均等基本調査』に示された復職率88.7%と若干の乖離が生じている。本稿では、記述統計量は推定に用いた事業所のデータのみを用いて算出している。よって、説明変数に欠損値があるデータは記述統計量の計算から除外されるため、この乖離が生じたと思われる。

表4 記述統計量

変数名	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	
育児休業復職率（被説明変数）	1,801	0.932	0.203	0	1	
制度・措置ダミー（制度・措置があるが1, ないが0）						
短時間勤務制度	1,797	0.747	0.435	0	1	
フレックスタイム制度	1,797	0.176	0.381	0	1	
始業・終業時刻の繰上げ・繰下げ	1,797	0.413	0.492	0	1	
所定外労働の免除	1,797	0.572	0.495	0	1	
事業所内託児施設	1,797	0.062	0.242	0	1	
育児に要する経費の援助措置	1,797	0.135	0.341	0	1	
子の看護休暇の規定なし（基準）	1,798	0.143	0.350	0	1	
子の看護休暇の取得可能日数ダミー	1年間に通算5日	1,798	0.758	0.429	0	1
1年間に通算6日以上	1,798	0.068	0.252	0	1	
日数制限なし	1,798	0.032	0.175	0	1	
子の看護休暇の取得可能期間ダミー	小学校就学の始期に達するまで	1,801	0.730	0.444	0	1
小学校入学以降も対象	1,801	0.128	0.334	0	1	
復職後の職場・職種ダミー	原職又は原職相当職に復帰（基準）	1,801	0.889	0.314	0	1
本人の希望を考慮し、会社が決定	1,801	0.076	0.265	0	1	
会社の人事管理等の都合により決定	1,801	0.035	0.184	0	1	
職業能力の維持、向上のための措置ダミー（措置があるが1, ないが0）	1,801	0.588	0.492	0	1	
従業員数	1,801	563.723	936.211	5	15,989	
産業ダミー	製造業（基準）	1,801	0.361	0.481	0	1
鉱業、採石業、砂利採取業	1,801	0.003	0.053	0	1	
建設業	1,801	0.024	0.154	0	1	
電気・ガス・熱供給・水道業	1,801	0.028	0.164	0	1	
情報通信業	1,801	0.043	0.204	0	1	
運輸業、郵便業	1,801	0.016	0.126	0	1	
卸売業、小売業	1,801	0.066	0.248	0	1	
金融業、保険業	1,801	0.039	0.193	0	1	
不動産業、物品販賣業	1,801	0.015	0.122	0	1	
学術研究、専門・技術サービス業	1,801	0.108	0.311	0	1	
宿泊業、飲食サービス業	1,801	0.031	0.174	0	1	
生活関連サービス業、娯楽業	1,801	0.031	0.174	0	1	
教育、学習支援業	1,801	0.049	0.216	0	1	
医療、福祉	1,801	0.087	0.282	0	1	
複合サービス事業	1,801	0.022	0.147	0	1	
サービス業（他に分類されないもの）	1,801	0.076	0.265	0	1	
組合ダミー（労働組合があるが1, ないが0）	1,801	0.549	0.498	0	1	

取得可能日数及び職場環境の変数群を用いた結果、モデル3が子の看護休暇の取得可能期間及び職場環境の変数群を用いた結果である。

推定結果をみると、すべてのモデルにおいて決定係数が低い。これは、まず推定に用いたデータがクロスセクションデータであることが影響している。また、復職率には事業所の属性や制度以外の各家計における要因が大きく影響し

ていると考えられるが、推定に用いたデータは事業所における個票データであることから、家計に関する情報が含まれていない。この点がモデルの決定係数に影響している可能性もある。しかしながら、本稿で推定に用いたデータは復職率と事業所の属性や制度などの関係をみることができる貴重なデータである。各家計の異質性を操作することはできないが、F値は十分大

表5 復職率に関する推定結果

説明変数名	モデル1		モデル2		モデル3		
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	
制度・措置ダミー（制度・措置があるが1, ないが0）	短時間勤務制度 （制度・措置があるが1, ないが0）	0.020 * 0.014 始業・終業時刻の繰上げ・繰下げ 所定外労働の免除 事業所内託児施設 育児に要する経費の援助措置	1.71 1.04 1.41 -0.50 0.38 1.03				
子の看護休暇の規定なし（基準）							
子の看護休暇の取得可能日数ダミー	1年間に通算5日 1年間に通算6日以上 日数制限なし		0.007 0.025 0.005	0.52 1.08 0.16			
子の看護休暇の取得可能期間ダミー	小学校就学の始期に達するまで 小学校入学以降も対象				0.004 0.037 ** 0.28 1.88		
復職後の職場・職種ダミー	原職又は原職相当職に復帰（基準） 本人の希望を考慮し、会社が決定 会社の人事管理等の都合により決定		-0.058 *** -0.010	-3.21 -0.37	-0.058 *** -0.009	-3.20 -0.34	
職業能力の維持、向上のための措置ダミー（措置があるが1, ないが0）			0.024 ***	2.34	0.025 ***	2.46	
従業員数		-0.000001	-0.25	-0.000001	-0.03	-0.000001	-0.14
産業ダミー	鉱業、採石業、砂利採取業 建設業 電気・ガス・熱供給・水道業 情報通信業 運輸業、郵便業 卸売業、小売業 金融業、保険業 不動産業、物品販賣業 学術研究、専門・技術サービス業 宿泊業、飲食サービス業 生活関連サービス業、娯楽業 教育、学習支援業 医療、福祉 複合サービス事業 サービス業（他に分類されないもの）	0.038 -0.049 0.008 0.001 0.031 -0.033 ** -0.004 0.033 -0.034 *** -0.106 *** -0.099 *** -0.038 -0.049 *** -0.030 0.007	0.42 -1.57 0.27 0.012 0.81 -1.65 -0.15 0.82 -2.08 -3.72 -3.51 -1.62 -2.45 -0.90 0.37	0.051 -0.050 0.39 0.09 0.027 -0.025 -0.10 0.031 -0.028 ** -0.088 *** -0.091 *** -0.038 ** -0.052 *** -0.030 0.009	0.57 -1.61 0.39 0.09 0.70 -1.25 -0.40 0.79 -1.69 -3.13 -3.24 -1.65 -2.87 -0.93 0.45	0.056 -0.050 0.23 -0.001 0.030 -0.022 -0.008 0.036 -0.029 ** -0.085 *** -0.089 *** -0.034 -0.049 *** -0.027 0.009	0.62 -1.61 0.23 -0.02 0.79 -1.08 -0.33 0.92 -1.76 -3.00 -3.15 -1.47 -2.70 -0.83 0.45
組合ダミー（労働組合があるが1, ないが0）		0.030 ***	2.82	0.024 ***	2.25	0.023 ***	2.11
定数項		0.912 ***	68.44	0.920 ***	60.16	0.919 ***	59.88
自由度修正済み決定係数			0.0254		0.0305		0.0327
F値			3.04		3.45		3.77
サンプル数			1,797		1,798		1,801

注: \*\*\*, \*\*, \*, はそれぞれ1%, 5%, 10% 水準で有意な値を示す。< > はリファレンス・グループ。

きく、得られた結果は事業所における育児支援のための制度、政策の方向性をある程度示していると考える。

まず、勤務時間に関する制度の分析結果において、有意に復職率を上昇させるのは短時間勤務制度であることが示された。この制度は、2001年の改正により対象が育児休業法施行時の「1歳に満たない子を養育する労働者」から「3歳に満たない子を養育する労働者」へと拡大されている。推定結果を踏まえると、短時間勤務制度があることで制度が利用しやすくなり、そのことが職場復帰しやすい環境を整え、結果として復職率を上昇させていると考えられる。また、改正により対象が1歳未満から3歳未満へと拡大したこと、短時間勤務制度を利用しやすくなる対象者が増え、さらなる復職率の上昇が期待できるといえる。

さらに、2009年の改正では、事業主には3歳に満たない子を養育する労働者が希望すれば利用できる短時間勤務制度を設けることが義務づけられた。改正前はフレックスタイム制度などとともに勤務時間短縮等の措置の選択肢の一つとして扱われてきたが、この改正によって、事業主に義務づけられることとなったのである。制度があるほど復職率を上昇させるという分析結果からみて、改正によって短時間勤務制度の導入が促されることで復職率の上昇が期待できるといえよう。実際、厚生労働省が実施した調査報告書<sup>25)</sup>によると、短時間勤務制度の導入状況は2008年度には38.9%であったが、2009年度には47.6%、2010年度には54.3%と2009年の改正を受けて制度を導入する事業所が増加してきていることがみてとれる。

一方、所定外労働の免除においても対象となる子の年齢が拡大され、対象となる労働者の幅が広がってきてている。また、2009年の改正前においては、勤務時間短縮等の措置のうちの一

つの選択肢として利用できるものであったが、2009年の改正では、労働者が申し出れば、事業主は所定外労働の免除を講じなければならぬこととなり、短時間勤務制度と同様に制度として強化された。こうした所定外労働の免除における制度拡充が復職率にどう影響するのだろうか。分析結果をみると、所定外労働の免除は予想に反して有意な値となっておらず、復職率に明確な影響を与えていないことがわかる。

しかしながら、この変数の結果解釈には若干の注意が必要である。免除が導入されていない事業所の中には、そもそも労働者に所定外労働を行わせていない事業所が含まれている可能性がある。所定外労働を行わせていない事業所には、当然ながら所定外労働の免除は導入されていないと考えられるが、分析に用いたデータセットでは、こうした事業所を識別することができない。よって、得られた分析結果からは、所定外労働が日常的に行われているにもかかわらず所定外労働の免除が導入されていない場合と比較して導入されている場合には復職率にどのような効果があるのかを推測することはできない。

また、事業所内託児施設、育児に要する経費の援助措置といった勤務時間以外の育児支援策に関する変数についても有意な結果が得られていない。これは勤務時間以外の育児支援策を導入している事業所が少ないとから、有意な結果とならなかった可能性がある。

次に子の看護休暇制度に関する推定結果をみると、取得可能日数は復職率に有意な影響を与えていない。2009年の改正では小学校入学前の子が1人であれば年に5日、2人以上であれば10日の休暇が取得できるようになり日数が延長されたが、分析の結果、こうした延長が復職率を上昇させる効果は期待できない可能性があると示されたことになる。しかし、実際、日数の延長は必要とされていないのだろうか。

妹尾[2007]によると、年齢別の子ども1人当たり年間外来通院日数は、男児の0歳児が

7.4日、1歳児が17.7日、2歳児が19.0日、3歳児が17.6日、4歳児が24.0日、5歳児が16.8日、6歳児が12.9日、7歳児が12.9日、8歳児が13.0日、9歳児が6.9日、10歳児が9.9日、11歳児が7.9日、12歳児が7.0日であった。女児についても順に、5.3日、16.8日、19.9日、17.3日、21.5日、15.4日、15.8日、6.6日、11.0日、9.6日、8.3日、6.3日、5.6日となっており、男女ともに1人当たり年間外来通院日数は法律で認められた日数を超えている。この結果からみて、子の看護休暇制度の必要度は高く、取得可能日数が長いほど復職率は上昇すると推測されたが、推定結果は予想に反して有意ではない。

有意な結果が得られなかった要因として考えられるのは、労働者が子の看護休暇制度以外の休暇形態を選択している可能性があるということである。2009年に厚生労働省が実施した『子育て期の男女への仕事と子育ての両立に関するアンケート調査結果』によると、子どもの病気時に自分が休んだと答えた女性において前年1年間に子どもの看護のために休んだ際に利用した休暇制度で最も多かったのが年次有給休暇で57.6%，次いで欠勤が46.5%，看護休暇(有給)が5.9%，その他が3.9%，看護休暇(無給)が2.6%であった。子の看護休暇制度は改正によって、より充実した制度となってきている。しかし、有給の休暇ではないことから年次有給休暇を選択する労働者が多く、取得可能日数が復職率に有意な影響を与えたかったことが考えられる。今後、さらに利用しやすい看護休暇制度を提案するためには、労働者が子の看護休暇制度以外の休業形態を選択している可能性も視野に入れた分析を行い、望まれている取得可能日数を明らかにする必要があるだろう。

一方で、取得可能期間は復職率に有意な影響を与えている。子の看護休暇制度の規定がない場合と比較して、小学校入学以降も休暇取得の対象とする場合において有意に復職率を上昇させることが明らかになった。子どもは小学校に

#### 研究論文：育児休業取得後の復職率に関する分析

入学すれば、病気やけがをしなくなるわけではない。年齢階級別の通院者率（人口千対）をみても、0～4歳が171.9、5～9歳が187.9、10～14歳が153.6となっており<sup>26)</sup>、特に小学校3年生以下の通院者率に大きな差はみられない。よって、小学校入学以降も取得可能とし、長期にわたって看護休暇を利用できるようにすることは育児と就業が両立しやすい環境を整えることとなり、復職率を上昇させることが期待できる。

また、職場環境の変数についてみてみると、原職又は原職相当職に復帰する場合と比較して、本人の希望を考慮して会社が決定する場合に復職率を有意に下げ、職業能力の維持、向上のための措置がある場合に復職率を有意に上げることが明らかとなった。日本労働研究機構が実施した調査<sup>27)</sup>では育児休業取得者196名のうち職場復帰せずに退職した22名に職場復帰しなかった理由（複数回答）を尋ねているが、「復職後の両立に自信喪失」と回答した者が9名で4割強、「復職後の仕事適応に不安」と回答した者が4名で2割弱となっている。長期にわたる育児休業で職場復帰への不安が募る中、元の職場に戻れず新しい環境で仕事をしなければならないという状況は復職に対する意欲を喪失させる可能性がある。一方で、職業能力の維持、向上のための措置が企業側から施されれば、休業後の不安をある程度払拭できる可能性もある。企業が育児休業取得者の職場復帰に際して不安なく仕事ができる職場環境を整備し、仕事適応能力向上のための措置を講じることはスムーズな職場復帰を促すといえよう。

最後に、コントロール変数のうち、産業ダメーでは「卸売業、小売業」、「学術研究、専門・技術サービス業」、「宿泊業、飲食サービス業」、「生活関連サービス業、娯楽業」、「医療、福祉」の場合には「製造業」と比較して有意に復職率

26) 『平成19年国民生活基礎調査 第2巻』を参照。

27) 調査研究報告書No.157『育児休業制度に関する調査研究報告書』を参照。

25) 『平成22年度雇用均等基本調査結果報告書』の「育児のための所定労働時間の短縮措置等の制度の導入状況（複数回答）」を参照。

が下がるという結果が示され、組合がある場合には有意に復職率が上がるという結果が示された。まず、産業ダミーで有意な負の結果が示された職業は、保育所等での子ども受け入れが行われない土日や祝日に勤務が入る可能性が高い職業であり、そのことが復職を抑制していると考えられる。また、厚生労働省の『平成20年就労条件総合調査結果の概況』において「主な週休制の形態別企業数割合」をみると、週休2日に満たない「週休1日制又は週休1日半制」という回答は「製造業」が3.0%に対して、「卸売業、小売業」は13.8%、「宿泊業、飲食サービス業」が20.9%、「学術研究、専門・技術サービス業」と「生活関連サービス業、娯楽業」が含まれる「サービス業」が10.9%、「医療、福祉」が7.3%となっており、休日自体が少ないことも、復職を妨げる要因になっていると考えられる。

さらに、「医療、福祉」においては、就労時間が不規則で、業務が深夜にわたることもある職種であり、そうした点においても復職が抑制されるだろう。また、組合ダミーでは、労働組合があることが復職を促すという結果が得られていることから、労働組合があることで職場環境が整い、復職しやすい環境が提供されているといえよう。

## 5. おわりに

本稿では、育児休業後においてスムーズな職場復帰を図るために制度や措置、職場環境を明らかにし、働きながら子を養育する労働者の職場復帰を促す制度や政策の方向性を探るために、育児休業取得後の復職率を分析した。分析の結果、明らかになったのは以下のとおりである。(1) 勤務時間に関する制度及び勤務時間以外の育児支援策のうち復職率を有意に高めるのは短時間勤務制度である。

(2) 子の看護休暇制度は、子どもが小学校入学以降も取得対象とする場合において有意に復職

率を上昇させる。

(3) 職場復帰の際、元の職場に戻れる場合と比べて、本人の希望を考慮して会社が決定する場合に復職率を有意に下げ、職業能力の維持、向上のための措置がある場合に復職率を有意に上げる。

1992年の育児休業法実施から数回の改正を経て、勤務時間に関する制度及び勤務時間以外の育児支援策は利用できる対象者が拡大され、より利用しやすい制度となってきた。特に2009年の改正で短時間勤務制度の導入が強く促されるような制度変更が行われたことは(1)の結果からみて復職率を上昇させる効果が期待できるといえよう。

一方、子の看護休暇制度は現行の規定では小学校入学までの子を養育する労働者が対象となっているが、(2)の結果より、小学校入学以降も取得可能とすることは復職率の上昇を促すのに有効であることが示された。2009年の改正では子の看護休暇制度の取得可能日数のみが延長されたが、推定結果を踏まえると、取得可能期間を延長する政策も復職率を高める一つの有効な手段になることが期待できる。

また、(3)の結果は、職場復帰の際、新しい職場環境は復職に対する不安を増長させる可能性があることを示している。よって、不安なく仕事ができる環境を整えることが復職率を上昇させる手段の一つとして考えられる。そして、育児休業取得で仕事から離れていた不安をなくすため、企業が復職後の適応能力を向上させるための措置を行うことも復職率の上昇に繋がり、企業にとっては退職者を減らすことで安定した人材確保にも繋がることが期待できる。

育児休業取得者には、金銭的支援として出産手当金や育児休業給付金の支給があり、厚生年金、健康保険の保険料の支払いが免除される。2014年4月以降は、産前産後休暇中も厚生年金及び健康保険の保険料免除が決定している。さらに、厚生労働省は育児休業給付金の給付率を現行の50%から引き上げる検討に入り<sup>28)</sup>、

2014年4月以降は、育児休業開始から180日目までは67%，181日目以降は50%と給付率が変更になる。育児と就業の両立可能性を高めるために金銭的支援は望まれる政策である。また、金銭的支援に支えられ、出産、育児を経ても継続就業する女性が増えるならば、それはわが国の労働市場にとっても望ましいことである。しかし、こうした金銭的支援の財源を支えるのは、国からの公費と健康保険、雇用保険、厚生年金の被保険者からの支払いである。今後の育児休業取得後の復職率を上げるために、金銭的支援の拡充と並行して行う必要があるのは、職場復帰の可能性をさらに高め、スムーズな職場復帰を可能にする制度や政策を講じることといえよう。

## 参考文献

- 厚生労働省 [2003, 2006]、『平成14, 17年度 女性雇用管理基本調査結果報告書』。
- 厚生労働省 [2003～2007]、『平成15～19年度 社会保険事業の概況』。
- 厚生労働省 [2008]、『平成20年 就労条件総合調査結果の概況』。
- 厚生労働省 [2008～2010]、『平成20～22年度 健康保険・船員保険事業年報』。
- 厚生労働省 [2008～2011]、『平成20～23年度 厚生年金保険・国民年金事業の概況』。
- 厚生労働省 [2009a]、『平成19年国民生活基礎調査 第2巻』。
- 厚生労働省 [2009b]、『子育て期の男女への仕事と子育ての両立に関するアンケート調査結果』。
- 厚生労働省 [2009, 2011, 2013]、『平成20, 22, 24年度 雇用均等基本調査結果報告書』。
- 厚生労働省 [2011a]、『第51回社会保障審議会医療保険部会 資料2 平成23年12月5日』。
- 厚生労働省 [2011b]、『平成22年 賃金構造基本統計調査（全国）結果の概況』。
- 厚生労働省 [2013]、『職業安定分科会雇用保険部会（第89回）資料3 平成25年6月27日』。

28) 『読売新聞』2013年7月17日朝刊4ページ「厚労相 育児給付上げ意欲」を参照。

妹尾歩 [2007]、「子どもの受診行動の決定要因分析」世代間問題研究プロジェクト「世代間問題の経済分析」（特別推進研究）ディスカッションペーパー、No.314、一橋大学。

女性職業財団 [1992]、『男女雇用機会均等法 労働基準法（女子関係）育児休業法解説便覧』。

高見具広 [2011]、「正規労働者の働き方と就業継続労働時間との関係に着目して」労働政策研究・研修機構『出産・育児期の就業継続－2005年以降の動向に着目して』第2章、労働政策研究報告書No.136。

内閣府編 [2011]、『平成22年版 子ども・子育て白書』。

西本真弓 [2004]、「育児休業取得とその取得期間の決定要因について」『日本労働研究雑誌』第527号。

日本労働研究機構編 [2003]、『育児休業制度に関する調査研究報告書「女性の仕事と家庭生活に関する研究調査」結果を中心に』調査研究報告書No.157。

労働省 [1997, 2000]、『平成8, 11年度 女子雇用管理基本調査結果報告書』。

【研究論文】

# 公的介護制度の維持および世代間の負担に関する一考察\*

——新たな財源としての環境税の導入を中心に——

A Study on the Maintenances and Intergenerational Burden of the Public Long-term Care System: Focusing on the Imposition of the Environmental Tax

伊藤健宏（岩手県立大学総合政策学部）

Takehiro ITO, Faculty of Policy Studies, Iwate Prefectural University

迫 一光（高千穂大学人間科学部）

Kazumitsu SAKO, Faculty of Human Sciences, Takachiho University

## 要約

現役世代から徴収する所得税を財源とした公的介護制度に、制度を維持する新たな財源として環境税を導入する。それを、介護を必要としている退職世代の利用者負担率軽減のために使うのか、公的介護制度を支えている現役世代の所得税負担の軽減のために使うのかによって、資本ストック、汚染ストック、民間の介護サービス事業者が供給する介護の価格と質および経済厚生にどのような影響が生じるのかについて分析する。

## Abstract

We analyzed the effects on the economy of reducing the self-payment rate of users of the public long-term care system and reducing the financial burden on the working generation. Specifically, we considered policies of using the collection of an environmental tax from companies that cause environment pollution and the collection of income tax from households as the sources of funds to reduce the retired generation's self-payment rate for their use of long-term care services, or to reduce the financial burden on the working generation who support the public long-term care system. Then, we analyzed the effects that each of these policies will have on capital stock, pollution stock, the price and quality of long-term care from private sector long-term care service providers, and economic welfare.

キーワード：公的介護制度、社会保障、2部門世代重複モデル、環境税

Keywords: Public Long-term Care System, Social Security, Two Sector Overlapping Generations Model, Environmental Tax

JEL 分類: D91, E60, H20, H50, H55, Q50

\* 本研究は JSPS 科研費 15K11968, 16K03660, 17K03791 の助成を受けたものです。また匿名のレフェリー 2 名からのコメントにより、内容が大幅に改善しました。記して感謝申し上げます。

研究論文：公的介護制度の維持および世代間の負担に関する一考察

## 1. はじめに

本稿は、公的介護制度の改善を提案するものである。今日の公的介護制度の問題は、公的介護制度利用者の自己負担の重さを軽減することおよび公的介護制度の維持のための費用をどのように捻出するかであろう。公的介護制度の利用者負担率は、健康保険と比較すると自己負担は軽いものの、多くの場合、継続的な費用負担が生じ続けるという意味で無視できない負担を家計に強い。くわえて、公的介護制度の財政上の問題から昨今、介護費用の自己負担の引き上げが行われ、今後さらに必要な費用をどのような形で賄うかについての問題がある。そこで、この利用者負担の問題および運営費用の問題を同時に解消する方法を考察した。その方法は、公的介護制度が存在するもとの新たな財源として環境税を導入し、その財源を用いた支援策の導入である。具体的には、現役世代から徴収する所得税を財源とした公的介護制度に、制度を維持する新たな財源として環境税を導入する。新たな財源を、介護を必要としている退職世代の利用者負担率軽減のために使うのか、公的介護制度を支えている現役世代の負担軽減のために利用するのかという 2 種類の公的介護支援策を考察する。そして、この 2 つの支援策によって、資本ストック、汚染ストック、民間の介護サービス事業者が供給する介護の価格と質および経済厚生にどのような影響が生じるのかについて分析する。

福祉目的財源の確保のため、これまで消費税をはじめとするさまざまな増税に関する議論はなされてきた。ただ、現状の世論等を考慮すると、今後さらなる増税を実行することは容易ではない。そこで、われわれは新たな財源として環境税の導入を提案する。それでは環境税によって財源確保する方法が望ましい理由を述べよう。環境税の場合、汚染物質を排出する企業から税を徴収することで、生産コストが上昇す

る汚染物質排出企業の生産量が減少することを通じて経済全体の環境負荷は低下する。そして、その税収を基に、高齢者世帯の公的介護費用の利用者負担率を軽減することに用いるか、現役世代の保険料負担を軽減する補助を行えば、家計の厚生を引き上げる可能性がある。つまり、環境税を用いた介護サービス事業者への補助は、環境と厚生の両方を改善する。これがいわゆる二重の配当である。このような利点があるにも関わらず、この観点からの議論は行われてこなかった。

環境と諸々の経済政策の影響を考察した論文はいくつかあげることができるが、それらの研究と嚆矢となった論文である、John and Pecchenino [1994] を紹介しよう。John and Pecchenino [1994] では、現在の環境の状態は個人の消費活動、1 世代前の期における環境の状態および若年世代による環境の維持活動に依存し、効用関数は、Diamond [1965] の 2 期間世代重複モデルに家計が退職期に環境の状態から得られる効用を考慮に入れた形に拡張し分析している。その結果、もし動学的に効率な状態にあるならば、若年世代によって行われる環境の維持活動は適切に行われることを示した。また、正の環境維持活動が行われている場合には、定常状態においてパレート改善的な政策が存在することもあわせて示した。

つづいて、John and Pecchenino [1994] のモデルを援用し、環境とさまざまな経済政策の影響を考慮したいくつかの研究をあげる。Ono [1996] は、パレート最適な配分を実現するための消費税、定額税、利子所得税および環境維持のための補助金のあり方についての検討を行っている。これらの税および補助金を適切に設定することによって、定常状態においてパレート最適な配分が実現することを示している。また、Ono and Maeda [2002] は、若年世代から貯蓄税と定額税を徴収し、それらをもとに高齢世代への所得移転を適切に行うことで、現在および将来にわたる人々の厚生を改善しうるこ

とを示した。熊本 [2004] は、動学的に非効率な状態にあるとき、定額税によって運営される賦課方式の年金制度を導入すれば、過剰な資本蓄積を削減できること、汚染ストックが個人の環境維持活動を通じて減少すること、そして、最終的にパレート改善的な配分が達成されることを示した。しかし、これらの論文では、公的介護制度が環境や経済に及ぼす影響について考慮していない。また、繰り返しになるが、これらの論文では、環境変化の主要因は個人の消費活動にあるとして分析を進めている。

つぎに、環境変化の主要因が生産活動を行う企業にあるとしたうえで、環境と社会保障制度の関連について分析した論文を紹介しよう。その代表的なものとして、Ono [2007a, 2007b] があげられる。Ono [2007a] では企業に環境税を課し、それを財源とした雇用保険制度の運営について検討している。その結果、雇用保険の給付金増額のために環境税率を高める場合、失業率は上昇する一方、汚染ストックが減少することを示した。また、もともとの環境税率がある一定水準より高い場合は、その政策によって経済成長率が下落することもあわせて示している。また、Ono [2007b] では、企業に環境税を課することで年金保険料率を軽減し、年金の所得代替率（可処分所得と年金給付額の比）を一定にする政策が経済に及ぼす影響について分析している。この政策を行うと、経済成長率が上昇すること、環境が改善すること、また、すべての世代の効用が改善することを示した。しかし、本稿のように、環境税によって得た財源を介護サービスの充実のために利用することに主眼を置いた経済厚生分析はまだ存在しない。

介護分野が環境に与える影響について分析した研究にも触れておこう。大守・田坂・宇野・一瀬 [1998] は、介護分野は環境に対する負荷が小さいことを指摘する。たとえば、介護分野は公共事業などと比べると環境負荷は小さく、国立環境研究所「産業連関表による環境負荷原

