

経済政策ジャーナル

Journal of Economic Policy Studies

2010
第7巻 第1号
(通巻 第63号)

研究論文

人口減少の罨は脱出できるか？
——人口転換論 (Demographic Transition Theory) を中心に——
小黒一正

公共支出は労働供給に影響するか
別所俊一郎・林 正義

男性の育児休業取得に関する考察
中野あい

日本農業の技術効率性と収束
——マルムクイスト指数およびパネル単位根検定を用いた計量的研究——
高松良樹・衣笠智子

排出許可証取引における市場価格規制
前田 章

法的判断における経済学の活用について
荒井弘毅

書 評

竹中康治編著「都市ガス産業の総合分析」
鳥居昭夫



Aims and Scope of the Journal:

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

Instructions to Authors:

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 The submission of a paper will be held to imply that it contains original unpublished work and is not being submitted for publications elsewhere.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

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

経済政策ジャーナル 第7巻第1号 (通巻第63号)

目次

【研究論文】

- 人口減少の罫は脱出できるか?小黒一正... 2
—人口転換論 (Demographic Transition Theory) を中心に—
公共支出は労働供給に影響するか別所俊一郎・林 正義... 18
男性の育児休業取得に関する考察中野あい... 32
日本農業の技術効率性と収束高松良樹・衣笠智子... 49
—マルムクイスト指数およびパネル単位根検定を用いた計量的研究—
排出許可証取引における市場価格規制前田 章... 68
法的判断における経済学の活用について荒井弘毅... 81

【研究論文】

- 竹中康治編著『都市ガス産業の総合分析』鳥居昭夫... 94

編集委員会 (Editorial Board)

編集委員長 (Chief Managing Editor)

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

編集運営委員 (Managing Editors)

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

編集顧問 (Honorary Board)

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

編集委員 (Editors)

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

【研究論文】

人口減少の罠は脱出できるか？

—人口転換論 (Demographic Transition Theory) を中心に—

Can We Escape from the Trap of a Decrease in Population?

—From the Viewpoint of Demographic Transition Theory—

小黒一正 (財団法人世界平和研究所)

Kazumasa OGURO, Research Fellow Institute for International Policy Studies (IIPS)

要旨

本稿では、Galor-Weil [2000] モデルに内生の死亡率 (平均寿命) を組み込み、主に人口転換論の視点から、現在わが国で進行している人口減少の理論分析を行っている。これは次のことを明らかにする。まず一つは、仮に技術進歩が人口規模に依存しないならば、現在わが国で進行している人口減少は恒常化する可能性が高いことである。もう一つは、仮に技術進歩が人口規模に依存するとしても、今後とも長寿化が進展するならば、人口減少が継続する可能性が高いことである。

また、実証分析として、上記の判別のため、先進5カ国のOECDデータ等をもちいて、人口規模が技術進歩に与える影響と、長寿化が出生数に与える影響を推定したところ、有意であるとの結論が得られた。このため、この実証分析からは、今後とも長寿化が進展する限り、人口減少が継続する可能性が高いことが明らかとなった。

Abstract

In this paper, we analyze the decreasing population, which is currently advancing in Japan, from the viewpoint of Demographic Transition Theory, by using the improvement model with endogenous mortality rate in the model of Galor and Weil [2000].

This clarifies that 1) if the technical progress is independent on the size of population, the possibility that the decreasing population will perpetuate is high, and 2) in the case that the technical progress is dependent on the size of population, if the life expectancy will go up in the future, the possibility that the decreasing population will continue is also high.

Next, we tried the positive analysis about the following influences: 1) the influence which the size of population has on the technical progress, by using the OECD data, etc of some developed countries and 2) the influence which the life expectancy has on the birth rate. Then we obtained the conclusion that these influences were significant. Therefore, as long as the life expectancy will go up in the future, we clearly show the possibility that the decreasing population will continue is high.

キーワード：人口転換論，技術進歩，規模効果

Keywords: Demographic Transition Theory, Technical Progress, Scale Effect

JEL 区分：O10, J10, J11

1. はじめに

本稿の目的は、Galor and Weil [2000] モデルに内生の死亡率を組み込み、主に人口転換論の視点から、現在わが国で進行している人口減少の継続可能性を分析することにある。具体的には、出生率と死亡率との関係を、技術進歩と教育投資との関係を通して分析する (図1)。

特に、死亡率の導入は、Galor and Weil [2000] では明確に議論されていなかった人口減少のメカニズムを明らかにする。具体的には、次の2点が明らかとなる。まず一つは、仮に技術進歩が人口規模に依存しないならば、現在わが国で進行している人口減少は恒常化する可能性が高いことである。もう一つは、仮に技術進歩が人口規模に依存するとしても、今後とも長寿化が進展するならば、人口減少が継続する可能性が高いことである。また、実証分析として、上記を判別するため、先進5カ国 (日本、アメリカ、イギリス、ドイツ、フランス) におけるOECDデータ等をもちいて、人口規模が技術進歩に与える影響 (プラスの相関) と、長寿化が出生数に与える影響 (マイナスの相関) の推定を行っている。その結果によると、これらはともに有意である可能性が高いことが明らかとなる。これは、国連 [2005] による今後の長寿化の予測を踏まえると、わが国は既に長期的な人口減少フェーズに入っている可能性が高いことを示唆する。

ところで、そもそも、「人口転換 (Demographic Transition)」とは、「多産多死」から「少産少死」への変化を表す包括的概念をいう。Notestein [1945] は、この概念を西欧諸国の歴史的経験から導き、帰納的理論としての「人口転換論」を確立した。

また、Galor and Weil [2000] は、経済学の視点から、出生率が技術進歩と教育投資との関係を通じて内生的に決定される OLG モデルを構築し、人口転換を説明した。このモデルは、

マルサスの段階からポスト・マルサスの段階、さらに近代成長段階へと至る「人口転換」プロセスを理論的に説明する。だが、Galor and Weil [2000] は、人口転換論との関係でいくつかの改良や考察を深める余地をもつ。

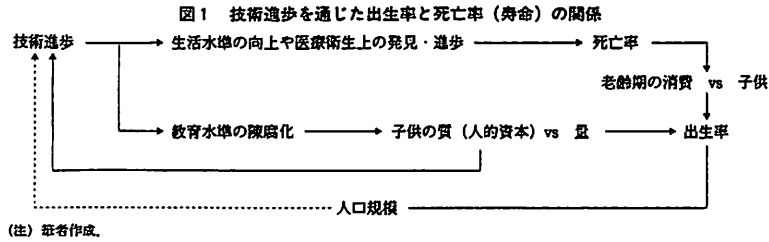
まず一つは、人口転換と死亡率の関係である。そもそも、人口転換は、人口学上、生活水準の向上や医療衛生上の発見・進歩による「死亡転換」と、教育投資など子供コストの増加による「出生力転換」から説明されることが多い。また、阿藤 [2000] 等も指摘するように、フランスという一部例外¹⁾があるものの、人口転換期には、まず死亡率の低下 (死亡転換) が先行し、それに追従して出生率も低下 (出生力転換) していく事実が観測される。そして、Cleland [2001] は、出生力転換の要因には教育投資などの子供コストの増加が関係するものの、その要因群で中心的な位置を占めるのは死亡転換とする。しかし、Galor and Weil [2000] は出生力転換をモデルに組み込みつつも、死亡転換は明示的に導入し分析していない。また、この他にも、人口転換に関連する先行研究として Becker and Barro [1988] 等があるが、このうち、死亡転換との関係を分析するものは少ない。筆者の知る限り、先駆的研究の Yakita [2001] が唯一、出生率と死亡率は負の相関をもつ可能性を理論的に示唆するのみである。

また、もう一つは、人口減少の継続可能性に関する判別である。Galor and Weil [2000] は人口転換の説明に重心を置くが、わが国のように人口減少に突入した国においては、人口減少が将来のどの時点まで継続する可能性をもつのかという見通しは、今後の財政・社会保障改革において重要な視点となる。

以上から、出生力転換と死亡転換の両方を内生とするモデルを構築し、分析する意義は大きいと思われる。

なお、本稿の構成は次のとおりである。まず、

1) 詳細は Van de Walle [1974] を参照せよ。



第2節では、国連加盟国の平均寿命や出生率の時系列データをもちいて人口転換のグローバル化を概観する。その上で、子供を消費財とみなすことにより、死亡率低下も出生率低下の要因の一つとなっているとの仮説を提示する。また、第3節では、Galor and Weil [2000] のモデルに死亡率を組み込み、出生率と死亡率が技術進歩と教育投資との関係を通じて内生的に決定される OLG モデルを構築する。そして、第4節では、このモデルから、いくつかの命題を導出し、この判別に関する実証分析を行う。最後の第5節では、まとめと今後の課題を述べる。

2. グローバル化する人口転換——出生力転換を加速する死亡転換と一つの仮説——

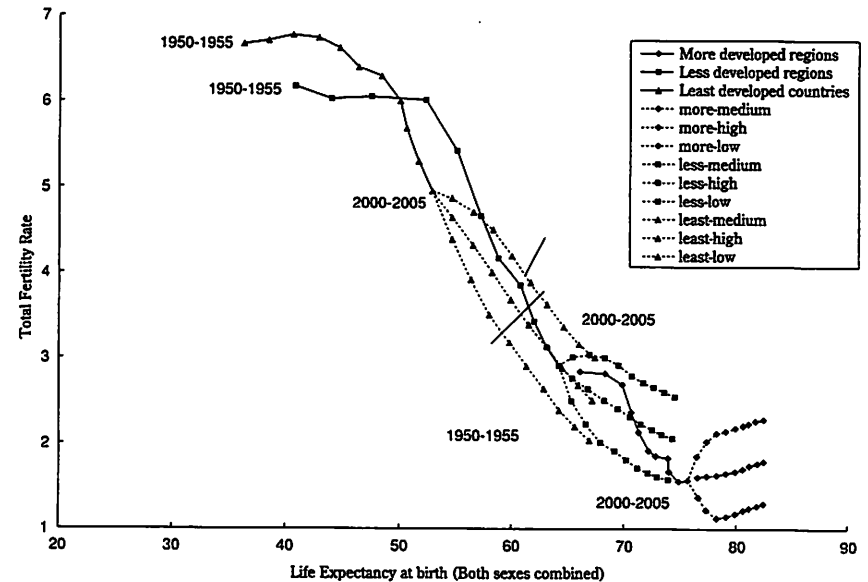
本節では、Lee [2003] と同様、国連 [2005] が公表する加盟国の平均寿命 (Life Expectancy at Birth) と合計特殊出生率 (TFR: Total Fertility Rate) の時系列データに基づき、人口転換のグローバル化を概観し、それから TFR 減少の要因の一つとしてのある仮説を提示する。

冒頭に紹介したように、人口転換論は「人口転換=死亡転換(mortality transition)+出生力転換(fertility transition)」から成り立つが、多くの先進国において、人口転換は死亡率の長期低下から始まっている。阿藤 [2000] 等によると、この死亡転換の要因としては、近代医療の発達・公衆衛生上の進歩や生活水準の向上等による複合要因説が有力であるが、人口転換は、まず死亡率が先行的に低下 (平均寿命の延び)

し始め、その後出生率が低下していく、「多産多死から少産少死へ」のプロセスとして特徴づけられる。そこで、この確認のため、国連 [2005] データから、加盟国の平均寿命と合計特殊出生率の推移をグラフ化したものが図2である²⁾。これをみると、明らかに、人口転換はグローバル化しており、出生率と平均寿命は負の相関をもつ。だが、一般的な議論では、平均寿命が出生率に与える影響を明示的に想定しないケースが多い。これは、近代化による死亡率低下は直感的に自明のため、出生率低下の要因を中心に議論することが多いためと思われる。しかし、死亡転換と出生力転換が完全に独立であるとは限らない。むしろ、死亡転換は出生力転換に一定の影響を与えている可能性がある。特に、Cleland [2001] は、出生力転換の要因には教育投資など子供コストの増加が関係するものの、その要因群において中心的位置を占めるのは死亡転換とする。このため、本稿は、子供の量・質に関する Becker [1960] 等の議論を前提に、子供を消費財とみなすと、平均寿命の延びは、高齢期の消費の重要性を高める効果を

2) このうち、先進地域 (More developed regions) とはオーストラリア、ニュージーランド、ヨーロッパ、北アメリカ、日本であり、開発途上地域 (Less developed regions) とはアフリカ、インドや中国等のアジア (日本を除く)、ラテンアメリカ、オーストラリアとニュージーランドを除くオセアニアを、また、後発開発途上国 (Least developed countries) とは開発途上国の中でも特に開発が遅れた国々として国連が認定しているもので、サブ・サハラ・アフリカの多くやバングラデシュ、コロンビアなど現在50カ国を指す。

図2 発展地域ごとの出生率と平均寿命の推移とその予測
Life Expectancy and Total Fertility Rate with Population Growth Isoquants: Past and Projected Trajectories for More, Less and Least Developed Countries, 1950-2050



(資料) United Nations, "World Population Prospects: The 2004 Revision" 等から作成。

通じて、出生率低下の要因となるとの仮説を提示する。厳密な形で一般均衡分析は第3節で扱い、この節では部分均衡分析によって、この仮説を説明する。

まず、議論の単純化のため、寿命に不確実性がある小国開放経済を考える。各世代は同質的で現役期と高齢期の2期間を生き、高齢期首に p の確率で死亡する。そして、各世代はライフサイクル仮説のもと、現役期の消費を C_1 、高齢期の消費を C_2 、生涯賃金を W 、金利を r 、教育投資などの子供コストを z 、出生数を n として、以下の生涯予算制約に従うとする³⁾。

3) ここでの出生数は乳児死亡率込みの出生数とする。
4) これは年金保険市場が存在する場合のものである。すなわち、各世代は現役期に $(1-p)M/(1+r)$ の保険料を支払い、高齢期首に生存している場合には $C_2=M$ の年金を

ただ、子供コスト z は、生涯賃金 W が高くなるほど上昇し、それは教育投資水準 z をもちいて $z \leq \xi W$ と表現できるものとする。

$$zn + C_1 + (1-p) \frac{C_2}{1+r} = W \quad (1)$$

また、各世代の生涯効用 U は以下とする⁴⁾。

もらうことを意味する。年金保険市場が存在しない場合は $zn + C_1 + C_2/(1+r) = W$ となるが、(3)式の出生数は同じとなるため、以下の議論は本質的に変わらない。

5) この効用関数は、子供は現役期に消費し、高齢期にはその効用を得ない非耐久財とみなすものである。ただ、子供を「耐久」消費財とみなしても、出産・育児時点の現役期から次第に減価する財とすれば、以下の議論は本質的に変わらない。また、この減価の解釈としては、子供の物的老化や、成人後の利己主義化による子供の価値の低下等を想定する。その場合、この効用関数は簡略化のため、高齢期に耐久財である子供から得る効用はゼロとしていると思えばよい。なお、一般に、 t 時点での非耐久

$$U = a \log n + \beta \log C_1 + \gamma \log C_2 \quad (\text{where } a + \beta + \gamma = 1)$$

このとき、老齢期首の死亡率 p である各世代の期待効用 $E(U)$ は以下となる。

$$E(U) = a \log n + \beta \log C_1 + (1-p) \gamma \log C_2 \\ \propto a_p \log n + \beta_p \log C_1 + \gamma_p \log C_2 \quad (\text{where } a_p + \beta_p + \gamma_p = 1), \quad (2)$$

$$\text{where } a_p \equiv a/(1-p\gamma), \beta_p \equiv \beta/(1-p\gamma), \\ \gamma_p \equiv (1-p)\gamma/(1-p\gamma) = 1 - (1-\gamma)/(1-p\gamma)$$

この(2)式では、死亡率 p が低下すると、老齢期の消費に係る第3項の係数 γ_p は上昇する。他方で、現役期の消費や出生数に係る第1項の係数 a_p や第2項の係数 β_p は低下する。これは、子供を消費財とみなすと、死亡率の低下(平均寿命の延び)は、現役期の消費や出生数よりも、老齢期の消費を重視させる効果をもつことを表す。また、各世代は(1)式の子算制約のもと、(2)式の期待効用を最大化するように出生数 n を決定すると、その値は簡単な計算で以下となる。

$$n = \frac{a}{(1-p\gamma)\zeta} \quad (3)$$

これは死亡率 p の増加関数だから、医療技術の発見・進歩などで「死亡転換」が起こり、平均寿命が延びると、出生数が低下することを意味する。つまり、死亡転換は出生力転換を加速させる。では、死亡転換が人口動態に及ぼす影響はどうか。この影響は、以下の世代人口成長率 G_N で把握できる⁹⁾。

$$G_N \equiv n - 1 = \frac{a}{(1-p\gamma)\zeta} - 1 \quad (4)$$

財の消費を C_t 、耐久消費財の保有価値を D_t とすると、その時点の効用は $U(C_t, D_t)$ となるが、非耐久財の消費経路を平準化しても、耐久消費財の価値が次第に減価すると、その効用は低下していく。詳細は Adda and Cooper [2003] を参照せよ。

6) 議論の単純化のため、(1)式と(2)式の意味決定を行う各世代の単位構成は代表的個人(1人)としている。

この式から、人口減少(人口増加)であるならば、以下が成り立つ。

$$\text{人口減少(増加)} \quad G_N < 0 (> 0) \Leftrightarrow \\ \gamma < \Gamma(p, \zeta) \equiv \frac{\zeta - a}{p\zeta} (\gamma > \Gamma(p, \zeta)) \quad (5)$$

この(5)式の $\Gamma(p, \zeta)$ は p の減少関数、 ζ の増加関数である。このため、死亡率 p が低下、または教育投資水準 ζ が上昇すると、人口減少に陥る可能性が高くなる。そして、(2)式の期待効用における老齢期の消費に関する比重 $(1-p)\gamma$ は1未満のため、 $(1-p)\Gamma(p, \zeta) > 1$ を満たすとき(=教育投資水準が $\zeta > Z_p \equiv a/[1-p/(1-p)]$ を満たすとき)は、必ず人口減少となる。この Z_p は死亡率 p の増加関数である。このため、死亡率 p が低下すると Z_p は減少するから、仮に教育投資水準 ζ が変化しなくても、人口減少となる可能性は高まる。

以上のとおり、出生力転換の要因には人的資本蓄積のための教育投資水準が作用していると考えられるが、死亡転換も出生力転換を加速する要因となっている可能性をもつ。

ただ、上記の議論は部分均衡分析であり、死亡率や教育投資水準、または生涯賃金が外生変数として扱われ、それら変数が内生化されていない。したがって、現在わが国で進行している人口減少が今後も継続する可能性を判断するには限界のあるモデルとなっている。このため、次節では、一般均衡分析として、Galor and Weil [2000] モデルに内生の死亡率を組み込み、現在わが国で進行している人口減少の継続可能性を分析する。

3. モデルの概要

本節では、Galor and Weil [2000] モデルに内生の死亡率を組み込み、出生率や死亡率が、技術進歩や教育投資を通じて決定される OLG モデルを構築する。具体的には、以下の手順で構築する。

3.1 生産部門

まず、Galor and Weil [2000] と同様、このモデルの生産要素は、労働人口を L_t として、土地 X と効率単位で測った労働投入量(以下「人的資本」という) $H_t \equiv h_t L_t$ であり、また、生産関数 Y_t は技術ストック A_t をもちいて以下であるとする。

$$Y_t = A_t H_t^{1-\theta} X^\theta \quad (\text{where } \theta \in (0, 1)) \quad (6)$$

すると、この式は、労働者一人あたりの人的資本 h_t や労働土地比率 $x_t \equiv \frac{X}{L_t}$ をもちいて次のように変形できる。

$$y_t = A_t h_t^{1-\theta} x_t^\theta \quad (7)$$

また、議論を簡略化し、技術進歩と教育投資が出生数と死亡率に与える影響に注目するため、Galor and Weil [2000] と同様、土地に所有権はなく、生産部門は完全競争に直面しているとする。このとき、効率単位で測定した賃金 w_t は以下のように表現できる。

$$w_t = A_t (x_t/h_t)^\theta \quad (8)$$

3.2 各世代の生涯予算制約

第 t 世代はライフサイクル仮説のもと、生涯計画を立て行動する。具体的には、死亡率を p_t 、生涯賃金を $w_t h_t$ 、生涯消費⁹⁾を C_t 、子供一人あたりの教育投資水準を ζ_{t+1} 、出生数を n_{t+1} として、以下の生涯予算制約に従うとする⁹⁾。また、教育投資水準や生涯消費には下限 $\bar{\zeta}$ や \bar{C} が存在するものとする。

$$\zeta_{t+1} w_t h_t n_{t+1} + (1-p_t) C_t = w_t h_t, \quad (9) \\ \text{where } \zeta_t \geq \bar{\zeta} \text{ かつ } C_t \geq \bar{C}$$

3.3 各世代の期待効用と死亡率

また、前節と同様、第 t 世代の寿命には死亡率 p_t の不確実性が存在し、各世代は子供的人的資本や賃金を含め、以下の期待効用を最大化するように、出生数や教育投資水準を選択する。

$$E(U_t) = (1-\gamma(1-p_t)) \log n_{t+1} w_{t+1} h_{t+1} + \gamma(1-p_t) \log C_t \quad (10)$$