単位データブック」によると、介護分野の CO<sub>2</sub> 排出原単位は公共事業のそれの 1/3 である。また、他の産業と比較してもその値は概ね低い。よって、環境に過度な負担をかけずに経済発展を実現するにあたって、重要な役割を果たすことが期待される。さらに、環境税導入の議論も進みつつある。環境省「平成 23 年度環境省税制改正要望の結果について」によると、環境税は原油、石油製品、ガス状炭化水素、石炭を対象に、輸入者、採取者の段階で課税しその税収は地球温暖化対策の歳出・減税などに優先的に充てるとしている。このように、介護分野の問題や環境税の導入については個別の議論が盛んになりつつある。現在、高齢化に伴い、社会保障、とりわけ介護の重要性について国民の関心は高い。また、環境問題に対する意識も同時に高まっている。環境負荷が比較的少ない産業である介護分野の発展のため、環境負荷を抑制するために導入する環境税の税収を利用するとは、環境問題と介護の問題を同時に解決する政策となりうる。しかし、今日の日本では、ヨーロッパ諸国でなされているような環境税と社会保障を結びつける議論は、ほとんど行われていない。

以下では、介護に関する先行研究を示し、本稿の位置づけを明らかにする。実証研究では、介護保険制度維持に必要な費用の確保、あるいは望ましいサービス内容の選定に関する議論がなされてきた。たとえば、施設サービスと介護保険制度維持の可能性について探った論文として菊池 [2008] がある。菊池 [2008] では、国立社会保障・人口問題研究所の「日本の将来推計人口—2006 年 12 月推計」をもとに要介護認定者、受給者、給付費に関して 2005 年度から 2055 年度までの長期推計を行っている。そして、施設系サービスが介護保険に及ぼす影響を明らかにしている。その結果、現在の施設サービスを維持するための費用が将来莫大なものとなることを指摘している。

つづいて、介護が経済に及ぼす影響について

## 研究論文：公的介護制度の維持および世代間の負担に関する一考察

理論的に分析した先行研究をあげよう。公的介護保険制度の分析については、Pauly [1990], Tabata [2005], Mizushima [2009] など多く存在する。Pauly [1990] は、介護保険制度の導入が困難な理由に関して分析を行い、危険回避的合理的な個人が保険を購入しないことを指摘している。Tabata [2005] は、親世代の病気のリスクに関心がある子世代を想定し、世代重複モデルを用いて高齢化が経済成長に及ぼす影響を分析している。さらに、退職世代の健康状態をケアする政策を政府が行う場合、現役世代と将来世代の間で対立が存在すると指摘している。Mizushima [2009] は、世代重複モデルを用いて寿命に不確実性が存在する場合に、家族内の介護時間と公的な長期介護政策がマクロ経済に及ぼす影響について分析している。また、介護サービス供給者を考慮したモデルでは友田・青木・照井 [2004] があり、介護保険による利用料体系では、需給が均衡するようには価格が調整されないことを示している。坂爪 [2004] は、親子間における家族介護の取引に関するモデルを用いて、介護者の賃金、市場で取引される際の介護サービス価格そして親の所得変化によって、親の介護状況や親子の効用がどのような影響を受けるのかについて考察している。そこでは、家族介護と介護サービスの代替の可能性が高い場合には、親の所得増加が親ならびに子の効用水準を引き上げることを示している。また、介護サービスの価格低下は親の介護状況を改善する。介護者の賃金水準上昇は、子の効用水準を上昇させるが、親の効用水準は低下することを指摘している。しかし、坂爪 [2004] においては所得、介護サービス価格、賃金水準は外生変数としている。宮澤 [2002] では、戦略的遺産動機（つまり、自分が退職したら子供から介護を受け、その報酬として子供に遺産を遺す動機）を持つ 3 期間世代重複モデルを用いて分析している。その結果、子供に対する人的資本の形成が行われている場合には、労働所得税を財源とする介護保険制度の導入は

経済成長率に正の効果をもたらすことを示している。三原 [2006, 2011] は、2 期間世代重複モデルを親の退職期の効用も含む形に拡張し、労働所得税を財源とした介護保険制度が資本ストックと厚生に及ぼす影響について分析した。ただし、いずれの研究も財源として環境税を考慮に入れた分析をしていない。

本稿で得られる結論を先述すると以下のとおりである。本稿では Ono [2007a, 2007b] と同様、消費財生産を行う企業に対して環境税を課す。また、その税収は環境対策に直接充てるのではなく、公的介護制度の利用者負担率を軽減するか、公的介護制度を支えている現役世代の負担を軽減するのかどちらかの財源として利用する。その結果、厚生水準を除けば、利用者負担率軽減政策の方が所得税軽減政策よりも望ましいことが明らかとなった。一方、厚生に関しては、利用者負担率軽減政策が望ましいかどうかは全体の環境水準および環境への関心を表すパラメータ如何により異なることが明らかになった。

本稿の構成は次のとおりである。第 2 節でモデルの説明を行う。第 3 節では均衡と安定性について検討する。第 4 節では実行される政策について説明する。第 5 節では比較静学を行う。第 6 節では厚生に及ぶ影響について検討する。第 7 節では本稿のまとめと今後の課題について述べる。

## 2. モデル

本稿では、個人、消費財を生産する企業、介護サービスを行う企業、政府という 4 つの主体からなる経済を考える。なお、個人は、2 期間生存する。1 期目を現役期、2 期目を退職期と呼ぶ。各期における行動については後ほど説明する。そして、t 期に現役期にある世代を t 世代と呼ぶことにする。また、本稿では、労働者は消費財生産部門と介護サービス部門を自由に移動が可能であると仮定する。よって、両部門

の賃金水準は同一となる。花岡 [2010] は、介護産業従事者の賃金は低く、このことが介護従事者の定着を困難にしていると指摘する。しかし、本稿では、環境税導入による家計への公的介護利用の補助政策が長期の経済に及ぼす影響を明らかにするために、上述の仮定を置き賃金の問題については考察の対象としない。

### 2.1 労働市場の均衡式<sup>1)</sup>

$t$  世代は、彼らの現役期である  $t$  期に、消費財部門もしくは介護サービス部門のいずれかで労働する。 $l_t$  を  $t$  世代一人当たりの労働時間、 $N_t$  は  $t$  世代の人口、 $L_{g,t}$  を消費財生産に投入される総労働力、 $L_{x,t}$  を  $t$  期に介護サービス生産に投入される総労働力とする。そのとき  $t$  世代全体の労働力は  $l_t N_t$  だから

$$l_t N_t = L_{g,t} + L_{x,t} \quad (1)$$

となる。仮定よりどちらの部門でも賃金が同一となる<sup>2)</sup>。よって、 $\varepsilon_t$  を介護以外の労働に従事する人の割合とすると  $L_{g,t} = \varepsilon_t l_t N_t$ 、 $L_{x,t} = (1 - \varepsilon_t) l_t N_t$  と表される。さらに、人口成長はないものとし、 $N_t = N_{t+1} = 1$  として議論する。

### 2.2 企業行動

#### 2.2.1 消費財を生産する企業の利潤最大化<sup>3)</sup>

$K_t$  を総物的資本ストック、 $E_t$  を汚染ストック、 $q_t$  ( $> 0$ ) をその排出コスト、 $\tau_{e,t}$  ( $\geq 0$ ) を環境税率とする。なお、汚染ストック  $E_t$  は、

1) この小節は三原 [2006, 2011] に依存する。

2) Harris and Todaro [1970] を嚆矢とした、失業と賃金格差を同時に考慮した2部門モデルを利用した分析や、柳瀬 [2004] のような形で、異なる生産部門の間で賃金の格差が生じることをあらかじめ組み込んだ分析などが存在する。これらのモデルに世代重複モデルの概念を組みこむことにより、消費財生産部門と介護サービス事業者部門の間に存在する賃金格差の問題を明示して分析を行うことに関しては、今後の課題とする。

3) この節は Ono [2007a, 2007b] に依存する。また、これらの研究に先駆けて汚染ストックを生産関数に組み込んだ分析として、Neilsen, Pedersen and Sorensen [1995] などがあげられる。

環境の質を悪化させるような、温室効果ガスなどを想定している。なお、 $q_t$  に関する扱いは、Ono [2007b] に従っている。消費財生産に投入される労働力当たりの資本ストックを  $k_t$  ( $= \frac{K_t}{L_{g,t}}$ )、消費財生産に投入される労働力

当たりの汚染ストックを  $e_t$  ( $= \frac{E_t}{L_{g,t}}$ ) とする。

物的資本ストックは一期後に完全に償却される。規模に関して収穫一定のコブ・ダグラス型生産関数を  $Y_t = K_t^{\alpha_K} L_{g,t}^{\alpha_L} E_t^{\alpha_E}$  とすると、 $y_t = \frac{Y_t}{L_{g,t}} = k_t^{\alpha_K} e_t^{\alpha_E}$  となる。ただし、 $\alpha_i$  ( $i = K, L, E$ ) は、 $0 < \alpha_i < 1$  で、 $\alpha_K + \alpha_L + \alpha_E = 1$  である。消費財生産部門における賃金率を  $w_t$ 、資本のレンタルプライスを  $R_t$  とする。企業の利潤  $\pi_t$  は

$$\pi_t = K_t^{\alpha_K} L_{g,t}^{\alpha_L} E_t^{\alpha_E} - R_t K_t - w_t L_{g,t} - (\tau_{e,t} + q_t) E_t \quad (2)$$

となり、利潤最大化の問題を解くことにより  $w_t$ 、 $R_t$  および環境税を含めた排出コスト  $\tau_{e,t} + q_t$  はそれぞれ

$$w_t = \alpha_L k_t^{\alpha_K} e_t^{\alpha_E} \quad (3)$$

$$R_t = 1 + r_t = \alpha_K k_t^{\alpha_K-1} e_t^{\alpha_E} \quad (4)$$

$$\tau_{e,t} + q_t = \alpha_E k_t^{\alpha_K} e_t^{\alpha_E-1} \quad (5)$$

と計算される。ここで、 $r_t$  は利子率を表す。

#### 2.2.2 介護サービスの生産関数

$X_t$  を  $t-1$  世代の人びと（すなわち、 $t$  期にすでに退職している人びと）が  $t$  期に需要する介護サービスとする。介護サービスは介護に従事する労働者によって生産されるものとし、Hashimoto and Tabata [2010] の分析で利用されたような、線形の生産関数を想定する。

$$X_t = L_{x,t} \quad (6)$$

なお、本稿では、介護サービス事業者は汚染ストックを生産要素として用いないので介護サービス事業者に環境税は課さないとする。さらに、三原 [2006] や Hashimoto and Tabata [2010] と同様、介護サービス市場は完全競争市場である

ると仮定しよう<sup>4)</sup>。消費財価格をニューメラーとし、介護サービス部門における賃金率を  $\hat{w}_t$  とする。介護サービス事業者の利潤  $\hat{\pi}_t$  は

$$\hat{\pi}_t = p_t X_t - \hat{w}_t L_{x,t} = p_t L_{x,t} - \hat{w}_t L_{x,t}$$

となる。利潤最大化問題を解くと、次の式

$$p_t = \hat{w}_t \quad (7)$$

が得られる。すなわち、企業は介護サービス価格と介護サービス部門における賃金率が一致するよう行動する。なお、前述のとおり本稿では、労働者は消費財生産部門と介護サービス部門を自由に移動が可能であると仮定する。よって、 $w_t = \hat{w}_t$  である。

### 2.3 政府の予算制約式

政府は  $t$  期に現役世代から税率  $\tau_{t,t}$  の所得税を、消費財生産企業から環境税を徴収し、それらを財源として、介護サービス利用者に補助を出す。一人当たり介護サービス需要量を  $x_t$ 、介護サービス利用者の利用者負担率を  $f_t$  ( $0 < f_t \leq 1$ ) とする。政府の予算制約式は

$$(1 - f_t) p_t x_t = \tau_{t,t} w_t l_t + \tau_{e,t} \varepsilon_t l_t e_t \quad (8)$$

と表すことができる。日本の公的介護制度の財源構成は、国 25%、都道府県 12.5%、市町村 12.5%、保険料 50% となっている。財源構成において公費が 50% となっていることや、2 号被保険者の保険料負担が現状でおよそ 6 割強となっていることから考えると、公的介護制度の財源は現役世代に強く依存しているということになる。そういう観点から、現役世代の負担に着目した設定にしたことは妥当と考える。

### 2.4 個人の効用最大化

効用関数は、Nishimura and Zhang [1992], Zhang and Zhang [1995]、三原 [2006, 2011] で考えられたものを、John and Pecchenino [1994]、熊本 [2004]、Ono [2007a, 2007b] のように環境の変化に伴う外部性を考慮した形に拡張する。個人は将来について完全予見が可能であると仮定する。

$t$  世代は現役期である  $t$  期に労働を行い、賃金を獲得し、消費や貯蓄をする。さらに、 $t-1$  世代の退職期の効用に関心を有するため、同時に親の介護も行う。そして、 $t$  世代の退職期である  $t+1$  期には、前期の貯蓄によって消費財と介護サービスを購入し生計を立てる。

$t$  世代の効用関数と予算制約式を

$$\begin{aligned} V_t &= \theta v_{o,t} + \log c_{y,t} - \mu \psi(E_t) + \delta v_{o,t+1} \\ \{c_{y,t} &= (1 - \tau_{t,t}) w_t l_t - s_t \\ c_{o,t+1} + f_{t+1} p_{t+1} x_{t+1} &= (1 + r_{t+1}) s_t \end{aligned} \quad (9)$$

と表す。ここで、 $v_{o,t}$  は親の退職期の効用、 $v_{o,t+1}$  は自身の退職期の効用、 $\theta$  ( $0 < \theta < 1$ ) は親の退職期の効用への関心を表すパラメータ、 $\delta$  ( $0 < \delta < 1$ ) は割引率、 $c_{y,t}$  は  $t$  世代の現役期の消費、 $c_{o,t+1}$  は  $t$  世代の退職期の消費、 $s_t$  は貯蓄、 $z_t$  は  $t$  世代が  $t-1$  世代に提供する家族内介護の時間を表す。ただし、 $l_t + z_t = 1$  である。 $\mu$  ( $\geq 0$ ) は汚染による不効用への関心を表すパラメータ、 $\psi(\cdot)$  は汚染による不効用の大きさを表す微分可能な増加関数<sup>5)</sup>とする。つまり、汚染が進めば進むほど、個人の不効用は大きくなる。

$t$  世代の退職期の効用  $v_{o,t+1}$  を

$$\begin{aligned} v_{o,t+1} &= \rho \log c_{o,t+1} \\ &+ (1 - \rho) \{ \gamma \log \varphi_1(z_{t+1}) \\ &+ (1 - \gamma) \log \varphi_2(x_{t+1}) \} - \mu \psi(E_{t+1}) \end{aligned}$$

と表す。 $\rho$  は退職期の消費の重要度を表すパラメータ ( $0 < \rho < 1$ ) である。 $\rho$  の値が小さいほど

5)  $\psi'(\cdot) > 0$  とする。

ど介護に対する関心は大きくなる。 $\gamma$ は家族内介護から得られる効用の重要度を表すパラメータ ( $0 < \gamma < 1$ ) である。 $\varphi_1(\cdot)$  および  $\varphi_2(\cdot)$  はそれぞれ、家族内介護の質および介護サービス事業者から受ける介護の質を表す微分可能な増加関数である。ここでは、単純化のため  $\varphi_1(z) = z$ ,  $\varphi_2(x) = x$  と仮定する。これは、家族内介護の質は時間に、介護サービス事業者から受ける介護の質は購入する介護サービスの量に強く依存することを意味する<sup>6)</sup>。

$t$  世代の効用最大化問題を解いて整理すると、貯蓄、労働時間、家族内介護の時間および需要する介護サービスの量はそれぞれ以下のようになる<sup>7)</sup>。

$$s_t = \frac{\delta\{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}(1-\tau_{t,t})}{1+\theta(1-\rho)\gamma + \delta\{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}} w_t \quad (9)$$

$$l_t = \frac{1+\delta\{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}}{1+\theta(1-\rho)\gamma + \delta\{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}} \equiv \hat{l} \quad (10)$$

$$z_t = \frac{\theta(1-\rho)\gamma}{1+\theta(1-\rho)\gamma + \delta\{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}} \equiv \hat{z} \quad (11)$$

$$x_{t+1} = \frac{(1-\rho)(1-\gamma)(1+r_{t+1})}{f_{t+1} p_{t+1} \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}} s_t \quad (12)$$

## 2.5 資本市場の均衡式

$t$  世代の貯蓄は  $t+1$  期の物的資本ストックとして使われる。つまり、 $K_{t+1} = s_t N_t$  より

$$s_t = \varepsilon_{t+1} l_{t+1} k_{t+1} \quad (13)$$

6) 介護報酬制定のために3年に1度行われる介護事業経営実態調査において規模が大きい施設ほど職員一人当たりの給与などが高いことおよび職員一人当たりの利益が高いことが示されている。また、佐藤[2010]においても介護事業者の規模が大きいほど収益率が高いことが示されている。そして、規模が大きいほどそこで提供される介護の量が多い、こうした介護産業の集約化による規模の拡大は1施設当たりの提供するサービス量を拡大する。こうした集約化による一人当たり賃金の増加は介護職員の離職率を下げるとともにつながり、職員の勤続年数の上昇は介護の質の上昇につながる可能性がある。ただ、介護の量と介護の質の関係をとらえる実証研究については今後の課題とする。

7) (9)～(12) の導出については付録 A を参照のこと。

が得られる。

## 2.6 介護サービス市場の均衡式

各期の民間介護サービスの需給は一致する。ゆえに、介護サービス市場における需給の均衡式は以下のようになる。

$$X_{t+1} = x_{t+1} N_t$$

上式および(5)式より  $x_{t+1} N_t = L_{x,t}$  となるので、この両辺を  $N_t = 1$  であることを考慮し、整理することにより

$$x_{t+1} = (1 - \varepsilon_{t+1}) l_{t+1} \quad (14)$$

が得られる。(6)式で求められた供給と、(12)式で求められた個人の最適化問題で導出された需要を用いると、市場均衡における取引量が決まり、それが供給量となる。結果的に、個人の介護サービス需要量は(14)式と一致する。

## 3. 均衡の存在と安定性

本節では、定常均衡の存在とその安定性について検討する。(4)式より、一人当たり汚染ストックは以下のように導出される。

$$e_t = \left( \frac{\alpha_E}{\tau_{e,t} + q_t} \right)^{\frac{1}{1-\alpha_E}} k_t^{\frac{\alpha_K}{\alpha_L}} \quad (15)$$

また、介護以外の労働に従事する人の割合  $\varepsilon_t$  は

$$\varepsilon_t = \frac{f_t \alpha_L \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}}{\alpha_K (1-\rho)(1-\gamma) + f_t \alpha_L \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}}$$

と計算される<sup>8)</sup>。よって、資本の遷移式は、(2)式、(9)式、(10)式、(13)式および(15)式を用いて、

8) 明らかに  $\frac{\partial \varepsilon}{\partial f} > 0$  である。つまり、利用者負担率が軽減されると介護以外の労働に従事する人の割合が減り、介護労働に携わる人の割合が増える。導出方法については付録 B 参照。

$$k_{t+1} = \Omega_t k_t^{\frac{\alpha_K}{\alpha_K + \alpha_L}} \quad (16)$$

と表される。ただし、 $\Omega_t$  は

$$\Omega_t \equiv \frac{\delta(1-\tau_{t,t})[\alpha_K(1-\rho)(1-\gamma) + f_{t+1}\alpha_L\{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}]}{f_{t+1}[1 + \delta\{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}]} \\ \times \left( \frac{\alpha_E}{\tau_{e,t} + q_t} \right)^{\frac{\alpha_K}{\alpha_L}}$$

と定義する。

$q_t = q$  と仮定しよう。さらに、 $\tau_{t,t} = \tau_{t,t+1} = \tau_b$ ,  $\tau_{e,t} = \tau_{e,t+1} = \tau_e$ ,  $f_t = f_{t+1} = f$  とし、その場合の定常状態を求める。ここで、

$$A \equiv \frac{\delta(1-\tau_b)[\alpha_K(1-\rho)(1-\gamma) + f_a \alpha_L\{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}]}{f[1 + \delta\{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}]}$$

と定義する。(16)式を用い、 $k_t = k_{t+1} = k$  として解くと以下になる。

$$k = \Omega^{\frac{\alpha_K + \alpha_L}{\alpha_L}} = A^{\frac{1-\alpha_E}{\alpha_L}} \left( \frac{\alpha_E}{\tau_e + q} \right)^{\frac{\alpha_K}{\alpha_L}} \quad (17)$$

なお、定常状態における  $e$  は、(15)式に(17)式を代入することにより、以下のように計算される。

$$e = \left( \frac{\alpha_E}{\tau_e + q} \right)^{\frac{1}{1-\alpha_E}} \Omega^{\frac{\alpha_K}{\alpha_L}} = A^{\frac{\alpha_K}{\alpha_L}} \left( \frac{\alpha_E}{\tau_e + q} \right)^{\frac{1-\alpha_E}{\alpha_L}} \quad (18)$$

次に、均衡を、初期条件  $k_0 > 0$  を所与として(16)式を満たすような数列  $\{k_t\}_{t=0}^\infty$  と定義する。(16)式を対数変換すると

$$\log k_{t+1} = \frac{\alpha_K}{\alpha_K + \alpha_L} \log k_t + \log \Omega_t$$

となり、 $0 < \frac{\alpha_K}{\alpha_K + \alpha_L} < 1$  から、(16)式は安定的であることがわかる。よって、(16)式は、一意の定常状態に安定的に収束することが示された。

## 4. 実行される政策について

本節では、環境税を利用して介護サービス利用者への補助をおこなう政策（以後、「利用者負担率軽減政策」と呼ぶ）と、環境税を利用して現役世代が負担する所得税率を軽減する政策（以後、「所得税率軽減政策」と呼ぶ）を政府の予算制約式を用いて表すことにする。

(7) 式より、定常状態における政府の予算制約式は、 $(1-f)px = \tau_t wl + \varepsilon el \tau_e$  と表される。

(6) 式および(14)式より

$$(1-f)(1-\varepsilon)wl = \tau_t wl + \varepsilon el \tau_e$$

だから、この式を全微分すると

$$wd\tau_t + \varepsilon ed\tau_e + (1-\varepsilon)wdf = 0 \quad (19)$$

が得られる。よって、利用者負担率軽減政策は、 $d\tau_t = 0$  と(19)式より

$$\frac{df}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} = -\frac{\alpha_E \varepsilon}{\alpha_L (1-\varepsilon) q} < 0 \quad (20)$$

と表すことができる。また、所得税率軽減政策は、 $df = 0$  と(19)式より

$$\frac{d\tau_t}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} = -\frac{\alpha_E \varepsilon}{\alpha_L q} < 0 \quad (21)$$

と表すことができる。以上の式から明らかではあるが、利用者負担率軽減政策においては介護労働に従事する人の割合  $(1-\varepsilon)$  が入っている。

## 5. 比較静学分析

本節では、定常状態において前節で検討した政策が諸変数に及ぼす効果について検討する。(17)式を全微分すると

$$dk = m_1 d\tau_t + m_2 d\tau_e + m_3 df \quad (22)$$

が導出され、(18)式を全微分すると

$$de = m_4 d\tau_t + m_5 d\tau_e + m_6 df \quad (23)$$

が得られる。また、 $E = \varepsilon el$  であることと (23) 式より

$$\begin{aligned} dE &= \varepsilon lm_4 d\tau_t + \varepsilon lm_5 d\tau_e \\ &+ \left( \frac{a_k a_\varepsilon (\rho + (1-\rho)(1-\gamma)) (1-\rho)(1-\gamma) el}{a_k (1-\rho)(1-\gamma) + f a_\varepsilon (\rho + (1-\rho)(1-\gamma))^2} + \varepsilon lm_6 \right) df \end{aligned} \quad (24)$$

が得られる。また定常状態において (6) 式に (2) 式、(17) 式、(18) 式を代入して全微分すると

$$dp = m_7 d\tau_t + m_8 d\tau_e + m_9 df \quad (25)$$

が得られる。また、同様に定常状態において (14) 式に、 $\varepsilon$  と (10) 式を代入し全微分することによって

$$dx = m_{10} d\tau_t + m_{11} d\tau_e + m_{12} df \quad (26)$$

が得られる。(22) 式から (26) 式を用いることによって、資本ストック、汚染ストック、介護サービス事業者が行う介護の価格と質にどのような影響が生じるのかについて分析する。

### 5.1 資本ストックへの影響

利用者負担率軽減政策をとった場合の  $k$  の変化は (22) 式より

$$\frac{dk}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} = m_2 + m_3 \frac{df}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} \left( \equiv \frac{d\hat{k}}{d\tau_e} \right) \quad (27)$$

と表され、所得税率軽減政策をとった場合の  $k$  の変化は (22) 式より

$$\frac{dk}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} = m_1 \frac{d\tau_t}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} + m_2 \left( \equiv \frac{d\bar{k}}{d\tau_e} \right) \quad (28)$$

と表される<sup>9)</sup>。それぞれの政策が資本ストックに及ぼす影響についてみていこう。資本ストックに関しては次の命題が得られる。

9) 今後、利用者負担率軽減政策がとられた場合の変数の変化には<sup>^</sup>(ハット)を、所得税率軽減政策が採られた場合の変数の変化を表す記号として<sup>-</sup>(バー)を用いる。

$$\text{命題 1 } \frac{d\hat{k}}{d\tau_e} > \frac{d\bar{k}}{d\tau_e}.$$

証明

利用者負担率軽減政策をとった場合の  $k$  の変化は

$$\begin{aligned} \frac{dk}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} &= m_1 + m_2 \frac{df}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} \\ &= m_1 + \frac{(1-a_\varepsilon)(\rho + (1-\rho)(1-\gamma))(1+\delta(\rho + (1-\rho)(1-\gamma)))}{a_\varepsilon(a_k(1-\rho)(1-\gamma) + f a_\varepsilon(\rho + (1-\rho)(1-\gamma)))} A^{\frac{1-\eta}{\eta}} \left( \frac{a_\varepsilon}{q} \right)^{\frac{1-\eta}{\eta}} \end{aligned} \quad (29)$$

と計算される。また、所得税率軽減政策をとった場合の  $k$  の変化は

$$\begin{aligned} \frac{dk}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} &= m_1 \frac{d\tau_t}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} + m_2 \\ &= m_1 + \frac{\delta a_\varepsilon (1-a_\varepsilon)(\rho + (1-\rho)(1-\gamma))}{a_\varepsilon [1+\delta(\rho + (1-\rho)(1-\gamma))]q} A^{\frac{1-\eta}{\eta}} \left( \frac{a_\varepsilon}{q} \right)^{\frac{1-\eta}{\eta}} \end{aligned} \quad (30)$$

と計算される。さらに、(29) 式の右辺から (30) 式の右辺を引くと、明らかに正である。Q.E.D.

門で働く労働者を減らす。このことは、一人当たり資本ストックの定義式（すなわち  $k = \frac{K_t}{L_{g,t}}$ ）より、 $L_{g,t}$  を減少させることから  $k$  を上昇させる。ゆえに、利用者負担率軽減政策の方が所得税率軽減政策をとった時よりも資本ストックへの影響は大きい。

要約すると、利用者負担率軽減政策は  $k$  に直接的な影響を与える、 $k$  を増加させる効果を持つ。他方、所得税率軽減政策は、所得税軽減による実質所得の上昇に伴う貯蓄量の増加から  $k$  を上昇させる効果を持つ。本命題は、 $k$  については利用者負担率軽減政策の方が所得税軽減政策よりも望ましいことを示唆している。

### 5.2 汚染ストックへの影響

汚染ストックに関して考察しよう。まず、補題として  $e$  への影響について検討し、その後、命題として  $E$  への影響について考察する。

利用者負担率軽減政策をとった場合の  $e$  の変化は (23) 式より

$$\frac{de}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} = m_5 + m_6 \frac{df}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} \left( \equiv \frac{d\hat{e}}{d\tau_e} \right) \quad (31)$$

と表され、所得税率軽減政策をとった場合の  $e$  への変化は (23) 式より

$$\frac{de}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} = m_4 \frac{d\tau_t}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} + m_5 \left( \equiv \frac{d\bar{e}}{d\tau_e} \right) \quad (32)$$

と表される。それぞれの政策が汚染ストックに及ぼす影響についてみていこう。汚染ストックに関しては次の補題が得られる。

$$\text{補題 1 } \frac{d\hat{e}}{d\tau_e} > \frac{d\bar{e}}{d\tau_e}.$$

証明

利用者負担率軽減政策をとった場合の  $e$  の変化は

$$\begin{aligned} \frac{de}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} &= m_5 + m_6 \frac{df}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} \\ &= m_5 + \frac{a_k a_\varepsilon (\rho + (1-\rho)(1-\gamma))(1+\delta(\rho + (1-\rho)(1-\gamma)))}{a_\varepsilon [a_k(1-\rho)(1-\gamma) + f a_\varepsilon(\rho + (1-\rho)(1-\gamma))]q} \left( \frac{a_\varepsilon}{q} \right)^{\frac{1-\eta}{\eta}} A^{\frac{1-\eta}{\eta}} \end{aligned} \quad (33)$$

と計算される。また、所得税率軽減政策をとった場合の  $e$  の変化は、

$$\begin{aligned} \frac{de}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} &= m_4 \frac{d\tau_t}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} + m_5 \\ &= m_4 + \frac{a_k a_\varepsilon (\rho + (1-\rho)(1-\gamma))}{a_\varepsilon [a_k(1-\rho)(1-\gamma) + f a_\varepsilon(\rho + (1-\rho)(1-\gamma))]q} \left( \frac{a_\varepsilon}{q} \right)^{\frac{1-\eta}{\eta}} \end{aligned} \quad (34)$$

と計算される。さらに、(33) 式の右辺から (34) 式の右辺を引くと明らかに正である。Q.E.D.

それぞれの政策がもたらす汚染ストックへの影響は、環境税を含めた排出コストの上昇による環境改善の直接的効果と (18) 式および 5.1 節での検討から明らかなように、それぞれの政策が及ぼす  $k$  への影響に依存する。よって、(33) 式および (34) 式のような結果が得られる。この結果から、全体の汚染を示す  $E$  についての影響をみていく。利用者負担率軽減政策をとった場合の  $E$  の変化は、

$$\begin{aligned} \frac{dE}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} &= \varepsilon \left[ m_5 + \frac{a_k a_\varepsilon (\rho + (1-\rho)(1-\gamma))(1+\delta(\rho + (1-\rho)(1-\gamma)))}{a_\varepsilon [a_k(1-\rho)(1-\gamma) + f a_\varepsilon(\rho + (1-\rho)(1-\gamma))]q} \left( \frac{a_\varepsilon}{q} \right)^{\frac{1-\eta}{\eta}} A^{\frac{1-\eta}{\eta}} \right. \\ &\quad \left. - \frac{a_k a_\varepsilon (\rho + (1-\rho)(1-\gamma))}{[a_k(1-\rho)(1-\gamma) + f a_\varepsilon(\rho + (1-\rho)(1-\gamma))]q} \left( \frac{a_\varepsilon}{q} \right)^{\frac{1-\eta}{\eta}} A^{\frac{1-\eta}{\eta}} \right] \end{aligned} \quad (35)$$

と計算される。また、所得税率軽減政策をとった場合の  $E$  の変化は、

$$\begin{aligned} & \frac{dE}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} \\ &= \varepsilon \left[ m_4 \frac{d\tau_e}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} + m_5 \right] \\ &= \varepsilon \left[ m_5 + \frac{\alpha_k \alpha_e \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}}{\alpha_k(1-\rho)(1-\gamma) + \alpha_L \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}q} A^{\frac{\alpha_k}{\alpha_L}} \left( \frac{\alpha_e}{q} \right)^{\frac{1-\alpha_k}{\alpha_k}} \right] \\ &\quad \left( \equiv \frac{d\hat{E}}{d\tau_e} \right) \end{aligned}$$

と計算される。さらに(35)式の右辺から(36)式の右辺を引くと

$$\begin{aligned} & \frac{d\hat{E}}{d\tau_e} - \frac{d\hat{E}}{d\tau_e} \\ &= \varepsilon \left[ m_4 \frac{df}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} - m_4 \frac{d\tau_e}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} \right] \\ &+ \frac{\alpha_k \alpha_e \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}(1-\rho)(1-\gamma)eL \frac{df}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0}}{\alpha_k(1-\rho)(1-\gamma) + f\alpha_L \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}^2} \\ &= \frac{\alpha_k \alpha_e \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}}{\alpha_k(1-\rho)(1-\gamma) + f\alpha_L \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}q} \left( \frac{\alpha_e}{q} \right)^{\frac{1-\alpha_k}{\alpha_k}} A^{\frac{\alpha_k}{\alpha_L}} \\ &\times \left[ \delta \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\} + \frac{\alpha_L(1-f)\{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}}{\alpha_k(1-\rho)(1-\gamma) + f\alpha_L \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}} - \frac{\alpha_L}{\alpha_k} \right] \end{aligned} \quad (37)$$

ここで、

$$\begin{aligned} \eta_1 &\equiv 1 - \frac{\alpha_k(1-\rho)(1-\gamma) + \alpha_L \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}}{\alpha_L \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}} \\ &\quad \times \left[ \frac{\alpha_L}{\alpha_k} - \delta \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\} \right] \end{aligned}$$

と定義する。すると以下の命題が得られる

#### 命題2

$$\begin{aligned} \frac{d\hat{E}}{d\tau_e} > \frac{d\hat{E}}{d\tau_e} &\Leftrightarrow f < \eta_1, \\ \frac{d\hat{E}}{d\tau_e} = \frac{d\hat{E}}{d\tau_e} &\Leftrightarrow f = \eta_1, \\ \frac{d\hat{E}}{d\tau_e} < \frac{d\hat{E}}{d\tau_e} &\Leftrightarrow f > \eta_1. \end{aligned}$$

#### 証明

上述の計算により明らか。Q.E.D.

利用者負担率がある値 ( $\eta_1$ ) より小さいとき

は、環境税の引き上げによる利用者負担率の軽減によって公的介護サービスの需要が増えることから供給サイドの労働者に占める介護従事者の割合 ( $1-\varepsilon$ ) が増える。このことにより環境汚染を生じさせる企業の生産減少による環境改善の効果が小さい。この場合は、不等号の関係が補題1と一致する。

利用者負担率がある値 ( $\eta_1$ ) より大きいときは、環境税の引き上げによる利用者負担率の軽減によって労働者に占める介護従事者の割合 ( $1-\varepsilon$ ) が増えることによる環境改善の効果が大きい。この効果が大きいために不等号の関係が補題1と逆転し、環境質に及ぼす影響は異なる。このことは、汚染水準の大きさによって望ましい政策が異なることを意味している。

なお、後ほど説明するが、各々の政策による  $E$  への影響は厚生の分析にも影響を及ぼすことを付記しておく。

#### 5.3 介護サービス価格への影響

利用者負担率軽減政策をとった場合の  $p$  の変化は(25)式より

$$\frac{dp}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} = m_8 + m_9 \frac{df}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} \left( \equiv \frac{d\hat{p}}{d\tau_e} \right) \quad (38)$$

と表され、所得税率軽減政策をとった場合の  $p$  の変化は(25)式より

$$\frac{dp}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} = m_7 \frac{d\tau_e}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} + m_8 \left( \equiv \frac{d\hat{p}}{d\tau_e} \right) \quad (39)$$

と表される。それぞれの政策が介護サービス価格におよぼす影響についてみていく。介護サービス価格に関しては次の命題が得られる。

$$\text{命題3 } \frac{d\hat{p}}{d\tau_e} > \frac{d\hat{p}}{d\tau_e}.$$

#### 証明

利用者負担率軽減政策をとった場合の  $p$  の変化は、(20)式および(25)式より

$$\begin{aligned} & \frac{dp}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} \\ &= m_8 + m_9 \frac{df}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} \\ &= m_8 + \frac{\alpha_k \alpha_e \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}[1 + \delta \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}]w}{\alpha_k(1-\rho)(1-\gamma) + f\alpha_L \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}q} \end{aligned} \quad (40)$$

と計算される。また、所得税率軽減政策をとった場合の  $p$  の変化は、(21)式および(25)式より

$$\begin{aligned} & \frac{dp}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} \\ &= m_7 \frac{d\tau_e}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} + m_8 \\ &= m_8 + \frac{\alpha_k \alpha_e \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}w}{\alpha_k(1-\rho)(1-\gamma) + f\alpha_L \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}q} \end{aligned} \quad (41)$$

と計算される。さらに、(40)式の右辺から(41)式の右辺を引くと明らかに正である。Q.E.D.

命題1と補題1から明らかなように、利用者負担率軽減政策をとった場合は  $k, e$  に対する効果は所得税率軽減政策を採った場合の効果と比較して大きい。よって、(2)式および(6)式などから明らかなように、介護サービス価格に対する効果は利用者負担率軽減政策をとった方が大きくなる。このことは、直観的に、利用者負担率軽減による介護需要の増大効果が無視できないほど大きいことを意味している。

#### 5.4 介護の質への影響

利用者負担率軽減政策をとった場合の  $\varphi_2(x)$  の変化は(26)式より

$$\frac{d\varphi_2(x)}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} = m_{11} + m_{12} \frac{df}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} \left( \equiv \frac{d\hat{\varphi}_2(\hat{x})}{d\tau_e} \right) \quad (42)$$

と表され、所得税率軽減政策をとった場合の  $\varphi_2(x)$  の変化は(26)式より

$$\frac{d\varphi_2(x)}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} = m_{11} + m_{10} \frac{d\tau_e}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} \left( \equiv \frac{d\varphi_2(\hat{x})}{d\tau_e} \right) \quad (43)$$

と表される。それぞれの政策が介護サービスの質に及ぼす影響について考察しよう。介護サービス事業者が行う介護の質に関しては次の命題が成り立つ。

**命題4** 介護の質の観点からは利用者負担率軽減政策を行なう方が所得税率軽減政策よりも大きい。

#### 証明

利用者負担率軽減政策を行なった場合の  $x$  の変化は、

$$\begin{aligned} \frac{d\varphi_1(\hat{x})}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} &= \frac{d\hat{x}}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} \\ &= \frac{\alpha_k \alpha_e \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}}{\alpha_k(1-\rho)(1-\gamma) + f\alpha_L \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}q} > 0 \end{aligned} \quad (44)$$

と計算される。また、所得税率軽減政策を行なった場合の  $x$  の変化は、

$$\frac{d\varphi_1(\hat{x})}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} = \frac{d\hat{x}}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} = 0 \quad (45)$$

と計算される。さらに、(44)式の右辺から(45)式の右辺を引くと明らかに正である。Q.E.D.

直観的には次のように説明できる。利用者負担率軽減政策が行われた場合、環境税を課したことによる直接的な影響はない。しかし、環境税をもとに利用者負担率を軽減したことにより、介護労働に従事する労働者の割合 ( $1-\varepsilon$ ) が増えることになる。よって、介護サービスの供給が増加する。需要者側から見ると、介護サービス事業者から受ける介護サービスの量が大きくなる。よって、(44)式のような結果が得られる。一方、所得税率軽減政策が行われると、環境税を課したことによる直接的な影響も介護労働に従事する労働者の割合の変化もともない。

よって、(45)式のような結果が得られる。

## 6. 経済厚生への影響

第5節では、第4節で提示した政策が資本ストック、汚染ストック、介護サービス事業者が供給する介護サービスの価格および質に対してどのような影響が生じるのかについて検討した。本節では、経済厚生に及ぼす影響について考察する。

定常状態において効用関数を全微分すると、

$$dV = m_{13}d\tau_e + m_{14}d\tau_e + m_{15}df \quad (46)$$

となるので、利用者負担率軽減政策をとった場合の  $V$  の変化は (46) 式より

$$\frac{dV}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} = m_{14} + m_{15} \frac{df}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} \left( \equiv \frac{d\hat{V}}{d\tau_e} \right) \quad (47)$$

と表され、所得税率軽減政策をとった場合の  $V$  の変化は (46) 式より

$$\frac{dV}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} = m_{13} \frac{d\tau_e}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} + m_{14} \left( \equiv \frac{d\hat{V}}{d\tau_e} \right) \quad (48)$$

と表される。それぞれの政策が経済厚生を改善するかどうかについては各パラメータの大きさに依存する。そこで、それぞれの政策が経済厚生に与える影響の比較を汚染による不効用への関心を表すパラメータ ( $\mu$ ) を通して考察する。

ここで

$$\begin{aligned} \Gamma_1 &\equiv (1+\theta+\delta) \left( \frac{d\hat{E}}{d\tau_e} - \frac{d\hat{E}}{d\tau_e} \right) \psi, \\ \Gamma_2 &\equiv - \frac{\alpha_E \alpha_L \rho (\theta+\delta) \{ \rho + (1-\rho)(1-\gamma) \}}{[\alpha_K (1-\rho)(1-\gamma) + f_{t+1} \{ \rho + (1-\rho)(1-\gamma) \}] q} \\ &+ \frac{\alpha_E \alpha_K \{ \rho + (1-\rho)(1-\gamma) \} \{ 1 + \rho (\theta+\delta) \} [1 + \delta \{ \rho + (1-\rho)(1-\gamma) \}]}{[\alpha_K (1-\rho)(1-\gamma) + f_{t+1} \{ \rho + (1-\rho)(1-\gamma) \}] q} \\ &+ \frac{\alpha_E \alpha_L (\theta+\delta) \{ \rho + (1-\rho)(1-\gamma) \}}{\alpha_K q} \\ &- \frac{\alpha_E \{ \rho + (1-\rho)(1-\gamma) \} \{ \alpha_K \rho (\theta+\delta) + 1 - \alpha_E \}}{\alpha_L [\alpha_K (1-\rho)(1-\gamma) + f_{t+1} \{ \rho + (1-\rho)(1-\gamma) \}] q}, \end{aligned}$$

と定義する。すると、

$$\frac{d\hat{V}}{d\tau_e} - \frac{d\hat{E}}{d\tau_e} = m_{15} \frac{df}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} - m_{13} \frac{d\tau_e}{d\tau_e} \Big|_{\tau_e=0} = -\Gamma_1 \mu + \Gamma_2 \quad (49)$$

と計算される。ゆえに、次の命題が導かれる。

### 命題5

1.  $\frac{d\hat{E}}{d\tau_e} = \frac{d\hat{E}}{d\tau_e}$  ( $f = \eta_1$ ) の場合、 $\frac{d\hat{V}}{d\tau_e} - \frac{d\hat{E}}{d\tau_e}$  の符号は各パラメータの大きさに依存する。

2.  $\frac{d\hat{E}}{d\tau_e} > \frac{d\hat{E}}{d\tau_e}$  ( $f < \eta_1$ ) の場合、

$$\mu < (\geq) - \frac{\Gamma_2}{\Gamma_1} \Leftrightarrow \frac{d\hat{V}}{d\tau_e} > (\leq) \frac{d\hat{E}}{d\tau_e},$$

3.  $\frac{d\hat{E}}{d\tau_e} < \frac{d\hat{E}}{d\tau_e}$  ( $f > \eta_1$ ) の場合、

$$\mu > (\leq) - \frac{\Gamma_2}{\Gamma_1} \Leftrightarrow \frac{d\hat{V}}{d\tau_e} < (\geq) \frac{d\hat{E}}{d\tau_e}.$$

証明

上の計算より明らか。Q.E.D.

このように、利用者負担率および汚染による不効用への関心を表すパラメータの違いによって、それぞれの政策が厚生に与える影響が異なることがわかる。第5節までの命題からは概ね利用者負担率軽減政策が望ましいということが明らかになっている。ただし、厚生に関しては、利用者負担率軽減政策が望ましいかどうかは全体の環境水準および環境への関心を表すパラメータ如何により異なることが明らかになった。

命題1~4においては、概ね利用者負担率軽減政策が望ましいにもかかわらず、厚生に関しては外部性の影響により、いずれの政策が望ましいか明らかではない。そこで、政策決定の際にこれらのこと留意する必要があることが示唆される。

## 7. おわりに

本稿は、公的介護制度の利用者負担率の軽減

## 付録A (9)式～(12)式の導出について

はじめに、 $t$ 世代の退職期の効用を最大にする問題について以下のように考える。

$$\begin{aligned} \max v_{a,t+1} &= \rho \log c_{a,t+1} \\ &+ (1-\rho) \{ \gamma \log z_{t+1} + (1-\gamma) \log x_{t+1} \} - \mu \psi(E_{t+1}) \quad (A.1) \end{aligned}$$

s.t.  $c_{a,t+1} + f_{t+1} p_{t+1} x_{t+1} = (1+r_{t+1}) s_t$

この問題を解くことにより、退職期の消費および個人の需要する介護サービスの量は

$$c_{a,t+1} = \frac{\rho (1+r_{t+1})}{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)} s_t \quad (A.2)$$

$$x_{t+1} = \frac{(1-\rho)(1-\gamma)(1+r_{t+1})}{f_{t+1} p_{t+1} \{ \rho + (1-\rho)(1-\gamma) \}} s_t \quad (12)$$

と求められる。ゆえに、退職期の間接効用関数は

$$\begin{aligned} v_{a,t+1}^* &= [\rho + (1-\rho)(1-\gamma)] \log (1+r_{t+1}) s_t \\ &+ \gamma (1-\rho) \log z_{t+1} \\ &+ \rho \log \frac{\rho}{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)} \\ &+ (1-\rho)(1-\gamma) \log \left[ \frac{(1-\rho)(1-\gamma)}{f_{t+1} p_{t+1} \{ \rho + (1-\rho)(1-\gamma) \}} \right] \\ &- \mu \psi(E_{t+1}), \end{aligned}$$

と表される。

次に、 $t$ 世代の現役期における個人の効用最大化問題、すなわち、

$$\begin{aligned} \max V_t &= \theta v_{a,t} + \log c_{s,t} - \mu \psi(E_t) + \delta v_{a,t+1}^* \quad (A.3) \\ \text{s.t. } c_{s,t} &= (1-\tau_{t+1}) w_t l_t - s_t \end{aligned}$$

を解くと、(9)式から(11)式が得られる。

## 付録B 介護以外の労働に従事する労働者の割合の導出について

(2)式、(3)式、(6)式および(13)式より

$$\frac{(1+r_{t+1}) s_t}{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)} = \frac{\alpha_K}{\alpha_L} \varepsilon_{t+1} l_{t+1}$$

と表される。上の計算の結果と、(12) 式および (14) 式より

$$(1 - \varepsilon_{t+1})l_{t+1} = \frac{\alpha_K}{\alpha_L} \varepsilon_{t+1} l_{t+1} \frac{(1-\rho)(1-\gamma)}{f_{t+1}\{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}}$$

が導かれる。ゆえに、

$$\varepsilon_{t+1} = \frac{\alpha_L f_{t+1} \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}}{\alpha_K (1-\rho)(1-\gamma) + \alpha_L f_{t+1} \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\}}$$

と計算される。

### 付録 C 偏微係数について

第5節における偏微係数は以下のとおりである。

$$\begin{aligned} m_1 &= -\frac{\delta(1-\alpha_E)[\alpha_E(1-\rho)(1-\gamma) + f\alpha_L(\rho + (1-\rho)(1-\gamma))]}{\alpha_E f[1 + \delta(\rho + (1-\rho)(1-\gamma))]} A^{\frac{\alpha_E}{\alpha_L}} \left(\frac{\alpha_E}{\tau_e + q}\right)^{\frac{\alpha_E}{\alpha_L}} \\ m_2 &= -\frac{1}{\alpha_L} \left(\frac{\alpha_E}{\tau_e + q}\right)^{\frac{1-\alpha_E}{\alpha_L}} A^{\frac{1-\alpha_E}{\alpha_L}} \\ m_3 &= -\frac{\delta\alpha_K(1-\tau_i)(1-\alpha_E)(1-\rho)(1-\gamma)}{\alpha_L f^2} A^{\frac{\alpha_E}{\alpha_L}} \left(\frac{\alpha_E}{\tau_e + q}\right)^{\frac{\alpha_E}{\alpha_L}} \\ m_4 &= -\frac{\delta\alpha_K[\alpha_E(1-\rho)(1-\gamma) + f\alpha_L(\rho + (1-\rho)(1-\gamma))]}{\alpha_L f[1 + \delta(\rho + (1-\rho)(1-\gamma))]} \\ &\quad \times A^{\frac{\alpha_E}{\alpha_L}-1} \left(\frac{\alpha_E}{\tau_e + q}\right)^{\frac{1-\alpha_E}{\alpha_L}} \\ m_5 &= -\frac{1-\alpha_K}{\alpha_E \alpha_L} A^{\frac{\alpha_E}{\alpha_L}} \left(\frac{\alpha_E}{\tau_e + q}\right)^{\frac{1-\alpha_K+\alpha_L}{\alpha_L}} \\ m_6 &= -\frac{\alpha_E^2 \delta(1-\tau_i)(1-\rho)(1-\gamma)}{\alpha_L f^2 [1 + \delta(\rho + (1-\rho)(1-\gamma))]} A^{\frac{\alpha_E}{\alpha_L}-1} \left(\frac{\alpha_E}{\tau_e + q}\right)^{\frac{1-\alpha_E}{\alpha_L}} \\ m_7 &= -\frac{\alpha_K w}{\alpha_L (1-\tau_i)} \\ m_8 &= -\frac{\alpha_E w}{\alpha_L (\tau_e + q)} \\ m_9 &= -\frac{\alpha_E^2 (1-\rho)(1-\gamma)[1 + \delta(\rho + (1-\rho)(1-\gamma))] w}{\alpha_L f [\alpha_E(1-\rho)(1-\gamma) + f\alpha_L(\rho + (1-\rho)(1-\gamma))]} \\ m_{10} &= m_{11} = 0 \\ m_{12} &= -\frac{\alpha_K \alpha_L (1-\rho)(1-\gamma) \{\rho + (1-\rho)(1-\gamma)\} \dot{l}}{[\alpha_K (1-\rho)(1-\gamma) + f\alpha_L(\rho + (1-\rho)(1-\gamma))]^2} \\ m_{13} &= -\frac{1}{\alpha_L (1-\tau_i)} \{\alpha_K \rho (\theta + \delta) + 1 - \alpha_E\} \\ &\quad - (1 + \theta + \delta) \mu \psi' \varepsilon l m_4 \end{aligned}$$

護白書』TAC 出版。

友田康信・青木芳将・照井久美子 [2004], 「施設介護に関する経済分析」『季刊社会保障研究』第39巻第4号, pp. 446-455.

花岡智恵 [2010], 「介護労働者の早期離職要因に関する実証分析」PIE/CIS Discussion Paper No. 472.

広井良典 [2007], 「環境と福祉の統合一“持続可能な福祉社会”的可能性」『季刊政策・経営研究』第1巻第4号, pp. 5-14.

三原裕子 [2006], 「家族介護、介護保険および資本蓄積」『大阪経大論集』第57巻第2号, pp. 221-231.

三原裕子 [2011], 「親の要介護の程度と公的介護保険制度」『応用経済学研究』第5巻, pp. 40-54.

宮澤和俊 [2002], 「年金、公的介護、および経済成長」南山大学ワーキングペーパー, No. 40.

柳瀬明彦 [2004], 「部門間所得格差と経済成長」『高崎経済大学論集』第46巻第4号, pp. 93-103.

Economic Growth, and Unemployment in an OLG Economy," *FinanzArchiv*, Vol. 63, No. 1, pp. 133-161.

Ono, T. [2007b], "Growth and Welfare Effects of an Environmental Tax-Based Public Pension Reform," *The Japanese Economic Review*, Vol. 58, No. 3, pp. 362-381.

Ono, T. and Y. Maeda [2002], "Pareto-Improving Environmental Policies in an Overlapping-Generations Model," *The Japanese Economic Review*, Vol. 53, No. 2, pp. 211-225.

Pauly, M. V. [1990], "The Rational Nonpurchase of Long-Term-Care Insurance," *Journal of Political Economy*, Vol. 98-1, pp. 153-168.

Tabata, K. [2005], "Population Aging, the Costs of Health Care for the Elderly and Growth," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 27, pp. 472-493.

Yoshida, M. [2002], "Intergenerational Pigouvian Tax Systems," *The Japanese Economic Review*, Vol. 53, No. 2, pp. 199-210.

Zhang, J. and J. Zhang [1995], "The Effects of Social Security on Population and Output Growth," *Southern Economic Journal*, Vol. 62, pp. 440-450.

足立治郎 [2004], 「環境税一税財政改革と持続可能な福祉社会」筑地書館。

大守隆・田坂治・宇野裕・一瀬智弘 [1998], 「介護の経済学」東洋経済新報社。

菊池潤 [2008], 「施設系サービスと介護保険制度の維持可能性」『季刊社会保障研究』第43巻第4号, pp. 365-379.

熊本尚雄 [2004], 「遺産動機および社会保障政策が環境に及ぼす効果—一世代重複モデルによるアプローチー」『生活経済学研究』第19巻, pp. 107-119.

坂爪聰子 [2004], 「介護の経済学的視点: 家族介護と介護サービス」『京都女子大学現代社会研究』第6号, pp. 39-47.

佐藤卓利 [2010], 「介護保険の10年」『立命館経済学』第59巻第3号, pp. 19-30.

全国老人保健施設協会 [2010], 『平成22年度版介

# Estimation of SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> Emissions in China: Environmental Kuznets Curve in Thermal Power Generation

Masayuki SHIMIZU, Faculty of Law and Letters, University of the Ryukyus\*

## Abstract

This study examines the applicability of the environmental Kuznets curve (EKC) to sectoral and regional emissions of SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> in China. These emissions have increased dramatically since the 2000s, primarily from coal fuel, with the largest sectoral and geographical sources of these emissions being the thermal power generation sector and the eastern region of the country. However, the growth of these emissions is now higher in the western region. For the EKC, the per capita relationship between emissions and gross domestic product follows an inverted U-curve for the thermal power generation sector. However, this finding does not support the EKC hypothesis because the emissions showed a tendency to essentially monotonic increase.

**Keywords:** China, Environmental Kuznets Curve (EKC), SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> Emissions, Thermal Power Generation

**JEL Codes:** O44, Q53, Q56

## 1. Introduction

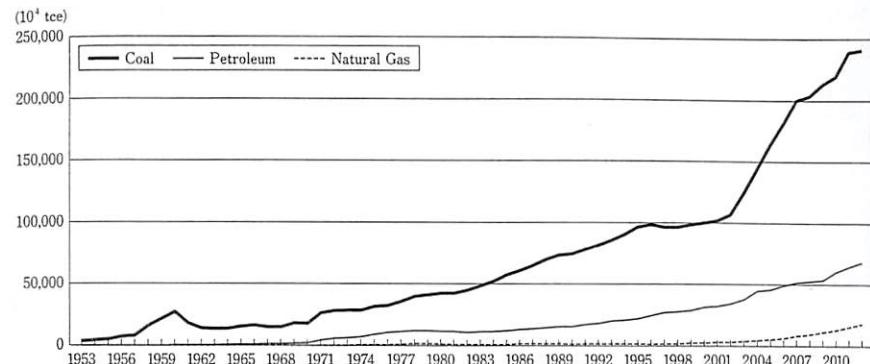
The purpose of this study is to estimate the sectoral and regional emissions in China of sulfur oxide (SO<sub>x</sub>), nitrogen oxide (NO<sub>x</sub>), and carbon dioxide (CO<sub>2</sub>) resulting from fuel combustion. In addition, through the use of a panel data set of SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> emissions, this study examines whether the environmental Kuznets curve (EKC) hypothesis is applicable to the thermal power generation sector from 1995 to 2012.

\* E-mail: mshimizu@ll.u-ryukyu.ac.jp.