ただし、死亡率 p_t は医療技術の発見・進歩等を含む技術ストック A_t の減少関数であり、その下限を $\bar{p} (> 0)$ 、技術進歩を $g_t \equiv (A_t - A_{t-1})/A_{t-1}$ として以下の制約を満たすものとする。また、 $\bar{\zeta} < 1 - \gamma(1 - \bar{p})$ とする。

$$p_t = p(A_t), \quad \text{where } \lim p_t = \bar{p} \\ \text{かつ } p_t < 0 \text{ かつ } A_t = A_0 \prod_{j=1}^t (1+g_j) \quad (11)$$

3.4 人的資本や教育水準・技術進歩との関係

さらに人的資本 h_t は以下のとおり、教育投資水準 ζ_t の増加関数で、かつ $h_{w.e.}(\zeta_t, g_t) > 0$ 、 $h_{w.e.}(\zeta_t, g_t) < 0$ であって、Schulz [1964] 等に基づき技術進歩 g_t の減少関数とする⁹⁾。なお h_x は X での偏微分を表す。

$$h_t = h(\zeta_t, g_t) \quad (12)$$

他方、Galor and Weil [2000] と同様、技術進歩 g_{t+1} は以下のとおり、前期の教育投資水準 ζ_t の増加関数で、かつ、仮に前期の人口規

7) 以下では、論点を明確化するため、現役期の消費を省略し、老齢期の消費=生涯消費として議論を展開していくが、この設定は問題の本質を変更するものではない。詳細は Galor and Weil [2000] [1996] を参照せよ。

8) 前節と同様、これは年金保険市場が存在する場合のものである。年金保険市場が存在しない場合の生涯予算制約は $\zeta_{t+1} w_t h_t n_{t+1} + C_t = w_t h_t$ となるが、そのケースも以下の議論は本質的に変わらない。

9) この技術進歩が人的資本に与える Schulz [1964] の効果は Galor and Weil [2000] と同様の設定としている。それは直感的に次のように説明できる。教育投資水準は子供の人的資本を高める効果をもつが、IT 革命等の技術進歩はその投資を陳腐化させる効果をもつ。すなわち、技術進歩は人的資本が陳腐化するスピードを高め、それが人的資本の教育投資水準に対する限界収益を上昇させる。これが、技術進歩が人的資本に与える Schulz [1964] の効果である。

模 L_t に依存するならばその増加関数とする。また、教育投資水準に対する技術進歩の増加は通減的 ($g_{\zeta,t}(\zeta_t, L_t) < 0$) で、任意の L_t に対して $g(0, L_t) = 0$ とする。

$$g_{t+1} = g(\zeta_t, L_t) \quad (13)$$

3.5 効用最大化の条件

以上の設定のもと、各世代が自らの期待効用を最大化すると、以下を得る (詳細は「補論 A」参照)。

$$n_{t+1}\zeta_{t+1} = \begin{cases} 1 - \gamma(1-p_t) & \text{if } w_t h_t \geq \bar{w}h \equiv \frac{\bar{C}}{\gamma} \\ 1 - \frac{\bar{C}}{w_t h_t} & \text{if } w_t h_t \leq \bar{w}h \end{cases} \quad (14)$$

$$\zeta_t = \begin{cases} \zeta(g_t) & \text{if } g_t \geq \bar{g} \\ \bar{\zeta} & \text{if } g_t \leq \bar{g} \end{cases} \quad (15)$$

ただし、 $n_{t+1} = n(\zeta_{t+1}, A_t)$ とすると、 $n_{g_{t+1}}(\zeta(g_{t+1}), A_t) < 0$ かつ $n_{A_t}(\zeta(g_{t+1}), A_t) < 0$ であり、また、 $\zeta_{g_t}(g_t) > 0$ (if $g_t \geq \bar{g}$) が成り立つ。なお、これは、教育投資水準は技術進歩の増加関数となることを意味するが、最後に、(15)式の追加的仮定として、以下のとおり、その増加は技術進歩に対して通減的とする。

$$\zeta_{g_t}(g_t) < 0 \text{ (if } g_t \geq \bar{g}) \quad (16)$$

以上がモデルの概要である。このモデル体系は、4つの内生変数 (p_t, n_t, ζ_t, g_t) に関する4本の方程式 ((11)・(13)・(14)・(15)式) から構成され、特に (ζ_t, g_t) に関する(13)・(15)式が中心となっている。これは技術進歩や人的資本(教育投資)が、人口転換 (= 死亡転換 + 出生力転換) に影響を与えているメカニズムと関係している。

4. モデル分析と実証分析

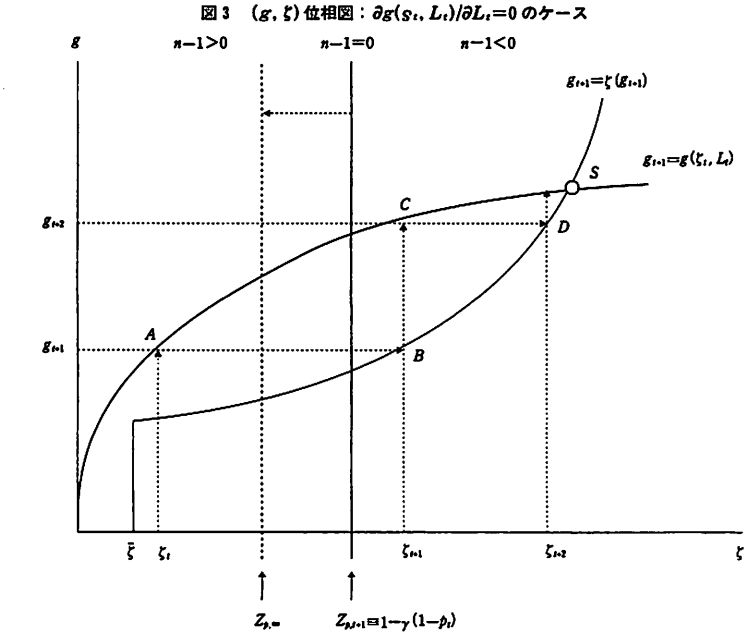
本節では、まず、前節のモデルにより、技術進歩や教育投資水準が、出生率や死亡率に与える影響のメカニズムを概観する。その上で、い

くつかの命題を導く。また、後半では、この命題の判別を行うため、先進5カ国(日本、アメリカ、イギリス、ドイツ、フランス)におけるOECDデータ等をもちいた時系列パネル分析を行う。

4.1 モデル分析

前節のモデル体系の理解には、まず図3のように、その中心である(13)・(15)式を (g, ζ) 位相図としてグラフ化するとよい。このため、教育投資水準 ζ を横軸、技術進歩 g を縦軸にとると、この図のように、(15)式は前節の議論から下に凸で傾き正の曲線となる。同様に、(13)式は上に凸で傾き正の曲線で、原点を通るものとなる。また、一般的に、(13)式と(15)式の交点は、1個と2個、または3個のケースがある(図3は1個のうち $\zeta > \bar{\zeta}$ のケースであり、他のケースは小黒 [2007] 「補論 B」参照)。さて、もし(13)式の $g_{t+1} = g(\zeta_t, L_t)$ が人口規模に依存しないならば、このモデルでは、教育投資水準が t 期において ζ_t から出発すると、次の $t+1$ 期の技術進歩 g_{t+1} は点 A で決定される。そして、 $t+1$ 期の技術進歩 g_{t+1} が決まると、(15)式の $\zeta_{t+1} = \zeta(g_{t+1})$ から、 $t+1$ 期の教育投資水準 ζ_{t+1} は点 B で決定される。また、 $t+1$ 期の教育投資水準 ζ_{t+1} が決まると、 $t+2$ 期の技術進歩 g_{t+2} は点 C で決定される。こうした手続きを繰り返すと、徐々に教育投資水準や技術進歩は上昇しながら、経済は(13)式と(15)式の交点である定常状態 S に向っていく。

また、図3の (g, ζ) 位相図に、(14)式との関係を追加すると、人口転換 (= 出生力転換 + 死亡転換) との関係がよく分かるようになる。一人あたり GDP が十分大きい先進国においては $w_t h_t \geq \bar{w}h$ が成立しているため、出生率は $n_{t+1}\zeta_{t+1} = 1 - \gamma(1-p_t)$ に従うことになる。したがって、第2節と同様、(世代の)人口成長率 $G_{N,t+1} \equiv n_{t+1} - 1$ の符号は以下のように決定される ($w_t h_t \leq \bar{w}h$ のケースは小黒 [2007] 「補論 B」参照)。



$$\begin{cases} \text{人口減少 } G_{N,t+1} < 0 \Leftrightarrow \zeta_{t+1} > Z_{p,t+1} \\ \text{(where } Z_{p,t+1} \equiv 1 - \gamma(1-p_t)) \\ \text{人口増加 } G_{N,t+1} > 0 \Leftrightarrow \zeta_{t+1} < Z_{p,t+1} \end{cases} \quad (17)$$

このため、図3のように直線 $\zeta = Z_{p,t+1}$ を境に、その右側が人口減少 $G_{N,t+1} < 0$ の領域であり、左側が人口増加 $G_{N,t+1} > 0$ の領域、そして直線 $\zeta = Z_{p,t+1}$ 上が人口成長ゼロの領域となる。また、 $Z_{p,t+1}$ は死亡率 p_t の増加関数であるが、(11)式から p_t は時間の経過と共に低下していくため、直線 $\zeta = Z_{p,t+1}$ は時間の経過と共に左側にシフトしていく。すると現在、たとえ直線 $\zeta = Z_{p,t+1}$ が(13)式と(15)式の交点 S の右側に位置していても、その極限の $\zeta = Z_{p,\infty} \equiv 1 - \gamma(1 - \bar{p})$ が点 S の左側に位置しているならば、定常状態は人口減少 $G_{N,\infty} < 0$ の領域に位置する。すなわち、 $g_{t+1} = g(\zeta_t, L_t)$ が人口規模に依存しないとき、定常状態で、人口減少が恒常化する

るか否かは、交点 S と直線 $\zeta = Z_{p,\infty}$ の位置関係によって決定される。なお、既に多くの先進国の TFR は人口置換水準を下回っているが、これは現在、その教育投資水準が図3の点 B のように人口減少 $G_{N,t+1} < 0$ の領域にあることを示唆する。この場合、点 S は直線 $\zeta = Z_{p,t+1}$ の右側にあることは明白なので、極限 $\zeta = Z_{p,\infty}$ と比較するまでもなく、定常状態は人口減少 $G_{N,\infty} < 0$ の領域に位置する。これから、(11)式の $\bar{\zeta} < 1 - \gamma(1 - \bar{p})$ に注意すると、一般的に以下の命題が成り立つ。

[命題 1]

(g, ζ) 位相図が図3のような状態で、技術進歩 $g_{t+1} = g(\zeta_t, L_t)$ が人口規模に依存しないとき、定常状態は(13)式と(15)式の交点となる。また、ある t 期で、 $w_t h_t \geq \bar{w}h$ かつ、その教育投資水準が直線 $\zeta = Z_{p,t+1}$ の右側、すなわち人

表1 技術進歩関数の推定結果 (推計方法：時系列パネル固定効果)

被説明変数：技術進歩トレンド要因 (TFP Growth Trend: 原系列のトレンド要因)

	係数	標準誤差	t 値
人口(-1)	4.638***	0.818	5.668
国民総所得に占める教育費の割合(-1)	2.619***	0.204	12.868
定数項	-55.515***	9.112	-6.092

全標本数 270

Adjusted R-squared 0.731

Correlated Random Effects - Hausman Test

Test Summary	χ^2 統計量	χ^2 d.f.	p 値
Cross-section random	46.775	2	0.000

(注1) 全変数に自然対数をとって推計している。また、TFP Growth のトレンド要因は、Hodrick-Prescott Filter によって分解している。

(注2) 係数の***は1%有意水準で有意であることを示す。

表2 出生率関数の推定結果 (推計方法：時系列パネル固定効果)

被説明変数：出生率 (TFR: 原系列)

	係数	標準誤差	t 値
1 / 平均寿命(-1)	0.884**	0.383	-2.309
国民総所得に占める教育費の割合(-1)	0.099	0.062	1.600
標準化失業率	-0.069***	0.0245	-2.807
定数項	4.295**	1.686	2.547

全標本数 255

Adjusted R-squared 0.919

Correlated Random Effects - Hausman Test

Test Summary	χ^2 統計量	χ^2 d.f.	p 値
Cross-section random	19.647	3	0.0002

(注) 全変数に自然対数をとって推計している。なお、係数の***は1%有意水準、**は5%有意水準で有意であることを示す。

$$\log(n_t) = N_1 \log(p_{t-1}) + N_2 \log(\zeta_t) + N_3 \log(u_t) + N_4 + \varepsilon_t \quad (19)$$

理論的に期待される符号条件 ($N_1 > 0, N_2 < 0$) のうち $N_2 < 0$ が満たされず、表2よりも Adjusted R-squared が若干低下する。これは、Omitted Variables の問題が関係していると思われる。このため、(19)式には最初から、雇用環境も出生率に影響を与えていると指摘する戸田 [2007] 等の研究を参考に、「標準化失業率」を操作変数として追加している。

<データ>

n_t : 合計特殊出生率 (TFR) (出所: (1) United Nations, Demographic Yearbook, (2) 国立社会保障・人口問題研究所, (3) Council of Europe, Recent Demographic Developments in Europe, 2003, (4) U.S. Department of Health and Human Services, National Vital Statistics Report, Vol.51-No.2, Vol.53-No.9, (5) Eurostat Statistics in Focus: Population and Social Conditions 13/2004)

表3 出生率関数の推定結果 (推計方法：時系列パネル固定効果+二段階最小二乗法)

【第1式】

被説明変数：出生率 (TFR: 原系列)

	係数	標準誤差	t 値
1 / 平均寿命(-1)	1.424***	0.471	-3.021
国民総所得に占める教育費の割合	-0.288*	0.172	-1.670
標準化失業率	-0.089***	0.028	-3.141
定数項	7.321***	2.183	3.353

全標本数 255

Adjusted R-squared 0.915

【第2式】

被説明変数：平均寿命 (原系列)

	係数	標準誤差	t 値
雇業者一人あたり実質 GDP (-1)	0.177***	0.007	22.591
定数項	2.377***	0.085	27.812

全標本数 85

Adjusted R-squared 0.957

【第3式】

被説明変数：国民総所得に占める教育費の割合 (原系列)

	係数	標準誤差	t 値
雇業者一人あたり実質 GDP (-1)	0.191*	0.109	-1.759
定数項	3.739***	1.187	3.151

全標本数 85

Adjusted R-squared 0.872

(注1) 全変数に自然対数をとって推計している。係数の***は1%有意水準、*は10%有意水準で有意であることを示す。

(注2) 操作変数は、標準化失業率と雇業者一人あたり実質 GDP の原系列をもちいている。

p_t : 1/平均寿命 (単位: 1/年) (出所: 国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集」)

ζ_t : 国民総所得に占める教育費の割合 (education expenditure of GNI) (単位: %) (出所: World Development Indicators 2005)

u_t : 標準化失業率 (Standardised Unemployment Rates) (単位: %) (出所: OECD Labour Force Statistics)

この推定結果が表2である。なお、実際の推計は内生性の問題を考慮し、説明変数にラグをとることで外生変数として取り扱っている。この結果をみると、(19)式で理論的に期待される符号条件 ($N_1 > 0, N_2 < 0$) のうち $N_2 < 0$ が満た

されていない。ただ、平均寿命と国民総所得に占める教育費の割合は、一人あたり GDP などを通じて相関をもち、推計結果にバイアスをもたらしている可能性もある。この影響を考慮するため、時系列パネル固定効果分析+二段階最小二乗法によって再推計した結果が表3である。具体的には、表中の第1式に、第2式と第3式を追加して推計している。この結果をみると、(19)式で理論的に期待される符号条件 ($N_1 > 0, N_2 < 0$) を満たすとともに、死亡率に関係する係数 (1.424) は1%有意水準となっている。

以上の推定結果を踏まえると、人口規模が技術進歩に与える影響、また、死亡率が出生率に

与える影響は、両方とも有意であると推測される。このため、命題2を踏まえると、現在人口減少が進展しているわが国においては、長寿化の進展がやまない限り、人口減少が継続する可能性が高いことが示唆される。

5. まとめに代えて

まず、本稿では、人口転換論の視点から、Galor and Weil [2000] モデルに死亡率を組み込み、現在わが国で進行している人口減少についての理論分析を行った。これは次のことを明らかにした。まず一つは、仮に技術進歩が人口規模に依存しないならば、現在わが国で進行している人口減少は恒常化する可能性が高いことである。もう一つは、仮に技術進歩が人口規模に依存するとしても、今後とも長寿化が進展するならば、人口減少が継続する可能性が高いことである。

また、実証分析として、上記を判別するため、先進5カ国（日本、アメリカ、イギリス、ドイツ、フランス）における OECD データ等をもちいて、人口規模が技術進歩に与える影響と、長寿化が出生数に与える影響の推定を行ったところ、それは有意であるとの結論が得られた。このため、本稿における実証分析の結果からは、今後とも長寿化が進展する限り、人口減少が継続する可能性が高いことが明らかとなった。

なお、最後に、筆者の考える本稿の課題を2点ほど述べておきたい。

第1は、第3節で構築した Galor and Weil [2000] の改良モデルの精緻化である。このモデルは、技術進歩と教育投資水準が出生数と死亡率に与える影響に注目するため、土地と人的資本を生産要素とする閉鎖経済としているが、物的資本の役割やそれと関係の深い資本市場の役割を過少評価している可能性がある。だが、資本市場の発達による様々な金融商品の普及は、子供に頼らずに、高齢期の生活ヘッジを可能としている。すなわち、子供を消費財としてのみ

ではなく、老後のための貯蓄・資本財とみなすと、各家計は、老後の面倒をみってくれる確率を含め、その収益率と金融商品の収益率を比較して出生数を決定している可能性も否定できない。このため、こうしたメカニズムを取込み、その分析を深める価値は十分にあるものと思われるが、本稿ではそこまでの分析を行っていないため、それは今後の課題としたい。

第2は、技術進歩と人口規模との関係である。本稿における簡単な実証分析では、技術進歩の規模効果が統計上有意に推定されたが、その推定はさらに精緻化する必要がある。仮に規模効果が有意でないと、現在わが国で進行している人口減少は恒常化する可能性が高い。他方、規模効果が有意だと、人口減少の継続は長寿化の進展が決定するが、その期間は、労働投入量の減少のみでなく、全要素生産性の低下を通じて GDP 成長率にマイナスの影響を与えることになる。このため、技術進歩の規模効果に関する推定はとても重要であり、その精緻化も今後の課題としたい。

補論 A

まず、 $w_t h_t (1 - \zeta_{t+1} n_{t+1}) \geq (1 - p_t) \bar{C}$ ならば、第 t 世代は、(8)・(12)式を前提に、(10)式に(9)式を代入した以下の期待効用を最大化するように (n_{t+1}, ζ_{t+1}) を選択する¹³⁾。

$$E(U_t) = (1 - \gamma(1 - p_t)) \log n_{t+1} w_{t+1} h_{t+1} + \gamma(1 - p_t) \log w_t h_t (1 - \zeta_{t+1} n_{t+1}) / (1 - p_t) \quad (A1)$$

具体的には、(A1)式の最大化条件は以下を与える。

$$(1 - \gamma(1 - p_t)) \frac{1}{n_{t+1}} = \gamma(1 - p_t) \frac{\zeta_{t+1}}{1 - \zeta_{t+1} n_{t+1}} \quad (A2)$$

$$(1 - \gamma(1 - p_t)) \frac{1}{h_{t+1}} \frac{\partial h_{t+1}}{\partial \zeta_{t+1}} = \gamma(1 - p_t) \frac{n_{t+1}}{1 - \zeta_{t+1} n_{t+1}} \quad (A3)$$

13) 数学的には不等式制約のもとでの最大化条件であるクーン＝タッカーの方法をもちいる方法もある。

これは (n_t, ζ_t) の連立方程式のため、(A2)式を(A3)式に代入すると以下を得る。

$$n_{t+1} \zeta_{t+1} = 1 - \gamma(1 - p_t) \quad (A4)$$

$$\zeta_{t+1} \frac{1}{h_{t+1}} \frac{\partial h_{t+1}}{\partial \zeta_{t+1}} = 1 \quad (A5)$$

ただし、(A4)式が成り立つのは、 $w_t h_t (1 - \zeta_{t+1} n_{t+1}) \geq (1 - p_t) \bar{C}$ の場合であるから、その条件を求めると、以下の関係が与えられる。

$$w_t h_t \geq w \bar{h} \equiv \frac{\bar{C}}{\gamma} \quad (A6)$$

また、(A5)式と(12)式は (g_t, ζ_t) の連立方程式となるため以下を導く。

$$\zeta_t = \zeta(g_t) \quad (A7)$$

これを前提に、(A5)式の両辺を g_{t+1} で微分すると以下ようになる。

$$\zeta' h_t + \zeta(h_{t+1} \zeta' + h_{t+1}) = h_t \zeta' + h_t \zeta \Leftrightarrow -\zeta h_{t+1} \zeta' = \zeta h_{t+1} - h_t \zeta'$$

ここで、 $h_{t+1, g_t}(\zeta_t, g_t) > 0$ 、 $h_{t+1, \zeta_t}(\zeta_t, g_t) < 0$ かつ $h_{g_t}(\zeta_t, g_t) < 0$ のため、上記は以下を導く。

$$\zeta_{g_t}(g_t) > 0 \quad (A8)$$

ただし、 $\zeta_t \geq \bar{\zeta}$ のため、(A8)式が成り立つのは、(A7)式から $g_t \geq \bar{g} \equiv \zeta^{-1}(\bar{\zeta})$ のときで、それ以外のときは $\zeta_{g_t}(g_t) = 0$ となる。

次に、 $w_t h_t (1 - \zeta_{t+1} n_{t+1}) \leq (1 - p_t) \bar{C}$ ならば、生涯消費の下限は \bar{C} のため、上記の議論から、(9)式の制約は以下のようになる。

$$n_{t+1} \zeta_{t+1} = 1 - \frac{\bar{C}}{w_t h_t} \text{ if } w_t h_t \leq w \bar{h} \quad (A9)$$

このとき、第 t 世代は、(8)・(12)式と(A9)式を前提に、(10)式に $C_t = \bar{C}$ を代入した以下の期待効用を最大化するように (n_{t+1}, ζ_{t+1}) を選択する。

$$E(U_t) = (1 - \gamma(1 - p_t)) \log n_{t+1} w_{t+1} h_{t+1} + \gamma(1 - p_t) \log \bar{C}$$

具体的には、未定乗数を λ として、この最大化条件は以下を与える。

$$(1 - \gamma(1 - p_t)) \frac{1}{n_{t+1}} = \lambda \zeta_{t+1} w_t h_t \quad (A10)$$

$$(1 - \gamma(1 - p_t)) \frac{1}{h_{t+1}} \frac{\partial h_{t+1}}{\partial \zeta_{t+1}} = \lambda n_{t+1} w_t h_t \quad (A11)$$

この(A10)・(A11)式も簡単な計算で、結局は以下を導くため、(A9)式のもとでも(A7)・(A8)式が成り立つ。

$$\zeta_{t+1} \frac{1}{h_{t+1}} \frac{\partial h_{t+1}}{\partial \zeta_{t+1}} = 1$$

補論 B

本補論では、命題2を以下の数学的表現に変換し、この命題が成立することを証明する。

命題2 (数学的表現)

(g, ζ) 位相図が図4のような状態で、技術進歩 $g_{t+1} = g(\zeta_t, L_t)$ が人口規模に依存するとき、定常状態の人口成長はゼロとなり、そこでの教育投資水準は平均寿命の上限が決定する。このため、ある t_0 期において、 $w_t h_t \geq w \bar{h}$ かつ、その教育投資水準が直線 $Z = Z_{p, t+1}$ の右側、すなわち人口減少の領域にあり、以下が成り立つ¹⁴⁾ ならば、その人口区間 $[L_{min}, L_{t_0}]$ で人口減少は継続する。

$$[\forall L_t \in [L_{min}, L_{t_0}] \text{ (ただし, } \exists L_{min} < L_{t_0}) \text{ に対して, } -\Delta p_t > \frac{b}{4a\gamma}]$$

$$\text{where } a \equiv \min_{L_{min} < L_t < L_{t_0}} \left[\frac{1}{\partial \zeta(g_t) / \partial g_t} - \partial g(\zeta_t, L_t) / \partial \zeta_t \right],$$

$$b \equiv \max_{L_{min} < L_t < L_{t_0}} \left[\frac{\partial g(\zeta_t, L_t)}{\partial L_t} L_t \right]$$

証明

前段は自明のため、後段を証明する。まず、 $w_t h_t \geq w \bar{h}$ を満たすとき、第3節のモデル体系は以下のとおり、離散形式から微分形式に変換できる。

$$\begin{aligned} \cdot n \zeta &= 1 - \gamma(1 - p) \\ \rightarrow n d\zeta + \zeta dn &= \gamma dp \end{aligned} \quad (B1)$$

$$\cdot dL = (n - 1) L dt \quad (B2)$$

14) 直感的に、「 $-\gamma \Delta p_t$ 」は図4の垂直線 Z_p の左シフト幅、「 b/a 」は(13)式と(15)式の交点 S の ζ 軸上のシフト幅の最大値を意味している。

$$\begin{aligned} \cdot \zeta &= \zeta(g) \\ \rightarrow d\zeta &= \partial\zeta(g)/\partial g dg \end{aligned} \quad (B3)$$

$$\begin{aligned} \cdot g &= g(\zeta, L) \\ \rightarrow dg &= \partial g(\zeta, L)/\partial\zeta d\zeta + \partial g(\zeta, L)/\partial L dL \end{aligned} \quad (B4)$$

次に、(B4)式に(B2)式と(B3)式を代入すると、以下の関係が与えられる。

$$\left[\frac{1}{\partial\zeta(g)/\partial g} - \partial g(\zeta, L)/\partial\zeta \right] d\zeta = \partial g(\zeta, L)/\partial L (n-1) L dt$$

この式に(B1)式を代入して、 ζ を消去し、整理すると以下を導く。

$$\gamma \frac{dp}{dt} - \frac{\frac{\partial g(\zeta, L)}{\partial L} L}{\left[\frac{1}{\partial\zeta(g)/\partial g} - \partial g(\zeta, L)/\partial\zeta \right]} n(n-1) = \zeta \frac{dn}{dt} \quad (B5)$$

ところで、(B3)式と(B4)式から、 a は図4の t_0 期以降の交点 S_1 での(13)式と(15)式の接線の傾きの差の最大値に等しい。また、 $\partial g(\zeta, L)/\partial L$ は L の増加関数である。このため、 $a > 0$ 、 $b > 0$ となる。したがって、いま人口減少であると、 $0 < n(1-n) \leq 1/4$ だから以下が成り立つ。

$$\frac{b}{4a} \geq \frac{b}{a} n(1-n)$$

そして、 a, b の定義から以下が成り立つ。

$$\frac{b}{4a} \geq \frac{b}{a} n(1-n) \geq \frac{\frac{\partial g(\zeta, L)}{\partial L} L}{\left[\frac{1}{\partial\zeta(g)/\partial g} - \partial g(\zeta, L)/\partial\zeta \right]} n(1-n) \quad (B6)$$

このため、(B6)式に(B5)式を代入すると、以下の関係が与えられる。

$$\gamma \frac{dp}{dt} + \frac{b}{4a} \geq \gamma \frac{dp}{dt} + \frac{b}{a} n(1-n) \geq \zeta \frac{dn}{dt} \quad (B7)$$

この関係式において「左辺 < 0 」であり、 $dn/dt < 0$ が成立するが、 t_0 期は既に人口減少であるため、人口区間 $[L_{min}, L_{t_0}]$ で人口減少は継続することになる。 [証明終]

なお、特に $n=1-\varepsilon$ の近傍($\varepsilon > 0$)において、長寿化の進展があるならば、 a, b の値にかかわ

らず以下が成立しやすくなり、(B7)式から、人口減少の継続可能性は高くなる。

$$0 > \gamma \frac{dp}{dt} + \frac{b}{a} n(1-n)$$

謝辞

本稿を作成する過程で、一橋大学大学院・経済学研究科の山重慎二准教授、明治大学・政治経済学部に加藤久和教授、慶應義塾大学・法学部の麻生良文教授等から有益なコメントを頂いた。記して感謝したい。なお、本稿の内容は全て執筆者の個人的見解であり、筆者の属する機関の公式見解を示すものではない。また、本稿における誤謬は全て筆者に帰するものである。

参考文献

阿藤誠 [2000], 「現代人口学」日本評論社。
 小黒一正 [2007], 「人口減少の罫は脱出できるか？—人口転換論 (Demographic Transition Theory) を中心に—」財務省財務総合政策研究所 Discussion Paper Series 07A-18。
 河野稔果 [2007], 「人口学への招待—少子・高齢化はどこまで解明されたか」中公新書。
 戸田淳仁 [2007], 「出生率の実証分析—景気や家族政策との関係を中心に」RIETI Discussion Paper Series 07-J-007。
 Adda, Jerome and Russell W. Cooper [2003], *Dynamic Economics: Quantitative Methods and Applications*, The MIT Press。
 Becker, G. S. [1960], "An Economic Analysis of Fertility", *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, by National Bureau of Economic Research. Princeton, Princeton University Press, pp.209-240。
 Becker, G. S. [1965], "A Theory of the Allocation of Time," *The Economic Journal*, Vol. 75, No.299, pp.493-517。
 Becker, G. S. and H. G. Lewis [1973], "On the Interaction Between Quantity and Quality of Children," *Journal of Political Economy*, 81 (2) part II: pp.S279-S288。
 Barro, R. J. and G. S. Becker [1989], "Fertility Choice in a Model of Economic Growth,"

Econometrica, Vol.57, No.2, pp.481-501。
 Becker, G. S. and R. J. Barro [1988], "A Reformulation of the Economic Theory of Fertility," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 103, pp.1-25。
 Cleland, J. [2001], "The Effects of Improved Survival on Fertility: A reassessment," *Population and Development Review*, Vol.27, Supplement: Global Fertility Transition, pp.60-92。
 Cleland, J. and C. Wilson [1987], "Demand Theories of the Fertility Transition: an Iconoclastic View," *Population Studies*, Vol.41, No. 1, pp.5-30。
 Galor, O. and D. N. Weil [2000], "Population, Technology, and Growth: From Malthusian Stagnation to the Demographic Transition and Beyond," *The American Economic Review*, Vol.90, No.4, pp.806-828。
 Jones, C. I. [1995], "R & D-Based Models of Economic Growth," *Journal of Political Economy*, Vol.103, No.4, pp.759-784。
 Kremer, M. [1993], "Population Growth and Technological Change: One Million B.C. to 1990," *Quarterly Journal of Economics*, vol. 108, August, pp.681-716。
 Lee, R. [2003], "The Demographic Transition: Three Centuries of Fundamental Change," *Journal of Economic Perspectives*, v. 17, n. 4 (Fall), pp.167-190。
 Schultz, T. [1964], *Transforming Traditional Agriculture*, New Haven, CT: Yale University Press。
 United Nations [2005], *World Population Prospects: The 2004 Revision*。
 Van de Walle, E. [1974], *The Female Population of France in the Nineteenth Century*, Princeton: Princeton University Press。
 Yakita, Akira [2001], "Uncertain lifetime, fertility and social security," *Journal of Population Economics*, vol.14, pp.635-640。

公共支出は労働供給に影響するか*

Do Public Expenditures Affect Labor Supply? The Case of Japanese Prime Males

別所俊一郎 (一橋大学)**

林 正義 (一橋大学)***

Shun-ichiro BESSHO, Hitotubashi University

Masayoshi HAYASHI, Hitotubashi University

要旨

2002年の「就業構造基本調査」の個票を用いて、公共支出が労働供給の時間調整に与える影響を、所得税の大半を負担しているであろう働き盛り(22-55歳)の男性を対象として推計し、余暇-合成財消費の選択への公共支出の限定的な影響を示した。歪みを与える税に伴う公的資金の限界費用の大きさは公共支出が労働供給に与える効果の大きさに依存するから、そのより適切な推計へ向けて、本稿の推計は重要な前段階となる。

Abstract

We estimate the magnitude of the effect of public expenditures on the intensive margin of labor supply of prime-age males, who pay a considerable part of labor income tax revenues, making use of micro-data of Employment Status Survey 2002. Since MCPF (marginal cost of public funds) created by distortionary taxation depends on the effects of public expenditures on labor supply, this paper should be considered as preliminary steps of appropriate estimation of MCPF.

キーワード：線形屈曲予算制約, 労働供給, 公共支出

Keywords: Piecewise Linear Budget Constraint, Labor Supply, Public Expenditure

JEL 区分: H32, H43, H57

* 本稿の作成にあたっては、2名の査読者、山田雅俊先生、2005年度日本財政学会出席の諸先生方から貴重なコメントをいただいた。通常の留意を持って感謝したい。本稿はわれわれが財務省財務総合政策研究所に在籍していたときに行った研究をもとにしたものであるが、財務省あるいは財務省財務総合政策研究所の公式見解を示すものではない。

** 連絡先: 〒186-8601 東京都国立市中2-1 Tel: 042-580-8587, Fax: 042-580-8748 E-mail: bessho@econ.hit-u.ac.jp

*** 連絡先: 〒186-8601 東京都国立市中2-1 Tel: 042-580-8593, Fax: 042-580-8748 E-mail: hayashim@econ.hit-u.ac.jp

1. はじめに

財政政策は個人の労働供給活動にさまざまな経路を通じて多様な影響を与える。労働所得税は税引後賃金率を変化させて労働供給量や職種選択に影響を及ぼすかもしれないし、税金によって提供される公共財は余暇や財サービスとの代替補完関係を通じて労働供給量を変化させるかもしれない。増税でファイナンスされる公共財が労働供給に与える効果は、個人の嗜好や政府の予算制約のあり方によって左右され(Lindbeck [1982], Hansson and Stuart [1983], Wildasin [1979, 1984], Snow and Warren [1989], Gwartney and Stroup [1986], Gahvari [1989]), 多くの場合、様々な仮定を設けない限り理論的に簡明な結論を得ることはできない。しかしながら、公共財が労働供給に与える影響を数量的に検証することは、所与の政策がもたらす厚生変化の評価において重要な指標となる。

厚生効果の評価において、労働供給が賃金弾力的であるほど「歪み」が大きくなると考えられるが、この「歪み」の大きさには、当該税金によって提供される公共財も労働供給への効果を通じて影響を与える。理論的には、公共財が労働供給に影響を与える場合、いわゆる公共財の最適供給や税率の最適水準を特徴付けする意思決定ルールが修正されることになり、公共財の効果を検討する場合と考慮しない場合とでは、規範的な政策判断も異なるであろう(Goode [1949], Stiglitz and Dasgupta [1971], Atkinson and Stern [1974])。費用便益分析の実際においても、公共財の労働供給への影響の有無は、公的資金の限界費用(MCPF)の算定や分配ウェイト使用の必要性の判断に関して重要な含意を有している。Snow and Warren [1996]がサーベイしている公的資金の限界費用についての先行研究においては、公共財¹⁾に対する労働供給の弾力性はほとんどのケースでゼロと仮定され

ているが、公共支出の影響を考慮するとMCPFの値は大きく変わりうる(Wildasin [1984])。また、費用便益分析の場合でも、Christiansen [1981]やKaplow [1986]は、效用関数において公共財が合成財消費と弱分離可能(公共財が労働供給に影響を与えない)ならば分配ウェイトを用いずに費用便益分析を行うことができる主張している(cf. 林 [2005])。さらに、公共財を環境要因の一部として考えれば、環境経済学の分野においても、環境が労働供給に影響を及ぼす場合の効果についての検討が行われてきている(Schwartz and Repetto [2000], Andreoni and Levinson [2001])。

したがって、公共財あるいは公共支出が労働供給に与える効果の推定は極めて実証的な課題であり、様々な政策的含意を有するものである。しかしながら、欧米においてさえも公共支出が労働供給に与える影響を実証的に検証した研究は少なく(e.g., Conway [1997])、わが国においては、筆者たちが知る限り、全く存在しない。本稿ではこのような実証分析の欠落を埋める問題意識をもって、公共支出が労働供給に与える効果を検証する試みのひとつを提供するものである。

本稿の分析は、「就業構造基本調査」の個票データを利用し、3節で述べるハウスマン流の構造推定(Hausman [1981])による労働供給関数の推定を、公共支出の効果を示的に考慮できるように拡張したものである。各個人が享受する公共財は居住する地域に応じて異なるが、同時に、支払っている税額も各々に異なる。本稿では、この双方の効果を捉えるために、各市町村の公共支出を説明変数として含む労働供給関数を、各個人が直面する累進所得税制を明示

1) 本稿では、公共部門が提供する財を概念的に捉えるときに「公共財」という用語を用い、「公共財」を提供するために費やされた公共部門の支出額を「公共支出」と呼ぶ。公共財の量を正確に測定することはしばしば困難であるので、実際の推定においては公共財の量が公共支出の額によって代理される。

的に考慮して推定している。本稿の推定結果は、公共支出が労働供給を増加させる効果を検出している場合でも、その大きさは極めて小さいことを示している。

本稿の構成は以下のとおりである。個人が直面する最適化問題が2節で示され、3節でこれに基づく構造推定の方法を説明する。4節でデータについて説明を加えた後、5節において推定結果が提示され、6節をもって本稿の結びとする。

2. 労働供給関数の特定化

公共財消費が労働供給に与える効果を検討するために、次のような効用最大化問題を考える (Hausman [1980], Stern [1986]).

$$\begin{aligned} \max u(x_i, h_i, G_i) &= \frac{1}{\beta} \left(h_i - \frac{\alpha}{\beta} \right) \exp \left[-1 + \frac{\beta(x_i + (Z_i \gamma + \delta G_i N_i^{-\theta}) / \beta - \alpha / \beta^2)}{h_i - \alpha / \beta} \right] \\ \text{subject to } x_i &= w_i h_i + y_i \end{aligned} \quad (1)$$

目的関数における、 h_i は労働供給量、 x_i は合成財 (composite good) の消費量、そして、 G_i は公共財である。公共財に関しては、その消費における混雑効果を考慮するためにパラメタ θ とともに個人が属する地域人口 N_i を考慮している。当該公共財が非競争的ならば $\theta=0$ 、競争的であり私的財として扱うことが適当ならば $\theta=1$ となる。 Z_i は各個人の属性 (ベクトル)、 $\alpha, \beta, \delta, \theta, \gamma$ はパラメタである。

予算制約に関しては、 w_i は税引後限界賃金率、 y_i は「実効所得」である。実効所得 y_i は合成財消費 (=税引後所得) x_i と税引後限界賃金率と労働供給量の積の差として与えられる。個人所得税が累進的である場合、所得が増えると限界税率は非連続的に増加する。したがって、予算線は直線ではなく、労働供給量 h_i の選択により、税引後賃金率 w_i が非連続的に変化する、屈折線形型 (piece-wise linear) とよばれる形状をとる。線形屈折型の予算線は、複数の屈

折点で線分 (セグメント) が繋がって形成されている²⁾。屈折線形型の予算線では合成財消費 (=税引後所得) x_i は必ずしも税引後限界賃金率と労働供給量の積に一致しないから、同予算線上の特定の消費を上記のように通常の線形の予算線で表す場合は、実効所得を考慮することが必要となる。

ここでは、個人が労働時間を所与の税引前賃金率のもとで自由に選択できると仮定している³⁾。一般に、雇用契約や労働慣行のために、就労している個人にとって労働時間の自由な選択は難しい。これは日本だけでなく欧米の雇用についても言えることであるが、個人は職業を選択する際に、得られる賃金とともに、それに対応する労働時間も考慮しているはずである。したがって、いったん就職すれば自由に労働時間を選択できないとしても、就職の段階で本人にとって最適な「賃金と労働時間の組合せ」を選択していると解釈できる。そのような解釈を行えば、本稿の設定はそれほど非現実的ではない (Blundell and MaCurdy [1999])。もちろん、このような解釈は頻繁な転職を前提としており、「終身雇用・年功賃金」の色彩の強い日本には適さないとの議論もありうる。しかし、このようないわゆる日本の労働慣行が典型的に当てはまるのは、一部の大企業の中核労働者たちであり、他の多くの労働者に典型的に当てはまるとは考えにくい。また、本稿の推定は横断面データを用いるため、短期的な個人の労働調整というよりも、長期的な調整を表すと考えられるため、「頻繁な転職」を想定する必要もないかもしれない。

さて、(1)の効用最大化問題を解くと、以下の線形の労働供給関数を得る。

- 2) このような屈折線形型の予算制約は、税や公的移転のケースのほか、住宅購入においても発生する。このような状況では、予算可能性集合は必ずしも凸型にはならないが、標準的な累進課税制度のもとでは凸型となる。
- 3) この点については、Bessho and Hayashi [2005, p.963]を参照されたい。

$$h_i = \alpha w_i + \beta y_i + \delta G_i N_i^{-\theta} + Z_i \gamma + v_i \quad (2a)$$

なお、複数の公共財を考慮する場合は、各公共財に異なる係数および混雑効果を想定し

$$h_i = \alpha w_i + \beta y_i + \sum_j \delta_j G_{ji} N_j^{-\theta_j} + Z_i \gamma + v_i \quad (2b)$$

と表記する。

以下に述べるように公共財の水準は公共支出額で表される。複数の公共財を考慮する場合は、公共支出額は、扶助費、公共投資費、その他の経費の3つを考える。この分解はデータの利用可能性を考慮したものではあるが、単純化してはいるものの、公共部門の支出の性質にある程度対応させている。

まずは扶助費であるが、個人が利他的であったり、将来のリスクに対して回避的であったりすれば扶助費 (=所得移転額) は公共財になりうる。例えば、利他的な個人にとって扶助費による低所得者の厚生向上は排除不可能な便益を与える公共財である (Pauly [1973])。また、扶助費がセイフティネットの代理変数となるのであれば、リスク回避的な個人にとっては「安心」という公共財を与える (Conway [1997])。なお、扶助費は現物給付として上記のごとく効用関数に直接影響を与える部分と、現金給付として個人所得の一部を構成し予算制約に影響を与える部分がある。本稿の分析で用いる標本には公的部門から現金給付を受け取っている世帯 (観測単位) は含まれていないことになっているため、扶助費の予算制約に対する効果は無視できると言える。