1) Author's calculation using China Energy Statistical

研究論文：Estimation of SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> Emissions in China: Environmental Kuznets Curve in Thermal Power Generation

Figure 1 Changes in Energy Consumption in China, 1953–2012



Source: China Energy Statistical Yearbook.

Increasing coal consumption by developing countries such as China is a factor in global and domestic environmental problems. From a global perspective, increasing CO<sub>2</sub> and NO<sub>x</sub> emissions are expected to exacerbate global warming, while from a domestic perspective, increasing SO<sub>x</sub> and NO<sub>x</sub> emissions are associated with worsening air pollution. China has delayed the substitution of coal by cleaner natural gas (see Figure 1), and some regions use a low quality coal with high sulfur content (see Appendix I). In addition, China's increasing coal use is mainly attributed to growing demand for electric power. Although the country's coal consumption decreased following the adoption of the Ninth Five-Year Plan of China in the second half of the 1990s, it subsequently increased again since the Tenth Five-Year Plan in the 2000s<sup>2)</sup>. As a result, the levels of many environmental pollutants

have increased greatly during the past several decades.

In contemporary China, detailed data on environmental pollution play an important role in assessing environmental problems. The Chinese Government has published environmental statistics since 1990, such as the China Environment Yearbook (CEY). This provides environmental data on wastewater, waste gas, and solid waste emissions on a regional and industrial basis. CEY data, however, are mainly collected at the scale of the industrial sector. Therefore, this study estimates SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> emissions by using the energy balance table in the China Energy Statistical Yearbook (CESY), and contributes to environmental data on China by providing sectoral data by region.

Some studies have estimated SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> emissions using the energy balance table. This study uses the estimation method of the National Institute of Science and Technology Policy (NISTEP [1992]), which estimated sectoral SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> emissions for Asian countries from 1975 to

Yearbook [2013].

2) In this regard, Sinton [2001] indicates that coal consumption might be underreported in the second half of the 1990s.

1987<sup>3)</sup>. In this case, emission factors are established from the results of previous studies and field surveys of each country, and thus NISTEP appears to present the most reliable representation of environmental conditions. Furthermore, the NISTEP methodology also estimated regional SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> emissions in China, because there are many differences between regions. Similarly, Zhang [2003] used the NISTEP method to estimate industrial SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> emissions in China during the period 1980–1997. The main divergence from the NISTEP [1992] method was that Zhang [2003] adjusted SO<sub>x</sub> emissions for the removals of industrial sulfur dioxide (SO<sub>2</sub>), using data reported in the CEY. However, previous studies on China focused solely on the period from the 1970s to 1990s, and do not consider the period of increasing coal consumption since the 2000s. Therefore, this study specifically focuses on recent emissions in China, and estimates the sectoral and regional SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> emissions by applying the methods of NISTEP [1992].

Furthermore, through the use of a panel data set of regional basis, this study examines the EKC hypothesis, which suggests an inverted U-shaped relationship between environmental pollution and economic development. In the past decade or so, many empirical studies have examined the EKC in China, most of which focused on the EKC of wastewater, waste gas, and solid waste emissions in the industrial sector and the country as a whole. By only reviewing the EKC for pol-

lutant gas, De Groot *et al.* [2004] and Jiang *et al.* [2008] showed that industrial waste gas emissions take the shape of an inverted U-curve or an N-shape in the fixed effects estimator. Song *et al.* [2008] found the same result using the dynamic ordinary least squares (OLS) estimator. However, the results for industrial SO<sub>2</sub> emissions vary by the estimator. The findings of He [2008] for the random effects estimator and Jayanthakumaran and Liu [2012] for the fixed effects estimator suggested that the EKC forms an inverted U-curve or an N-shape, whereas Shen [2006], using the two-stage least squares (2SLS) estimator, reported that the EKC was not applicable. On the other hand, in previous empirical studies of aggregate emissions by region, emissions of SO<sub>2</sub> (Llorca and Meunie [2009]) and CO<sub>2</sub> (Auffhammer and Carson [2008]; Du *et al.* [2012]) followed an inverted U-curve in the fixed effects estimator.

However, even if the EKC forms an inverted U-curve, it has not always supported the EKC hypothesis. If the turning point (at which income continues to increase but pollution levels begin to decrease) is much higher than realistic income levels, the findings do not necessarily support the hypothesis. In this respect, the result of De Groot *et al.* [2004] and Du *et al.* [2012] suggests that the EKC relationship shows a tendency to basically monotonic increase.

As described above, previous empirical studies mainly focused on waste gas, SO<sub>2</sub>, and CO<sub>2</sub> emissions, thus this study extends the previous empirical EKC studies of China in two ways. First, by using the NISTEP [1992] method, it is possible to examine the EKC of aggregate SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> emis-

sions by region. Second, to extend the analysis, a detailed examination is conducted of EKC for the thermal power generation sector by region, which has recently been the main source of environmental pollution in China (see Section 3).

## 2. Methodology and Data

This section describes the methodologies and data used in this study. First, the method is explained for estimating the emissions of SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> resulting solely from fuel combustion, which refer to NISTEP [1992]. This study provides emission data in the case where the pollutant from fuel combustion is released into the atmosphere in unchanged form<sup>4)</sup>. Secondly, this study presents an empirical static and dynamic panel data model to examine the EKC hypothesis.

### 2.1 Estimation of SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> Emissions

Environmental pollutants emitted by the combustion of fossil fuels are estimated by multiplying fuel consumption by emission factors, which are obtained in the form of units of pollutant emitted per unit of fuel consumed, as follows:

$$NO_x = \sum_{i=1}^n EF_i \times X_i \quad (1)$$

where  $EF$  is the emission factors, and  $X$  is the total consumption of fossil fuels. If a certain sector burns fuel type  $i$  ( $i=1, 2, 3, \dots, n$ ), then NO<sub>x</sub> emissions are the sum of the results obtained by multiplying the total consumption of fuel  $i$  by emission factor of fuel  $i$ . In equation (1), the emission factors vary according to the fuel type and the fuel combustion procedure in each sector. However, they are constant each year and are not included in the effects of pollution abatement.

In the estimation of SO<sub>x</sub> emissions, the basic approach of equation (1) is slightly modified to give equation (2), according to the assumption that the sulfur contents of coal and petroleum differ by region and fuel type, because the quality of coal and petroleum reflects geographic considerations and product characteristics, respectively. Thus, the emission factors of SO<sub>x</sub> consider the sulfur contents of the fuels<sup>5)</sup>. Some emission factors of SO<sub>x</sub> are multiplied by the sulfur content  $S$  as follows:

$$SO_x = \sum_{i=1}^n EF_i \times S_i \times X_i \quad (2)$$

4) NISTEP [1992] also suggests that the estimation needs to take into account the following two points: 1) emission increases by using raw materials, and 2) emission decreases by adsorbing onto the raw materials during production processes. However, these are difficult to estimate, since data on raw materials by region are unavailable in China. Furthermore, Zhang [2003] suggests that the estimation should deduct emissions that are removed as a result of pollution abatement. However, this study is not adjusted for such removals, because removals data are only available for the industrial sector in China.

5) Appendix I shows the regional sulfur contents of coal and petroleum for each product in China.

3) NISTEP was affiliated with the Japan Science and Technology Agency until 2001, and is now part of the Ministry of Education, Culture, Sports, Science, and Technology.

$$CO_2 = \sum_{i=1}^n EF_i \times X_i \quad (3)$$

In the case of  $CO_2$ , the energy of coal and gas need to use emission factors in the form of pollutant emissions per unit of calorific value<sup>6)</sup>. Thus, fuel consumption is converted to lower calorific value, because a conversion factor of lower calorific value is calculated in the CESY<sup>7)</sup>.

Appendix II shows the emission factors of  $SO_x$ ,  $NO_x$ , and  $CO_2$  from NISTEP [1992]. Environmental data in this study are estimated using these emission factors and the regional energy balance table from CESY. The CESY divides fuel energy into 27 types, and the economic sector into 12 branches—including both the energy transformation sector and the energy consumption sector, as shown in Appendix II<sup>8)</sup>. The estimation period for the whole country covers the period 1980 to 2012. Furthermore, environmental data are also estimated by region, divided into 30 provinces, except Tibet from 1995 to 2012<sup>9)</sup>.

## 2.2 EKC Models

Through the use of environmental data for regional  $SO_x$ ,  $NO_x$ , and  $CO_2$  emissions,

- 6) Coal energy comprises raw coal, cleaned coal, other washed coal, briquettes, and gangue. The energy derived from gas comprises coke oven gas, blast furnace gas, converter gas, other gas, and natural gas in Appendix II.
- 7) In this regard, the estimation of  $SO_x$  and  $NO_x$  emissions also converts fuel consumption to lower calorific value for gas energy. See Appendix II.
- 8) Until 2009, the CESY divides fuel energy into 17 types.
- 9) Data for Chongqing are available since 1997, and are unavailable for Hainan in 2002 and for Ningxia from 2000 to 2002.

the unbalanced panel data are established for 29 provinces from 1995 to 2012, and the EKC hypothesis is tested for the aggregate emissions and the emissions from thermal power generation sector<sup>10)</sup>. The empirical static panel data model of EKC assumes the following:

$$\ln\left(\frac{EM}{P}\right)_u = \mu_i + \lambda_t + \beta_1 \ln\left(\frac{GDP}{P}\right)_u + \beta_2 \left[ \ln\left(\frac{GDP}{P}\right)_u \right]^2 + \varepsilon_u \quad (4)$$

where  $EM$  denotes the emissions of  $SO_x$ ,  $NO_x$ , and  $CO_2$ ;  $P$  denotes population;  $i$  denotes each region; and  $t$  denotes each year. Real gross domestic product (GDP) is estimated by multiplying the index of real GDP converted to 1995 prices by nominal GDP in 1995 (Chow and Li [2002]). Data on nominal GDP, index of real GDP, and population come from the China Statistical Yearbook (CSY).  $\mu_i$  and  $\lambda_t$  denote unobservable individual effects and time effects.  $\varepsilon_u$  denotes an error term, which is generally observed in a problem of heteroskedasticity. Thus, this study estimates equation (4) with a robust standard error.

In the basic EKC model, the terms of  $\beta$  are variables representing the pattern of the EKC. If the EKC hypothesis is applicable, the estimated parameter is expected to represent  $\beta_1 > 0$ ,  $\beta_2 < 0$ . Thus, the relationships between environmental pollutants per capita and real GDP per capita are described by an inverted U-shape. In addition, empirical studies of EKC are concerned with the turning point in the level of GDP per capita,

10) Sichuan is included in Chongqing because the data for Chongqing are available from 1997.

which is estimated at  $[\exp(-\beta_1/2\beta_2)]$ .

In this regard, the static panel data model in equation (4) concerns the potential for simultaneity bias. As a way to deal with this problem, He [2008] and Du *et al.* [2012] applied the GMM estimator developed by Arellano and Bond [1991], using dynamic panel data for China. As with those previous studies, the empirical dynamic panel data model of EKC assumes the following:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{EM}{P}\right)_u &= \alpha \ln\left(\frac{EM}{P}\right)_{i,t-1} + \beta_1 \ln\left(\frac{GDP}{P}\right)_u \\ &\quad + \beta_2 \left[ \ln\left(\frac{GDP}{P}\right)_u \right]^2 + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_u \end{aligned} \quad (5)$$

According to Arellano and Bond's GMM method, equation (5) is estimated by taking the first difference to eliminate the individual effects  $\mu_i$ , which are the cause of correlation between the lagged dependent variable  $(\frac{EM}{P})_{i,t-1}$  and the error term ( $\varepsilon_u = \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_u$ ). However, there is still the simultaneity bias, which is the correlation between the differenced dependent variable  $\Delta(\frac{EM}{P})_{i,t-1} = (\frac{EM}{P})_{i,t-1} - (\frac{EM}{P})_{i,t-2}$  and the differenced error term  $\Delta\varepsilon_u = \varepsilon_u - \varepsilon_{i,t-1}$ . The Arellano and Bond's GMM estimator corrects for the simultaneity bias by adopting instrumental variables, which are the predetermined variables  $[(\frac{GDP}{P})_{i,t-2},$

$(\frac{EM}{P})_{i,t-3}, \dots, (\frac{EM}{P})_{i,t-n}]$ . In terms of the independent variable  $(\frac{GDP}{P})_u$ , this study adopts instrumental variables which are the

predetermined variables  $[(\frac{GDP}{P})_{i,t-2},$   
 $(\frac{GDP}{P})_{i,t-3}, \dots, (\frac{GDP}{P})_{i,t-n}]$ . This also applies to the independent variable  $[(\frac{GDP}{P})_u]$ .

Regarding the time effects  $\lambda_t$ , this study is estimated by using year dummy variables. Here, equation (5) adopts the GMM with one-step estimation using a robust standard error.

Finally, empirical studies often indicate a serious problem with panel data analyses in the levels. A typical problem includes the stationarity of each variable. In previous studies of EKC in China, Song *et al.* [2008] and Du *et al.* [2012] were careful to consider the stationarity of panel data. Following those studies, this study investigates whether the panel data contain unit roots, using the Fisher-ADF (Augmented Dickey-Fuller) and Fisher-PP (Phillips-Perron) tests by Maddala and Wu [1999]. If the panel data used in this study contain unit roots, the resulting estimation has potential for spurious regression. To avoid this problem, this study uses the panel cointegration tests by Kao [1999] and Pedroni [2000]. If a long-run cointegrating relationship exists among variables, this study is analyzed in the levels.

## 3. Estimation Results of $SO_x$ , $NO_x$ , and $CO_2$ Emissions in China

Figure 2 shows estimated  $SO_x$ ,  $NO_x$ , and  $CO_2$  emissions by fuel for the whole country. These emissions show an increasing trend from the 1980s to the first half of the 1990s, and then temporarily plateau during the

Table 1 SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> Emissions by Sector, Selected Years

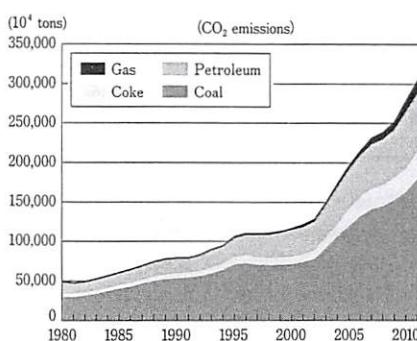
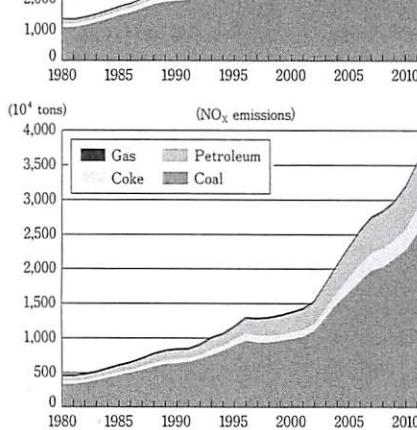
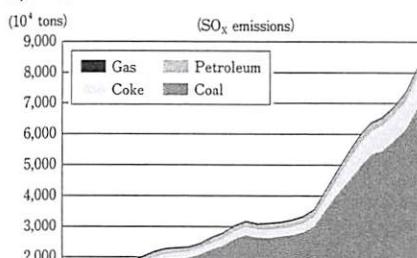
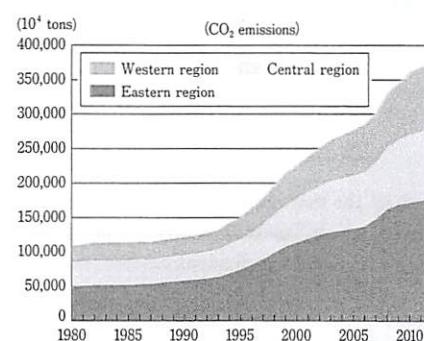
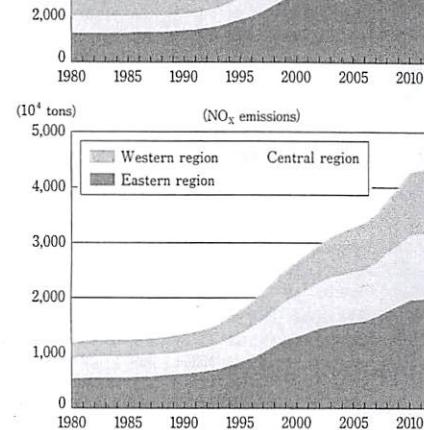
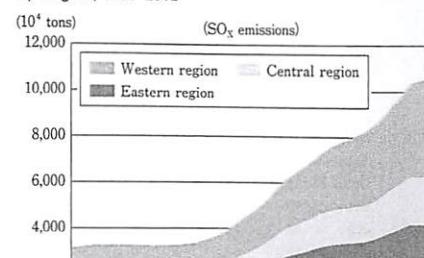
	SO <sub>x</sub> emissions (10 <sup>4</sup> tons)					NO <sub>x</sub> emissions (10 <sup>4</sup> tons)					CO <sub>2</sub> emissions (10 <sup>4</sup> tons)				
	1980	1990	2000	2010	2012	1980	1990	2000	2010	2012	1980	1990	2000	2010	2012
<b>Energy transformation sector</b>															
1. Thermal power generation	395	752	1,500	4,154	4,801	146	285	571	1,575	1,818	8,571	15,395	30,733	87,346	101,503
2. Heating supply	—	75	195	351	460	—	33	92	163	215	—	1,937	5,198	10,459	13,668
3. Coking	12	20	31	87	100	7	11	16	47	54	3,558	6,679	10,241	30,804	35,227
4. Petroleum refineries	5	8	14	68	86	2	3	5	23	34	6,791	9,460	17,523	39,683	4,4726
5. Gas works	1	2	3	3	2	0	1	1	1	1	102	238	707	758	533
<b>Energy consumption sector</b>															
1. Agriculture, forestry and fishing	32	43	23	39	41	11	16	9	16	18	1,542	2,059	1,238	2,143	2,318
2. Industry	642	1,016	1,192	2,294	2,457	232	372	441	857	905	19,653	30,237	37,183	78,244	82,585
3. Construction	11	12	12	20	20	4	4	7	18	17	493	579	1,037	3,054	2,771
4. Transport, storage and post	47	56	59	89	99	40	64	184	423	509	1,804	2,554	5,904	13,646	16,503
5. Wholesale, retail trade and hotel, restaurants	8	18	23	34	41	2	5	7	12	14	268	639	970	1,615	1,971
6. Residential consumption	188	272	139	156	158	22	33	22	45	54	6,322	9,159	5,983	9,285	10,285
7. Others	19	35	27	46	53	9	16	22	35	42	1,002	1,677	2,034	3,383	4,023
Aggregate emissions	1,361	2,306	3,219	7,340	8,317	475	842	1,379	3,217	3,681	5,0106	80,610	118,750	280,422	316,113

second half of the 1990s. In the 2000s, however, emissions increased rapidly. According to fuel origin, China emits the most SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> from coal fuel. Since the second half of the 1990s, NO<sub>x</sub> and CO<sub>2</sub> emissions from petroleum fuel have gradually increased.

Table 1 shows the SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> emissions by sector for the whole country. Industry within the energy consumption sector emitted the most SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> from 1980 to 2000, accounting for 31~49% of the total emissions of each pollutant during the period, which confirms that industrialization has had negative effects on China's environment. Since the 2000s, however, thermal power generation in the energy transformation sector emitted the largest amounts of these pollutants. In recent years, the thermal power generation sector has accounted for a rapidly increasing proportion of each pollutant. From 1980 to 2012, the share of total emissions attributed

to this sector increased from 29% to 58% for SO<sub>x</sub>, from 31% to 49% for NO<sub>x</sub>, and from 17% to 32% for CO<sub>2</sub>. According to data from 1980 to 2012, the average annual growth rates of emissions in this sector were 7.8% for SO<sub>x</sub>, 7.9% for NO<sub>x</sub>, and 7.7% for CO<sub>2</sub>, exceeding those of industry within the energy consumption sector by more than 3%. These indicate that the thermal power generation sector has recently been the largest source of pollution in China.

Figure 3 shows estimated SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> emissions by region. The eastern region has been the largest source of these emissions since the second half of the 1990s. In the second half of the 2000s, however, the central and western regions have gradually accounted for a higher proportion of these emissions. Especially in recent years, the western region has accounted for a high proportion of SO<sub>x</sub> emissions. As described above, recent environmental pollution in China is attributable mainly to the expansion

研究論文：Estimation of SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> Emissions in China: Environmental Kuznets Curve in Thermal Power GenerationFigure 2 Changes in SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> Emissions by Fuel, 1980–2012Figure 3 Changes in SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> Emissions by Region, 1995–2012

Notes: The coal data include raw coal, cleaned coal, other washed coal, briquettes, and gangue. Coke includes coke, coke oven gas, and other coking products. Petroleum includes crude oil, gasoline, kerosene, diesel oil, fuel oil, naphtha, lubricants, paraffin waxes, white spirit, bitumen asphalt, petroleum coke, liquefied petroleum gas, refinery gas, and other petroleum products. Gas includes blast furnace gas, converter gas, other gas, natural gas, and liquefied natural gas.

Notes: The eastern region includes Beijing, Tianjin, Hebei, Liaoning, Shanghai, Jiangsu, Zhejiang, Fujian, Shandong, Guangdong, and Hainan. The central region includes Shanxi, Jilin, Heilongjiang, Anhui, Jiangxi, Henan, Hubei, and Hunan. The western region includes Chongqing, Sichuan, Guizhou, Yunnan, Shaanxi, Gansu, Qinghai, Ningxia, Xinjiang, Inner Mongolia, and Guangxi. The regional classification is based on the National Bureau of Statistics of China.

Table 2 SO<sub>x</sub> Emissions by Province, Selected Years

	Aggregate emissions (10 <sup>4</sup> tons)					Emissions from thermal power generation sector (10 <sup>4</sup> tons)				
	1995	2000	2005	2010	2012	1995	2000	2005	2010	2012
Beijing	40	38	42	39	34	9	11	14	10	10
Tianjin	40	40	63	89	101	13	16	28	42	46
Hebei	165	191	353	468	522	59	79	131	178	189
Shanxi	136	135	254	405	458	55	60	130	237	266
Inner Mongolia	106	138	295	624	857	53	73	178	413	592
Liaoning	132	136	170	255	276	44	52	71	101	108
Jilin	48	44	69	95	108	17	17	28	34	42
Heilongjiang	65	68	85	122	151	30	32	42	54	59
Shanghai	80	98	122	137	135	36	45	60	70	69
Jiangsu	283	291	572	781	925	131	170	348	455	564
Zhejiang	85	106	204	295	304	37	56	108	176	184
Anhui	84	102	137	235	267	33	33	62	137	164
Fujian	36	51	110	171	202	14	23	52	84	111
Jiangxi	64	56	95	147	158	24	25	51	73	74
Shandong	299	270	858	1,262	1,385	141	122	406	588	620
Henan	132	155	280	442	438	63	77	163	225	246
Hubei	95	108	144	236	261	23	28	54	69	69
Hunan	80	50	117	164	178	18	15	31	58	57
Guangdong	116	151	256	355	387	57	92	170	220	248
Guangxi	91	87	136	243	286	28	28	62	102	121
Hainan	4	4	7	16	22	2	2	5	10	15
Chongqing	—	155	174	330	342	—	28	60	120	110
Sichuan	412	236	384	554	616	156	87	187	173	180
Guizhou	153	199	359	469	566	44	81	185	284	316
Yunnan	113	121	304	428	432	34	45	122	209	191
Shaanxi	151	117	222	453	563	65	71	133	278	324
Gansu	41	41	66	97	118	14	15	31	54	67
Qinghai	6	6	9	13	18	2	2	5	7	8
Ningxia	31	—	89	176	252	21	—	60	119	194
Xinjiang	42	47	68	124	197	11	17	27	49	100
Eastern region	1,280	1,376	2,757	3,870	4,292	543	667	1,391	1,933	2,163
Central region	703	718	1,182	1,846	2,019	263	288	560	887	977
Western region	1,147	1,148	2,108	3,510	4,248	428	447	1,049	1,807	2,202

sion of the thermal power generation sector. As shown in Tables 2, 3, and 4, this is also the case for the individual eastern, central, and western regions of China.

Tables 2, 3, and 4 show aggregate SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> emissions and those of the thermal power generation sector by province. The thermal power generation sector accounted for the highest percentage of each pollutant by region, representing 22~52% of

the total emissions. The overall trend shows that the highest emissions of SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> originate from eastern provinces such as Jiangsu and Shandong. In recent years, however, these emissions have increased dramatically in western provinces such as Inner Mongolia. Especially in terms of SO<sub>x</sub> emissions from the thermal power generation sector, the western region overwhelms the eastern region and there is a progres-

Table 3 NO<sub>x</sub> Emissions by Province, Selected Years

	Aggregate emissions (10 <sup>4</sup> tons)					Emissions from thermal power generation sector (10 <sup>4</sup> tons)				
	1995	2000	2005	2010	2012	1995	2000	2005	2010	2012
Beijing	25	28	37	46	47	6	7	9	8	7
Tianjin	22	27	43	62	73	8	9	17	25	28
Hebei	83	97	189	253	282	31	41	69	93	99
Shanxi	69	68	127	213	239	28	31	66	121	136
Inner Mongolia	37	49	110	235	317	19	26	63	145	208
Liaoning	82	90	128	198	224	29	35	48	68	73
Jilin	40	37	63	90	104	15	15	25	30	37
Heilongjiang	52	59	76	103	128	24	26	34	44	48
Shanghai	41	55	78	100	102	17	22	29	35	35
Jiangsu	85	93	184	257	306	37	48	99	129	161
Zhejiang	44	59	114	169	178	17	27	50	83	87
Anhui	41	51	70	122	146	16	17	31	67	81
Fujian	17	25	52	86	101	5	9	21	35	46
Jiangxi	23	23	40	62	68	9	9	19	27	27
Shandong	82	74	255	384	430	37	32	105	152	160
Henan	62	74	139	224	230	30	37	78	108	118
Hubei	49	57	85	135	151	11	15	27	35	35
Hunan	45	32	74	107	116	11	9	18	34	33
Guangdong	67	87	153	226	247	28	43	77	105	119
Guangxi	22	24	41	71	84	6	7	14	23	28
Hainan	3	4	7	13	17	1	1	3	5	7
Chongqing	—	26	33	62	66	—	4	10	19	18
Sichuan	63	42	72	113	128	25	14	30	28	29
Guizhou	23	31	60	85	102	8	14	32	49	55
Yunnan	19	21	58	86	90	6	7	20	34	31
Shaanxi	29	25	49	100	122	12	13	25	52	60
Gansu	21	23	37	54	65	7	8	16	28	35
Qinghai	4	4	7	11	16	1	2	3	5	6
Ningxia	8	—	25	48	69	5	—	16	31	51
Xinjiang	20	25	42	73	113	6	9	14	25	51
Eastern region	550	638	1,241	1,796	2,005	217	275	527	738	821
Central region	381	401	675	1,056	1,181	144	158	297	466	514
Western region	246	271	533	938	1,171	96	103	243	440	570

sion of air pollution to inland areas. Furthermore, the average annual growth rate of these emissions from 1995 to 2012 is higher in the western region than the eastern region. Take the case of the thermal power generation sector: the growth rate of each pollutant in the western region is estimated as 9.6% for SO<sub>x</sub>, 10.5% for NO<sub>x</sub>, and 10.6% for CO<sub>2</sub>, while those of the eastern region are 8.1% for SO<sub>x</sub>, 7.8% for NO<sub>x</sub>, and

8.1% for CO<sub>2</sub>. These suggest that the polluted area has the potential to gradually expand not only to the coastal areas but also to inland China.