一方、投資的経費は理論モデルが想定する「公共財」に比較的近い支出といえよう。もちろん、投資的経費によって形成される公共資本ストックが生み出すサービス水準を用いることが理想的であるが、そのようなデータはそもそも存在しないし、公共資本ストックも市町村単位では存在しない。その他の経費は、複数の性質の公共支出を集計するものではあるが、何らかの経路を通じて個人の最適化行動に影響する

可能性は否定できまい。

3. 推定方法

以下では推定式 (2a) を用いて本節の推定方法を解説する。予算制約線が屈折線形型である場合、労働供給量 h_i に応じて直面する税引後賃金率 w_i と実効所得 y_i が変化するため、推定式 (2a) における (w_i, y_i) は内生変数となる⁴⁾。このような内生性の問題に対処するためには操作変数法を用いることもできる (e.g., McCurdy [1981]) が、本稿ではハウスマン法もしくは構造推定と呼ばれる以下のような、最尤法を用いた方法を用いる (e.g., Burtless and Hausman [1978], Wales and Woodland [1979], Hausman [1981])⁵⁾。なお、以下では各個人に関する記述となるため個人を表す下付添え字 i は省略し、添え字は予算制約線の各線分に対応するセグメントを表す。

まず、労働供給量は観察できる特性によって記述される部分

$$g(w^j, y^j, Z) = \alpha w^j + \beta y^j + \delta G N^{-\theta} + Z \gamma$$

と観察されない個人選好の異質性 ξ と観測誤差 ε から成ると仮定する。この場合、推定式 (2a) の誤差項 v は、 $v = \xi + \varepsilon$ として与えられる。ここで各セグメントを上付添え字 j で表現し、その数を J とする。所与の個人にとってセグメントごとに異なった税引後賃金率と実効所得の組合せ (w^j, y^j) が与えられることに注意すると、 ε は観測誤差であるから、労働供給関数は以下のように与えられる。

4) (2a) を推定する際には、非就業者のデータがないというサンプリングバイアスの問題や、観測されない不均一性による missing variables の問題も考慮する必要がある。後者については次節で検討する。

5) 手法の解説として、Moffitt [1986, 1990] を参照せよ。なおここでは、消費可能性集合の凸性を想定している。

$$h = \begin{cases} g(w^i, y^i, Z) + \xi + \epsilon & \text{if } g(w^i, y^i, Z) + \xi < \bar{h} \\ \bar{h} + \epsilon & \text{if } g(w^i, y^i, Z) + \xi < \bar{h} < g(w^i, y^i, Z) + \xi \\ \vdots \\ \bar{h}^{-1} + \epsilon & \text{if } g(w^i, y^i, Z) + \xi < \bar{h}^{-1} < g(w^i, y^i, Z) + \xi \\ g(w^i, y^i, Z) + \xi + \epsilon & \text{if } \bar{h}^{-1} < g(w^i, y^i, Z) + \xi \end{cases}$$

ただし、 $\bar{h}^1, \dots, \bar{h}^{j-1}$ は屈折点に対応する労働供給量である。誤差項の分布を $\xi \sim N(0, \sigma_\xi^2)$, $\epsilon \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$ とし、さらに、 ξ と ϵ は互いに独立と仮定する。したがって、 $v = \xi + \epsilon$ とすると $v \sim N(0, \sigma_v^2)$, $E(v\epsilon) = \sigma_\xi^2$, $E(v\xi) = \sigma_\epsilon^2$ であるから、 v と ξ の相関係数は $\rho = \sigma_\xi / \sigma_v$ となる。

ハウスマン法では上記の関係を利用して尤度関数が導出され、パラメタ推定が行われる。しかし本稿で用いる労働供給量は点データではなく幅をもった区間データとしてしか観察できない。これに従い、本稿の分析では以下のように尤度関数が修正される。

ここで、労働供給量 h が時間を表す特定の区間 $[h^L, h^H]$ にあることが分かるとしよう。まず最適な労働時間が、2つの屈折点の間にある ($\bar{h}^{j-1} < g(w^i, y^i, Z) + \xi < \bar{h}^j$) ならば、それが観測される確率は、

$$\begin{aligned} & \Pr[h^L < g(w^i, y^i, Z) + \xi + \epsilon < h^H, \bar{h}^{j-1} < g(w^i, y^i, Z) + \xi < \bar{h}^j] \\ & = \Pr[h^L - g(w^i, y^i, Z) < v < h^H - g(w^i, y^i, Z), \\ & \quad \bar{h}^{j-1} - g(w^i, y^i, Z) < \xi < \bar{h}^j - g(w^i, y^i, Z)] \end{aligned}$$

となる。ここで、平均ゼロ、分散1、相関係数 ρ の2変数正規分布の分布関数を $F(x_1, x_2, \rho)$ と表わし、

$$\begin{aligned} t_{jj} &= (\bar{h}^j - g(w^i, y^i, Z)) / \sigma_\xi, \\ t_{j,j-1} &= (\bar{h}^{j-1} - g(w^i, y^i, Z)) / \sigma_\eta, \\ d^{Hj} &= (h^H - g(w^i, y^i, Z)) / \sigma_v, \\ d^{Lj} &= (h^L - g(w^i, y^i, Z)) / \sigma_v \end{aligned}$$

とすると、この確率は、

$$\begin{aligned} & F(d^{Hj}, t_{jj}, \rho) - F(d^{Lj}, t_{jj}, \rho) - F(d^{Hj}, t_{j,j-1}, \rho) + \\ & F(d^{Lj}, t_{j,j-1}, \rho) \end{aligned} \quad (3)$$

と表現できる。

次に、最適な労働時間が屈折点にあるならば、それを観察する確率は、

$$\begin{aligned} & \Pr[h^L < \bar{h} + \epsilon < h^H, g(w^i, y^i, Z) + \xi < \bar{h} < g(w^i, y^i, Z) + \xi] \\ & = \Pr[h^L - \bar{h} < \epsilon < h^H - \bar{h}, \bar{h} - g(w^i, y^i, Z) < \xi < \bar{h} - g(w^i, y^i, Z)] \\ & = [\Phi(s^{Hj}) - \Phi(s^{Lj})][\Phi(t_{j+1,j}) - \Phi(t_{j,j})] \end{aligned} \quad (4)$$

と表記できる。ただし、

$$s^{Hj} = (h^H - \bar{h}^j) / \sigma_\epsilon, \quad s^{Lj} = (h^L - \bar{h}^j) / \sigma_\epsilon$$

と定義され、 $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布の累積分布関数である。

上記(3)および(4)より、各個人について尤度関数を導出できる。観測値間の独立性を仮定すれば、標本全体から算出される対数尤度はこれらの対数値を総和したのとなり、それを最大化するパラメタは $(\alpha, \beta, \delta, \theta, \gamma, \rho, \sigma_v, \sigma_\epsilon)$ として尤度推定量を得ることができるとなる⁶⁾。

4. データ

本稿では、2002年に実施された就業構造基本調査の個票を利用する。就業構造基本調査は5年に一度実施される指定統計であり、就業・不就業や就業異動、就業希望を調査することを目的としている。日本の統計のなかでは、多岐選

6) Blundell and MaCurdy [1999] が指摘するように、上記の方法は、(i) 税制の制度要因を取り込んでいる、(ii) 測定誤差も観測されない嗜好のばらつきも取り込んでいる、(iii) 限界税率の内生性も取り込んでいる、といった長所を持つ。半面、(a) 労働者が、自分に関係のある税制を全て知って (perfect knowledge) おり、税制を全て考慮したうえで最適化行動をとり労働供給を決めている、税制関係の変数は全て観測可能と仮定しており、脱税の可能性は排除している、(b) Kink point に観測値が集まらないように measurement error を加えている、(c) 労働時間以外の変数の外生性の仮定が強すぎる、(d) 静学的な枠組みで近視眼的な (myopic) 最適化行動を仮定している、といった短所を持つ。また、MaCurdy et al. [1990] は、このような推定方法は係数推定値に暗黙のうちにスルツキー条件を課していると指摘している。これに対する反論として、Blomquist [1995, 1996] があげる。

択からの回答からなる区間データであるにせよ、年間就業日数や週間就業時間のデータが得られる数少ない統計の1つである。調査対象は約43万世帯、約110万人である。

本稿では働き盛りの男性 (prime age male) を対象として推定を行った。まず、男性で25歳以上55歳以下の標本を選んだ。次に、就業形態が雇用者とは異なる「会社・団体等の役員」、「自営業主」、「自家営業の手伝い」、「家庭内で内職」を除き、病気のための無業者を除外した。さらに、就業異動や世帯の状況の変動による影響を排除するため、「ここ1年間現在の住所から移動していない」「ここ1年就業状態に変化はない」「0歳児が存在しない」と回答した標本に限定した。また、副業・他の世帯員・不労所得の効果をコントロールするため⁷⁾、本人の収入が唯一の世帯収入であり、労働所得のほかに収入を申告していない回答者に限った⁸⁾。結果として使用した標本規模は63,654である。

説明変数のうち、観測できる個人特性として年齢、年齢の2乗、14歳以下の子供の数、特定扶養親族の数を採用した。勤め先の産業や企業規模は、労働市場における需要要因と考え採用していない⁹⁾。

予算制約の各セグメントにおける限界的な税引後税率と実効所得 y_i は個人が直面する予算制約式を求める過程で算出される。税引前賃金率については、既述の通り就業構造基本調査の

7) 副業の労働時間は調査されていないので、観測誤差を減らすという目的もある。

8) 本稿の標本選択は、個人が所与の賃金率のもとで労働供給量を選択するという理論モデルに整合的な標本に限定するという意図に基づいている。たとえば、世帯内に就業者が2人以上いる場合、それぞれの世帯員の労働供給の決定方法 (世帯内資源配分) についてさらに仮定が必要になる。自営業者の場合には理論モデルに対応するような「所得」がデータ上必ずしも明確に定義されない。
9) 個人の職種は、労働時間を規定する要因というよりも、同時決定されるものと考えられるので、説明変数には含めていない。リングとミカンに関する消費をモデル化する場合、リングの需要関数の説明変数として同時消費されるミカンの消費量が入らないのと同じロジックである。

労働時間はポイントではなく、区間データであるから、いくつかの問題をもつ。もちろん、区間データの形で税引前賃金率を算定できるため、別途インターバル回帰を用いて賃金関数を推定し、各個人の税引前賃金を当てはめ値として推計することはできる。しかし、そのような作業は実質的に、税引前所得を労働時間で割ることによって賃金を求めることであるから、そのようにして導出された税引前賃金率は「割算バイアス (division bias)」と呼ばれる好ましくない特性をもつとされる (Ziliak and Knesner [1999], Eklof and Sacklen [2000])¹⁰⁾。そこで本稿では、島田・酒井 [1980] にならって、「賃金構造基本調査」を用いて税引前賃金率を別途推計して使用した。「正規の職員・従業員」については、全国の平均時間賃金率を性・学歴・年齢ごとに求め¹¹⁾、性別ごとに作った各都道府県の対全国賃金比率を乗じて性・学歴・年齢・都道府県別の税引前賃金率のデータを作成した。「パート・アルバイト」については学歴別のデータが入手できないため、性・年齢・都道府県別の税引前賃金率を同様に作成して使用した。説明変数に勤め先の産業や従業員規模を採用していないのと同じ理由によって、ここで使用した全ての数値は全産業平均・企業規模平均の値である。

このようにして得られた税引前賃金率と、個票から得られる家族属性をもとに各個人の予算制約式を特定化した。本稿で検討の対象とする2002年時点で個人が直面する日本の労働所得税制のうち、データの制約から考慮できなかった制度もいくつかある。社会保険料は賃金税とみなした¹²⁾ うえで、本稿では (付表1) に掲げた

10) 労働時間データはしばしば観測誤差を伴い、割算はその観測誤差を増幅する。その結果、賃金率と労働時間に見せかけの負の相関を発生させる (Eklof and Sacklen [2000, pp.210-211])。)

11) 月間現金給与総額 A、年間賞与その他の特別給与額 B、および月間実労働時間 C を求め、(A+B/12)/C として求めた。

12) 社会保険として、年金保険・健康保険・失業保険を考慮

表1 標本統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
税引前賃金率 (万円/時間)	0.266	0.090	0.072	0.591
年間労働時間 (下限, 時間)	1450.9	401.8	1	2142.9
年間労働時間 (上限, 時間)	2659.7	1427.4	107.1	5840
年齢 (歳)	42.792	8.190	25	55
15歳未満子供数 (人)	0.949	1.002	0	6
特定扶養親族数 (人)	0.269	0.556	0	4
公共支出 (全体)	0.816	0.207	0.430	3.311
公共支出 (扶助費)	0.053	0.022	0.011	0.154
公共支出 (投資的経費)	0.193	0.090	0.039	1.592
公共支出 (それ以外)	0.571	0.127	0.341	2.561
中卒	0.105	0.307	0	1
高卒	0.473	0.499	0	1
高専短大卒	0.080	0.271	0	1
大卒院修	0.342	0.474	0	1

(注) 観測値数は63,654。公共支出は市町村と都道府県の一人当たり合計 (百万円/人)。学歴変数はダミー変数。

制度を想定して各セグメントの限界税率を算出した¹³⁾。すなわち、所与の労働時間に対しては、税引前賃金率を乗じて算出される労働所得をもとに、家族属性の情報を利用して税率表から限界税率や税額を計算できるから、この手続きを繰り返すことによって各労働時間に対する税引後限界賃金率を得ることができる。

公共財 G には各種の歳出額 (既述の「全額」, 「扶助費」, 「公共投資」, 「その他経費」) を用いる。また各住民は市町村に属すると同時に都道府県にも属するから、 G には、当該個人が居住する市町村の歳出に、都道府県の歳出額を市町村の人口比で割り振った額を加えたものを用いた。もちろん、都道府県と市町村の公共支出の影響が異なる可能性もあるし、公共財の非競争性の

13) 住民税は、前年の労働所得を基準として算出されるが、本稿のデータはクロスセクションなので、2年連続で同じ課税環境にあると仮定する。

扱いにもさまざまな可能性が考えられる。しかし、ここでは数少ない先行研究である Conway [1997] に従うことにした。データは2002年度の「都道府県村決算状況調」および「市町村決算状況調」(総務省 [2004]) 記載の「歳出」である。 N は属する市町村の人口である。

本稿で使用する標本統計量は表1のとおりである。

5. 推定結果

表2には、 $\theta=1$ のとき、すなわち公共財消費が完全に競争的であり、当該個人が住む市町村と都道府県の一人当たり支出額が説明変数として加えられているケースの推定結果を掲げた。Case 1 と Case 2 では公共支出 G_i として支出全体が用いられ、Case 3 と Case 4 では公共支出は「扶助費」「投資的経費」および「それ以外の経費」に分割されている。Case 3 と Case 4 の推定式は、推定式 (2b) において制約 $\theta_0 = \theta_n = \theta_o = 1$ を課したものとなる。また、Case 2 と Case 4 では個人の学歴変数を説明変数に加えている。いずれのケースにおいても、税引後賃金率および実質所得の符号は期待通りであ

表2 一人当たり公共支出を用いた推定結果

	Case 1	Case 2	Case 3	Case 4
税引後賃金率	898.15***	1271.37***	891.70***	1296.91***
実効所得	-2.51***	-2.81***	-2.56***	-2.81***
年齢	14.18***	14.10***	14.07***	13.53***
年齢の2乗	-0.27***	-0.29***	-0.26***	-0.28***
14歳以下子供数	9.82***	9.27***	10.20***	9.41***
特定扶養親族数	-11.35***	-10.30**	-11.27***	-10.49**
小中学校卒		120.45***		122.50***
短大高専卒		2.38		1.37
大卒院修		-1.92		-5.21
公共支出全体	-5.00	3.29		
扶助費			590.58***	652.18***
投資的経費			-41.42	29.07
その他経費			-14.74	-46.21*
定数	1556.61***	1511.76***	1539.76***	1509.21***
選好分布の分散	347.40***	340.35***	346.37***	340.03***
誤差の分散	321.05***	329.75***	322.15***	329.93***
観測値数	63668	63654	63668	63654
村数尤度	-68219.4	-68084.0	-68201.4	-68063.8

(注) 公共支出は、個人の住む市町村と都道府県の一人当たり支出。***, **, * はそれぞれ、係数の推定値が有意水準 1%, 5%, 10% で統計的にゼロと異なることを示す。

表3 混雑効果を考慮した推定結果

	Case 5	Case 6	Case 7	Case 8
	$\theta=0$	$\theta=0.3$	$\theta=0.6$	$\theta=1$
税引後賃金率	853.58***	845.79***	855.03***	894.38***
実効所得	-2.55***	-2.54***	-2.54***	-2.50***
年齢	14.61***	14.56***	14.26***	14.26***
年齢の2乗	-0.27***	-0.27***	-0.26***	-0.27***
14歳以下子供数	10.84***	11.05***	11.08***	9.86***
特定扶養親族数	-10.74**	-10.61**	-10.52***	-11.29**
公共支出	0.0000***	0.0000***	0.0003***	-0.0053
定数	1536.51***	1531.06***	1520.58***	1555.72***
選好分布の分散	345.80***	346.01***	346.46***	347.14***
誤差の分散	322.25***	321.93***	321.49***	321.19***
観測値数	63654	63654	63654	63654
村数尤度	-68170.9	-68163.5	-68159.8	-68201.0

(注) 公共支出は、当該個人の住む市町村支出と都道府県支出の人口比例分の和。***, **, * はそれぞれ、係数の推定値が有意水準 1%, 5%, 10% で統計的にゼロと異なることを示す。

表4 労働供給の弾力性

	Case 1	Case 2	Case 3	Case 4	Case 5	Case 6	Case 7	Case 8
混雑係数	$\theta=1.0$	$\theta=1.0$	$\theta=1.0$	$\theta=1.0$	$\theta=0$	$\theta=0.3$	$\theta=0.6$	$\theta=1.0$
非補償弾力性	0.1123 (0.040)	0.1590 (0.057)	0.1115 (0.040)	0.1622 (0.058)	0.1067 (0.038)	0.1058 (0.038)	0.1069 (0.038)	0.1118 (0.040)
補償弾力性	0.6681 (0.234)	0.7802 (0.273)	0.6785 (0.238)	0.7845 (0.275)	0.6705 (0.235)	0.6690 (0.234)	0.6698 (0.235)	0.6657 (0.233)
所得効果	-0.5558 (0.194)	-0.6212 (0.217)	-0.5671 (0.198)	-0.6223 (0.217)	-0.5638 (0.197)	-0.5633 (0.197)	-0.5629 (0.197)	-0.5539 (0.193)
公共支出	-0.0023 (0.001)	0.0015 (0.000)			0.0031 (0.006)	0.0048 (0.007)	0.0086 (0.007)	-0.0011 (0.000)
扶助費			0.0175 (0.007)	0.0194 (0.008)				
投資的経費			-0.0045 (0.002)	0.0032 (0.002)				
その他経費			-0.0048 (0.001)	-0.0149 (0.003)				

(注) カッコ内は標準偏差。Case 1-4は都道府県と市町村の一人当たり支出の和を、Case 5-8は市町村の支出額と都道府県支出の人口比例分の和を用いている。

り、統計的有意性も示している。14歳以下の子供の数は正の影響を与えている一方で、特定扶養親族（16歳以上22歳以下の子供）の数は負の影響を与えている。直観的な説明を加えるのは困難であるが、この結果は、子供の成長段階に合わせて父親の労働パターンが変化することを示している。後掲の表4に示されているように、労働供給の賃金率に対する補償弾力性と所得効果はやや大きめに推定されているものの、補償弾力性は0.1程度であり、先行研究とも整合的である。

労働供給に対する公共支出の効果の大きさを見てみると、一人当たり支出全体額を用いた場合にはその効果は定式化によって正とも負ともつかず（Case 1とCase 2）、標本規模が大きいにもかかわらず統計的な有意性を示していない。労働供給の公共支出に対する弾力性の大きさは、-0.0023から0.0015と極めて小さい（表4）。ところが、公共支出を種類ごとに分解してみると（Case 3とCase 4）、「扶助費」は労働供給に対して統計的には有意に正の効果を示している一方で、「投資的経費」や「それ以外の経費」が労働供給に与える効果は統計的には有意に検出されない。弾力性で評価すると、労働供給の

扶助費に対する弾力性は0.0175-0.0194とさほど大きなものではなく、その他の支出に対する弾力性も小さい。

次に、混雑効果を明示的に考慮した推定を行った。まず、公共支出の内訳は考慮しないケースを考えてみよう。混雑効果を示す θ を0.1ずつ変化させて推定を行い、表3には $\theta=0.0, 0.3, 0.6, 1.0$ のケースの結果を掲げている。尤度が最大になるのは $\theta=0.6$ のケースであり、公共支出の労働供給に与える効果は統計的に有意に正に検出されている。この効果の大きさを弾力性で評価した結果は表4に示されている。尤度が最大になる $\theta=0.6$ のケースでは労働供給の公共支出に対する弾力性は0.0086であり、極めて小さい。

公共支出を用途別に分類し、混雑効果を考慮して推定を行った結果が表5に示されている。このケースは、(5)において $\theta_a = \theta_b = \theta_c = 1$ の制約を課さない場合の推定に相当する。ここでは、 $\theta_a, \theta_b, \theta_c$ がそれぞれ0.3, 0.6, 1.0の値をとる全27ケースの結果を示している。公共支出の大きさとしては、先ほどと同様、都道府県の支出を市町村の人口で按分した値と、市町村の公共支出の額の和を用いている。推定結果を

表5 混雑効果と公共支出の種類を考慮した推定結果

$\theta_a=0.3$	$\theta_a=0.3, \theta_b=0.3$	$\theta_a=0.3, \theta_b=0.6$	$\theta_a=0.3, \theta_b=1.0$
税引後賃金率	866.966***	858.485***	851.078***
実効所得	-2.483***	-2.518***	-2.481***
年齢	13.785***	14.015***	14.025***
年齢の2乗	-0.259***	-0.261***	-0.261***
14歳以下子供数	10.794***	11.018***	10.947***
特定扶養親族数	-10.758**	-10.609**	-10.751**
扶助費	0.010	-0.007	0.002
投資的経費	0.020***	0.014**	0.018***
その他経費	-0.002	0.207	-15.070
定数	1541.757***	1530.120***	1546.624***
選好分布の分散	347.564***	347.165***	347.531***
誤差の分散	320.064***	320.663***	320.015***
観測値数	63668	63668	63668
対数尤度	-68177.127	-68176.619	-68176.937

$\theta_a=0.3$	$\theta_a=0.6, \theta_b=0.3$	$\theta_a=0.6, \theta_b=0.6$	$\theta_a=0.6, \theta_b=1.0$
税引後賃金率	871.711***	864.029***	855.246***
実効所得	-2.510***	-2.537***	-2.480***
年齢	13.834***	14.021***	13.963***
年齢の2乗	-0.259***	-0.261***	-0.260***
14歳以下子供数	10.803***	10.988***	10.875***
特定扶養親族数	-10.717**	-10.597**	-10.799**
扶助費	0.011	0.002	0.018***
投資的経費	0.748**	0.504*	0.822***
その他経費	0.001	0.278	-25.535
定数	1533.650***	1523.677***	1546.946***
選好分布の分散	347.326***	347.015***	347.754***
誤差の分散	320.541***	320.990***	319.830***
観測値数	63668	63668	63668
対数尤度	-68179.207	-68178.105	-68178.285

$\theta_a=0.3$	$\theta_a=1.0, \theta_b=0.3$	$\theta_a=1.0, \theta_b=0.6$	$\theta_a=1.0, \theta_b=1.0$
税引後賃金率	845.133***	841.754***	844.350***
実効所得	-2.562***	-2.580***	-2.529***
年齢	14.647***	14.607***	14.550***
年齢の2乗	-0.268***	-0.267***	-0.267***
14歳以下子供数	11.003***	11.246***	10.871***
特定扶養親族数	-10.712**	-10.516**	-10.861**
扶助費	0.013	-0.003	0.034***
投資的経費	-7.124	-12.504	16.499
その他経費	0.003	0.461***	-25.566
定数	1532.774***	1517.422***	1546.699***
選好分布の分散	346.052***	346.150***	346.527***
誤差の分散	322.061***	322.040***	321.371***
観測値数	63668	63668	63668
対数尤度	-68183.822	-68179.450	-68184.116

$\theta_a=0.6$	$\theta_a=0.3, \theta_b=0.3$	$\theta_a=0.3, \theta_b=0.6$	$\theta_a=0.3, \theta_b=1.0$
税引後賃金率	868.114***	859.591***	847.947***
実効所得	-2.491***	-2.515***	-2.497***
年齢	13.767***	14.018***	14.130***
年齢の2乗	-0.259***	-0.261***	-0.262***
14歳以下子供数	10.793***	10.934***	10.986***
特定扶養親族数	-10.769**	-10.693**	-10.749**
扶助費	1.384	0.727	0.900
投資的経費	0.017***	0.013**	0.014***
その他経費	-0.002	0.041	-15.928
定数	1538.952***	1534.778***	1543.837***
選好分布の分散	347.486***	347.045***	347.264***
誤差の分散	320.197***	320.755***	320.363***
観測値数	63668	63668	63668
対数尤度	-68175.969	-68176.516	-68176.130

$\theta_a=0.6$	$\theta_a=0.6, \theta_b=0.3$	$\theta_a=0.6, \theta_b=0.6$	$\theta_a=0.6, \theta_b=1.0$
税引後賃金率	870.420***	865.537***	855.291***
実効所得	-2.520***	-2.535***	-2.492***
年齢	13.872***	13.990***	13.979***
年齢の2乗	-0.260***	-0.261***	-0.260***
14歳以下子供数	10.818***	10.935***	10.887***
特定扶養親族数	-10.730**	-10.649**	-10.806**
扶助費	1.394	0.882	1.692***
投資的経費	0.591**	0.477*	0.658***
その他経費	0.001	0.180	-23.997
定数	1531.620***	1525.974***	1543.514***
選好分布の分散	347.160***	346.987***	347.614***
誤差の分散	320.758***	321.002***	320.047***
観測値数	63668	63668	63668
対数尤度	-68176.166	-68177.692	-68177.388

$\theta_a=0.6$	$\theta_a=1.0, \theta_b=0.3$	$\theta_a=1.0, \theta_b=0.6$	$\theta_a=1.0, \theta_b=1.0$
税引後賃金率	849.344***	844.561***	847.994***
実効所得	-2.560***	-2.572***	-2.534***
年齢	14.484***	14.547***	14.383***
年齢の2乗	-0.266***	-0.266***	-0.265***
14歳以下子供数	10.968***	11.148***	10.899***
特定扶養親族数	-10.749**	-10.602**	-10.848**
扶助費	2.165***	0.968	2.757***
投資的経費	-10.786	-11.868	12.141
その他経費	0.001	0.289*	-23.571
定数	1530.986***	1522.260***	1541.167***
選好分布の分散	346.176***	346.146***	346.650***
誤差の分散	321.913***	321.994***	321.271***
観測値数	63668	63668	63668
対数尤度	-68180.573	-68178.954	-68180.406

表5 混雑効果と公共支出の種類を考慮した推定結果

$\theta_a=1.0$	$\theta_a=0.3, \theta_b=0.3$	$\theta_a=0.3, \theta_b=0.6$	$\theta_a=0.3, \theta_b=1.0$
税引後賃金率	868.806***	859.497***	855.267***
実効所得	-2.492***	-2.518***	-2.484***
年齢	13.769***	14.022***	13.944***
年齢の2乗	-0.259***	-0.261***	-0.260***
14歳以下子供数	10.814***	10.974***	10.909***
特定扶養親族数	-10.741***	-10.650***	-10.780***
扶助費	53.634	17.756	83.709
投資的経費	0.019***	0.014**	0.018***
その他経費	0.000	0.131	-17.888
定数	1538.888***	1532.234***	1545.803***
選好分布の分散	347.463***	347.062***	347.523***
誤差の分散	320.238***	320.765***	320.059***
観測値数	63668	63668	63668
対数尤度	-68177.210	-68176.795	-68176.738

$\theta_a=1.0$	$\theta_a=0.6, \theta_b=0.3$	$\theta_a=0.6, \theta_b=0.6$	$\theta_a=0.6, \theta_b=1.0$
税引後賃金率	870.822***	860.725***	879.047***
実効所得	-2.517***	-2.535***	-2.446***
年齢	13.859***	14.063***	13.413***
年齢の2乗	-0.259***	-0.261***	-0.255***
14歳以下子供数	10.847***	11.032***	10.581***
特定扶養親族数	-10.689***	-10.567***	-10.926***
扶助費	19.297	-45.895	100.677
投資的経費	0.736***	0.517*	1.253***
その他経費	0.003***	0.314***	-31.962**
定数	1531.703***	1523.555***	1550.721***
選好分布の分散	347.260***	347.089***	348.734***
誤差の分散	320.650***	320.888***	318.794***
観測値数	63668	63668	63668
対数尤度	-68179.420	-68178.059	-68182.323

$\theta_a=1.0$	$\theta_a=1.0, \theta_b=0.3$	$\theta_a=1.0, \theta_b=0.6$	$\theta_a=1.0, \theta_b=1.0$
税引後賃金率	852.031***	843.054***	891.700***
実効所得	-2.579***	-2.580***	-2.562***
年齢	14.539***	14.591***	14.073***
年齢の2乗	-0.267***	-0.267***	-0.263***
14歳以下子供数	10.994***	11.219***	10.195***
特定扶養親族数	-10.722***	-10.538***	-11.272***
扶助費	172.531	22.244	590.579***
投資的経費	-14.400	-13.270	-41.424
その他経費	0.004***	0.425***	-14.743
定数	1527.347***	1518.220***	1539.755***
選好分布の分散	345.849***	346.114***	346.375***
誤差の分散	322.393***	322.077***	322.155***
観測値数	63668	63668	63668
対数尤度	-68183.088	-68179.458	-68201.356

見ると、税引後賃金率や実効所得、家計属性についての係数推定値はおおむね安定的であるが、公共支出についての係数推定値はそれほど安定しておらず、統計的な有意性もまちまちである。 $\theta_a=\theta_b=\theta_c=1$ のケースで検出された、扶助費の正の効果もさほど頑健に検出されるわけではない。むしろ、投資的経費の労働供給への正の効果が検出される¹⁴⁾ケースのほうが多い。しかし、その推定値はごく小さい。全27ケースのうち、もっとも尤度が大きく推定されたのは、 $\theta_a=0.6, \theta_b=0.3, \theta_c=0.3$ のケースである。このケースでも投資的経費の労働供給への正の効果が統計的には有意に検出されているが、係数推定値は小さい。扶助費とそれ以外の経費の労働供給への効果についても小さく、また統計的には有意に検出されていない。弾力性で評価すると、扶助費に対する労働供給の弾力性は0.0060、投資的経費に対しては0.0097、それ以外の経費に対しては-0.0038である。したがって、上記の結果は、公共支出が労働供給量に与える効果は統計的に有意でないか、統計的に有意な場合でもその効果は極めて小さいことを示唆している。すなわち、公共支出は余暇-合成財消費の選択に限定的な影響しか及ぼさないことが理解できる。

6. おわりに

本稿では、2002年の「就業構造基本調査」を用い、公共支出が労働供給に与える影響を、所得税の大半を負担していると思われる25-55歳の男性を対象として、ハウスマン流の構造推定

14) 構造推定をおこなっている本稿では効用関数のパラメータを推定しているのだから、この投資的経費の効果は、いわゆる公共事業の雇用創出効果とは異なることに注意したい。「雇用創出効果」と呼ばれるものは、公共投資によって地域労働市場における労働需要関数がシフトして起こる。市場均衡の結果として観察される現象であり、定義上、個人の選好から特徴付けられる労働供給関数のパラメータからは特徴付けられない。ただし、実際の推定がそのような効果を反映している恐れはある。

を用いて検証した。一人当たり公共支出を用いて計測した場合、労働供給の公共支出に対する弾力性の大きさは-0.0023から0.0015、混雑効果の大きさを考慮に入れた場合でも0.0086と極めて小さく推計され、公共支出は余暇-合成財消費の選択に限定的な影響しか及ぼさないことが示された。公共支出の内訳を、扶助費・投資的経費・それ以外の経費に分類して推計したケースでも、それぞれの経費に対する労働供給の弾力性は小さく推定された。

Conway [1997, p.54] が指摘しているように、本稿で用いている線形の労働供給関数の定式化には、Wildasin [1979] が「公共支出の補償独立性 (compensated independence)」と定義する $\partial h/\partial G|_u=0$ という先験的な制約が課されている。もちろん、本稿の推定では非補償型の(マーシャル的な)余暇需要を通じて労働供給関数が定式化されているため、この線形性による制約はWildasin [1979] のいう「公共支出の非補償独立性 (ordinary dependence: $\partial h/\partial G=0$)」、つまり、公共支出の労働供給に対する影響の不在を含意はしないが、留意すべき点であろう。実際、Conway [1997] は、公共支出の補償独立性を先験的に含意しない特定化を用いた推定を行っており、比較的高い労働供給の公的支出弾力性(-0.264)が算定されている¹⁵⁾。

本稿の推定では統計法の縛りによって使用できる期間に限りがある個票データを用いたため、使用期限により公共支出の補償独立性を先験的に排除しない特定化をさらに推定することはできなかった。この点は今後の重要な課題として記しておきたい。また、本稿での公共支出データは大まかな範疇で集計されているが、実際には、各個人へ現物移転される支出も多いであろう。また、動学的な意思決定も考慮すると、労働供給の公共支出に対する反応は各地方政府の財政赤字などの財政状況にも左右されるかもしれない。これらも将来の研究における重要な課題である。

15) また、Conway [1997] の実証結果とは公共支出が労働供給に与える効果の方向も異なる。Conway [1997, 1999] は公共支出の労働供給に対するマイナスの効果を検出し、この原因を、公共支出が提供するセーフティネット効果によるある種の所得効果としている。

補論：弾力性の評価

補論：弾力性の評価

本稿では効用関数のパラメータを推定しているが、求められたパラメータは合成財や労働所得の単位に依存している。そこで、求められたパラメータから労働供給の弾力性を評価することにしたい。各個人の世帯特性と労働供給量、直面する (w_i, y_i) を同定できれば、各個人の労働供給の非補償弾力性 η_i 、所得効果 $\bar{\phi}_i$ 、および、補償弾力性 $\hat{\eta}_i$ 、また公共支出に対する弾力性 $\bar{\phi}_i$ が次式によって算定できる。

$$\begin{aligned} \bar{h}_i &= \bar{\alpha}w_i + \bar{\beta}y_i + \bar{\delta}G_iN_i^{\theta} + Z_i\bar{\gamma} \\ \eta_i &= \bar{\alpha}w_i/\bar{h}_i \\ \bar{\phi}_i &= \bar{\beta}w_i \\ \hat{\eta}_i &= \eta_i - \bar{\phi}_i \\ \bar{\phi}_i &= \bar{\delta}G_iN_i^{\theta}/\bar{h}_i \end{aligned}$$

労働供給の弾力性はこれらの公式によって求められるが、実際にはわれわれは次の2つの問題に直面する。すなわち第1に、労働供給量のデータがインターバルでしか与えられていないことであり、第2に、屈折点においては弾力性が定義できないことである。

第1の問題に対処するため、われわれは推定された労働供給関数から求まる当てはめ値(fitted value)で労働供給の弾力性を評価している。推定されたパラメータは効用関数のパラメータであるから、前節で求めた消費可能性集合を所与とすれば、各個人の最適な労働供給量を求めることができる。具体的には、選好分布 ξ の値をゼロと仮定し、各セグメントに対応する予算制約式のもとでの労働供給量と効用水準、各屈折点での効用水準を推計し、それらを効用水準を比較すればよい。選好分布の分散を考慮していないから、このようにして推計された労働供給量の分散は、観測された労働供給量の分

付表1 適用した労働所得税制度(2002年)

	所得税	住民税
基礎控除	38万円	33万円
配偶者控除	38万円	33万円
配偶者特別控除	38万円	33万円
扶養控除	38万円	33万円
特定扶養控除	63万円	45万円
給与所得控除	180万円まで40% 360万円まで30% 660万円まで20% 1000万円まで10% 1000万円超の5% 最低65万円	180万円まで40% 360万円まで30% 660万円まで20% 1000万円まで10% 1000万円超の5% 最低65万円
税率	330万円まで10% 330万円超の20% 900万円超の30% 1800万円超37%	200万円まで5% 200万円超の10% 700万円超の13%
定率減税	税額の20% 上限25万円	税額の15% 上限4万円

径よりも小さくなる。このようにして求められた労働供給量で弾力性を評価した。

ここでわれわれは第2の問題を考慮しなければならぬ。すなわち、容易に想像されるように、屈折線形型の予算線のもとでは、最適な労働供給量はしばしば屈折点で与えられる¹⁶⁾。屈折点では本来的には限界賃金率が定義できないから、弾力性も定義できない。この問題には次のように対処した。弾力性は、評価される点での限界賃金率・労働供給量・合成財消費量が定まれば計算することができるから、労働供給量と合成財消費量は屈折点の値を使用した。限界賃金率は、選ばれた屈折点から微少に労働供給を増やした場合のセグメントでの限界賃金率を用いた。

参考文献

Andreoni, James and Arik Levinson [2001], "The simple analytics of the environmental Kuznets curve," *Journal of Public Eco-*

16) 本稿で使用するデータは労働供給量が区間でしか与えられていないので、屈折点周りに労働供給量が集まっているかどうかは確認できない。

nomics, vol.80, pp.269-286.

Atkinson, A. B. and N. H. Stern [1974], "Pigou, taxation and public goods," *Review of Economic Studies*, vol.41, pp.119-128.

Bessho, Shun-ichiro and Masayoshi Hayashi [2005], "Economic studies of taxaton in Japan: The case of personal income taxes," *Journal of Asian Economics*, vol. 16(6), pp. 956-972.

Blomquist, Soren [1995], "Restrictions in labor supply estimation: Is the MaCurdy critique correct?," *Economics Letters*, vol.47, pp.229-235.

Blomquist, Soren [1996], "Estimation methods for male labor supply functions: How to take account of nonlinear taxes," *Journal of Econometrics*, vol.70, pp.383-405.

Blundell, R. and T. MaCurdy [1999], "Labor supply: A review of alternative approaches," In: O. Ashenfelter and D. Card eds., *Handbook of Labor Economics* 3A, pp.1559-1695.

Burtless, Gary and Jerry H. Hausman [1978], "The effect of taxation on labor supply: Evaluating the Gary Negative Income Tax Experiment," *Journal of Political Economy*, vol.86(6), pp.1103-1130.

Christiansen, Vidar [1981], "Evaluation of public projects under optimal taxation," *Review of Economic Studies*, vol.48(3), pp.447-457.

Conway, Karen Smith [1997], "Labor supply, taxes, and government spending: A microeconomic analysis," *Review of Economics and Statistics*, vol.79(1), pp.50-67.

Conway, Karen Smith [1999], "Are workers "Ricardian"? Estimating the labor supply effects of state fiscal policy," *Public Finance Review*, vol.27(2), pp.160-193.

Eklöf, Matias and Hans Sacklen [2000], "The Hausman-MaCurdy controversy: Why do results differ between studies?," *Journal of Human Resources*, vol.35(1), pp.204-220.

Gahvari, Firouz [1989], "The nature of government expenditure and the shape of the Laffer curve," *Journal of Public Economics*, vol.40,

pp.251-260.

Goode, Richard [1949], "The income tax and the supply of labor," *Journal of Political Economy*, vol.57(5), pp.428-437.

Gwartney, James and Richard Stroup [1983], "Labor supply and tax rates: A correction of the Record," *American Economic Review*, vol.73(3), pp.446-451.

Gwartney, James and Richard Stroup [1986], "Labor supply and tax rates: Reply," *American Economic Review*, vol.76(1), pp.284-285.

Hansson, Ingemar and Charles Stuart [1983], "Taxation, government spending, and labor supply: A diagrammatic exposition," *Economic Inquiry*, vol.21(4), pp.584-587.

Hausman, Jerry A. [1979], "The econometrics of labor supply on convex budget sets," *Economics Letters*, vol.3, pp.171-174.

Hausman, Jerry A. [1980], "Labor Supply," In: Henry J. Aaron and Joseph A. Pechman ed., *How Taxes Affect Economic Behavior*, pp.27-83. Brookings Institution, Washington D.C.

Hausman, Jerry A. [1985], "The econometrics of nonlinear budget sets," *Econometrica*, vol. 53(6), pp.1255-1282.

Kaplow, L. [1986], "The optimal supply of public goods and the distortionary cost of taxation," *National Tax Journal*, vol.44(4), pp.513-533.

Lindbeck, Assar [1982], "Tax effects versus budget effects on labor supply," *Economic Inquiry*, vol.20, pp.473-489.

MaCurdy, Thomas E. [1981], "An empirical model of labor supply in a life-cycle setting," *Journal of Political Economy*, vol.89(6), pp. 1059-1085.

MaCurdy, Thomas, D. Green, and H. Paarsch [1990], "Assessing empirical approaches for analyzing taxes and labor supply," *Journal of Human Resources*, vol.25, pp.414-490.

Moffitt, Robert. [1986], "The econometrics of piecewise-linear budget constraints," *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.4(3), pp.317-328.

Moffitt, Robert [1990], "The econometrics of kinked budget constraints," *Journal of Economic Perspectives*, vol.4(2), pp.119-139.

Pauly, Mark V. [1973], "Income redistribution as a local public good," *Journal of Public Economics*, vol.2(1), pp.35-58.

Schwartz, Jesse and Robert Repetto [2000], "Nonseparable utility and the double dividend debate: Reconsidering the tax-interaction effect," *Environmental and Resource Economics*, vol.15, pp.149-157.

Snow, Arthur and Ronald S. Warren, Jr. [1989], "Tax rates and labor supply in fiscal equilibrium," *Economic Inquiry*, vol.27, pp.511-520.

Snow, A., Warren Jr, R.S. [1996], "The marginal welfare cost of public funds: Theory and estimates," *Journal of Public Economics*, vol. 61, pp.289-305.

Stern, Nicholas [1986], "On the specification of labour supply functions," In: Richard Blundell and Ian Walker eds., *Unemployment, Search and Labour Supply*, Cambridge University Press, pp.143-189.

Stiglitz, J.E., Dasgupta, P. [1971], "Differential taxation, public goods and economic efficiency," *Review of Economic Studies*, vol.38, pp.151-174.

Wales, T. J. and A. D. Woodland [1979], "Labour supply and progressive taxes," *Review of Economic Studies*, vol.46(1), pp.83-95.