#### 4. Examination of EKC in China

Based on the previous findings, the study examines whether the EKC hypothesis is applicable in China from 1995 to 2012, by

Table 4 CO<sub>2</sub> Emissions by Province, Selected Years

	Aggregate emissions (10 <sup>4</sup> tons)					Emissions from thermal power generation sector (10 <sup>4</sup> tons)				
	1995	2000	2005	2010	2012	1995	2000	2005	2010	2012
Beijing	2,866	2,972	3,896	4,511	3,973	329	394	535	520	477
Tianjin	2,209	2,466	3,793	6,001	7,028	415	495	914	1,418	1,543
Hebei	7,479	8,614	16,767	27,587	30,929	1,671	2,204	3,738	6,075	6,530
Shanxi	8,769	8,251	15,326	20,941	22,553	1,485	1,634	3,470	6,413	7,212
Inner Mongolia	2,789	3,703	8,177	17,131	22,387	1,004	1,384	3,392	7,896	11,283
Liaoning	9,161	10,379	15,201	22,576	23,219	1,568	1,725	2,482	3,823	4,116
Jilin	3,405	3,233	5,279	7,343	8,338	792	806	1,344	1,661	2,008
Heilongjiang	4,809	5,236	6,684	9,124	10,754	1,289	1,370	1,825	2,282	2,529
Shanghai	4,454	5,657	7,297	8,706	8,530	964	1,334	1,814	2,346	1,986
Jiangsu	6,784	7,531	14,432	21,895	23,797	1,993	2,600	5,377	7,378	8,729
Zhejiang	3,426	4,694	8,875	13,168	13,923	935	1,443	2,753	4,600	4,913
Anhui	3,421	4,168	5,407	8,772	10,035	884	887	1,722	3,547	4,333
Fujian	1,380	1,953	3,921	6,838	7,723	298	496	1,130	1,987	2,599
Jiangxi	2,057	2,012	3,515	5,187	5,584	460	492	998	1,612	1,520
Shandong	7,109	6,987	20,412	34,005	38,150	2,037	1,760	5,598	8,701	8,918
Henan	5,031	6,023	10,811	18,575	18,731	1,613	1,953	4,160	6,041	6,581
Hubei	4,399	5,033	6,828	12,328	13,373	632	777	1,464	2,382	2,346
Hunan	3,857	2,884	6,180	8,829	9,969	573	475	1,008	1,982	2,026
Guangdong	5,471	7,314	11,801	18,275	19,471	1,566	2,445	4,402	5,871	6,627
Guangxi	1,596	1,639	3,222	5,764	7,597	346	351	766	1,421	1,689
Hainan	157	238	457	1,500	1,760	61	71	162	297	408
Chongqing	—	2,087	2,491	4,362	5,190	—	226	501	1,007	1,128
Sichuan	5,809	3,291	5,512	10,100	11,370	1,316	767	1,617	1,523	1,721
Guizhou	2,280	2,856	4,555	6,352	7,255	404	738	1,713	2,653	2,617
Yunnan	1,833	1,865	4,924	7,179	8,006	296	384	1,112	2,016	1,898
Shaanxi	2,451	2,229	4,477	9,631	11,748	651	717	1,344	2,837	2,886
Gansu	2,216	2,440	3,760	5,408	6,195	400	417	854	1,513	1,875
Qinghai	397	430	675	1,098	1,543	76	81	192	272	347
Ningxia	599	—	1,712	3,470	4,817	278	—	809	1,647	2,615
Xinjiang	2,398	2,908	4,775	8,047	11,051	333	466	779	1,414	2,789
Eastern region	50,495	58,804	106,852	165,063	178,502	11,837	14,967	28,906	43,015	46,847
Central region	35,749	36,839	60,030	91,100	99,338	7,727	8,392	15,991	25,921	28,555
Western region	22,368	23,447	44,279	78,542	97,160	5,104	5,530	13,079	24,201	30,849

applying static and dynamic panel data models. First, the stationarity of each variable is investigated via the panel unit root test proposed by Maddala and Wu [1999]. Table 5 reports the results of Fisher-ADF and Fisher-PP tests, using the level and first-difference data. Using the level data for each variable, the results mostly do not reject the null hypothesis: panels contain unit roots. On the other hand, the results of

the first-difference data reject the null hypothesis, excluding the square terms of GDP per capita in both tests without time trend. Thus, it is subsequently assumed that each variable is integrated of order one (i.e. I(1)).

Secondly, the study investigates whether there is cointegration between per capita pollution indicators, GDP per capita, and the square terms of GDP per capita, using

Table 5 Panel Unit Root Tests

	Aggregate emissions		Emissions from thermal power generation sector			
	Fisher-ADF		Fisher-PP		Fisher-ADF	
	[1]	[2]	[1]	[2]	[1]	[2]
ln (SO <sub>x</sub> /P)	8.17637	71.6680	5.89461	55.0757	11.4318	72.1157
ln (NO <sub>x</sub> /P)	6.65545	69.8151	5.97061	54.0555	10.3977	72.7926*
ln (CO <sub>2</sub> /P)	10.2596	60.4840	6.94945	50.6541	11.2967	87.9612***
Δ ln (SO <sub>x</sub> /P)	181.172***	151.963***	187.623***	167.974***	221.837***	158.142***
Δ ln (NO <sub>x</sub> /P)	168.979***	138.255***	189.882***	150.226***	227.326***	160.441***
Δ ln (CO <sub>2</sub> /P)	174.964***	143.487***	191.330***	162.913***	237.508***	178.059***

Notes: The exogenous variables in Fisher-ADF and Fisher-PP tests are follows: [1] individual effects and [2] individual effects and time trend.

\* Significant at the 10% level. \*\* Significant at the 5% level. \*\*\* Significant at the 1% level.

Table 6 Panel Cointegration Tests

	Aggregate emissions					
	ln (SO <sub>x</sub> /P)			ln (NO <sub>x</sub> /P)		
	Kao	Pedroni	Kao	Pedroni	Kao	Pedroni
Statistics	[1]	[1]	[2]	[1]	[1]	[2]
ADF	-1.9453**			-5.1520***		-3.5802***
Panel v		-0.1299	-2.4044		0.0015	-2.2784
Panel ρ		0.3010	1.6705		0.0253	1.4139
Panel PP		-2.2866	-4.5197***		-1.6578**	-2.7931***
Panel ADF		-4.0291***	-4.6628***		-4.6839***	-5.1565***
Group ρ		3.0181	3.6912		2.9089	3.8496
Group PP		-0.8444	-5.9063***		0.4525	-4.2071***
Group ADF		-5.5265***	-6.6567***		-3.5216***	-6.3081***

## Emissions from thermal power generation sector

	Emissions from thermal power generation sector					
	ln (SO <sub>x</sub> /P)			ln (NO <sub>x</sub> /P)		
	Kao	Pedroni	Kao	Pedroni	Kao	Pedroni
Statistics	[1]	[1]	[2]	[1]	[1]	[2]
ADF	-4.2182***			-4.2093***		-5.2022***
Panel v		0.0626	-3.0477		0.3581	-2.6884
Panel ρ		-1.0022	-1.1238		-0.8860	1.2194
Panel PP		-4.7417***	-5.2297***		-3.8423***	-4.0813***
Panel ADF		-4.4141***	-5.4669***		-5.1674***	-6.2671***
Group ρ		2.1141	3.9421		2.0910	3.8748
Group PP		-3.3768***	-4.4946***		-2.3504***	-4.2552***
Group ADF		-4.5292***	-5.3336***		-4.7044***	-5.2795***

Notes: The exogenous variables in Kao and Pedroni tests are follows: [1] individual effects and [2] individual effects and time trend.

\* Significant at the 10% level. \*\* Significant at the 5% level. \*\*\* Significant at the 1% level.

Table 7 Estimation Results of the EKC: Static and Dynamic Panel Data Model Estimates in Eqs. (4) and (5)

	Aggregate emissions					
	ln (SO <sub>x</sub> /P)		ln (NO <sub>x</sub> /P)		ln (CO <sub>2</sub> /P)	
	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM
ln (GDP/P)	3.0511*** (0.9889)	1.2834*** (0.3631)	2.4783*** (0.6803)	1.0356*** (0.2883)	2.4624*** (0.9256)	1.0578*** (0.3294)
[ln (GDP/P)] <sup>2</sup>	-0.0984** (0.0468)	-0.0383*** (0.0143)	-0.0826** (0.0378)	-0.0339*** (0.0124)	-0.0766** (0.0460)	-0.0287* (0.0154)
ln (EM/P) <sub>t-1</sub>		0.7036*** (0.0940)		0.7206*** (0.0886)		0.7287*** (0.0672)
Constant	-16.4357*** (5.8823)		-12.8284*** (3.7731)	-15.4580*** (5.3355)	-22.1244*** (5.3355)	
R <sup>2</sup>	0.9531		0.9618		0.9492	
Individual effects	Yes		Yes		Yes	
Time effects	Yes		Yes		Yes	
Test of overidentifying restrictions	7.5e+04***		3.8e+04***		1.4e+04***	
Arellano-Bond test		1.4291		1.6662*		1.8043*
Hansen test		325.87		357.89*		337.64
Observations	518	458	518	458	518	458
Emissions from thermal power generation sector						
	ln (SO <sub>x</sub> /P)		ln (NO <sub>x</sub> /P)		ln (CO <sub>2</sub> /P)	
	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM
	4.1885*** (1.0120)	1.8221*** (0.4670)	4.0167*** (0.9402)	1.6191*** (0.4220)	3.8987*** (0.8831)	1.7924*** (0.4776)
[ln (GDP/P)] <sup>2</sup>	-0.1645*** (0.0482)	-0.0661*** (0.0204)	-0.1586*** (0.0462)	-0.0605*** (0.0196)	-0.1544*** (0.0442)	-0.0672*** (0.0224)
ln (EM/P) <sub>t-1</sub>		0.6535*** (0.0815)		0.6861*** (0.0700)		0.6405*** (0.0782)
Constant	-21.6485*** (6.2024)	-23.7564*** (0.9540)				
R <sup>2</sup>	0.9540		0.9494		0.9511	
Individual effects	Yes		Yes		Yes	
Time effects	Yes		Yes		Yes	
Test of overidentifying restrictions	7.9e+04***		9.9e+04***		1.0e+05***	
Arellano-Bond test		0.7355		0.4412		0.6877
Hansen test		337.59		347.61		330.65
Observations	518	458	518	458	518	458

Notes: (a) Values in parentheses of FE are robust standard errors which are clustered on provinces.

(b) The GMM is a one-step estimation. Values in parentheses of GMM are robust standard errors.

\* Significant at the 10% level. \*\* Significant at the 5% level. \*\*\* Significant at the 1% level.

the panel cointegration tests proposed by Kao [1999] and Pedroni [2000]. This issue is examined due to the potential for spurious regression in the non-stationary level data. Table 6 reports the results of the Kao and Pedroni tests. The Kao test strongly rejects the null hypothesis: no cointegration in pan-

els. On the other hand, the Pedroni test rejects the null hypothesis in panel PP and panel ADF of the panel statistical tests, and also in the group PP and ADF of the group statistical tests. However, panel  $\nu$ , panel  $\rho$ , and group  $\rho$  in the panel and group statistical tests do not reject the null hypothesis.

#### 研究論文：Estimation of SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> Emissions in China: Environmental Kuznets Curve in Thermal Power Generation

The Pedroni test is conclusively rejected in 4 of the 7 statistics. From the results of the Kao and Pedroni tests, this study subsequently assumes that a long-run equilibrium relationship exists between per capita pollution indicators, GDP per capita, and the square terms of GDP per capita. Therefore, this study examines the EKC hypothesis using the level data for each variable.

Table 7 reports estimated least squares dummy variable (LSDV) model in the fixed effects model. As to whether the model should include the regional and year dummy variable, the results of the F-test show that there is an unobservable individual- and time-effect. Furthermore, this study needs to choose between the fixed effects model and the random effects model, based on the test of overidentifying restrictions<sup>11)</sup>. The results show that the fixed effects model is selected in all static panel data models.

Table 7 also reports the estimation results of the one-step GMM parameter in the dynamic panel data model. The results of the Arellano-Bond test (AR2 test) do not reject the null hypothesis, that the first-differenced error term has no significant second-order autocorrelation at 5% critical values. Furthermore, the null hypothesis applying the Hansen test of overidentifying restrictions is not rejected at 5% critical values, meaning that the instrumental variables used in the GMM estimation are valid. Thus, the dynamic panel data models are appropriate.

In Table 7, the estimated parameters of GDP per capita are all significantly positive

and its quadratic terms are all significantly negative. This means that the EKC form follows an inverted U-curve for the aggregate emissions and the emissions from thermal power generation sector. However, this result should be treated with caution. The turning point shows a considerably higher GDP per capita, which is difficult to realize in the current Chinese economy. Take the case of the thermal power generation sector in the GMM estimation: the turning points are 967920 Yuan (SO<sub>x</sub>), 647576 Yuan (NO<sub>x</sub>), and 619278 Yuan (CO<sub>2</sub>) at 1995 constant prices, respectively. However, from the data used in this study, the highest income levels are observed in Tianjin and Shanghai, which achieve 60713 Yuan and 62872 Yuan at 1995 constant prices, respectively. Therefore, the EKCs for SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> in the aggregate emissions and the emissions from thermal power generation sector show a tendency to essentially monotonic increase. This result agrees with the findings of previous empirical studies such as Du *et al.* [2012].

Furthermore, the estimated parameters of the lagged dependent variable are all significantly positive at the 1% level. This suggests that if the emission level in the previous period is high, emission increases in the next period. Consequently, if environmental regulation and pollution abatement have made little progress in China, the environment problem is expected to rapidly worsen with economic development.

#### 5. Conclusions

This study estimated sectoral and regional SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> emissions, and examined the applicability of the EKC hypothesis

11) This study uses the approach of Arellano [1993] and Wooldridge [2002], instead of the Hausman test.

in China. The findings have the following implications. In cases where SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> emissions are estimated from only the fuel combustion process, these emissions have increased rapidly from coal fuel since the 2000s. It is particularly evident that environmental pollution in China is attributable mainly to the expansion of the thermal power generation sector. Furthermore, the polluted area gradually spread during the 2000s, with progression of environmental pollution from coastal to inland areas.

These findings support those of the EKC analysis, suggesting that China's environment is expected to rapidly worsen with economic development. The reason for this conclusion is that the findings do not support the EKC hypothesis, despite the EKC showing an inverted U-shape in this study. The EKCs for SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> for the aggregate emissions and the emissions from thermal power generation sector showed a tendency to essentially monotonic increase. Therefore, the Chinese Government should intensify efforts towards reducing SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> emissions.

It should be emphasized that the study findings reflect the assumed combustion of fuel; namely, the study excludes the potential effects of pollution abatement, which is dependent upon the technological diffusion of pollution removal technology in China. At present, China has increased the expenditure in the treatment of environmental pollution, to about 1.6% of GDP in 2012<sup>12)</sup>. The challenge for future studies is to examine the effects of pollution abatement efforts in the thermal power generation sector of Chi-

na.

#### Acknowledgments

This work was supported by JSPS KAKENHI Grant number 24530323.

#### References

- Arellano, M. [1993], "On the Testing of Correlated Effects with Panel Data," *Journal of Econometrics*, Vol. 59, No. 1/2, pp. 87-97.
- Arellano, M. and S. Bond [1991], "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2, pp. 277-297.
- Auffhammer, M. and R. T. Carson [2008], "Forecasting the Path of China's CO<sub>2</sub> Emissions Using Province-level Information," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 55, No. 3, pp. 229-247.
- Chow, G. C. and K. W. Li [2002], "China's Economic Growth: 1952-2010," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 51, No. 1, pp. 247-256.
- De Groot, H. L. F., C. A. Withagen, and Z. Minliang [2004], "Dynamics of China's Regional Development and Pollution: An Investigation into the Environmental Kuznets Curve," *Environment and Development Economics*, Vol. 4, No. 9, pp. 507-537.
- Department of Energy Statistics of the National Bureau of Statistics of China [2013], *China Energy Statistical Yearbook*, Beijing: China Statistics Press.
- Du, L., C. Wei, and S. Cai [2012], "Economic Development and Carbon Dioxide Emissions in China: Provincial Panel Data Analysis," *China Economic Review*, Vol. 23, No. 2, pp. 371-384.
- He, J. [2008], "China's Industrial SO<sub>2</sub> Emissions and its Economic Determinants: EKC's Reduced vs. Structural Model and the Role of International Trade," *Environment and Development Economics*, Vol. 14, No. 2, pp. 227-262.
- Jayanthakumaran, K. and Y. Liu [2012], "Openness and the Environmental Kuznets Curve: Evidence from China," *Economic Modeling*, Vol. 29, No. 3, pp. 566-576.
- Jiang, Y., T. Lin, and J. Zhuang [2008], *Environmental Kuznets Curves in the People's Republic of China: Turning Points and Regional Differences*, ADB Economics Working Paper Series 141, Manila: Asian Development Bank.
- Kao, C. [1999], "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data," *Journal of Econometrics*, Vol. 90, No. 1, pp. 1-44.
- Llorca, M. and A. Meunié [2009], "SO<sub>2</sub> Emissions and the Environmental Kuznets Curve: The Case of Chinese Provinces," *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, Vol. 7, No. 1, pp. 1-16.
- Maddala, G. S. and S. Wu [1999], "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61, pp. 631-652.
- National Bureau of Statistics of China [2013], *China Statistical Yearbook*, Beijing: China Statistics Press.
- National Institute of Science and Technology
- Appendix
- 研究論文 : Estimation of SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> Emissions in China: Environmental Kuznets Curve in Thermal Power Generation Policy of the Science and Technology Agency [1992], *Ajia no Enerugiri to Chikyū-hankyō* [Energy Use of Asia and Global Environment], Tokyo: Printing Bureau, Ministry of Finance. (in Japanese)
- Pedroni, P. [2000], "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels," in B. H. Baltagi, ed., *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, pp. 93-130. Amsterdam: JAI.
- Shen, J. [2006], "A Simultaneous Estimation of Environmental Kuznets Curve: Evidence from China," *China Economic Review*, Vol. 17, No. 4, pp. 383-394.
- Sinton, J. E. [2001], "Accuracy and Reliability of China's Energy Statistics," *China Economic Review*, Vol. 12, No. 4, pp. 373-383.
- Song, T., T. Zheng, and L. Tong [2008], "An Empirical Test of the Environmental Kuznets Curve in China: A Panel Cointegration Approach," *China Economic Review*, Vol. 19, No. 3, pp. 381-392.
- Wooldridge, J. M. [2002], *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Zhang, H. [2003], *Chugoku no Keizaihatten ni tomonau Enerugi to Kankyo mondai* [China's Economic Development and Energy-Environmental Problems], Hiroshima: Kēsuisha. (in Japanese)

Appendix I Sulfur Content of Coal and Petroleum in China

	Sulfur content of coal				Sulfur content of petroleum	
Whole country	1.35				Gasoline	0.12
Beijing	0.76	Zhejiang	1.09	Hainan	1.09	Diesel oil (industrial use) 0.40
Tianjin	0.86	Anhui	1.03	Chongqing	3.19	Diesel oil (automotive use) 0.16
Hebei	0.97	Fujian	1.26	Sichuan	3.19	Crude oil 1.50
Shanxi	0.99	Jiangxi	1.39	Guizhou	2.95	Fuel oil 1.50
Inner Mongolia	1.45	Shandong	1.97	Yunnan	3.09	Kerosene 0.032
Liaoning	0.75	Henan	1.07	Shaanxi	2.72	
Jilin	0.58	Hubei	1.00	Gansu	0.98	
Heilongjiang	0.63	Hunan	0.88	Qinghai	0.70	
Shanghai	1.04	Guangdong	1.09	Ningxia	1.95	
Jiangsu	1.80	Guangxi	2.22	Xinjiang	1.00	

Source: NISTEP [1992].

12) *China Statistical Yearbook* [2013].

Appendix II Emission Factors of SO<sub>x</sub>, NO<sub>x</sub>, and CO<sub>2</sub> in China

	Raw coal	Cleaned coal	Other washed coal	Briquettes	Gangue <sup>†</sup>	Coke	Coke oven gas	Blast furnace gas	Convector gas	Other gas	Crude oil	Gasoline	Kerosene	Diesel oil
SO <sub>x</sub> EF (kg·SO <sub>x</sub> )	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)
<b>Energy transformation sector</b>														
1. Thermal power generation	19.50×S	19.50×S	19.50×S	19.50×S	19.50×S	19.50×S	17.70×S	38.00×S	0.01	0.01	20.00×S	20.00×S	20.00×S	20.00×S
2. Heating supply	15.50×S	15.50×S	15.50×S	15.50×S	15.50×S	15.50×S	17.70×S	38.00×S	0.01	0.01	20.00×S	20.00×S	20.00×S	20.00×S
3. Coking	1.37×S	1.37×S	1.37×S	1.37×S	1.37×S	1.37×S	1.37×S	38.00×S	0.01	0.01	0.46×S	20.00×S	20.00×S	20.00×S
4. Petroleum refineries	15.50×S	15.50×S	15.50×S	15.50×S	15.50×S	15.50×S	17.70×S	38.00×S	0.001	0.001	2.00×S	20.00×S	20.00×S	20.00×S
5. Gas works	1.55×S	1.55×S	1.55×S	1.55×S	1.55×S	1.55×S	1.77×S	3.80×S	0.001	0.001	2.00×S	20.00×S	20.00×S	20.00×S
<b>Energy consumption sector</b>														
1. Agriculture, forestry and fishing	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	10.00	12.00×S	17.70×S	3.80×S	0.01	0.01
2. Industry	15.50×S	15.50×S	15.50×S	15.50×S	15.50×S	15.50×S	15.50×S	15.50×S	10.00	15.50×S	17.70×S	38.00×S	0.01	0.01
3. Construction	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	10.00	12.00×S	17.70×S	3.80×S	0.01	0.01
4. Transport, storage and post	15.50×S	15.50×S	15.50×S	15.50×S	15.50×S	15.50×S	15.50×S	15.50×S	10.00	15.50×S	17.70×S	38.00×S	0.01	0.01
5. Wholesale, retail trade and hotel, restaurants	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	10.00	12.00×S	17.70×S	3.80×S	0.01	0.01
6. Residential consumption	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	10.00	12.00×S	17.70×S	3.80×S	0.01	0.01
7. Others	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	12.00×S	10.00	12.00×S	17.70×S	3.80×S	0.01	0.01
<b>NO<sub>x</sub>EF (kg·NO<sub>x</sub>)</b>														
Energy transformation sector	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)
1. Thermal power generation	9.95	9.95	9.95	9.95	9.95	9.95	9.95	9.95	11.94	3.26	0.44	0.44	0.44	0.44
2. Heating supply	9.95	9.95	9.95	9.95	9.95	9.95	9.95	9.95	9.00	3.26	0.44	0.44	0.44	0.44
3. Coking	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.22	0.31	0.31	0.31	0.31
4. Petroleum refineries	9.95	9.95	9.95	9.95	9.95	9.95	9.95	9.95	9.00	3.26	0.44	0.44	0.44	0.44
5. Gas works	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.90	0.229	0.031	0.031	0.24	0.24
<b>Energy consumption sector</b>														
1. Agriculture, forestry and fishing	3.75	3.75	3.75	3.75	3.75	3.75	3.75	3.75	4.50	1.60	0.22	0.22	0.22	0.22
2. Industry	7.50	7.50	7.50	7.50	7.50	7.50	7.50	7.50	9.00	2.29	0.31	0.31	0.31	0.31
3. Construction	3.75	3.75	3.75	3.75	3.75	3.75	3.75	3.75	4.50	1.60	0.22	0.22	0.22	0.22
4. Transport, storage and post	7.50	7.50	7.50	7.50	7.50	7.50	7.50	7.50	9.00	2.29	0.31	0.31	0.31	0.31
5. Wholesale, retail trade and hotel, restaurants	3.75	3.75	3.75	3.75	3.75	3.75	3.75	3.75	4.50	1.60	0.22	0.22	0.22	0.22
6. Residential consumption	1.88	1.88	1.88	1.88	1.88	1.88	1.88	1.88	2.25	1.60	0.22	0.22	0.22	0.22
7. Others	3.75	3.75	3.75	3.75	3.75	3.75	3.75	3.75	4.50	1.60	0.22	0.22	0.22	0.22
<b>CO<sub>2</sub>EF (t-c)</b>														
(t-c/tee) (t-c/toe)	1.065	1.065	1.065	1.065	1.065	1.065	1.065	1.065	0.868	0.460	2.990	2.990	0.637	0.863
Conversion factor (lower calorific value)	5,000	6,300	2,500	4,600	4,600	4,600	4,600	4,600	4,150	1,250	4,050	4,050	—	0.869

(Table continued on the next page.)

	Fuel oil	Naphtha <sup>†</sup>	Lubricants	Paraffin waxes	White spirit	Bitumen asphalt	Petro-leaf coke	Liquefied petroleum gas	Refinery gas	Natural gas	Liquefied natural gas	Other petroleum products	Other natural gas	Other petroleum products
SO <sub>x</sub> EF (kg·SO <sub>x</sub> )	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)	(kg/t)
<b>Energy transformation sector</b>														
1. Thermal power generation	20.00×S	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.0136	0.013	0.0092	0.013	1.00	17.70×S
2. Heating supply	20.00×S	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.0136	0.013	0.0092	0.013	1.00	17.70×S
3. Coking	20.00×S	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.0136	0.013	0.0092	0.013	1.00	17.70×S
4. Petroleum refineries	20.00×S	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.0136	0.013	0.0092	0.013	1.00	17.70×S
5. Gas works	20.00×S	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.0036	0.0013	0.00092	0.013	0.10	1.77×S
<b>Energy consumption sector</b>														
1. Agriculture, forestry and fishing	20.00×S	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.0136	0.013	0.0092	0.013	1.00	17.70×S
2. Industry	20.00×S	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.0136	0.013	0.0092	0.013	1.00	17.70×S
3. Construction	20.00×S	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.0136	0.013	0.0092	0.013	1.00	17.70×S
4. Transport, storage and post	20.00×S	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.0136	0.013	0.0092	0.013	1.00	17.70×S
5. Wholesale, retail trade and hotel, restaurants	20.00×S	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.0136	0.013	0.0092	0.013	1.00	17.70×S
6. Residential consumption	20.00×S	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.0136	0.013	0.0092	0.013	1.00	17.70×S
7. Others	5.84	1.46	5.84	5.84	5.84	5.84	5.84	5.84	0.263	0.063	0.0224	6.20	5.84	0.90
<b>Energy consumption sector</b>														
1. Agriculture, forestry and fishing	3.50	4.40	3.50	3.50	3.50	3.50	3.50	3.50	1.56	0.32	1.57	2.52	3.50	4.50
2. Industry	5.84	7.34	5.84	5.84	5.84	5.84	5.84	5.84	2.65	0.53	2.24	2.52	5.84	9.00
3. Construction	3.50	4.40	3.50	3.50	3.50	3.50	3.50	3.50	1.58	0.32	1.57	2.52	3.50	4.50
4. Transport, storage and post	27.40	7.34	27.40	27.40	27.40	27.40	27.40	27.40	20.30	0.53	2.24	2.52	27.40	9.00
5. Wholesale, retail trade and hotel, restaurants	1.95	1.95	1.95	1.95	1.95	1.95	1.95	1.95	1.58	0.32	1.57	2.52	3.50	4.50
6. Residential consumption	3.50	4.40	3.50	3.50	3.50	3.50	3.50	3.50	3.50	0.32	1.57	2.52	3.50	4.50
7. Others	3.50	4.40	3.50	3.50	3.50	3.50	3.50	3.50	3.50	0.32	1.57	2.52	3.50	4.50
<b>CO<sub>2</sub>EF (t-c)</b>														
(t-c)	0.378	0.837	0.378	0.378	0.378	0.378	0.378	0.378	0.878	0.878	0.823	0.800	0.631	0.878
Conversion factor (lower calorific value)	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0.868

Sources: NISTEP [1992] and China Energy Statistical Yearbook.  
Notes: toe=10<sup>3</sup> kcal. <sup>†</sup>This category is newly included since the China Energy Statistical Yearbook 2011.