Wildasin, David E. [1979], "Public good provision with optimal and non-optimal commodity taxation," *Economics Letters*, vol.4, pp.59-64.

Wildasin, David E. [1984], "On public good provision with distortionary taxation," *Economic Inquiry*, vol.22, pp.227-243.

島田晴雄, 酒井幸雄 [1980], 「労働力構造と就業行動の分析：個票による家計の就業行動の横断面分析」 *経済分析* 79号, pp.1-87.

林正義 [2005], 「費用便益分析における再分配と課税」 *「フィナンシャル・レビュー」* 77号, pp. 42-65.

男性の育児休業取得に関する考察*

A Study on the Determinants of Taking Paternity Leave

中野 あい (神戸大学経済学研究科修士)**

Ai NAKANO

要旨

仕事と育児の両立を実現するための制度として育児休業制度が導入され、女性従業員のあいだでは育児休業制度の取得が着実に定着している。一方、育児参加を望む男性が増えているものの、男性従業員の育児休業取得はあまり進んでいないのが現状である。本稿では、男性の子育て参加を実現する方法のひとつとして、男性の育児休業取得に関する考察を行う。分析の結果、金銭的要因や、育児休業と仕事の関わりに対する従業員の意識形成が男性の育児休業取得に影響を与えていることが明らかになった。

Abstract

While it considered very common for working women to avail of leave during and after childbirth, many working men with small children are unable to take such leave despite their desire to do so, because it is not yet considered natural for them. Almost all men continue to work after the birth of their child. In this paper, we try to analyze the important factors that affect men's participation in child care. Our empirical results show that men are more sensitive to pecuniary matters and effect of such leaves on their job.

キーワード：育児休業制度、男性の育児休業取得

Keywords: Child-care Leave Program, Paternity Leave

JEL 区分：J12, J13

* 本稿の作成にあたり、三谷直紀教授から手厚いご指導を賜りました。また、本誌匿名レフェリーから大変有益なコメントを頂きました。また、本誌編集委員長の駿河輝和教授（神戸大学）から頂きましたコメントにより本稿が大幅に改善されました。記して感謝申し上げます。本稿の二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「[育児休業に関する調査]（ニッセイ基礎研究所）」の個票データの提供を受けました。記して感謝申し上げます。

** 選作先：E-mail: ainakano22@yahoo.co.jp

1. はじめに

子育て期にさしかかった多くの女性は仕事を続けることをあきらめる選択を余儀なくされることであることは社会で広く認識されていることである。女性が結婚し家庭を形成するということは、仕事をあきらめて子どもを持つか、あるいは子どもをあきらめるという二者択一の選択に直面せざるを得ないということである。このため、女性の非婚化・晩婚化と子ども数の減少が進行し、少子化社会の到来が女性の育児と就労の両立をめぐる問題と深く関係していることが社会認識されてきた。育児を担う女性の就労にともなう困難を解決することをねらいとした政策として、育児休業制度や育児を支援する諸施策が企業に導入され、法制度の枠組みからも、育児を担う女性の就労を支える環境が着実に整いつつある。

仕事を継続することと子どもを育てることは、それぞれが大きな責任や時間的資源を要するものである。このため、育児期の女性をサポートする施策として、出産前後の育児休業制度や育児休暇制度、育児支援制度を利用できることや、保育サービスを利用できるという制度面の充実が図られている。

仕事と育児の両立を実現する働く女性にとって、上述のような制度の利用のみならず、親からの援助や地域の手助けを得ることができかどうかということが大きな意義を持つことが先行研究において明らかにされている（永瀬 [1997]、滋野・大日 [1999]、張・七條・駿河 [2001]）。これは、家庭や地域における手助けは、多くの場合は柔軟に機能する性質のものであることが考えられる。また、企業における両立支援策と地域・家族との相互関係が重要であると指摘されている（今田・池田 [2006]）。

子どもを育てるということは、ときに緊急性や不規則性をともなったきわめて特殊な生産活動であり、たとえば、子どもの病気など予期し

えないアクシデントに対しても柔軟に対応できることが条件となる。育児休業制度や育児支援策を利用できることは、育児期の女性の就労に対して重要な意義をもつものであるが、制度の利用期間や利用時期が利用の前段階で計画され、予測可能な育児業務にしか対応しきれないという硬直性を否めない。このため仕事を持つ育児遂行者が突然の対応を迫られたとき、家族や地域のサポートがあることが望まれることと考えられる。

しかし、そのような条件は、育児遂行者個人をめぐる人間関係や地域環境によって規定されることが多い。近年では、家族構成員の一人でありながら、それまでほとんど育児参加から遠ざかっていた配偶者である男性の育児参加をすすめることが着目されている。わが国では、他の諸外国と比べても男性の家事・育児参加がきわめて低いことが認められており、父親の育児参加を規定する要因として、「男性は外に出て働き、女性は家庭を守る」という性別役割分担意識が関係していることが指摘されている（石井 [2009]）。

本稿では、男性の育児参加を進める方法のひとつとして、男性の育児休業取得について検証を試みる。本稿では、男性従業員の育児休業取得要因に関する実証分析を行い、どのような企業で男性の育児休業の利用が進められているのか、また、どのような男性従業員が育児休業を取得するかを明らかにしたい。そこで本稿の分析では、2002年にニッセイ基礎研究所が実施した「育児休業に関する調査」の個票データを用いて、どのような男性が育児休業を取得しているのかについて検証を試みる。本稿では、所得水準や休業期間中に金銭の支給を受けられることや、職場内で育児休業を取ることにに対する意識が、男性の育児休業取得に与える影響を分析する。また、若い世代を中心に育児への関わりに関心を寄せる男性が増えているにもかかわらず、実際には男性従業員が職場内で育児休業を取得する例は数少ないことから、休みを取りに

くという意識が影響を与えているものと考えられる。そこで、どのような場合に休みを取りにくいと男性従業員が感じているのかについて分析を試みる。

本稿の構成は以下の通りである。続く第2節で、育児休業制度について概観し男性の育児休業取得について考察する。第3節では先行研究を概観し、第4節では理論モデルを示す。第5節では、個人調査票を用いて育児休業取得要因について明らかにする。最後に第6節で結論を述べる。

2. 男性の育児参加と男性の育児休業取得について

こども未来財団「平成15年度子育てに関する意識調査」では、女性の妊娠や出産に関して「夫やパートナーの家事や育児への参加」が重要であることが指摘されており、男性の育児参加が求められる時代になっている。松田 [2008] によると、時代を経るにつれて周囲のサポートなど育児の支え手が弱くなったことや、共働き夫婦の増加、母親の孤立と育児不安の高まりなどの要因から、父親の育児参加が求められる時代になっていることが指摘されている。このように父親の育児参加を望む声が高まり、政策的にも父親の家事・育児参加が推進されるようになってきているが、現実には、父親の育児参加は進んでいないことがいえる (松田 [2008], 石井 [2009])。厚生労働省「平成18年版厚生労働白書」によると、男性が1日に行う家事関連時間は48分、そのうち育児時間は25分であり、女性が1日に行う家事関連時間が7時間41分、育児時間が3時間3分であることと比べると、低水準である。また、男性の育児休業取得率は2004年に0.44%、2005年は0.50%、2007年には1.56%であり、育児休業の取得率上昇がみられるものの、女性の育児休業取得率72.3% (2005年度) と比べると依然として低水準であるといえる (厚生労働省「平成19年度雇用均等基本調査」)。

一方で、佐藤・武石 [2004] によると、男性の育児休業制度の取得率は低いが、育児休業取得意欲は高いということが指摘されている。「平成12年度子育てに関する意識調査」でも、15歳未満の子どもがいる男性の51.3%が育児休業を取得すべきという回答が得られている。このように男性の育児参加を望む声が高まり、政策的にも男性の育児休業取得は推奨されているが、実際には、男性が育児休業を取得することは困難であるのが現状である。松田 [2008] は、育児期の男性の仕事における拘束時間が1日平均12~13時間であることを指摘しており、通勤・労働時間が長くなるほど父親の育児時間が減少することを示している。このような男性を主体とした労働環境を見直すことによって、男性の育児参加が積極的に行われるようになれば、働く女性の育児負担は軽減されることと思われる。

育児休業制度の確立については、1992年に育児休業法が成立し、育児休業を取得することは労働者の権利として保障されるようになった¹⁾。その後、育児休業制度を規定している企業は着実に増えている。育児休業法では、男性も含めて、従業員は子どもが1歳になるまで育児休業を申し出ることができ、企業における規定の有無にかかわらず事業主はそれを拒むことができないとされている。ただし事業主は、「配偶者が常態として育児休業に係る子を養育することができると認められる労働者」について、すなわち配偶者が専業主婦などの場合には、対象から除外する旨の労使協定の締結があれば、従業員からの育児休業の申し出を拒むことができることとなっている。妻が産後8週間の間である場合は、企業に育児休業制度の規定がなくとも育児休業を取得することができることとなっている。

1) 本稿で述べる「育児休業法」や育児休業制度の概要については、佐藤・武石 [2004]、「労働政策研究報告書 No. 64」を参考としている。

このように男性にも育児休業取得の権利が保障されているにもかかわらず、現状では、男性の育児休業取得者はきわめて少ない。「育児休業に関する調査」の2002年の調査票では、末子出生時に育児休業を取得した男性はわずか3%である。また、育児休業を取得した場合でも、取得期間については、男性の場合は1か月未満の取得が71.4%である。このように男性の育児休業取得がすまない理由を、佐藤・武石 (2004) において紹介されている内容を参考に、「育児休業に関する調査」から考えてみよう²⁾。

まず、育児休業取得中の代替要員の問題である。脇坂 [2001] に示される通り、育児休業取得者の代替要員の問題は、女性の育児休業取得の場合でも非常に大きな問題となっている。また、育児休業者が男性の場合、代替者の確保が難しく代替要員の採用をせずに残った職場で対処するケースが多く、「上司・同僚に迷惑がかかってしまう」「仕事が遅れる」との意識が生じやすいことが育児休業の取得に影響を与えると推察される。

上述したことと関連するが、職場の雰囲気も男性の育児休業取得を阻害する要因である。「育児休業に関する調査」の調査票によれば、どちらかといえば勤務先の企業において、男性が育児休業を取りにくい雰囲気があると回答した労働者は76.3%と、半数以上の職場で男性従業員の育児休業が「取りにくい」と感じている。また、育児休業を取得することによって、将来の処遇や職場での評価の面で不利に扱われるという懸念が生じやすいことも休業の取得を阻害する要因のひとつである。ただし、育児・介護休業法では育児休業の申し出や休業を理由に降格や減給、不利益な配置の変更を行うことは禁じられている。

経済的要素として、育児休業を取得すると休

業期間中の「収入が減る」という理由がある。ただし、育児休業取得後は雇用保険制度より育児休業給付が保障されており、育児休業期間中は休業前賃金の30%が、休業後は休業前賃金の10%が給付される³⁾。また、育児休業中は社会保険料が免除される仕組みとなっている。夫婦の就業形態に着目すると、子どもが乳幼児期の女性の就業率はきわめて低くなり専業主婦である人が多い。このため、一時的にでも夫である男性の所得が大幅に減少すると、家計が苦しくなるため、育児休業の取得がためられることが考えられる。共働きのケースでは、一般的に男性と比べて所得が低い女性の方が育児休業を取得するのが経済的に合理的であると考えられる。

また、男性の育児休業取得に対する認識の低さも男性の育児休業取得がすまない背景のひとつであるといえる。上述の調査票によれば、育児休業法では、妻の産後8週間について、必ず男性も育児休業を取得することができるということを知っている労働者はわずか38%であり、「男性は育児休業を取得できない」という意識が強い傾向にあることがうかがえる。

そして、男性自身の意識の問題が考えられる。「子育ては女性がするもの」「父親がひとりではできない」という意識が強く働いているため子育ては母親が分担している世帯が多く、男性の育児休業が取得されないことも最大の要因であると考えられる⁴⁾。

3) ただし、2010年3月31日までに育児休業基本給付金の支給対象となる育児休業を開始した場合については、暫定的に育児休業者職場復帰給付金の給付率が20%相当額となり、全体の給付率は50%となっている。

4) 坂本 [2002] は、ニッセイ基礎研究所「育児休業に関するアンケート調査」2002年の調査をもとに、男性の育児休業取得に関して、男性個人の意識、夫婦間における時間と収入の分布、職場側の要因の3つの視点から説明している。

3. 先行研究の概観

1992年に育児休業制度が制定されており、育児休業制度の企業への定着や従業員の育児休業制度の利用を分析対象とした研究成果が残されている。

企業調査を用いて女性の育児休業取得要因について分析した研究として、脇坂 [1999] や脇坂 [2001]、脇坂 [2002]、西本・駿河 [2002] がある。また、女性個人に対するアンケート調査を用いて女性労働者の育児休業取得の規定要因を分析した研究は、山上 [1999]、西本 [2004] がある。

脇坂 [1999]・脇坂 [2001] は、女性比率が高い企業や女性従業員の年齢が高い企業ほど育児休業利用者が多いことが示されている。脇坂 [2001] は、企業規模の違いが女性の育児休業制度の利用に有意に効いており、小規模企業において育児休業制度の存在は女性採用比率が低下していることを見いだしている。また、育児休業制度は看護休暇制度を除くファミリーフレンドリーな諸制度（以下、ファミフレ制度）と補完関係にあり、育児休業制度とファミフレ制度は相互に利用を高めあう効果を示している。続く脇坂 [2002] は、企業に育児休業制度があっても育児休業の取得が増えない要因として、育児休業を利用した者の代替要員の確保の問題が指摘されている。

西本・駿河 [2002] は、1996年の厚生労働省「女性（女子）雇用管理調査」を用いて、企業のどのような制度や配慮が育児休業開始を促進するかについてゼロ可変カウントデータモデルを用いた推定により明らかにした。分析の結果、短時間勤務制度があることや事業所内託児施設があること、育児経費の援助があることは女性の育児休業開始を促進する一方で、始業・終業時刻の繰上げ繰下げがあることは育児休業開始を抑制することが示されている。育児休業期間中の会社からの金銭があると育児休業開始が抑

制され、共済からの金銭があると育児休業の開始が促されることが示されている。また、労働組合の存在は育児休業開始を促進する効果をもつことが明らかになっている。

山上 [1999] では、休業中無給とした場合の育児休業取得意思の有無を決める要因を分析している。その結果、企業内経験年数が高くなると育児休業の意思決定に対して負の影響を与え、という結果が得られている。

西本 [2004] は、連合総合生活開発研究所「仕事と育児に関する調査」の1995年の個票データを用いて、育児休業を取得するかどうかということと育児休業の取得期間を規定する要因についてハードルモデルを用いた推定により分析した。分析結果より、フルタイム就業である場合や勤続年数が長い場合は育児休業取得による機会費用が高く、育児休業を取得しない、または早期職場復帰の傾向にあることが示されている。また、企業が行う育児支援策のうち、事業所内託児施設は育児休業の取得および育児休業の取得期間に対して負の影響を与えており、事業所内託児施設がもっとも有効な保育手段であることが示されている。さらに、1992年の育児休業法の実施後に出生した場合は、育児休業取得が促進されることが示されている。

上述の先行研究ではおもに女性の育児休業取得に関する分析が行われてきた。先行研究から明らかになったことは、第一に、育児休業を利用するかどうかの意思決定は従業員個人の選択であるが、休業を取得した場合に一定期間のあいだ業務を中断することとなるため、休みを取る従業員と勤め先の企業との関わりを考えることが重要であることが示唆される。そのため、出産や育児を担う女性個人が休みを利用した場合に、その代替要員の配置をどのように行うかといった問題が生じる可能性が指摘される。第二に、勤続年数が長い場合や学歴が高い場合、あるいはフルタイム勤務に就いている場合には、通常は休みを取得する機会費用が高く、育児休業の取得が抑制されることが指摘されている。

第三に、脇坂や西本の研究成果から、育児休業の利用とその他の育児支援策を同時に利用ができるかどうかということも仕事と育児の両立のために重要な政策課題と考えられる。

上述のように、女性の育児休業取得に関する研究は大きな成果があげられているが、個票データ等を用いた男性の育児休業取得に関する実証的研究については、筆者が知る限り、まだほとんど行われていないのが現状である。

本稿の研究の目的は、以下の2点である。

まず、家計の収入や金銭的支援があるかどうかや休みを取得することに与える影響を明らかにしたい。夫である男性の方が主として市場労働に従事し、収入や所得といった経済的資源を獲得する役割を多く担う傾向が高いことから、男性が休みを取得することによる機会費用の高さは、女性が取得する場合よりも大きいと考えられる。収入が多い家計では、休みを取らなければ得られたであろう所得水準が高いため、機会費用が上昇する。このため、収入が多い家計では、育児休業の利用を抑制する可能性が考えられる。ただし、休みの取得によって収入が減少することにより経済的に苦しいと感じる家計では、収入の水準にかかわらず休みを取得しないという選択も考えられる。先述のように、家計の主たる担い手が夫である男性である場合には、休業期間中に家計が経済的に苦しくなることが考えられる。そのため、育児休業を利用している場合に、金銭的な支援があることがどれほど有効であるかを検証することは重要であると思われる。

第二に、育児休業を取得することにより、将来の昇進への影響があるのではないかとことや、新しい知識から取り残されることに対する懸念があると、休みを取得するかどうかの決定に負の影響を与えるものと予測される。平成18年度「中小企業白書」によれば、従業員が育児休業を取得する際の問題点として次のようなことを述べている。白書によれば、「男女問わず、所得ロス・キャリアロス・業務知識ロスの

「3つのロス」という機会費用のハードルがあることが挙げられる。すなわち、育児休業期間中、休業前の所得の多くを逸失してしまう「所得ロス」、育児休業から復帰した後、査定や昇進に悪影響が出るという「キャリア・ロス」、業務知識が日進月歩で進む中で、従業員が取り残されてしまう「業務知識ロス」の問題である」と述べられている。従業員に対するアンケート調査の回答から、育児休業を取得することにより業務に支障が出るかどうかということや、将来の配置転換や昇進に影響が出るのではないかと意識が尋ねられている。このため本稿では、仕事と育児休業制度の利用との関わりに対して、従業員がどのような意識をもっているかということと休みを取ることとの関係について明らかにしてみたい。

以上で述べたことが確かめられると、まず男性の育児休業取得を進める手がかりとして、男性従業員の休業取得者に対する職場の同僚や上司の理解が進み、昇進や配置転換に対する評価の透明性が保たれることが考えられる。また、昇進等への懸念がなく従業員が育児休業を取得できる企業風土を形成することが育児休業を進める手がかりとなることと考える。育児休業取得に対する意識形成が及ぼす影響について、以下のモデルで確認する。

4. モデル

幼い子どもがいる夫婦の効用を、(1)式のように考える。すなわち育児は、夫婦による家計内生産活動の一部であり、夫婦は、市場から購入する消費財 C と余暇 R 、育児の質的水準 (Quality) Q から効用 U を得るものとする (Blau and Robins [1988], Ribar [1992], Desai et al [1989])。

$$U = U(C, Q, R). \quad (1)$$

夫婦が育児という家計内生産活動を行うことにより育児の「質」 Q を高めることは、子ど

もの発達あるいは成長に影響を与えるものと考えられる。そして育児の質とは、夫婦が費やす育児時間 K_i の他に、保育サービスなど子どもをとりまく環境要因など外生的要因 z_0 により影響を受けるものとする。さらにここでは、夫婦の育児時間 K_i とは別に、就労している父親あるいは母親が職場内で育児休業制度や育児支援策を利用することにより、新たに費やすことが可能となる追加的育児時間 L_i を考える。

すると育児の質 Q は (2) 式のように表わされる。

$$Q = Q(K_i, L_i; z_0), \quad i = m, f. \quad (2)$$

ただし、添え字の f は夫を、 m は妻を示す。育児休業制度を取得すると、休業期間中は仕事を中断することが余儀なくされる。このため、仕事のスキルやキャリア・パスに対する損失(ロス)が発生すると考えられるが、これを、休みを取得することによる機会損失の発生と考える。具体的には、育児休業から復帰した後、査定や昇進に悪影響が出るのではないかという懸念や、従業員が休みを取ることによって新しい知識や技術から取り残されてしまう業務知識ロスの問題である。

休みを取ることに、このような機会損失があることは従業員個人に不効用を与えると捉え、不効用を Δv (負の効用) とする。不効用 $v(L_i)$ を考慮すると、(1) 式と (2) 式から、夫婦の効用 U は (3) 式のように表すことができるものとする。

$$U = u(C, Q(K_{i,i}, L_i; z_0), R_i; z_u) - v(L_i), \quad i = m, f. \quad (3)$$

ただし、 z_u は外生変数、 R_i は余暇を示すものとする。夫婦の行動は、家計が直面する制約のもと、(3) 式の効用を最大化することである。

次に、制約条件について考える。夫婦が効用最大化問題に直面する制約条件とは、時間制約と予算制約である。まず、1日に利用可能な総時間を \bar{T}_i とすると、時間制約は夫と妻につい

てそれぞれ次のように示される。

$$\bar{T}_i = R_i + H_i + K_i + L_i, \quad i = m, f. \quad (4)$$

これは、利用可能な1日の時間を、余暇時間 R_i と市場労働時間 H_i 、育児に費やす時間 K_i に配分するということである。

次に予算制約について考える。政府が提供する所得補償により、育児休業を取得すると休業期間中は休業前所得のうち λ の割合だけ所得保障を得られるとする。

すると家計の予算制約は (5) 式のように示される。

$$C = \sum_{m,f} (w_i(H_i - (1-\lambda)L_i) + y), \quad i = m, f. \quad (5)$$

ただし、 y は非労働所得を表すものとしており、消費財の価格は簡単化のため1に正規化している。

育児休業制度を取得すると、休業期間中は休みを取らなければ得ることができたであろう所得をあきらめることを意味する。そのため、休みを取ることに $(1-\lambda)w_i = p_{L,i}$ だけの機会費用が発生したものとする。以上のことをふまえて (5) 式を書きかえると、夫婦の予算制約は最終的に (6) 式のように示される。

$$C + \sum_{m,f} p_{L,i} L_i = \sum_{m,f} w_i H_i + y, \quad i = m, f. \quad (6)$$

夫婦は (4) 式と (5) 式 (6) 式の制約のもとで、(3) 式の効用を最大にするよう最適な意思決定を行うとする。(4) 式と (5) 式を (3) 式の効用関数に入ると、夫婦の最大化問題は次のように表すことができる。

$$\begin{aligned} \text{Max}_{H,L} \quad U &= u\left(\sum_{m,f} w_i H_i + y - \sum_{m,f} p_{L,i} L_i, \right. \\ &\quad Q(K_i, L_i; z_0), \bar{T}_i - H_i - K_i - L_i; \\ &\quad \left. z_u\right) - v(L_i), \\ &\quad i = m, f. \end{aligned} \quad (7)$$

一階の条件より、(8) 式を導出することができる。

$$w_i = \frac{u_R}{u_C} \Big|_{H=0}, \quad i = m, f. \quad (8)$$

ただし (8) 式の w_i は、夫あるいは妻 (以下、家計構成員とする) が市場労働に従事することにより発生する機会費用を表しており、 u_R は余暇時間の限界効用、 u_C は消費財から得られる限界効用を表す。家計構成員にとって、余暇の限界効用が高いほど、市場労働の機会費用が高くなる。一方で、消費財からの限界効用が大きいほど、市場労働の機会費用が低下すると考えられる。

また、 $P_{L,i}$ を、育児休業取得に対して家計構成員が支払ってもよいと考える機会費用の大きさであるとする、一階の条件から次のような関係式が導かれる。

$$P_{L,i} = \frac{u_Q Q_L - u_R - v_L}{u_C} \Big|_{L=0}, \quad i = m, f. \quad (9)$$

(9) 式の $P_{L,i}$ は、育児休業取得に対し個人が受諾できる機会費用の大きさを表す。(9) 式の関係より、次のようなことがいえる。

第一に、家計構成員が育児休業を利用することにより可能となる育児時間の増分が子育ての質 Q に与える貢献度を Q_L とすると、 Q_L が高まるとともに育児の質が高まることから得られる喜びが大きくなるほど、家計構成員が受諾できる育児休業の機会費用 $P_{L,i}$ が高まる。第二に、家計構成員の余暇時間から得られる限界効用を u_R とすると、 u_R が大きいほど、受諾できる育児休業の機会費用 $P_{L,i}$ が下落する。第三に、育児休業取得にともなう限界不効用 (機会損失にともなう負の限界効用) を $v_{L,i}$ とすると、育児休業取得時間を1時間増やすことにより発生する不効用 $v_{L,i}$ の絶対値が大きくなるほど、受諾できる機会費用 $P_{L,i}$ は下落する。

一方で、実際に育児休業を取得することにより発生する機会費用を $p_{L,i}^*$ とすると、金銭的な機会費用 $p_{L,i}^*$ は、市場貸金率 w と休業期間中の所得保障率 λ の大きさによって決まり、

(10) 式のように表わされる。

$$p_{L,i}^* = (1-\lambda)w. \quad (10)$$

このため、家計構成員が育児休業を利用するための条件として次式が満たされているはずである。

$$p_{L,i}^* < P_{L,i} \quad (11)$$

逆に育児休業を利用しないのは、次のようなときである。

$$p_{L,i}^* \geq P_{L,i} \quad (12)$$

(9) 式と (10) 式、(11) 式より、次のことがいえる。第一に、育児休業取得中に費やされる育児時間の増分が育児の質に正の影響を与えるとすれば ($Q_L > 0$)、育児の質の限界効用 u_Q が大きい家計構成員ほど、受け入れてもよいと考える機会費用 $P_{L,i}$ が大きくなるため、育児休業取得に対するハードルが低くなる。第二に、余暇から得られる限界効用 u_R が大きな家計構成員や育児休業取得による限界不効用 $\Delta v_{L,i}$ が大きな家計構成員ほど、 $P_{L,i}$ が小さく、育児休業を取得することに対するハードルが高くなることを意味する。

効用最大化問題を解くことにより、夫婦が育児休業取得により可能となる育児時間は次のような関数形で示される。

$$L_i = L_i(P_{L,i}, w_i, y; X_i). \quad (13)$$

ただし、 X_i は育児休業取得の意思決定に影響を与える外生変数である。

育児休業中の育児時間を育児休業取得時間 (期間) として捉えると、育児休業時間は、市場貸金率 w_i と個人が許容できる機会費用 $P_{L,i}$ 、非労働所得 y 、外生的要因 X_i の関数であると示される。さらに、育児休業を取得すると発生する機会費用の許容額 L_i が育児休業中の育児時間 $P_{L,i}$ に対する減少関数であると仮定する。

$$\partial L_i / \partial P_{L,i} < 0 \quad (14)$$

以上より、仕事を休業することにより昇進や昇格が遅れるという意識やスキル・ロスを被るという懸念が働かなければ、育児休業取得に対する限界不効用 $\Delta v_{L,i}$ が大きくなるため、(9)式より、家計構成員が受け入れてもよいと考える機会費用 $P_{L,i}$ の値が低下する。このため、 $v_{L,i}$ が大きくなると、家計構成員は育児休業取得時間を減少させると考えられる。逆に、育児休業制度を利用することによるキャリア・ロスによりもたらされる不効用が小さくなれば、家計構成員は育児休業取得時間を増やすといえる。同様に、条件 $Q_L > 0$ が成立する場合には、育児の質の限界効用 u_0 が高まることによって家計構成員の育児休業取得時間は増加する。そして、余暇から得られる限界効用 u_R が上昇することによって家計構成員の育児休業取得時間は減少する。

上記の不効用 $\Delta v_{L,i}$ をもたらす要因の中には、キャリア・ロスやスキル・ロスだけでなく、職場優先の企業風土や「育児は女性が担うもの」といった固定的性別役割意識などが働きかけると考え、本稿の実証分析では、家計構成員であると同時に職場の構成員でもある個人が、休みを「取りにくい」という意識があることが、育児休業の取得に影響を与えるかどうかについての検証を試みる。

5. 実証分析

5.1 分析方法

本稿の使用データでは、企業で働く従業員が育児休業を取得したかどうかについて尋ねられている。このため、(15)式のような、各家計の男性の育児休業取得に関する式を推定することを試みる。

$$L = L(P_{L,j}, w_j, y_j; X_j) + \epsilon_j \quad (15)$$

ただし、添字の j はクロスセクションにおける各家計を示しており、 ϵ_j は誤差項を表す。

ここで、説明変数について説明する。先述の

ように家計構成員の育児休業取得時間は、家計構成員が許容してもよいと考える休業取得の機会費用 $P_{L,j}$ の関数であり、 $P_{L,j}$ は、育児休業を取得することにより与えられる限界不効用 $v_{L,j}$ が大きいほど高くなるため、 $v_{L,j}$ が大きいほど育児休業取得が抑制されると考える。そのため、本稿の分析では第一に、 $v_{L,j}$ に働きかける要因を説明変数として用いる。 $v_{L,j}$ を大きくするよう働きかける要因として、従業員である家計構成員が休みを「取りにくい」という意識形成があるかどうかや、将来の昇進に影響を与えるのではないかという意識について変数として考える。次に、市場賃金率 w_i としては、家計構成員の年収を用いることとする。育児休業取得に影響を与える外生的要因として、年齢や子ども数、妻の就業形態や勤め先の職種、従業員規模、育児休業取得にともなって利用した施策を考える。

5.2 使用データについて

本稿では、ニッセイ基礎研究所「育児休業に関する調査」の2002年の個票データを使用する。このデータは、全国の民営企業3000社および1999~2001年のファミリーフレンドリー表彰企業111社を対象とした企業調査票、6歳未満の子どもがいる20歳以上40歳未満の有配偶者の男女を対象とした育児個人調査票から構成されている。本稿では、育児個人調査票の雇用者のデータを用いる。本稿で用いるデータの有効回答数は、育児個人調査票で1122人（男性505人、雇用者女性506人、非就業女性111人）となっている。本稿では、男性の従業員を対象としており、欠損値を除いた観測数は464であった。

5.3 推計結果

本稿の分析では、男性従業員が、末子誕生時に育児休業を取得したかどうかの決定についてプロビット分析による推定を行った⁵⁾。推計結

5) 本稿の理論モデルでは、夫婦の同時決定モデルを前提

表1 記述統計

	観察数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	
年齢	464	34.224	3.507	23	39	
子ども数	464	1.690	0.740	0	4	
妻	非就業 (基準)	464	0.748	0.235	0	1
	フルタイム就業	464	0.155	0.362	0	1
	パートタイム就業	464	0.097	0.296	0	1
職種	運輸・通信・生産技能 (基準)	464	0.086	0.281	0	1
	専門・技術職	464	0.502	0.500	0	1
	管理・事務職	464	0.259	0.438	0	1
	販売・営業職	464	0.153	0.360	0	1
勤め先の従業員規模	1~99人 (基準)	464	0.263	0.441	0	1
	100~999人	464	0.274	0.446	0	1
	1000人以上・官公庁	464	0.463	0.499	0	1
年収	600万円未満 (基準)	464	0.192	0.394	0	1
	600万円以上	464	0.808	0.394	0	1
配偶者年収	600万円未満 (基準)	464	0.933	0.250	0	1
	600万円以上	464	0.067	0.250	0	1
育児休業をバックアップするための制度	休業期間中の金銭支給	464	0.110	0.313	0	1
	知識・情報の提供	464	0.144	0.463	0	1
	職場復帰のための訓練・セミナー	464	0.034	0.183	0	1
	1日当たり労働時間	464	4.157	1.471	0	7
職場内の育児休業取得に対する意識	休みを取得しにくい	464	0.776	0.417	0	1
	業務に支障が出る	464	0.244	0.447	0	1
	マイナス評価につながる	464	0.276	0.430	0	1
	育児休業を取得	464	0.030	0.171	0	1

果は表2に示されている。なお、本稿で用いた調査票においては、分析の対象となった男性従業員464人のなかで育児休業を取得した男性従業員は14人である。男性の育児休業実績が少数であるため、次に述べる解釈が必ずしも一般的に成り立つものでないことに注意を必要とする。育児休業制度を取得した男性従業員14人の属性について、どのような年齢や職種の男性が実際に取得しているのだろうか。以下、本データで見られた実際の取得者について概観する。年

齢については、31歳が4人と最も多く、次いで33歳が3人、32歳が2人であった。職種については、専門職が8人と最も多く、販売・事務職が4人、生産職が2人であり、管理職や運輸・保安職では取得者がいなかった。従業員規模については、大企業が8人であり、中企業と小企業についてそれぞれ3人が取得している⁶⁾。1日当たり労働時間については、「8~9時間」が1人、「9~10時間」が5人、「10~11時間」が7人、「12時間以上」が1人であり、おおむ

として、このため、夫婦のマッチングデータを用いた実証分析が可能であれば、夫婦の同時方程式体系を用いた育児休業の分析が望まれる。

6) 大企業とは従業員規模1000人以上と官公庁、中企業とは従業員規模100人から999人、小企業とは従業員規模99人以下としている。

表2 推計結果 男性の育児休業取得
被説明変数：末子誕生時に育児休業制度を取得した=1, 取得しなかった=0.

	係数	標準誤差	限界効果
年齢	-0.091**	0.045	-0.003
子ども数	0.492**	0.191	0.015
妻			
フルタイム就業	0.286	0.437	0.011
パートタイム就業	0.505	0.423	0.024
職種			
専門・技術職	-0.362	0.459	-0.011
管理・事務職	-0.718	0.536	-0.016
販売・営業職	-0.442	0.546	-0.010
勤め先の従業員規模			
100~999人	0.246	0.412	0.008
1000人以上・官公庁	0.466	0.369	0.015
年収			
600万円以上	-0.114	0.380	-0.004
配偶者年収			
600万円以上	-0.492	0.682	-0.009
育児休業をバックアップするための制度			
休業期間中の金銭支給	0.791**	0.380	0.049
知識・情報の提供	-0.091	0.327	-0.003
職場復帰のための訓練・セミナー	0.476	0.667	0.024
1日当たり労働時間	-0.074	0.380	-0.002
職場内の育児休業取得に対する意識			
休みを取得しにくい	-0.647**	0.341	-0.030
業務に支障が出る	0.139	0.407	0.004
マイナス評価につながる	-0.303	0.306	-0.010
定数項	0.980	1.414	-
n			464
尤度比検定			-49.55
対数尤度			26.50
χ ² 統計量			0.089
prob>χ ²			0.211

(注) *は10%水準で**は5%水準で***は1%水準で有意であることを示す。

ね9時間から11時間の範囲内に入っている。妻の就業状態については、「妻が専業主婦」の場合が9人と最も多く、「妻が正社員」は3人、「妻がパートタイム」は2人であった。男性の年収については、「400万円~600万円未満」が7人と最も多く、「200~400万円未満」が4人、「600万円以上」が3人となっている。本人の年収については、14人中10人の取得者が600万円以上の水準であり、本人以外の収入については「収入なし」が最も多い。このように男性の取得者が多いのは、職種は専門職であり、従業員規模は大企業であること、労働時間はおおむね9時間から11時間であること、そして妻が専業主婦である場合と捉えることができる。

主婦である場合と捉えることができる。

そこで、男性の育児休業取得要因についてのプロビット推計を行った結果が表2に示される。推計結果から、男性の育児休業取得に対して影響を与える要因として、年齢と金銭の給付が受けられるかどうかということ、そして、企業内で休みを取得しやすいかどうかの意識があるかどうかであることがわかる。以下で、推計結果を示す。

表2を見ると、年齢に関しては統計的に有意に負の結果が示されている。基本的には年齢が高くなるほど企業内経験年数が上昇し、職場内で基幹的な仕事に就いている傾向が強くなる。

このため年齢が上昇するにともない、仕事を休むことに対する障害が大きくなる可能性が考えられる。育児休業を取得した場合には休業中の仕事をどのように補うかということが問題となる。経験や熟練を有する業務の遂行には、外部からの代替要員の確保が難しく、残された職場内で仕事を分担するなどの対応が多くなり、休業者の同僚へのしわ寄せが生じることとなる。そのため、年齢が高く経験年数が長くなるほど、従業員は育児休業を取得しにくくなると予想する。

第二に、育児休業制度をバックアップする制度として従業員が利用していることとして、休業期間中の金銭支給と情報の提供、職場復帰のための訓練・セミナーが与える効果を考察する⁷⁾。金銭の支給など育児休業取得者支援制度の効果については、育児休業期間中の金銭支給は男性の育児休業の取得に対して有効であることが示されている。先述のように、多くの家計において男性が一家の家計の支え手であることから、男性が休みを取ることによって期間中の家計収入が大幅に減少することが予測される。このため、企業から休業中の金銭の給付が与えられることにより、休みを取る従業員の経済的機会損失を低くすることが有効であることがうかがえる。

第三に、労働者個人の育児休業取得に対する意識として、職場内で男性従業員が育児休業を取得しやすいかどうかということや短期間の休業が業務に与える影響の大きさ、職場復帰後の評価(人事考課)が与える影響を分析した。企業に所属している従業員にとって、一日の時間の多くを過ごす社内において、従業員自身の存在の客観的位置づけは大きな意味をなす。多くの従業員は、将来時点において、昇進や配置転換により社内での立場がどのように変化

するかについて関心を寄せるものである。このため、企業内部において、男性の育児休業に対してどのような意識形成が行われているかということが大きな要因であるかと考えられる。

休みを取得しにくいという意識があれば、取得しない行動を選択する傾向にあることが予測されるため、この点について実証的に確認を試みた。以下では、三つの変数を使用する。第一に、調査票では従業員が勤める職場で男性の従業員が育児休業を取得しやすいか否かに関する質問項目が設けられているため、男性社員・職員が取得する場合に「とりやすい」「どちらかといえばとりやすい」「どちらともいえない」を基準とし、「とりにくい」「どちらかといえばとりにくい」と答えたものを1とするダミー変数を作成し、従業員にとって「育児休業をとりにくい」を変数とした。なお、男性従業員が育児休業を「非常に取得しにくい」と答えたものは全サンプルのうち55%、「どちらかといえば取得しにくい」が22%であるのに対し、「非常に取得しやすい」は1%、「どちらかと言えば取得しやすい」は6%であった。参考までに、女性従業員が育児休業を取得する場合には、女性従業員が育児休業を「非常に取得しにくい」と答えたものは11%、「どちらかといえば取得しにくい」が13%であるのに対し、「非常に取得しやすい」は24%、「どちらかと言えば取得しやすい」は34%であった。調査票の回答を見ると、男性が育児休業を取る場合には女性が育児休業を取る場合と比べて、「取得しやすい」雰囲気形成ができておらず、むしろ「取得しにくい」雰囲気であることがうかがえる。第二に、従業員が勤める職場で、男性従業員が1~2か月程度の育児休業を取得した場合に、業務にどの程度の支障が生じるかどうかの考えについて、「業務に支障はない」を基準に、「業務によっては支障が出る」「全般に支障が出る」と答えた場合に1の値をとるダミー変数を用いる。第三に、従業員の職場で、育児休業が復帰後にどのような人事考課をもたらしかについて、「評価

7) 本分析で用いた「情報の提供」とは、調査票から、「仕事に必要な知識や技術に関する情報の提供」と「社内情報の提供」、「育児に関する情報の提供」についてそれぞれの利用の有無を合わせたダミー変数としている。

表3 推計結果 育児を取得しやすいかどうかのプロビット推定

被説明変数：男性が（どちらかといえば）育児を取得しにくい=1，
わからない・（どちらかといえば）取得しやすい=0。

	係数	標準誤差	限界効果
年齢	-0.016	0.020	-0.005
職種			
専門・技術職	-0.494*	0.278	-0.138
管理・事務職	-0.159	0.297	-0.046
販売・営業職	-0.297	0.318	-0.090
勤め先の従業員規模			
100～999人	0.009	0.189	0.003
1000人以上・官公庁	-0.011	0.170	-0.031
1日当たり労働時間	0.111***	0.039	0.031
職場内の育児休業取得に対する意識			
業務に支障が出る	0.368**	0.174	0.095
マイナス評価につながる	0.686***	0.177	0.168
定数項	1.039	0.725	—
n			464
尤度比検定			-226.47
対数尤度			40.84
χ ² 統計量			0.000
prob>χ ²			0.083

(注) *は10%水準で**は5%水準で***は1%水準で有意であることを示す。

に影響しない」「どのような評価につながるか不明確である」を基準に、「育児休業の取得はマイナス評価につながる」場合を1とする変数を使用する。

表3は男性従業員の育児休業取得の推計結果である。男性労働者が育児休業を「取得しにくい」と感じている場合、あるいは「どちらかといえば取得しにくい」と感じている場合、有意に育児休業の取得に負の影響を与えている。職場内で男性の育児休業取得に対して否定的な雰囲気形成されている場合には、育児に直面している男性従業員は統計的に有意に休業を取得しないという行動を選択する結果が得られた。これは、仕事を休むことにより周囲に迷惑がかかるのではないかという意識が働くため、休業を取得しない可能性が考えられる。また、休みを「取りにくい」と意識形成がおこなわれている職場環境においては、休業を取得することが復帰後の業務遂行における機会損失を与えるのではないかという意識形成がなされているために、休業を取得しない傾向にあると考えられる。

このためここで、どのような場合に休業を取得しにくいと感じているか否かに関するプロビット分析を行った。分析結果は表3に示されている。

まず、職種が専門・技術職である場合に、運輸・保安・生産・技能職である場合を基準として、「取りにくい」という意識を高めるものがあることが示されている。専門的知識や技術を必要とする仕事は専門性を身につけるまでに一定期間を要するため、技術の習得段階にある時期に育児期を迎えることになる場合には、休みを取りにくいことが考えられる。

勤め先の企業規模については、本稿の分析結果である男性従業員に関しては統計的に有意な結果が得られていない。

労働時間の変数については、育児休業を取りにくいかどうかに関して統計的に有意に正の結果が得られている。ここで用いた労働時間とは、末子が生まれる前の残業を含む1日の平均勤務時間である。調査票からは、労働時間は段階的数値として把握されている。従業員の1日当た

り労働時間は合計7段階に区分されており、「7時間未満」と答えたものは全サンプルのうち10%、「7～8時間」が21%、「8～9時間」が28%、「9～10時間」が20%、「10～11時間」が9%、「11～12時間」が6%、「12時間以上」が7%である。本稿では、それぞれの区分に従って労働時間が短い順から長い順に1から7までの値をとる変数を作成している。