Conversion factor

(lower calorific value)

【研究論文】

## 市町村の人口と財政支出に関する計量的考察\*

Econometric Study on Population of Local Governments and Government Spending

岡田修一（元神戸大学大学院経済学研究科研究員・西宮市役所）\*\*

Shuichi OKADA, Former Research Fellow, Graduate School of Economics, Kobe University and Nishinomiya City Office

衣笠智子（神戸大学大学院経済学研究科教授）

Tomoko KINUGASA, Associate Professor, Graduate School of Economics, Kobe University

山口三十四（神戸大学大学院経済学研究科名誉教授）

Mitoshi YAMAGUCHI, Emeritus Professor, Graduate School of Economics, Kobe University

### 要約

平成の大合併により市町村数は約半分に集約された。本稿では1人当たり歳出と、人口やその他の諸変数をU字型関数で示し、最小効率規模(MES)を計測した。歳出費の民生費が増大、土木費が減少し、MESも変化し、U字型費用関数は、平成の大合併前後で統計的に有意な構造変化があった。MESは平成の大合併後に増加したが、多くの市町村が属する約1万人から54万人の人口規模においては、1人当たり歳出が増加したという結果が得られた。

### Abstract

From 1999 to 2010, the number of local governments has been aggregated to almost half by the Great Heisei Merger. In this study, we estimated a U-shaped quadratic type function between population and per capita expenditure, and measured the Minimum Efficient Scale (MES) from the obtained estimation. Statistically significant structural change in U-shaped cost function was observed after the Great Heisei Merger. According to our empirical results, the MES increased after the Great Heisei Merger of local governments. However, per capita expenditure in many local governments with population from 10,000 to 540,000 increased.

キーワード：市町村、人口、U字型費用関数、1人当たり歳出、最小効率規模

Keywords: Local Governments, Population, U-shaped Cost Function, Per Capita Expenditure, Minimum Efficient Scale (MES)

JEL区分：H50, R12, R50

\* 本稿は2011年日本経済政策学会第68回全国大会にて報告した論文を加筆修正したものである。本稿執筆にあたり討論者の小林庸平氏（経済産業研究所）、ならびに座長の長峯純一教授（関西学院大学）、また経済政策ジャーナルの編集委員、審査委員の先生方に貴重なコメントと助言を頂いた。さらに、本研究はJSPS科研費JP26292118・JP17K18564・JP16H05703の助成および国際交流基金日米センターの資金提供による国際交流基金日米センターと米国社会科学研究評議会の共催事業である安倍フェローシップによって助成を受けたものである。記して御礼申し上げたい。

\*\* 連絡担当者：〒662-0837 兵庫県西宮市広田町12-57 TEL: 0798-20-1751 E-Mail: shu.01.xxxxx@gmail.com

### 1. はじめに

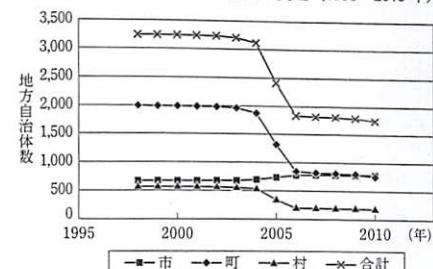
日本は1889年の市町村制により当初、約7,200の自治体は、明治、大正、昭和、平成と続く現在までおよそ1,750自治体へ大きく数を集約してきた。当初の僅か数百戸程度が1単位となっていた時代から、百数十年を経た現在の数十万人規模の自治体への推移は、地方自治の変化の歴史そのものである。図1は、1998～2010年の地方自治体数をグラフにしたものであるが、2005年前後に非常に急速に地方自治体数が減少したことがうかがわれる。

自治体合併を進める目的は、古くは微税、教育、土木、戸籍の事務処理等の集約を目的としてはじまり、消防、警察組織、都市衛生や社会福祉など市町村事務の増加を契機に、時代のニーズに対する、主に市町村事務の増大に応えながら進められた。しかしながら、1999年から2000年代前半にかけて、政府主導で行われた平成の大合併は、財政状況の逼迫、人口減少、少子高齢化などの社会情勢の変化を背景に、従来の自治体経営では困難を來すと見られていることから、自治体経営の担い手となる基礎自治体にふさわしい行政基盤の確立を目的として進められたとされる。この最近の財政状況の悪化は、合併等により行政組織の規模の拡大を図り、そのスケールメリットを通じて、公共支出の大部分を占める地方歳出を削減するとともに、それに連なる国の財政状況をも改善するという期待が持たれている。

また、従来の政令指定都市に加え、新たな基礎自治体の制度として、中核市、特例市が設けられ新しい形態による事務の効率化、権能の拡大が図られ、これらが多くの自治体が合併を選択する誘因となった。従来議論されてきた合併による自治体規模をめぐる議論として、その最適性の指標を求めるため、吉村[1999a]は都市規模を人口、基礎自治体職員数、人件費、歳出項目や財政、などから詳細な検討を行ってい

研究論文：市町村の人口と財政支出に関する計量的考察

図1 日本における地方自治体数の変遷(1998～2010年)



注：元のデータは付表1に掲載されている。

る。また、自治体経営の効率化や行政能力の向上などについて林正義[2002]は市町村合併の根拠を、域外に対する行政サービスのスピルオーバーによって引き起こされる非効率性の問題と、地方公共団体のサービスの供給に対する規模の経済に関する議論と位置づけている。

自治体にとって最も重要な要素として、人の問題、すなわち人口の問題があげられる。自治体の人口は本来、自治体自身でコントロールすることが非常に困難であり、また恣意的にコントロールすべきでないものであると考えられているが、この人口の問題が自治体の評価指標の1つであり、合併の効果の指標として最も評価される要素であることは否定できない。しかし、「スケールメリットによる費用低減を期待して」や「国による市昇格基準の緩和により、町村の市昇格による権限の拡大」を期して、合併が行われたと思われる。

現在、私たちが享受している自治体からのサービスは、最低水準としてのレベルを全国一律とすることが求められている。自治体を構成する要因として、人口構成、面積、産業構造、などさまざまな要素が組み合わさっているが、基礎自治体としてその地に居住する住民に対して供給すべきサービスは、最低限の同一レベルのものが求められている。ここで各自治体の構成要素の違いから生じる地方財政の不均衡は、交付金として再配分され、結果として私たちが享受する行政サービスは全国一律であると見なし、

表1 地域別の人口・

(a) 面積効果を考慮しない場合							
	観測数	定数項	X	$X^2$	$\bar{R}^2$	MES (人)	先行研究 (人)
全市町村	1,825	☆	21.73 *** (82.76)	-1.49 *** (-28.69)	0.06 *** (24.17)	0.63	194,605 193,800
全市	802		25.23 *** (26.02)	-1.99 *** (-12.04)	0.08 *** (11.21)	0.31	303,047
全市	765	☆	26.15 *** (24.74)	-2.16 *** (-11.73)	0.09 *** (10.82)	0.33	275,885
政令市省く							
全町村	1,023		19.38 *** (31.20)	-0.87 *** (-6.12)	0.02 *** (2.77)	0.68	930,265,320
北海道	35		23.31 *** (13.69)	-1.66 *** (-5.50)	0.07 *** (4.96)	0.67	290,260 312,000
東北	95		12.09 *** (3.61)	0.21 (0.35)	-0.01 (-0.46)	0.03	— 173,100
関東	233		22.07 *** (12.06)	-1.51 *** (-4.92)	0.06 (4.69)	0.16	291,656 231,300
東海	92	☆	27.05 *** (12.73)	-2.34 *** (-6.69)	0.09 *** (6.60)	0.32	240,564 172,600
近畿	109	☆	31.35 *** (7.81)	-2.99 *** (-4.32)	0.12 *** (4.01)	0.35	277,973 181,100
北陸	29		22.29 *** (3.85)	-1.52 (-1.50)	0.06 (1.38)	0.22	— —
中国	54	☆	10.34 ** (2.18)	0.62 (0.75)	-0.03 (-0.95)	0.32	— 153,300
四国	38		20.92 *** (4.61)	-1.25 (-1.56)	0.05 (1.36)	0.37	— —
九州	116		22.71 *** (8.17)	-1.61 *** (-3.35)	0.07 *** (3.17)	0.15	226,880 151,700

注1: S: 人口当たり歳出額(対数値), X: 人口(対数値), Q: 面積(対数値)で、被説明変数はいずれも括弧( )の数字はt値である。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%で有意であることを意味する。  
注2: 面積効果ありにおける最適人口規模の推計値には、面積データに各区域における平均値を用いている。  
注3: 先行研究は古川[2004]の値の推定値である。  
注4: 先行研究は古川[2004]の値の推定値である。  
注5: ☆印の式に関しては、Breusch-Pagan検定の結果、不均一分散が検出されたため、Whiteの修正を行

その1人当たりの費用を用いることにより、自治体行政の費用的な評価が可能であると考えられている。

そしてスケールメリットについて、林正義[2002]は「規模の経済」の議論として人口規模が比較的小さい領域における1人当たりの行政費用の遞減を示し、「規模の不経済」とは人口規模の比較的大きな領域における行政費用の増加であると議論している。多くの先行研究によって、所与の行政サービスを達成するための人口1人当たりの行政費用が、人口に対してU字型を持つことが指摘されている。従来自

治体規模の最適性を議論する上で、この費用が最低となる人口規模が、最も好ましい領域であると見なされてきた。そのため、この費用最小となる人口規模を持つまで、合併を行うことが政策として提案されてきたのである。しかし、U字型費用関数の時間的変化、特に、平成の大合併前後のU字型費用関数の比較検討について、研究がなされておらず、後述するように昨今の歳出構造が変化している中で、平成の大合併前のU字型費用関数に基づく議論が適用できるのか、また、1人当たり歳出を最低にする人口規模が変化するのかどうかの議論がなさ

面積と1人当たり歳出の回帰式

(b) 面積効果を考慮した場合									
	定数項	X	$X^2$	$XQ$	Q	$Q^2$	$\bar{R}^2$	MES (人)	先行研究 (人)
☆	20.60 *** (62.61)	-1.39 *** (-25.19)	0.06 *** (24.19)	-0.02 *** (-6.22)	0.13 *** (3.04)	0.03 *** (9.74)	0.79	223,538	219,900
☆	21.00 *** (15.05)	-1.49 *** (-7.07)	0.07 *** (8.33)	-0.06 *** (-6.19)	0.37 *** (3.09)	0.04 *** (8.83)	0.61	320,283	—
☆	20.36 *** (14.69)	-1.35 *** (-6.07)	0.06 *** (6.54)	-0.04 *** (-5.49)	0.30 *** (3.26)	0.03 *** (9.56)	0.64	413,744	—
☆	22.23 *** (39.09)	-1.52 *** (-11.89)	0.06 *** (7.52)	0.02 *** (3.35)	-0.26 *** (-3.74)	0.03 *** (7.03)	0.81	432,905	—
☆	24.13 *** (14.36)	-1.41 *** (-4.43)	0.05 ** (2.64)	0.02 (0.44)	-0.83 * (-1.81)	0.07 * (1.72)	0.75	—	—
☆	13.23 *** (4.44)	-0.33 (-0.76)	0.03 (1.20)	-0.07 (-1.61)	0.61 (1.16)	0.04 ** (2.32)	0.47	—	157,900
☆	20.74 *** (10.13)	-1.44 *** (-5.23)	0.07 *** (7.03)	-0.07 *** (-3.79)	0.27 (1.12)	0.06 *** (7.50)	0.42	218,403	217,300
☆	20.76 *** (11.95)	-1.63 *** (-5.63)	0.08 *** (5.94)	-0.08 *** (-3.81)	0.75 *** (3.82)	0.02 *** (2.72)	0.73	250,437	—
☆	25.16 *** (6.88)	-2.43 *** (-4.79)	0.12 *** (6.38)	-0.11 *** (-2.92)	1.03 ** (2.10)	0.04 *** (3.19)	0.63	208,499	—
☆	20.14 *** (4.59)	-1.29 (-1.50)	0.07 (1.42)	-0.09 (-0.92)	0.26 (0.40)	0.08 (1.04)	0.47	—	—
☆	9.37 * (1.82)	0.17 (0.49)	0.02 (0.49)	-0.14 ** (-2.60)	1.15 ** (2.33)	0.05 ** (2.48)	0.71	—	—
☆	13.47 *** (2.93)	-0.50 (-0.78)	0.05 (1.55)	-0.13 * (-1.76)	1.05 (1.37)	0.05 (1.17)	0.64	—	—
☆	19.07 *** (7.89)	-1.25 *** (-3.15)	0.06 *** (3.28)	-0.06 (-2.32)	0.51 * (1.81)	0.03 * (2.04)	0.54	277,497	—

Sである。

った。

れておらず、本研究で重点的に取り扱うことによる。

本研究では、従来用いられてきたこのU字型の費用関数を展開し、人口規模やその他の諸要因(①面積、②市町村道路延長、③合併ダミー、④政令指定都市ダミー、⑤特別区ダミー、⑥町村ダミーの6変数を考慮した総合的なモデルである)を含んだ、U字型の費用関数による最適規模を考察することにより、自治体規模の変化による歳出に及ぼす効果(実際に、付図1のように、顕著な例として、民生費比率の増大と土木費比率の減少等が見られている。また

人口以外の要因を考えた分析は、古川[2004]で行われている。しかし、表1でもわかるように、本稿のような、詳細な分析は行われておらず、ここで、これらの点の一層の展開を行っている)、またその妥当性を検討し評価を行うものとする。本稿は以下のように構成されている。第2節では、自治体の最適規模をめぐる先行研究について、概観することにする。第3節では、U字型費用関数を用いて自治体の最小効率規模を計測する方法について、説明する。第4節では、U字型費用関数を用いた計量分析結果について吟味する。第5節では平成の大合併の

前後のU字型費用関数の変化について考察する。第6節では、本稿を総括し結論を述べる。

## 2. 自治体最適規模をめぐる議論

平成になり進められた市町村合併については、1995年に成立した地方分権一括法による合併特例法の改正に端を発することとなる。これにより、政府主導による基礎自治体である市町村の合併が促進されることとなった。基礎的自治体の最適規模を模索する研究は、欧米においては1950年代終わりから多くの推定が行われてきたが、日本では遅れて1980年代後半から同様の推定が行われてきた。

そもそも合併をめぐり、そのメリット、デメリットについてはさまざまな議論がある。塙津他 [2001] はメリットとして中央政府の基準財政需要額の減少による地方交付税の減少、地方政府として、広域的なサービス供給、効率的な社会資本整備、行政のスリム化、大規模事業の展開、専門職員の確保、地域のイメージアップなどをあげ、デメリットとして、①旧来コミュニティの崩壊、②政治的代表度の低下、③都心部と周辺部の政治的対立の激化、④行政区域の拡大により行政サービスの低下、⑤地域間格差の拡大、⑥住民の多様なニーズへの対応低下、⑦合併後の名称や庁舎配置の問題、等を指摘している。また一般的にデメリットの分析は十分になされておらず、小西 [2000] が過去の合併について分析を行っているが、十分とはいえないものである。

先行研究において、市町村等の基礎自治体における費用関数の推定は、費用と人口規模の関係について着目することにより、その最適人口規模を導出することを求められてきた。先行研究においては、人口規模を用いたU字型費用関数によりその最適規模を求められているが、林正義 [2002] は理論分析を展開することにより、地方公共サービスの生産技術から規定される規模の経済と、その消費における混雑関数か

ら規定される混雑効果の相対的な大きさにより、U字型費用関数の使用を正当化する理論的基礎を構築している。また、最小効率規模（以下、MES）が経済学的に最適とする理論的根拠についての考察を行った。

横道・沖野 [1996] は、先行研究においてMESにより推定されている最適都市規模とは、「人口規模が大きく、面積が小さい都市ほど効率的な財政運営を行える」と指摘する。また、横道 [1997] は、市町村の1人当たりの歳出は、人口面からみれば、市町村の人口規模が大きくなると指数的に減少し、10万人～20万人で最少となり、面積に比例して増加するとしている。そして、人口10万人～20万人が最適規模と主張する。

先行研究によるMESの主な数値は、

中井 [1988]	12.8万人——全国市町村
吉村 [1999a]	21.6万人——全国・市・特別区
	18.2万人——大都市・特別区
	18.1万人——地方圏
吉村 [1999b]	11.8万人——全国市町村
西川 [2002]	17.0万人——全国市
古川 [2004]	19.4万人——全国市

これらを見ると、概ね10万人から20万人の人口の場合、1人当たり歳出が最低となるという結果が得られている。この数値については上記の吉村 [1999a]、林正寿 [1999]、田平 [2007] をはじめ、数多く検証がなされている。今までなってきた研究は、最低費用となる人口規模を歳出の面からアプローチを試みたものであるが、基礎的自治体である市町村の形態はさまざまであり、人口と歳出の要素から推計するだけでなく、それ以外の地域的要因、面積や行政の行うサービス水準などの要素を説明変数に加える分析を行っている。これらの分析では全国単位での推定を行っており、また自治体規模での分析はあるものの地域別の分析は数が少ない。その中で、古川 [2004] は地域特性に注

目し全国を9つの区域に分け、また各市の面積を考慮し1998年のデータを利用して各々地域別にMESを推定している。

このMESを推定するにあたり最も基本的な推定方法は、多くの先行研究で行われている歳出と人口規模に絞った分析であり、その市町村の形態さらには地域別の要素などさまざまな要因によって推定結果が異なることが考えられる。また、先行研究で平成の大合併前後のU字型費用関数を比較したものは少なく、さらに費用関数の構造変化を検定したものも見られなかった。本稿では、この合併に伴う歳出の変化を捉え、合併の前後で示される自治体の構造一面を検証するものである。本研究はこれら先行研究の延長上にあり、その値に着目するものである。なお、今回2005年1,825市町村（データ：総務省統計局）を用いた推計では19.4万人という結果が得られた。先行研究を総括して、自治体の最適規模の問題を、1人当たり歳出を最小にする観点から、多くの議論がなされてきた。しかし、最適という問題には、注意が必要であり、真に最適な規模を議論するためには、歳出の問題だけでなく、林正義 [2002] で論じられているような、人々の効用関数、また、行政サービス、生活の質等のより詳細な議論、より展開すれば、①旧来コミュニティの崩壊、②政治的代表度の低下、③都心部と周辺部の政治的対立の激化、④行政区域の拡大により行政サービスの低下、⑤地域間隔差の拡大、⑥住民の多様なニーズへの対応低下、⑦合併後の名称や庁舎配置の問題を考慮に入れた分析が必要になり、本論文の範囲を超えることになる。

本稿では、1人当たり歳出を最小にする人口規模の推定に焦点を当てて計量分析を行い、その人口規模の最適性については、今後の研究の課題とする。Mill [1848]、Cannan [1888] 等、以前に盛んだった最適人口の議論は、現在の人口学界では、Hicks [1976] などの激烈的な批判のため、死語に近くなっている（昨日の最適人口は、今日の最適人口でなく、最適でないとい

って、人口を殺して最適にすることは許されないため、死語に近くなっている）。それゆえ、人口に関する「最適人口」という言葉を第2節以外、特に、本稿で行った分析結果の説明の際には可能な限り、使わないようとしている。

## 3. U字型費用関数を使った最小効率規模の導出

地方自治体の適正な規模については、多くのアプローチが試みられている。行政の費用を最小化する最適化問題について吉村 [1999a] は以下のよう費用関数を推定している。

$$S = \alpha + \beta_1 X + \beta_2 X^2 \quad (1)$$

ただし、 $S = \log E$  で  $E$  は1人当たり歳出、 $X = \log N$  で、 $N$  は人口である。

行政人口1人当たりの行政費用を人口の二次関数で推計しているが、 $\beta_1$  と  $\beta_2$  は共に正であると予想されている。そのため、人口規模が小さい場合は費用がかさみ、人口規模が増加するに従い規模の経済が働き費用が遞減していくが、さらに増加が進むと逆に費用が漸増していくものと考えている。

この  $S$  に関する関数を最小化する人口規模  $X$  は、(1)式を  $X$  で微分して、次の式により求められる。

$$\frac{\partial S}{\partial X} = \beta_1 + 2\beta_2 X = 0 \quad (2)$$

(2)式を  $X$  について解くと、(3)式のようになる。

$$X^* = -\beta_1 / 2\beta_2 \quad (3)$$

よって、その時の人口規模  $N$  は、下の(4)式から求められ、これがMESとなる。

$$N^* = \exp(X^*) = \exp\left(-\frac{\beta_1}{2\beta_2}\right) \quad (4)$$

自治体の費用関数に関して、上記の推計式に人口要因以外の特徴を考慮する場合、いくつかの費用関数が推定される。中井 [1988] は説明変数  $V$  として、面積、人口密度、人口増加率

を考慮し、以下の式を推計している<sup>1)</sup>。

$$S = \alpha + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \sum_j \beta_j V_j \quad (5)$$

(5) 式の推計式は、人口要因以外はそれぞれ1つずつ説明変数として入れて推計しているが、さらに中井[1988]は1人当たり歳出の代わりに基準財政需要を用いた推計を行っている。

また、横道・沖野[1996]、古川[2004]はその行政面積の交叉項を用いて費用関数を推定している。

$$S = \alpha + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \beta_3 XQ + \gamma_1 Q + \gamma_2 Q^2 \quad (6)$$

ここで、 $Q = \log Z$ 、 $Z$ は自治体行政区画総面積である。

(6) 式を $X$ について偏微分し、 $X$ 、人口 $N$ を求めると、下記のようになる。

$$X^* = -(\beta_1 + \beta_3 Q) / 2\beta_2 \quad (7)$$

$$N^* = \exp(X^*) = \exp\left(-\frac{\beta_1 + \beta_3 Q}{2\beta_2}\right) \quad (8)$$

以上のように、U字型費用関数についてMESとなる人口が求められる。

#### 4. U字型費用関数の推計結果

##### 4.1 地域別の推計結果

比較のため、古川[2004]等によって行われた先行研究に従い、本研究ではまず2008年データを用いて、地域別の推計を行った。先行研究の結果は、古川[2004]による平成10年度(1998年)市データによる結果である。推計に用いたデータは総務省公表データによる『統計でみる市区町村のすがた2008』を利用した。なお、自治体別総費用データは2005年度値、

1) 林正義[2000]、林正義[2003]、大塚[2007]は、さらに地域特性として年齢別人口構成比や賃金、標高などさまざまな要因を加えて分析を行い、最適規模がそれらの要因に依存すると結論付けている。さらに内閣府政策統括官[2009]は被説明変数である歳出を総務費、民生費、衛生費、労働費などの費目別に分析を試みている。

面積は2006年度の数値を採用し、それぞれを対数変換している。合併などによる数値の欠損データについてはそれをすべて除外している。

モデルの分析は以下の項目について行った<sup>2)</sup>。

1. 全市町村(観測数1,825)
2. 全市(観測数802)(政令指定都市を含む)
3. 市(観測数765)(政令指定都市・特別区を除く)
4. 町村(観測数1,023)
5. 地方別(市のみで計算・町村を含まず)
  - ・北海道(観測数35)
  - ・東北(観測数95)(青森、岩手、秋田、宮城、山形、福島、新潟)
  - ・関東(観測数233)(茨城、栃木、群馬、山梨、長野、埼玉、千葉、東京、神奈川)
  - ・北陸(観測数29)(富山、石川、福井)
  - ・東海(観測数92)(静岡、岐阜、愛知、三重)
  - ・近畿(観測数109)(滋賀、京都、大阪、奈良、和歌山、兵庫)
  - ・中国(観測数54)(鳥取、島根、岡山、広島、山口)
  - ・四国(観測数38)(香川、愛媛、徳島、高知)
  - ・九州(観測数116)(福岡、佐賀、大分、熊本、宮崎、鹿児島、長崎、沖縄)

※地域の分類は古川[2004]に従った。

中井[1988]、吉村[1999b]は全国の市町村のデータを利用して、MESを推計しているが、古川[2004]では、町村データを除外し地域別に推計を行っている。本論では基礎的自治体の権限の違いから、全国データから政令市を除外した推定、さらに東京都特別市を除いたもの、町村のみの5つの推定を行った。

ここで推計結果(表1)を見ると、面積効果

2) 分析に用いたデータの記述統計量は付表2に示されている。

容人員に余裕が大きいと考えられている。すなわち追加的な支出が必要なく大きな人口を維持できるものと考えられている。その視点から考察すれば、これら人口規模が拡大した地域では合併により多くの人口増加に耐えられる社会资本等を持つ自治体となっていると考えられる。

今回の推定では、面積要件のない状態ではMESに地域別に大きな差違は見られない<sup>3)</sup>。地域別の推計では最も少ない九州と、最も大きい北海道でその差は約7万人である。今回の結果からもいえることは、北海道のMESが地域別では最も大きな値を示していることである。これは、古川[2004]が主張するように、北海道に多くの社会资本等が投入されており、人口の増加に対して追加的経費があまり必要とならないためと考えられる。他の理由として、この推定は面積効果を考慮していないため、人口密度の低い北海道では、それにより規模の経済が働きMESが大きな値をとるものとも考えられる。一般的に面積の拡大は行政費用の増加に繋がるものと考えられている。

面積と人口の交叉項を用いて推定した結果では、全市町村においては、古川の結果より4千人弱、MESが高いことが示され、面積の効果を取り除けば、1人当たり歳出を最低にする人口は大きくなることが見出された。地域別の分析では、古川[2004]では東北、関東の2地域しか有意な推定ができなかったが、本研究において人口 $X$ に関する係数のうちすべて揃って有意な結果が得られたのは、関東、東海、近畿、九州となった。地域別で唯一、古川[2004]の比較ができる関東地区だが、本研究の結果は古川のものと大きく変わらないことが示された。

3) 面積効果を含めなかった場合、町村のデータを用いた推計は過大なMES(9億3千万人)が推定されている。これは町村のデータの分布がMESの左側、すなわち人口の少ない部分に偏りU字が形成されないことに起因するものと考えられる。自治体における町村については比較的等質な集団であり散らばりが少ないと読み取れる。そのため、この集団にU字関数の分析を行うには注意が必要である。

面積の効果が表れなかった地域として、古川 [2004] が面積が大きても、すべての行政区で均等にサービスを提供せず、役所の周辺のような都市部で集中的な支出を行っている可能性を指摘していたが、その傾向は、東海、近畿では改善され、東北では、都市部に集中的な支出構造に変化した可能性がある。特に、東北の市町村では人口密度<sup>4)</sup>が小さい傾向にあり、人口の効果が小さい可能性がある。その中で合併が行われると、均等なサービスのバランスが崩れ、一部の都市部での集中的な支出へ移行したのではないかと推測される。中国地方では、面積の効果有意であったが、人口の効果有意ではなかった。中国地方の市町村は、面積が大きい傾向にあり、面積の効果が大きく反映される可能性がある。その中で、行政区に均等なサービスをする傾向が大きくなっていると推察される。表1の結果を概観して、平成の大合併が、自治体全体のU字型費用関数の構造に何らかのインパクトを与えていたのではないかということが推測される。次のサブセクションでは、平成の大合併前後のU字型費用関数の費用関数を回帰分析し、比較検討することにする。

#### 4.2 平成の大合併前後のU字型費用関数

このように、古川 [2004]との比較で、年度による経過に何らかの変化が生じている可能性が示唆されたが、以下では平成の大合併の前後でU字型費用関数の比較を行う。従来の分析では多くがMESを求めることが目的とされ、そのMESの値の変化を解釈するものであるが、本研究では比較しうる最も期間の離れた2つの時点について、費用関数の形状の変化の分析を試みるものである。使用するデータは入手できるデータの中で、政府による合併政策がうちだされる前の1995年と平成の合併がほぼ一段落した2007年のデータを用いて分析を行うもの

とした<sup>5)</sup>。この期間でU字型費用関数がどのように変化を来しているか検討を加えるものであり、推定方法は、最もシンプルであり基礎的な面積効果のないモデル式(1)を用いて全市町村のデータを推定した。モデルの推計結果は表2(a)のとおりである。またU字型費用関数として推計した推定式をグラフに示したもののが図2である。

ここで、U字型費用関数の変化について、より詳細に論ずることにしよう。図2は、1995年における人口(対数値)と1人当たり歳出(対数値)のデータの関係をプロットしたものに、U字型費用関数の推定式(9)式、2007年のU字型費用関数推定式の(10)式を加えたものである。5.1の結果で決定係数のよい全市町村を母集団としたデータを用いその費用関数の形状に検討を行うものとする。

図2より、2007年のU字型費用関数の曲線は、1995年のものと比較して広がっていることが観測される。曲線全体が下方に位置するならば、それは平均費用が低下していると考えられるが、2007年のU字型費用関数曲線は、1995年の曲線より上方に位置する人口帯があり、中間の人口帯は上方に位置している点は、注目すべきである。ここで、2007年の1人当たり歳出の方が2005年のそれよりも高くなる人口帯を求めるため、2つの曲線の交点を観測することにしよう。各々の二次方程式をNについて解くと、 $N=9.315583$ 、 $13.21442$ となる。 $N=9.315583$ は自然対数をとった人口であり、これに該当する人口を計算すると、11,100人。 $N=13.21442$ は548,212人となる(1人当たり歳出は各々354千円、505千円となる)。よって、人口Nについて、 $11,000 < N < 548,212$ の場合は、当該人口において、1人当たり歳出が上昇していることになる。使用した2007年度の1,769市町村データのうち多くが人口1万人前後~30

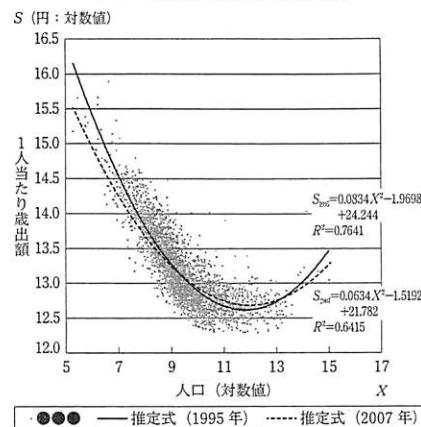
5) 歳出のデータは、2009年を基準とする消費者物価指数で実質化している。分析に用いた変数の記述統計量は付表2に示されている。

表2 1995年、2007年のU字型費用関数の推定結果

(a) 面積効果を考慮しなかった場合									
年度	観測数	定数項	X	$X^2$	$XQ$	Q	$Q^2$	$R^2$	MES
								(人)	最小歳出額(千円)
1995	3,093	24.24 ***	-1.97 ***	0.08 ***				0.76	133,982
		(99.83)	(-43.82)	(37.45)				302	
2007	1,769	21.78 ***	-1.52 ***	0.06 ***				0.64	158,927
		(99.48)	(-35.57)	(30.87)				323	
(b) 面積効果、交差項を考慮した場合									
年度	観測数	定数項	X	$X^2$	$XQ$	Q	$Q^2$	$R^2$	MES
								(人)	最小歳出額(千円)
1995	3,093	22.66 ***	-1.69 ***	0.08 ***	-0.03 ***	-0.09	0.03 ***	0.85	146,800
		(48.89)	(-36.14)	(40.27)	(-7.50)	(-1.16)	(7.58)	289	
2007	1,769	20.85 ***	-1.28 ***	0.06 ***	-0.03 ***	-0.20 ***	0.03 ***	0.80	174,483
		(45.83)	(-23.81)	(31.07)	(-7.77)	(-3.38)	(11.03)	300	
(c) 面積(交差項なし)と政策指定都市ダミーを考慮した場合									
年度	観測数	定数項	X	$X^2$	$XQ$	Q	$Q^2$	政策指定 都市ダミー D1 D4	MES
								(人)	最小歳出額(千円)
1995	3,093	22.68 ***	-1.69 ***	0.08 ***	0.14 ***			-0.16 **	156,176
		(99.82)	(-42.94)	(35.65)	(30.54)			(-2.16)	293
2007	1,769	21.01 ***	-1.57 ***	0.06 ***	0.12 ***			-0.16 ***	251
		(85.70)	(-34.50)	(29.14)	(22.15)			(-2.65)	298
(d) 面積(交差項なし)・道路延長と政策指定都市ダミーを考慮した場合									
年度	観測数	定数項	X	$X^2$	$XQ$	Q	$Q^2$	政策指定 都市ダミー D1 D4	MES
								(人)	最小歳出額(千円)
1995	3,093	22.70 ***	-1.90 ***	0.08 ***	0.14 ***	0.01	-0.16 **	0.84	158,239
		(99.85)	(-43.23)	(36.20)	(28.38)	(0.60)	(-2.20)	86	
2007	1,769	20.87 ***	-1.54 ***	0.06 ***	0.14 ***	-0.05 ***	-0.03 **	74	
		(81.24)	(-32.13)	(28.34)	(19.69)	(-3.82)	(-2.42)	78	
								(10.96)	67

注1: S: 1人当たり歳出(対数値)、X: 人口(対数値)、Q: 政策指定都市ダミー、R: 市町村道路延長(対数値)で、被説明変数はいずれもSである。  
 注2: 括弧( )の数字はt値である。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%で有意である。  
 注3: 推定で必要となる面積Q、市町村道路延長Rについては平均値(対数値)を用いて算出している。  
 注4: 原り歳出額は、MESの人口での、1人当たり歳出である。(c), (d)では、上段が政策指定都市でない場合、下段は改定指定都市の場合を示す。  
 注5: Breusch-Pagan検定の結果、全ての推定式において、不均一分散が検出されたため、Whiteの検定を行った。

図2 1人当たり歳出と人口規模



注: グラフのプロットは1995年度のデータである。

万人程度であり、実に1,238自治体がこの範囲に含まれ、この平成の合併で多くの歳出増加の要因が生みだされた可能性がある。この区間の外側、すなわち左方では過疎地域の領域が下方にシフトしているのでその区間においては歳出が削減されたと考えられるが、多くの自治体が属する人口帯では曲線が上方に位置し、結果として費用の増加が示唆されていると考えられる。

2007年において、U字型費用関数が上方に位置する要因として、合併による1人当たり歳出増加要因の発生以外に自治体の歳出全体の増加が考えられる。まず、付図1に示されるように、団塊世代の退職手当の増加、社会資本整備費の増大、福祉分野として高齢化対策等の業務増加が重なった結果として民生費が増大し、関数が右上方に位置していることも考えられる。また、付図1に表れているように、民生費ほど大きくはないが、地方自治体の債務の増加に伴う、公債費の増加も重要な要因であろう。さらに、行政区域内の混雑増加による費用の増加や、行政の持つ枠組みでの費用増加、三位一体の改革に伴う国庫補助の削減廃止が自治体の支出に増加をもたらした可能性も考えらるる<sup>6)</sup>。ただ、合併の結果により、1人当たり歳出の減少が主

張できる状態ではないことは、事実であろう。結果として、費用関数が増加を示しているのか、何らかの非効率によりこの現象が生じているのか、あるいは行政組織の業務合理化は達成されているが別の増加要因によって1人当たり支出の増加が、この水準に至っているのか、さらなる検証が必要となる。さらに、ここで注意を要することは、多くの自治体が合併を繰り返すとそれによりU字型関数の費用曲線が変化し、当初の最適規模であるMESが変化する可能性がある。すべての自治体の1人当たり支出があるMESの一点に集まるとの費用曲線はU字が成立しなくなることは自明であるが、地理的・社会的なさまざまな要素により支出額はさまざまな値をとることが予想される。MESの値にのみ注目し合併の指標とすることには十分な検討が必要となる。

MESの増加は、その受容できる人口規模の増加であるという解釈によるならば、表2の推定は、(d)を除いてその数値が増加を示している。人口がこの期間の変化により、受容人口数を増加させたならば、それは合併が効果的に行われた指標と見ることができる。さらに、MESでの最小歳出額については、やはり1995年データの道路延長が有意とならない表2の(d)の推計式を除いて、いずれも増加を示している<sup>7)</sup>。

- 6) 高齢化の進展に関する可能性、三位一体の改革は、日本経済政策学会大会で討論者により、指摘されたものである。Difference in Differences推定を行うことにより、平成の大合併の効果をより明確に識別することが有効であると思われるが、紙面の制約により、今後の課題として取り組みたい。
- 7) 日本経済政策学会大会での討論者の指摘のように、合併の目的が1人当たり行政費用の効率化にあるのであれば、仮に合併後に最小歳出額が上昇したとしても、各市町村の平均的な1人当たり行政費用が低下しているのであれば、合併に効果があったとも考えられる。しかし、2007年にMESに対する最小歳出額が増加しているという事実は、明らかに、1995年の場合より、非効率な費用構造になっているということは、否定できない。平成の大合併後に各自治体の1人当たり行政費用が低下したのか、あるいは、MESに近づく自治体が増加したのかをより詳細

また、面積効果とその交叉項を導入した(6)式を用いた分析結果は、表2(b)のとおりである。さらに中井[1988]等によって行われているように、交叉項を用いず、説明変数を回帰させた(5)式を推定した。ここで、用いた説明変数は、行政区域面積、行政区域内道路延長<sup>8)</sup>、政令指定都市ダミー、合併ダミーである。ダミー変数以外の変数は、すべて対数値を用いて推定を行っている。面積が広い地域は、通信や移動、自然環境の維持等により多くの費用がかかると予想される。道路延長が大きい地域は、交通の利便性が向上し1人当たり歳出が減少すると考えられる。また、政令指定都市は、交通の便が良い地域にある傾向があり、民間資本が充実しやすく、効率的な経営が可能であると予想され、1人当たり歳出が小さい傾向にあると思われる。一方、政令指定都市には、大型の公営のレジャー施設等、他の市町村の住民も利用できるものが多くある傾向にあり、1人当たり歳出が高まる可能性もある。計量分析では、どちらの効果がより大きいかを考察することにする。合併ダミーは、1995~2007年の間に合併した市町村を示すダミー変数である。合併がより効率的な行政に貢献しているならば、合併ダミーの係数はマイナスになるであろう。一方、合併を行った場合、移行に費用がかかり、また、かえって非効率になった場合はその係数は正になると予測される。計量分析で、どちらの効果が大きいかを観測することにする。計量分析結果は、表2(c)および(d)に掲載されている。分析結果を概観し、概ね仮説通りの符号が得られた<sup>9)</sup>。政令指定都市は、1人当たり歳出が小

に分析することは重要であるが、議論が複雑になり、紙幅の都合上不可能であるため、今後の課題として、検討していただきたい。

- 8) 道路延長とは、道路法の規定に基づき指定または認定された道路の長さのことである。ここでは、市町村道のみの道路延長のデータを用いている。データの出所は、総務省統計局(統計でみる都道府県・市区町村のすがた)である。
- 9) 日本経済政策学会大会での討論者の指摘により、推定結

研究論文：市町村の人口と財政支出に関する計量的考察  
さいの傾向にあることが示された。合併ダミーの係数は、正で有意であり、合併を行った市町村は1人当たり歳出が高い傾向にあることが見出された。

つづいて、地域特性をさらに細かい要素として説明変数に含めた表3の多面的な考察による推定モデルを検討する。自治体の行政費用について大きくその費用に関与するのはその自治体の行政面積以上に居住可能な可住地面積に関係があると考えられる。可住地面積が大きい場合は、住環境のインフラにより多くの支出が必要になり、1人当たり歳出を増加させると予想される。また自治体の性質の違い、すなわち基礎自治体として、政令指定都市、特別区、町村をダミー変数で考慮する。政令指定都市ダミーに対する仮説は、表2で述べたとおりである。特別区は、東京都の23区であるが、これらは、日本の中心に位置するため、多くの観光客やビジネスでの訪問者を受け入れるための支出が必要となるため、1人当たり歳出は大きくなると思われる。また、東京の利便性を生かし、効率的なサービスを行えば、1人当たり歳出は小さくなる傾向があると思われる。計量分析では、この正負の効果のいずれが強いか、観察することにする。町村は、行政機能が市や特別区と比較して小さく、他の市町村の人も便益を受けられるような公営の施設が少ない傾向にあるため、1人当たり歳出は小さくなる傾向があると思われる。一方、技術進歩やインフラ整備が行き届いていない可能性もあり、1人当たり歳出をより大きくさせる要因もあると考えられるため、計量分析で、どちらの効果が大きいか検証することにする。また、表2の分析と同様、合併ダミーを考慮している。可住地面積、政令指定都

果を顧慮なものとするためには、公共交通水準、DID(人口集中地区)人口比率、DID面積比率、人口構成比などをコントロールすることは重要である。しかし、マルティコリニアリティの問題が生じるため、今回は、最も重要なと思われた変数に集中して、分析を行っている。今後、より詳細な分析が必要であろう。

表3 多面的考察による推定結果

(a) 交叉項なし、面積、可住地面積を考慮した場合						
年度	観測数	定数項	X	X <sup>2</sup>	面積 Q	可住地面積 Q2
1995	3,093	22.40 ***	-1.74 ***	0.07 ***	0.11 ***	0.04 ***
		(89.53)	(-33.34)	(25.02)	(16.32)	(3.39)
2007	1,769	20.82 ***	-1.47 ***	0.06 ***	0.11 ***	0.06 ***
		(84.68)	(-31.90)	(25.89)	(11.25)	(3.88)

(b) 面積効果、交差項を考慮した場合						
年度	観測数	定数項	X	X <sup>2</sup>	XQ	面積 Q
1995	3,093	22.60 ***	-1.55 ***	0.07 ***	-0.02 ***	-0.12
		(45.72)	(-27.72)	(25.95)	(-5.85)	(-1.55)
2007	1,769	21.32 ***	-1.28 ***	0.06 ***	-0.03 ***	-0.19 ***
		(51.91)	(-25.28)	(25.31)	(-8.18)	(-3.37)

注1: S: 1人当たり歳出(対数値), X: 人口(対数値), Q: 面積(対数値), Q2: 可住地面積(対数値)である。

注2: 括弧( )の数字はt値である。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%で有意である。

注3: 推定で必要となる面積 Q, 可住地面積 Q2, 市町村道延長 Rについては平均値(対数値)である。

注4: 最小歳出額は, MES の人口での, 1人当たり歳出である。(市での値である)

注5: Breusch-Pagan 検定の結果,すべての推定式において, 不均一分散が検出されたため,

市ダミー, 特別区ダミー, 町村ダミーの要素を含めて計算を行ったモデルに対して, 表3 (a)における交叉項のない場合, 1995年の値では道路延長の1人当たり歳出に対する効果は有意ではなかったが, 2007年推計では表2 (d)と同じく符号が負で有意であった。また, MESについて約40万人から約37万人と同じく減少を示しており, 道路延長を考慮した場合, 上記と同じ結果を得た。これは2007年度の自治体の形態が,多くの人口を抱えることができなくなっている可能性を示唆している。

可住地面積 Q2 が有意になる理由に以下のことが考えられる。可住地面積はその行政面積から林野面積と湖沼面積を差し引いたものであり, 人の居住可能性はその位置的条件やインフラ等の利便性に左右されると考えられる。この値が正で有意を示すことは,多くの自治体でその居住可能な土地が高い効率で利用されていることが示唆される。(a)式の1995年推計での市町村道路延長が有意にならず2005年データが有意となった原因として自治体の集約により道路管理の費用が増加したことなどが考えられる。

ダミー変数について, 政令指定都市ダミー, 特別区ダミーは表3の(a), (b)において, 1995年, 2007年ともに, 様式が正で有意であった。政令指定都市や特別区は, 交通や通信のインフラストラクチャーも整っている傾向があるが, より詳細な情報を考慮すると政令指定都市は, かえって他の市町村より1人当たり歳出が大きくなる傾向があると考えられる。これは, 先述のとおり, 政令指定都市や特別区には, 他の市町村の住民も利用できる公共施設が多くあり, より多くの行政サービスを提供していると思われるが, やはり, その中でも, 非効率な運営がないか, 慎重な検討をする必要があるだろう。また, 町村部の符号が負であることは, 町村部の行政権能が他の形態と異なり他と比較して小さいことが確認された。町村部は, 他の市町村より, 1人当たり歳出が大きい傾向にあるが, 表3の分析で用いられた諸々の要素を考慮すると, 条件の悪い中で, 効率的な行政を行う努力がなされている可能性がうかがえる。合併ダミーの符号は正で, 統計的に有意であった。表2での議論同様, 合併に伴う, 移行費用, あ

市町村道路延長 R	政令指定 都市ダミー D1	特別区 ダミー D2	町村 ダミー D3	合併 ダミー D4	$\bar{R}^2$	MES (人)	最小歳出額 (千円)
0.01 (0.72)	0.18 ** (2.36)	0.48 *** (5.44)	-0.22 *** (-13.94)		0.85	402,855	261
-0.06 ** (-3.92)	0.11 * (1.72)	0.52 *** (7.71)	-0.17 *** (-10.39)	0.12 *** (9.91)	0.81	366,039	282

面積 Q <sup>2</sup>	政令指定 都市ダミー D1	特別区 ダミー D2	町村 ダミー D3	合併 ダミー D4	$\bar{R}^2$	MES (人)	最小歳出額 (千円)
0.03 *** (7.42)	0.23 *** (2.78)	0.36 *** (4.20)	-0.21 *** (-13.44)		0.86	325,993	275
0.03 *** (11.63)	0.15 ** (2.34)	0.38 *** (5.74)	-0.17 *** (-10.62)	0.13 *** (10.36)	0.83	342,812	267

注1: S: 1人当たり歳出(対数値), X: 人口(対数値), Q: 面積(対数値), Q2: 可住地面積(対数値)である。

注2: 括弧( )の数字はt値である。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%で有意である。

注3: 推定で必要となる面積 Q, 可住地面積 Q2, 市町村道延長 Rについては平均値(対数値)である。

注4: 最小歳出額は, MES の人口での, 1人当たり歳出である。(市での値である)

注5: Breusch-Pagan 検定の結果,すべての推定式において, 不均一分散が検出されたため, Whiteの修正を行った。

るいは, より非効率な財政になったことが原因で, 1人当たり歳出が高くなつたと思われる。

## 5. 平成の大合併前後のU字型費用関数の変化

### 5.1 チョウ検定による構造変化の検証

第4節では回帰分析を行い, 1995年と2007年でU字型費用関数が大きく異なり, MESや最小歳出額も変化していることが観測された。しかし, MESや最小歳出額が実際に変化したのかどうかをより正確に判定するためには, 推定式の係数が統計的に有意な変化を遂げたかどうかを考慮することが必要である。ここで, 表2 (a)の推定式を例に挙げ説明することにする。1995年, 2007年のデータより得られた2つの推定式であるが,

$$S_{1995} = 0.834X^2 - 1.9698X + 24.24 \quad (9)$$

$$S_{2007} = 0.063X^2 - 1.5192X + 21.78 \quad (10)$$

ここで, (9)式と(10)式の間に構造変化が生じているかの検討を行う。すなわち2つの集團のデータについての何らかの変化を生じている

ものであるか否かを検定する。2つの推定式の構造に, 差違の有無を調べるために構造変化的検定で知られるチョウ検定を行う。データを観測する際, その前後においてそのモデルに変化が生じていることを仮定するならば, そのモデル式の構造が同一かどうかを検定する必要がある。本論では上記の2つのデータから導かれた推定式について, 構造変化的F検定を行った。

チョウ検定において, 帰無仮説は1997年と2007年において, 各係数がすべて等しい, すなわち(1)式の両推定式には変化がなく同一であるということである。帰無仮説を式で表すと, 下記のようになる<sup>10)</sup>.

$$H_0: \alpha_{1995} = \alpha_{2007}, \beta_{1(1995)} = \beta_{1(2007)}$$

$$= \beta_{2(1995)}, \beta_{2(2007)} = \beta_{2(2007)}$$

その結果,

10) 下付き文字の1995, 2007は, それぞれ, 1995年, 2007年のデータを用いた分析での推定値を意味する。対立仮説は, 少なくとも1つの係数が両期間において異なるということになる。

$$F=39.32 \quad (1\% \text{棄却域}: 3.78)$$

の  $F$  値が得られた。よって、帰無仮説は棄却され、この2時点間の推定式には構造変化が生じていることが確かめられた。なお、表2 (b), (c), (d) の構造変化に関するチョウ検定の  $F$  値は、それぞれ  $F=106.275$  ( $1\%$  棄却域 3.02),  $F=46.064$  ( $1\%$  棄却域 3.02),  $F=38.785$  ( $1\%$  棄却域 2.80) であり、帰無仮説は棄却されたことを示している。表3 (a), (b) についても、 $F=55.5373$  ( $1\%$  棄却域 2.81),  $F=69.4468$  ( $1\%$  棄却域 2.81) であり、1995, 2007年の推定式の係数がすべて同じであるという帰無仮説が棄却された。それゆえ、各々の推定式はその構造変化が確かめられ、1995年と2007年に統計的に有意に推定式が変化していることが証明されている。この結果、平成の大合併の前後で、少なくとも、MESと最小歳出額のいずれか一方が変化を遂げたことが、統計的に検証された<sup>11)</sup>。

## 5.2 平成の大合併の推定結果の吟味

政府による市町村合併の目的は職員や業務の見直しや適正化による効率的な行政の確立ではあるが、急激な合併の推進は政府の目的とする費用最小化を目的とする最適化よりも、むしろ合併ありきで合併が推進され、その結果、行政の煩雑さの増加を示している可能性がある。本来合併のメリットとして、合併によりスケールメリットを生かした行財政の適正化が期待されるが、実際の合併では期待されたほどの組織のスリム化や人員の合理化がなされていない可能性もある。例えば合併により数カ所にあった役所を1カ所に統合し、重複する業務を一元化する等の組織のスリム化が期待されていたが、元

11) チョウ検定の分析は、各係数がすべて等しいということと帰無仮説であり、対立仮説は、少なくとも1つの係数は異なるということになるため、チョウ検定の結果、帰無仮説が棄却されても、MESと最小費用のいずれかは同じままであるという可能性がある件、注意は必要である。

の役所に多くの機能を残したことなどと考えられる。

本来、適正化のためには行政組織全体の見直しやスリム化が必要不可欠であり、人的な面での早急な合理化やサービス水準の変更を直ちに行なうことは困難である。この大きな変化が、行政の支出に効果を及ぼすには若干のタイムラグが生ずる可能性も考えられる。また、これら人員配置の適正化、あるいは行政組織のスリム化、またインフラの配置や運営などは望ましい形になるためにはさらに若干の時間的経過が必要であると考えられる。

支出が増える要因として、合併特例法による国からの財政支援（地方交付税の優遇措置や起債の優遇）により支出が増大したこととも考えられる。この場合、非適正化したということではないが、多くの市町村でこの特例法により支出が増大したことは否定できない。しかしながらこれらの優遇措置は合併後10年、緩和期間をいれても15年の間に限定された措置であり、これを用いて箱物整備などに多くの自治体が費用を支出したが、これらのインフラの維持費は数十年にわたって自治体に負担を強いることになる。そのため2007年現在の合併終了の状況で一時的に支出が増加したものであるのか、あるいは非適正化により支出が増加したのかについては、今後のさらなる継続的な観測、検討が必要である。

また、合併のメリットとされる良質な行政サービスを低成本で実現する点であるが、同水準以上の行政サービスが供給されている可能性も検討されなければならない。しかしながら、平成の合併の終息直後にこのような歳出の増加が示唆される結果が示されたことは興味深い。この平成の大合併は国主導で行われてきたものであるが、そもそもこの政府の主張する効率性が向上しているとはいひ難い自治体が多数存在する原因として、合併の指標を人口について求めたことに起因するかもしれない。

合併により、いわゆる規模の経済が働くはず

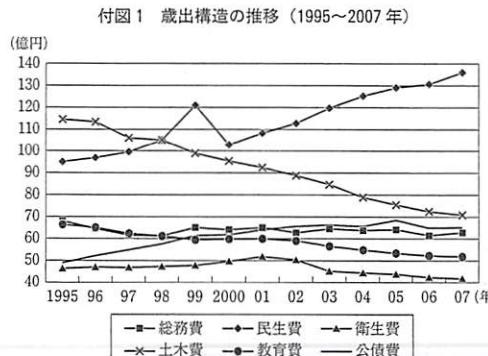
である行政事務については異論のないところであるが、地域の特性、すなわち面積や、人口構成比、産業構造などさまざまな異なる要因が存在するなか、多くの自治体は人口規模を指標に合併を行い、そのため、本研究から示唆される、歳出が増加するようにU字型費用曲線が位置している可能性がある。しかしこの費用曲線の形状の変化が単なる財政上の支出増加要因が重なったために生じたものなのか、あるいは効率性の悪化により生じたものであるのかさらなる検証が必要であると考えられる。

平成の大合併では多くの自治体がより人口規模をより拡大する方向に動いた。これを鑑みても、最小効率規模（MES）における歳出の上昇は本来の目的である行政コストの削減がそれほど進んでいないことが見て取れる。特に問題となる点は、多くの自治体が、この1人当たり歳出の増加区间に集中していることである。この区间での分析に用いたデータにおける多くの人口、すなわち多くの住民は合併のメリットを享受していない可能性がある。実際、平成の大合併の時期に合併をした市町村にダミー変数を入れ、計量分析を行ったところ、合併をした自治体は、1人当たり歳出が高くなることが示された。これには、合併に関連した移行費用の増加も考えられるが、決して、合併によって効率が改善しているとは判断できない結果が示された。

平成の大合併終了数年後、平成の合併についての評価が多くなされたようになったが、総務省の市町村合併に関する研究会が2008年に公表した『「平成の合併」の評価・検証・分析』は「経常収支比率の変化では合併・非合併に大きな差違がない」と述べるように、やや否定的な見解が見られるようになった。また1人当たりの費用低下が行政の効率化の指標とすることに対する批判、すなわち抽象的な表現ではあるが自治体の行うサービスに対する住民満足度との関係も十分な検討が必要となる。今後の社会・経済情勢の変化に伴い、さまざまな影響がでてくることが考えられるが、このような合併は決して財政的な特効薬になるのではなく、地道な行政活動が期待されるのではないだろうか。

## 参考文献

- Cannan, E. [1888], *Elementary Political Economy*, London.
- Hicks, J. [1976], "Comment," in Coale, A. J. (ed.), *Economic Factors in Population Growth*, London and Basingstoke, Macmillan Press.
- Mill, J. S. [1848], *Principles of Political Economy*, London, Longman, Green and Co.
- 朝日新聞出版編 [2008],『民力2008』朝日新聞出版。
- 大塚章弘 [2007],「地域統合に伴う財政支出効率化に関する予備的考察」『会計検査研究』No.36.
- 小西砂千夫 [2000],『市町村合併のすすめ』ぎょうせい。
- 塩津ゆかり・原田禎夫・伊多波良雄 [2001],「市町村合併の実証分析」『会計検査研究』No.24.
- 総務省統計局「統計でみる都道府県・市区町村のすがた」<http://www.stat.go.jp/data/ssds/> (2014年4月10日)
- 総務省統計局「統計でみる市区町村のすがた2008」<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat>List.do?bid=000001013124&cycle=0> (2008年8月30日).
- 総務省『地方財政統計年報』各年。<http://www.soumu.go.jp/iken/zaisei/toukei.html> (2014年4月26日).
- 田平正典 [2007],「U字型費用関数を巡って一兵 庫県下の市町データを用いた分析ー」『商大論
- 集』(兵庫県立大学)第58巻第4号(312号)。
- 内閣府政策統括官 [2009],「政策分析シリーズ4 市町村合併による歳出変動分析」。
- 中井英雄 [1998],『現在財政負担の数量分析』有斐閣。
- 林正寿 [1999],『地方財政論：理論・制度・実証』ぎょうせい。
- 林正義 [2000],「地方自治体の『最適』規模：U字型費用関数の推定と批判」『経済研究』(明治学院大学)第119巻, pp. 13-28.
- 林正義 [2002],「地方自治体の最小効率規模」『ファイナンシャル・レビュー』(財務省財務総合政策研究所)第10号。
- 林正義 [2003]「自治体規模と地方財政支出：市町村合併への幾つかの含意」『研究所年報』(明治学院大学産業経済研究所)第20巻, pp. 63-83.
- 古川章好 [2004],「地域別の最適人口規模」『オイコノミカ』第40巻, pp. 81-94.
- 横道清孝・沖野浩之 [1996],「財政的効率性からみた市町村合併」『自治研究』第72巻, pp. 69-87.
- 横道清孝 [1997]「財政的効率性の観点からみた市町村合併」『月刊自治フォーラム』3月号。
- 吉村弘 [1999a],『最適都市規模と市町村合併』東洋経済新報社。
- 吉村弘 [1999b],「行政サービス水準及び歳出総額からみた最適都市規模」『地域経済研究』(広島大学地域経済研究センター)第10号。



注：データの出所は、『地方財政統計年報』による。データは1995年を基準とする消費者物価指数で実質化している。

付表1 日本における市町村数の変遷

年	市	町	村	合計
1998	670	1,994	568	3,242
1999	671	1,990	568	3,240
2000	671	1,990	568	3,241
2001	672	1,987	567	3,239
2002	675	1,981	562	3,232
2003	677	1,961	552	3,205
2004	695	1,872	533	3,116
2005	739	1,317	339	2,412
2006	779	844	197	1,838
2007	783	820	195	1,817
2008	783	812	193	1,808
2009	783	802	192	1,798
2010	786	757	184	1,749

注：各年4月1日現在である。総務省のデータにより、作成した。

付表2 計量分析に用いた変数の記述統計量

## (1) 表1の分析における変数の記述統計量

地域	観測数	人口(人)	面積(km <sup>2</sup> )	1人当たり歳出(千円)
全国市町村	1,825	平均	69,874	203.64
		標準偏差	177,093	408
		最大値	3,579,628	6,802
		最小値	214	164
全国市 (政令市、特別区除く)	765	平均	82,105	517.56
		標準偏差	75,815	136
		最大値	355,004	1,427.56
		最小値	5,221	269
全市	802	平均	142,291	260.88
		標準偏差	248,756	124
		最大値	3,579,628	1,126
		最小値	5,221	164
全町村	1,023	平均	13,296	163.51
		標準偏差	10,162	423
		最大値	56,252	5,734
		最小値	214	187
北海道	35	平均	128,675	526.88
		標準偏差	310,615	167
		最大値	1,880,863	1,427.56
		最小値	5,221	299
東北	95	平均	102,262	492.44
		標準偏差	124,737	98
		最大値	1,025,098	734
		最小値	13,318	269
関東	233	平均	177,460	137.29
		標準偏差	288,343	85
		最大値	3,579,628	1,021
		最小値	22,198	214
北陸	29	平均	92,939	321.12
		標準偏差	106,855	102
		最大値	454,607	728
		最小値	18,050	339
東海	92	平均	145,558	244.74
		標準偏差	252,788	95
		最大値	2,215,062	740
		最小値	21,230	233
近畿	109	平均	195,058	165.51
		標準偏差	350,130	119
		最大値	2,928,811	838
		最小値	21,512	164
中国	54	平均	128,946	423.73
		標準偏差	186,850	459
		最大値	1,154,391	748
		最小値	17,754	170
四国	38	平均	89,410	272.28
		標準偏差	110,143	453
		最大値	514,937	114
		最小値	17,281	929
九州	116	平均	114,701	254.40
		標準偏差	200,226	439
		最大値	1,401,279	123
		最小値	21,456	898

## (2) 表2の分析における変数の記述統計量

年度	観測数	人口(人)	面積(km <sup>2</sup> )	1人当たり歳出(千円)	市町村道路延長(km)
1995	3,093	平均	39,113	111.94	643
		標準偏差	128,545	133.22	298
		最大値	3,307,136	1,408	402
		最小値	198	1.27	3
2007	1,769	平均	70,818	205.07	522
		標準偏差	176,506	242.20	683
		最大値	3,562,983	2,178	558
		最小値	197	3.47	6

注1：(2) の1人当たり歳出は2009年を基準とする消費者物価指数で実質化している。

## マイクロソフト社の事例からソフトウェア産業の競争政策を考える

The Competition Policy in the IT Industry Is Considered from the Microsoft Case

長谷川雄哉（神戸大学大学院経済学研究科）

Yuya HASEGAWA, Graduate School of Economics, Kobe University

### 1. はじめに

マイクロソフト社に関する訴訟において争点とされたテーマは、オペレーションシステムとアプリケーションソフトウェアの抱き合わせであった。ブラウザおよびメディアプレイヤーがマイクロソフト社のOS環境と高次的に機能統合されていることで、他のアプリケーションの新規参入や販売を阻害している点およびユーザーに対して不利益をもたらしている点について、特に米国および欧州で議論の対象となったものである。

これはマイクロソフト社によって意図的に実施された抱き合わせ戦略を発端としており、米国および欧州および我が国におけるマイクロソフト訴訟を整理することで、企業戦略によって引き起こされる市場独占化の問題に対し、企業分割、合理性判断、監視と指導、受容と放任という4つの方法を用いて対応をとることが可能であることが明らかにできる。

このことを受けて、マイクロソフト社の取り扱いを事例とし、ソフトウェア産業における競争政策の手段について考察を試みるのが本稿の趣旨である。

### 2. マイクロソフト社に対する各国の対応

米国においては小原〔2005〕で述べられているように、Windowsとインターネットブラウザの抱き合わせに関する訴訟が中心であった。この一連の訴訟の中でマイクロソフト社自身あるいはマイクロソフト社に反対する立場からそ

れぞれ証人が立てられ、マイクロソフト社を企業分割することのはずが地裁および高裁において争われた。その結果、KDDI総研〔2003〕で分析されるように、米国においては独占的行為に対しては分割ありきと考える地裁判決に沿った対応と、その行為の合理性から判断するという高裁判断に沿った対応の2つの方法論が存在していることを見ることができる。

次に欧州においても公正取引協会〔2004〕で述べられているように、欧州委員会がEC条約82条に基づき各種の調査を実施し、マイクロソフト社に対してWindowsからメディアプレイヤーの抱き合わせ機能の排除を求めるという姿勢を提示した。欧州が特徴的といえるのはこのような調査に積極的な欧州委員会という存在にあるといえ、またそのような調査を経て事実を認定した件に対しては強く執行を求めるという強制力も欧州委員会の特徴であるといえる。

日本におけるマイクロソフト訴訟は米国および欧州とは異なる状況にあり、日本の訴訟は「表計算ソフトと他のソフトの抱き合わせ販売（日本マイクロソフト事件）」と「マイクロソフトコーポレーションに対する審判審決について（ウインドウズのOEM販売契約に係る拘束条件付取引）」という2件の訴訟で構成されている。日本の特徴として「自動車にエアコンが搭載されることが当然」と表現されるように、OS環境に便利な機能が搭載されることは当然との考えがあり、この分野における日本の競争政策の特徴として受容と放任の傾向が見られる。このように各国の対応を見ると企業分割、合

理性判断、監視と指導、受容と放任という4つの方法がマイクロソフト社に対して検討されてきたことがわかる。この4つの方法の特徴を整理すると（1）市場競争が重要であり「企業分割」によって競争をさせるべきであるとする方法、（2）便益の存在を理解したうえで「合理性から判断」する方法、（3）他の競争事業者の活動を排除することを阻止するために「監視・指導」する方法、（4）「受容・放任」することで利用者の求めるところに落ち着くと考える方法、という形になる。

### 3. マイクロソフト社とネットワーク効果

マイクロソフト社はネットワーク効果を最大限に利用したソフトウェア企業であるといえる。マイクロソフト社がどのようにそのシェアを形成してきたかについては石原[2008]にて解説されており、マイクロソフト社はこのネットワーク効果を独占力の強化に役立てていることに注目することができる。これはソフトウェア市場においては互換性や利用環境の統一化などのメリットが大きく、とくに「皆が利用しているから便利」<sup>1)</sup>というソフトウェア市場においてもっとも顕著に顕れるネットワーク効果のメリットが独占化を容易に引き起こすことが可能である理由となっている。

しかしネットワーク効果は、利用者の利便性が増すというメリットとともに、その独占力の強さが競争する他社を阻害するというデメリットの側面も有している。米国や欧州が訴訟の争点としたのはこうしたネットワーク効果の負の側面である。とくにブラウザやメディアプレイヤーはWindows OSに内包化される、またコンピュータ事業者が販売する個人向けコンピュータではWindows OSがプリインストールされていることが多いことから、OS環境と抱き合せられた状態で提供される。この状況は他社製品の参入の余地をなくしている負の状態で

1) ソフトウェアの互換性は特に利便性を向上させる。

あるといえ、抱き合せや独占化により競争の阻害が起るので、なんらかの競争政策が必要になるということが理解できる。

このようなマイクロソフト社のケースにおけるネットワーク効果に対して、（1）企業分割、（2）合理性判断、（3）監視・指導、（4）受容・放任の4つの対応の効果を考察すると、このうち（1）企業分割と（4）監視・指導はマイクロソフト社に対して介入する形でのアクションとなるためネットワーク効果の正の部分である利用者の利便性が損なわれることになり、また（2）合理性判断と（4）受容・放任はネットワーク効果を促進させる一方で競争政策としては負の影響を与えるであろうことが予測される。

まず（1）の企業分割については、米国において提案されたマイクロソフト社の垂直統合を企業分割によって断つことは、Windows OSの価格に内包化された各アプリケーション機能のコストを明らかにするという意味で効果があると考えられる。ネットワーク効果をもたらす垂直統合を失うことでマイクロソフト社から分社されたブラウザ会社は他のブラウザ事業者と同様の立場に置かれるため、何らかの方法によって開発費用を手に入れるための競争を行う必要が発生し、このことによって競争が促進され、ネットワーク効果の恩恵を受けることのできない市場競争が実現される。次に（3）監視・指導は、欧州においては利用者自身に選択させるために標準搭載を禁止するものであり、またマイクロソフト社に対してその規格へのアクセスを円滑にさせることを求めるものであった。欧州での経緯については泉水[2003]でも述べられているが、プラットフォームの先行者としての利益には配慮はするが、欧州委員会はネットワーク効果による市場支配をマイクロソフト社の主導では実現させないという意思が見られる。この対応によりマイクロソフト社は自社のメディアプレイヤーを利用者に選択してもらうためには、その機能や利便性を改めて利用者にアピールする必要があり、競合他社も規格へのイー

ジーアクセス性によってマイクロソフト社製品と対等に競争をすることができるようになる。

（1）または（3）の対応は、市場競争を実現させることによって、マイクロソフト社によって独占された環境よりもユーザーの利便性を良くする製品が登場することも考えられる。

一方、（4）受容・放任することで利用者はネットワーク効果によって利便性を実現するように行動し、デファクトスタンダードを形成すると考えられる。これは日本の市場の現状を見ても明らかである。同様に（3）合理性判断の結果、アメリカ市場においてもマイクロソフトのデファクトスタンダード化は一層進んでいる<sup>2)</sup>。独占化を推し進めた結果の市場は硬直的な環境になり、ベンダーロックインの発生が予想され、実際にロックイン問題はWindows XPの更新の際に露呈している。

### 4. マイクロソフト社の現在

現在マイクロソフト社は、家庭用コンピュータのOS環境においては2014年11月の時点ですべてのWindows OSのシェアをあわせて91.28%に達するように依然として独占的である。またアプリケーション環境のうちブラウザ市場においては、家庭用コンピュータのすべてのOS環境上におけるすべてのInternet Explorerのシェアは58.2%であり、こちらは過去2年間においてフラットな推移である。

とりわけ日本においてはマイクロソフト社製品の地位は安定的であり高いシェアを有している。このことは先に述べた日本の政策対応の結果であるといえる。受容・放任されることでマイクロソフトはそのネットワーク効果を最大限に活用し、マイクロソフト製品を利用することによる利便性を強調し、家庭用コンピュータやオフィス用コンピュータでその独占的な地位を築いている。欧州においてはソフトウェアの抱

き合わせに対するペナルティを受けた形となり、マイクロソフト社の行動を慎重にさせるという効果があった。またマイクロソフト社は訴訟の中で、指導に対応する形で自社の製品をオープンなものとする努力を行ったのも特徴的である。欧州はマイクロソフト社の行動を抑制したが、しかし市場競争や革新的な製品の登場といった大きな変化は欧州では見られなかった。米国においては結果的には分割という対応にならずマイクロソフト社の体制はそのままの形で続行されることとなった。その結果としてマイクロソフト社の地位は大きく変わることなく、依然として強い立場にいる。

しかし現在、マイクロソフト社に対してアップル社のような競合の製品が優れているという印象を利用者は抱いている。このような状況においてはマイクロソフト社といえども技術開発を怠っていられない。企業分割を行わなかったことで直接的な市場競争の活性化は起きなかつたが、Windows OSではないその他の市場からの参入すなわちプラットフォーム間の競争という形でのソフトウェア市場でのパラダイムシフトが起こったのである。この変化の根底には欧州委員会が求めたオープン化戦略の促進があり、それが大きな影響をもたらしたと見ることができる。オープン化により従来と比べて相対的にWindows OS上で動作するアプリケーション市場への参入のハードルは低下しており、そのことで他プラットフォームの企業が、自身のプラットフォームからの収益を原資としてWindows OSというプラットフォームへの参入を行うことを可能となつたのである。

この新たな参入が利用者に受け入れられた背景として、新たに参入したソフトウェアがもたらす利便性に注目することができる。新たな参入者は、自身の持つプラットフォームとのネットワーク効果をマイクロソフト社に対する優位点とし、そのことから得られる利便性をもって利用者に受け入れられることになったのである。具体的にこの新規参入者はアップル社やグーグ

2) この点について、米国での合理性判断を批判する論も多い。

ル社であるが、前者は同社製の携帯型音楽端末とオンラインストアとの連携を、後者はサイトで提供する多様な機能や携帯電話との連携をその特徴としてアピールしている。しかしそれらの便利で多様な機能をWindows OSの利用者に提供することが可能となった背景に、Windows OSの規格のオープン化があったといえるのである。

このようにマイクロソフト社以外による市場構成者が参入することによって利用者の利便性向上が見られる経緯において重要なのは、その参入を容易にするためのプラットフォームのオープン化であるといえる。ネットワーク効果で囲い込むことによる利益が大きいため市場競争によって規格のオープン化は実現できないので、このようなケースにおいては欧州で行われたように、寡占者に対して何らかの指導や介入が必要であり、そのことに有効性があったと結論付けられる。

## 5. 最後に

本稿はマイクロソフト社によるOS環境を前提とした、アプリケーション市場のプラットフォーム内競争に注目しその寡占的な状況に対する対処法を整理した。その中で現在のマイクロソフト社を見ると、プラットフォーム外からの参入があり、新たなプラットフォーム内競争が生じていることが観測でき、この新たなプラットフォーム内競争を生むために必要なものは参入障壁を低下させるオープン化であり、欧州の行った対応の効果を評価することができた。ソフトウェア産業は時として利用者ニーズの変化が、市場における技術開発や企業対応による変化の速度を上回ることもあり、そのような急速に変化する可能性のある市場においては、参入が容易であることが重要であると考えられる。

本稿ではプラットフォーム内競争に新規参入者が現れたことで、そこに多様な選択肢が生まれて競争環境になったことに注目したが、同時にプラットフォーム間競争に注目する必要性も

明らかにした。これまでマイクロソフト社に対する議論は单一のプラットフォーム内競争に焦点を当ててきたが、これからソフトウェア市場を考えるにあたり、プラットフォーム内競争のみならず、プラットフォーム間競争に対する対応を見る必要があると考えられるので、今後の課題としたい。

## 参考文献

- 小原喜雄 [2005], 「マイクロソフト社のライセンス契約における特許侵害訴訟禁止条項と独禁法」『国際商事法務』No.513.
- KDDI総研 [2003], 「米国マイクロソフト、長い訴訟から解放へ」KDDI総研『KDDI総研R&A』12 (10).
- 公正取引協会 [2004], 「海外競争政策の動き 欧州委員会、マイクロソフトに対する審査を終了し、是正措置命令及び制裁金を課す」公正取引協会『公正取引』No.642.
- 和久井理子 [1998], 「マイクロソフト社と米国司法省の係争について（上）ネットワーク効果と反トラスト法」公正取引協会『公正取引』No.577.
- 石原敬子 [2008], 「ネットワーク産業における競争政策 エッセンシャル・ファシリティ理論、排他的行動をめぐる問題を中心に」『経済政策ジャーナル』第4巻第2号、2008年5月、勁草書房.
- 泉水文雄 [2003], 「欧州におけるエッセンシャル・ファシリティ理論とその運用」公正取引協会『公正取引』No.637.

## 【研究論文／労働政策】

### アイデンティティ経済学と共に稼ぎ夫婦の妻の家事労働行動\*

—JPSC2000–2008 パネルデータを用いた実証分析—

Identity Economics and Housework Behavior of Wives of Dual-Earner Couples:  
Empirical Analysis Using JPSC 2000–2008 Panel Data

安藤 潤（新潟国際情報大学国際学部）

Jun ANDO, Faculty of International Studies, Niigata University of International and Information Studies

## 1. はじめに

本稿では公益財団法人経済研究所「消費生活に関するパネルデータ」(JPSC)の2000年から2008年までの日本の共稼ぎ夫婦のパネルデータを用い、アイデンティティ経済学をフレームワークとして共働き夫婦の妻の家事労働行動に関するジェンダー・ディスプレイ仮説、経済的取引仮説、Gupta [2007] の自治仮説、Killewald and Gough [2010] の自治仮説を検証する。

## 2. 分析のフレームワーク

### 2.1 アイデンティティ経済学と家事労働におけるジェンダー・ディスプレイ

各個人は以下のようないいidenティティ $I_j$ が組み込まれた効用関数 $U_j$ を持っている。

$$U_j = U_j(a_j, a_{-j}, I_j) \quad (2.1)$$

$$I_j = I_j(a_j, a_{-j}, c_j, \varepsilon_j, P) \quad (2.2)$$

上の(2.1)式において $U_j$ は個人 $j$ の効用、 $a_j$ は個人 $j$ の行動、 $a_{-j}$ は他者の行動、 $I_j$ は個人 $j$ のアイデンティティであり、(2.2)式からもわかるようにこの個人 $j$ のアイデンティティ $I_j$ は個人 $j$ に割り当てられた社会的カテゴリー

\* 本稿作成にあたっては討論者の坂西明子先生（奈良県立大学）をはじめ座長の吉田良生先生（福山女学園大学）、田中康秀先生（岡山商科大学）からも貴重なコメントをいただきました。ここに記して感謝いたします。

$c_j$ 、個人 $j$ の諸特徴 $\varepsilon_j$ が社会的カテゴリーの行動規範 $P$ によって表される個人 $j$ に割り当てられている社会的カテゴリーの理想にどの程度合致しているか、個人 $j$ の行動と他者の行動がどの程度行動規範 $P$ に合っているかによって決定され、個人 $j$ は $c_j, \varepsilon_j, P$ および他者のさまざまな行動を所与として効用 $U_j$ を最大化すべくさまざまな行動を選択する(Akerlof and Kranton [2000], p. 719)。妻がその相対的所得(夫婦の総絶対的所得に対する妻の絶対的所得の比率)の上昇とともに家事労働時間を徐々に非弾力的にしか減らさなくなったり、増やすようになる行動は家事労働におけるジェンダー・ディスプレイと呼ばれ、アイデンティティ経済学からは妻が「女性は働くべきではない」との行動規範を逸脱することでアイデンティティを喪失して効用を低下させるため、行動規範に近づく行動をとることでアイデンティティを回復し、効用を最大化しようとするところが発生すると説明される。

### 2.2 推定式

本稿で用いる推定式は以下の(2.3)～(2.5)式である。

$$Y_w = \alpha_{0w} + \alpha_{1w}X + \alpha_{2w}X^2 + \alpha_{3w}Z + e_1 \quad (2.3)$$

$$Y_w = \alpha_{0w} + \alpha_{1w}X + \alpha_{2w}X^2 + \beta_{1h}H + \beta_{1w}W + \alpha_{3w}Z + e_2 \quad (2.4)$$

$$Y_w = \alpha_{0w} + \alpha_{1w}X + \alpha_{2w}X^2 + \beta_{1h}H$$

$$\begin{aligned}
 & + \beta_{11w} Spline W_1 + \beta_{12w} Spline W_2 \\
 & + \beta_{13w} Spline W_3 + \beta_{14w} Spline W_4 \\
 & + e_3
 \end{aligned} \quad (2.5)$$

ここで  $Y_w$  は妻の家事労働時間、 $X$  は妻の相対的所得、 $X^2$  はその 2 乗項、 $H$  と  $W$  はそれぞれ夫および妻の絶対的所得、 $Spline W_k$  ( $k=1, 2, 3, 4$ ) は、妻の絶対的所得を 4 分位に分けるスプライン関数、 $Z$  はコントロール変数のベクトル、 $e_1, e_2, e_3$  は誤差項である。(2.3) 式は Brines [1994] により提唱されたジェンダー・ディスペイモデルで、 $\alpha_{1w}$  が有意な負かつ  $\alpha_{2w}$  が有意でないときには経済的取引仮説が、 $\alpha_{1w}$  が有意な負かつ  $\alpha_{2w}$  が有意な正のときにはジェンダー・ディスペイ仮説が支持される。(2.4) 式で  $\alpha_{1w}$  および  $\alpha_{2w}$  が有意ではなく、かつ、 $\beta_{1w} < 0$  のときは Gupta の自治仮説が支持され、(2.5) 式で  $\alpha_{1w}$  および  $\alpha_{2w}$  が有意ではなく、かつ、 $\beta_{11w}, \beta_{12w}, \beta_{13w}$  および  $\beta_{14w}$  が有意で  $\beta_{11w} < \beta_{12w} < \beta_{13w} < \beta_{14w} < 0$  のときは Killewald and Gough の自治仮説が支持される。

### 2.3 サンプル

サンプルは JPSC の 2000 年（ウェーブ 8）から 2009 年（ウェーブ 17）までのデータを用い、夫婦が同居していること、夫婦ともに 20 歳以上 60 歳未満であること、夫と妻がともに勤め人であることという条件をすべて満たす回答者に限定した。ただし、夫と妻がともに家事労働時間が 0 の夫婦、夫と妻のうちいずれか一方でも労働時間が 0 の夫婦、夫と妻のうちいずれか一方でも所得が 0 の夫婦、そして夫もしくは妻の家事労働時間あるいは労働時間を 1,440 分 (=24 時間) と回答した夫婦をサンプルから除外した。また、既婚者でも夫と妻のいずれかが学生の夫婦と、1 つでも無回答および非該当のあった回答者はサンプルから除外されている。

### 2.4 変数

被説明変数は妻の平日 1 日当たり家事育児時間 (分) である。説明変数は妻の相対的所得とその 2 乗項、夫と妻それぞれの実質絶対的所得である。絶対的所得に関しては JPSC では調査時点の前年の年収を質問しているため、本稿では回答者が翌年に実施された調査で回答した前年 1 年間の夫、妻および夫婦共通の「年収・勤め先」、「年収・事業」、「年収・社会給付」と「年収・その他」を用い、夫と妻それぞれのこれら各種年収を合計し、さらにこの合計金額に夫婦共通のそれら各種年収の 50% ずつを加えたものを夫と妻それぞれの名目絶対的所得として算出し、2005 年基準の GDP デフレータ（連鎖式）を用いて絶対的所得を実質化した<sup>1)</sup>。

コントロール変数は、夫と妻それぞれの①平日 1 日当たり労働時間 (分)、②教育歴、③年齢と、④同居する子どもの数、⑤同居する子どもなしダメー、⑥末子=未就学児童ダメー、⑦末子=小学生ダメー、⑧実母もしくは義母同居ダメー、⑨ 20 歳以上の娘同居ダメー、⑩常勤職に就く夫ダメー、⑪居住地の規模（町村=1、大都市以外の都市=2、大都市=3）である。

### 3 実証分析の結果

常勤職に就く妻と非常勤職で働く妻の 3 本の推定式の推定結果はそれぞれ表 1 と表 2 に示されている。前者については (2.3) ~ (2.5) 式の推定結果すべてにおいてジェンダー・ディスペイ仮説が支持され、2 つの自治仮説はともに棄却されている。後者については 4 つの仮説はすべて支持されていない<sup>2)</sup>。

### 4 結論

#### 実証分析の結果、常勤職で働く妻の家事労働

- 1) 2005 年基準 GDP デフレータ（連鎖式）は内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部編『国民経済計算年報 平成 25 年版』より取得した。
- 2) 夫の家事労働時間は重要な説明変数の 1 つと考えられる。大会報告後にそれを説明変数に加えて推定してみたがその推定係数は有意ではあるものの符号条件を満たさなかった。著者は読者の要求にこたえて推定結果を提出する用意がある。

表 1 推定結果（妻=常勤職）

説明変数	(2.3) 式		(2.4) 式		(2.5) 式	
	変量効果モデル		変量効果モデル		変量効果モデル	
	推定係数	t 値	推定係数	t 値	推定係数	t 値
定数項	398.735	9.958 ***	391.696	9.167 ***	386.795	8.692 ***
妻の相対的所得	-176.459	-2.878 **	-152.979	-2.125 *	-245.847	-2.130 *
妻の相対的所得の 2 乗	178.341	2.352 *	169.232	2.188 *	249.217	2.414 *
夫の実質年収			0.009	0.759	0.000	0.003
妻の実質年収			-0.010	-0.422		
Spline						
妻の実質年収：第 1 分位						0.178
妻の実質年収：第 2 分位						-0.082
妻の実質年収：第 3 分位						-0.008
妻の実質年収：第 4 分位						0.004
夫の労働時間	0.104	4.501 ***	0.104	4.505 ***	0.102	4.436 ***
妻の労働時間	-0.423	-14.493 ***	-0.425	-14.509 ***	-0.424	-14.442 ***
夫の最高学歴	-1.260	-0.487	-1.357	-0.520	-1.246	-0.473
妻の最高学歴	2.759	0.764	2.754	0.760	2.935	0.806
夫の年齢	-2.030	-2.215 **	-2.047	-2.235 **	-2.069	-2.251 *
妻の年齢	1.419	1.274	1.399	1.244	1.458	1.292
同居する子どもの数	3.633	0.825	3.773	0.856	3.437	0.777
子どもなしダメー	-66.604	-5.288 ***	-66.493	-5.270 ***	-65.663	-5.189 ***
末子=未就学児童ダメー	61.797	6.529 ***	61.764	6.510 ***	62.939	6.604 ***
末子=小学生ダメー	19.089	2.644 **	19.072	2.636 **	19.668	2.712 **
実母もしくは義母同居ダメー	-19.975	-2.866 **	-19.926	-2.859 **	-19.733	-2.823 **
20 歳以上の娘同居ダメー	3.495	0.303	3.633	0.315	3.228	0.279
夫=常勤職ダメー	9.215	0.727	9.496	0.748	9.825	0.773
居住地の規模	4.518	0.836	4.603	0.852	4.427	0.818
R <sup>2</sup> within		0.167		0.167		0.170
R <sup>2</sup> between		0.481		0.482		0.482
R <sup>2</sup> overall		0.400		0.400		0.400
サンプル数		1,603		1,603		1,603
グループ数		500		500		500
Haussman 検定 $\chi^2$ (Prob < $\chi^2$ )	15.10 (0.3009)		14.23 (0.3577)		19.71 (0.1832)	

注：“\*\*\*, \*\*, \*”はそれぞれ 0.1%, 1%, 5% で有意であることを表している。

行動についてのみジェンダー・ディスペイ仮説が支持されることが明らかにされた。このことは「妻は常勤職で働くべきではない」という行動規範が存在することを意味している。政府はこのような「妻は非常勤職で働くべきであって、常勤職では働くべきではない」という行動規範を「妻は非常勤職であろうが常勤職であろうが働くべきである」との行動規範に変えるべきである。ただし、上記ジェンダー行動規範が残っているとはいえ、常勤職の妻はなぜ就業をやめないのであるのか、そのような規範が消えた後に経

済的取引仮説や自治仮説が支持されないのはなぜかについては今後の課題としたい。

### 謝辞

本研究は公益財団法人家計経済研究所から「消費生活に関するパネル調査」の個票データをお借りすることで実現した。ここに記して感謝いたします。

### 参考文献

Akerlof, G. A. and R. E. Kranton [2000], "Eco-