推計結果から、1日当たり労働時間が長いと1%水準で有意に「取得しにくい」傾向であることが示されている。これは、一日の労働時間が長く忙しい職場では、休みを取りにくい傾向にあることがうかがえる。また、繁忙な職場においては、業務を中断して休みを取ることが困難であることや、休みを取ることにより同僚へのしわ寄せを与えることが考えられるため、休みが取れない状況がうかがえる。このことは、長時間労働を解決することが男性の育児休業取得を促進する重要な要因のひとつである可能性が考えられる。

再び表2の分析結果をみる。以下の説明変数については、本稿の分析からは統計的に有意な結果が得られなかったが、それぞれの変数の及ぼす効果について予想されることを簡単に述べる。

子ども数については、統計的に有意な結果は得られなかった。妻がフルタイムやパートタイムとして就業している場合、夫が育児を担う必要度が高まることが考えられるため、妻が非就業である場合と比べて育児休業を取得する傾向が高いと予想するが、本稿の推計結果からは、有意な結果が得られていない。勤め先の職種、企業規模についても、有意な結果は得られなかった。なお、職種・従業員規模については、末子が生まれる前の状態としている。

年収については、夫婦それぞれの年収が「600万円以上」である場合に1とするダミー変数を用いている⁸⁾。一般に、所得が高くなるほ

8) 男性従業員とその配偶者のそれぞれについて、「所得な

ど仕事の休業による機会費用が高まるため育児休業の取得が抑制されるため、所得が高くなることと育児休業取得に負の影響を与えると予想する。一方で、ある程度の所得がなければ育児休業中の所得の大幅な減少により生活面で苦しくなるという意識が働くならば、所得が低下することは育児休業の取得に負の影響を与えることも考えられる。本稿で得られた推計結果を見ると、年収に関しては統計的に有意な結果は得られていない。そのため、所得（年収）が与える影響については、正の効果と負の効果が相殺されている可能性が考えられる。

妻の所得については、妻の所得が上昇することにより家計の経済的余裕が高まると、より費用が高い企業外部の保育サービスに対するニーズが高まることが考えられる。その場合、育児休業の取得に対して負の影響を受ける可能性が考えられたが、分析の結果、有意性は得られなかった。

1日当たり労働時間については、労働時間が長くなるほど業務を中断することにより支障が生じるのではないかという懸念が生じる傾向があることや、休業中の代替要員の確保が一層困難なものとなることが考えられることから、負の影響を与えるものと予想する。しかし表2の結果からは、1日当たり労働時間が育児休業を取得するかどうかに影響を与える統計的に有意な変数として確認されなかった。しかしながら、従業員の1日当たり労働時間が長くなることは、従業員にとって「育児休業を取りにくい」意識形成がなされる傾向であることが表3の結果によって示されている。

本稿の分析からは、子ども数や妻の就業状態、勤め先の職種、所得、労働時間が育児休業取得

し」の場合と、休業前年収が「200万円未満」「200～400万円未満」「400～600万円未満」「600～800万円未満」「800～1000万円未満」「1000～1200万円未満」「1200万円以上」の8つの段階に区分されている。まず、それぞれの所得階層に該当する8つのダミー変数を作成し説明変数に含めたものの、統計的に有意な変数がなかった。

に与える影響については有意な結果が確認されなかった。ただし、本稿が行った分析対象のなかで、男性従業員の育児休業取得者数は少数であり、少ない取得実績ゆえに観察されなかったという可能性は否めない。

以下では、上述の推計結果からわかったことをまとめる。第一に、金銭の支給が受けられることによって男性従業員の育児休業取得が高まることである。第二に、職場内で「休みを取得しにくい」意識をもつ男性従業員は、意識があることだけでなく実際に育児休業を取得しない傾向であることが確認された。このことをふまえ、どのような職場で「休みを取得しにくい」かみると、1日の労働時間が長くなれば男性従業員は育児休業を取得しにくい傾向であることが確認された。

金銭の支給に関しては、現行制度では、育児休業を取得すると休業中は休業前より大きく所得が失われるため、育児休業取得者への経済的支援の充実が望まれる⁹⁾。

育児休業を取得することが将来の昇進や昇給に対して負の影響を与えるのではないかという意識が従業員にあることや、職場内で休みを取ることに対する理解を得ることが難しい場合には、男性が休みを取りにくいと感じることが多く育児休業取得が進まない要因である可能性が示唆される。このため、男性の育児参加への職場の理解を促す広報活動やファミリーフレンドリー企業の普及促進などが望まれる。

海外の制度に目を向けると、ノルウェーでは、「パパ・クォータ制」が導入されている。これは、父親は有給で4週間の育児休暇を取得できるという制度であり、1993年にこの制度が導入されて以降、父親の育児休暇取得率は約90%に達している¹⁰⁾。1995年には、スウェーデンにお

9) 松田 [2006] は、現行制度ではどれだけの期間を休業しても休業前賃金の50%が支給される仕組みとなっているが、育児休業中の保証賃金水準に高低をつけるなど工夫をする方法を提案している。

10) 1993年に導入されたパパ・クォータ制は、当初4週間か

いて「パパの月」が導入され、父親と母親にそれぞれ240日、両親合わせて480日分が有給休暇として保障されている。このうち、一方が他方に譲渡できる休業期間はそれぞれ180日であるが、父親が取得する場合、60日間は譲渡することができず、父親しか取得できない期間となっている。もし60日間以上を取得しなければ失効することとなっている [内閣府『平成17年版少子化社会白書』]。上記のような制度を取り入れたノルウェーやスウェーデンにおいては、男性の育児参加の高まりがみられているといえよう。

わが国においては、既に見たように法制度の枠組みから男性も育児休業を取得することが権利として保障されているが、現状では男性の利用者はきわめて少数である。また、わが国の育児期の男性の労働時間が長く、時間的制約のために男性が育児への参加を実現できない場合も多い。今後、育児や家庭生活に合わせて柔軟な働き方ができるような社会が望まれる。

6. おわりに

本稿では、ニッセイ基礎研究所「育児休業に関する調査」の2002年の個票データを用いて、男性の育児休業取得について分析を試みた。また、男性従業員が休みを取りにくいと感じる意識に働きかけている要因が何であるかについて検証した。以下では、分析結果より明らかになったことを述べる。

第一に、男性の育児休業取得要因の分析を行った結果、育児休業を支援する制度の中では、金銭の支給が有効な施策として示されている。家計の中でも、男性が主たる生計の担い手であることが多いためと考えられるが、今後、男性の育児休業取得を促進するためには、所得面からバックアップすることが重要であることがう

ら6週間に延長され、2009年7月には10週間となっている。利用率は1994年には45%であったが、1995年には70%、2008年には90%を超えた [内閣府『諸外国における政策・方針決定過程への女性の参画に関する調査』]。

かがえる。一方、育児休業取得に対して、人事考課や職場の雰囲気などが男性従業員の育児休業の取得に重要な影響を与えていることが明らかにされており、そもそも従業員が育児休業を取得したいという意識をもてるような企業風土が形成されていることが必要であることが示唆される。

第二に、どのような場合に労働者が育児休業制度を取得しにくいと感じているかについては、分析の結果、労働時間の長さや育児休業取得に対する職場内での意識が影響を与えていることが明らかにされた。今後、男性の育児休業の取得を推進するためには、男性従業員の長時間労働や、休みの取得が将来の昇進などの処遇に負の影響を与えるような企業風土である場合には職場環境に変化がもたらされることが課題となる。

育児休業の取得実績を高めるためには、労働者個人のニーズに働きかけるだけでは不十分であるということがいえる。もちろん、育児休業制度に関する労働者個人の法制度の認知を高めることは重要である。しかし、育児休業の取得に対するニーズを従業員個人がもっていても、実際に育児休業を取得するかどうか、または取得できるかどうかは別問題である。とくに男性従業員の場合には、育児休業の利用に際して様々な困難に直面する。本稿の分析結果をふまえて、男性の育児休業取得を推進するための課題を簡単に述べる。第一に、育児休業取得期間中の所得保障を充実させることにより、育児休業を取得するためにかかる機会費用を減少する仕組みが考えられる。第二に、繰り返し述べているように、企業において育児休業の取得が容認される雰囲気が形成されることが今後の課題として望まれる。

最後に、今後の課題を述べる。第一に、本稿の分析で用いたデータの対象をみると、主として大企業に勤める従業員であり、なおかつ都市部に限定したのとなっている。中小企業や中小都市で働く男性従業員の育児休業取得につい

ては、それぞれの企業規模や地域に即したきめ細かな分析を行うことにより政策提言を試みる必要があると考えられる。第二に、男性の育児休業取得者数が少ないため、より多くの取得実績と新たなデータの出現が望まれる。

参考文献

- Blau, D. and P. Robins [1988], "Child-Care Costs and Family Labor Supply," *Review of Economics and Statistics*, Vol.70, pp.374-381.
- Desai, S., P. L. Chase-Lansdale and M. T. Robert [1989], "Mother or Market? Effects of maternal employment on intellectual ability of 4-year-old children," *Demography*, Vol.26, pp. 545-561.
- Ribar, C. D. [1995], "A Structural Model of Child Care and the Labor Supply of Married Women," *Journal of Labor Economics*, Vol. 13, pp. 558-597.
- 石井クニツ昌子 [2009], 「父親の役割と子育て参加—その現状と規定要因、家族への影響について」『季刊家計経済研究』第81号冬号。
- 今田幸子・池田心豪 [2006], 「仕事と育児の両立支援—企業・家庭・地域の連携を」, 『労働政策研究報告書』No.50, 労働政策研究・研修機構。
- 今田幸子・池田心豪 [2008], 「仕事と生活の両立—育児・介護を中心に」, 『労働政策研究報告書』No.64, 労働政策研究・研修機構。
- 小笠原祐子 [2009], 「性別役割分業意識の多元性と父親による仕事と育児の調整」, 『季刊家計経済研究』第81号冬号。
- 厚生労働省 [2006], 『平成18年版厚生労働白書』。
- 厚生労働省 [2007], 『平成19年度雇用均等基本調査』。
- 厚生労働省 [2008], 「子育てしながら働くことが普通にできる社会の実現に向けて」『今後の仕事と家庭の両立支援に関する研究会報告書』。
- こども未来財団 [2001], 『平成12年度子育てに関する意識調査事業調査報告書』。
- こども未来財団 [2003], 『平成15年度子育てに関する意識調査事業調査報告書』。
- 坂本有芳 [2002], 「男性の育児休業取得は上昇するか—育児休業に関するアンケート調査結果

- から],「ニッセイ基礎研究所 REPORT」。
- 佐藤博樹・武石恵美子 [2004],「男性の育児休業—社員のニーズ,会社のメリット」中公新書。
- 滋野由紀子・大日康史 [1999],「保育政策が出産の意思決定と就業に与える影響」,『季刊社会保障研究』第35巻2号。
- 中小企業庁 [2006],「平成18年度中小企業白書」。
- 張連華・七條達弘・駿河輝和 [2001],「出産と妻の就業の両立性について—「消費生活に関するパネル調査による実証分析」」,『季刊家計経済研究』夏号。
- 内閣府 [2005],「平成17年版少子化社会白書」。
- 内閣府男女共同参画局 [2002],「男女共同参画諸外国制度等調査研究報告書—イギリス,ドイツ,スウェーデン」。
- 内閣府男女共同参画局 [2009],「諸外国における政策・方針決定過程への女性の参画に関する調査—オランダ王国・ノルウェー王国・シンガポール共和国・アメリカ合衆国」。
- 永瀬伸子 [1997],「女性の就業選択」,中島宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会。
- 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。
- 西本真弓・駿河俊和 [2002],「ゼロ可変カウントデータモデルを用いた育児休業制度に関する実証分析」,『日本統計学会誌』第32号第3号。
- 松田茂樹 [2006],「男性の育児休業取得はなぜ進まないのか」第一生命経済研究所ライフデザインレポート。
- 松田茂樹 [2008],「何が育児を支えるのか—中層なネットワークの強さ」勁草書房。
- 山上俊彦 [1999],「出産・育児と女子就業との両立可能性について」,『季刊社会保障研究』第35号第1号。
- 脇坂明 [1999],「育児休業利用に関する企業・事業所の違い」,『岡山大学経済学会雑誌』第30巻第4号。
- 脇坂明 [2001],「育児休業の代替要員問題」,『社会政策学会誌』第8号。
- 脇坂明 [2001],「仕事と家庭の両立支援制度の分析」,猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』東京大学出版会。

脇坂明 [2002],「育児休業制度が職場で利用されるための条件と課題」,『日本労働研究雑誌』第503号。

【研究論文】

日本農業の技術効率性と収束

— マルムクイスト指数およびパネル単位根検定を用いた計量的研究 —

Technical Efficiency and Convergence of Japanese Agriculture :
Empirical Analysis Using Malmquist Index and Panel Unit Root Tests

高松良樹 (神戸大学大学院経済学研究科博士課程前期課程)*

衣笠智子 (神戸大学大学院経済学研究科准教授)**

Yoshiki TAKAMATU, Graduate School of Economics, Kobe University

Tomoko KINUGASA, Graduate School of Economics, Kobe University

要旨

本研究は、規模に関して収穫可変を考慮し、都道府県農業の技術進歩や技術効率性、規模の経済性等が、各地域で収束するかを検定し、収束の速度の計測を行ったものである。3種類のパネル単位根検定により、技術進歩等は地域毎に収束していることが見出された。半減期の計測結果から、収束速度は各県で大きく異なることが示された。また、技術効率性や規模の経済性の収束速度は技術進歩のものより遅い傾向があることが観測された。

Abstract

This research investigates whether agricultural technical change, technical efficiency, and scale efficiency of Japanese prefectures converge under various returns to scale. Three kinds of panel unit root tests imply that these indices tend to converge in each region. We calculate the half times of convergence and find that convergence speeds are quite different in different prefectures. Moreover, convergence speeds of technical efficiency and scale efficiency tend to be slower than that of technical change.

キーワード：日本農業, 技術効率性, 技術進歩, 収束, 半減期

Keywords: Japanese Agriculture, Technical Efficiency, Technical Change,
Convergence, Halftime of Convergence

JEL 区分: C23, O30, Q19

* 連絡先: 〒657-8501 神戸市灘区六甲台町2-1 Email: takamatu0914@gmail.com

** 連絡先: 〒657-8501 神戸市灘区六甲台町2-1 TEL/FAX: 078-803-6805 Email: kinugasa@econ.kobe-u.ac.jp 連絡担当者。

1. はじめに

日本の食料自給率は、主要な先進国の中でも最低水準に位置し、食料の多くを輸入している状態である。しかし、発展途上国における人口増加による食料需要の増加や、世界規模での異常気象による食料供給の減少といった懸念もある。こうした点に鑑みれば、食料自給率を向上させるための政策を考える必要があるだろう。農業は、食料自給率の主要な決定要因であり、農業をより効率的に行う必要があるだろう。また、農業政策立案者にとって、各地域の農業が傾向として同一の方向へ進んでいるのか否かを踏まえることが重要と考えられる。既存研究と本研究とのつながりは、図1に要約されている。農業のみならず多くの産業において、技術進歩や技術効率性を計測することは、大きな関心事であり、多くの研究がなされてきた。技術進歩の変化を捉える手法として、Caves, Christensen and Diewert [1982] が開発したマルムクイスト指数は非常によく用いられている。マルムクイスト指数は、Färe, Grosskopf, Norris and Zhang [1994] が提唱したように、生産性を技術進歩と技術効率性に分解することができるという優れた特徴を持つ。この指数を用いて、山本 [1990], Horie and Yamaguchi [2006] らによって日本農業の技術進歩や技術効率性に関する研究がなされてきた。マルムクイスト指数では規模に関して収穫一定を仮定しているが、近年 Zofio [2007] は、規模に関して収穫可変を仮定したマルムクイスト指数を提案している。Zofio の方法では、生産性の変化は技術進歩と技術効率性の変化に加えて、技術進歩の規模の効率性の変化、最適な規模からの乖離に起因して技術進歩に生じるバイアスの効果に分類することができる。

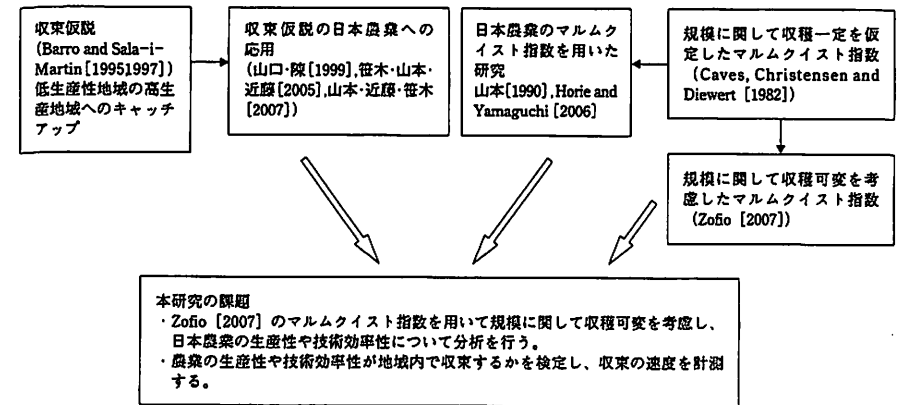
農業政策を考える上では、技術進歩や技術効率性を計測するだけでなく、各地域の農業生産性等が「収束」しているか否かを議論することは

重要であると考えられる。「収束」の概念とは、生産性の低い地域は高い地域より急速に成長し、生産性の低い地域は高い地域にキャッチ・アップするというものであると定義される。収束が成立しているなら、当該地域内で農業が同一の方向へ向かっているということで、その地域内で一律の農業政策が望ましいであろう。また、収束が成立していないなら、地域内で農業が別々の方向に向かっていると予想され、高生産性・高成長の地域と低生産性・低成長の地域に別個の政策が望ましいと考えられる。

収束仮説の背景として、Barro and Sala-i-Martin [1997] で理論的に説明されているように、技術伝播が考えられる。新しい技術開発には時間がかかり、一旦技術が開発されると技術を開発した地域がいち早く成長するが、周辺地域はそれを模倣すればいいので、急速に技術を導入し先進地域に追いつくことができる。この考えに基づいて多くの計量分析がなされ、Barro and Sala-i-Martin [1995] により、日本の都道府県は均質な性質を持つため、経済全体の一人当たり所得は、収束仮説が成立するという結果が見出された。しかし、山口・陳 [1999] の実証分析では、農業の性質は各都道府県で大きく異なり、農業生産性においては絶対的収束は成立しない。しかし、自然条件、土地条件、経済条件、社会制度的条件を示す変数を加えて分析すると収束仮説が支持されるということを見出した。収束については、主にクロスセクション・データでの分析がなされてきたが、パネル単位根検定の手法の発展により、都道府県の農業においては、収束の問題は、笹木・山本・近藤 [2005], 山本・近藤・笹木 [2007] らにより、パネル単位根検定を用いて計量的に分析が行われ、概ね減反政策開始以降都道府県の農業の全要素生産性が収束しているという結果が得られた。

日本農業においては、上述の Zofio の提案した方法で、生産性の変化を分析した文献は過去に無く、この方法で分析していくことは日本農

図1 既存研究と本研究の概要



業について新たな知見を生み出すものとなるだろう。また、農業の収束仮説の検定には、主に、農業の労働生産性や全要素生産性を用いて分析がなされてきたが、実際、技術伝播の過程では、技術進歩自体が低生産性地域から高生産地域に追いつくだけでなく、Zofio の提唱する技術効率性、技術進歩の規模の効率性、最適な規模からの乖離に起因して技術進歩に生じるバイアスがそれぞれ高い地域から低い地域に追いついている可能性があり、また、そのキャッチ・アップの状態も、それぞれの要素で異なる可能性があるだろう。これらの要素の収束の状況を計量的に分析することにより、技術変化の様態をより明白にすることが可能となるだろう。

さらに、ほとんどの都道府県別農業のデータを用いた過去の研究は、全都道府県を一括して分析しているが、日本は縦長の国であり、自然環境や地理条件は地域によって非常に異なることを意識する必要がある。全てを一括して分析すること最適であるか検討する必要があるだろう。高松・衣笠 [2007] の分析では、クラスカル・ワリス検定により、日本の生産開数のフロンティアは北海道・東北、関東、北陸、東海、近畿、中国、四国、九州の8つの地域で異なることが示された。そのため、都道府県全体を一

括して分析するのではなく、地域毎に分けて分析をしていくことが重要であると考えられる。都道府県農業の収束問題を取り扱っている過去の研究は全要素生産性や労働生産性などの農業生産性に焦点を当てているが、農業の技術効率性の収束についても詳細な吟味が必要であろう。さらに、収束問題を計量する際、収束するスピードについても、比較検討することが重要であるだろう。

以上の点より、本稿では、規模に関して収穫可変を考慮し、農業の生産性や技術効率性について年毎、地域毎に分析を行うことにする。また、農業の生産性や技術効率性が地域内で収束するか否かを検定し、収束速度も計測することにする。本稿の構成は、次のようになっている。第2節では、技術効率性の変化の要因たる技術進歩等を捉える方法を紹介する。第3節では、収束概念およびパネル単位根検定を用いた検定方法について説明する。第4節では、分析結果について吟味する。第5節では、本稿での分析結果を総括し、結論を述べる。

2. マルムクイスト指数による生産性および技術効率性の計測方法

2.1 規模に関して収穫一定を仮定したマルムクイスト指数

経済主体の技術効率性の変化を個別に捉える手法としてポピュラーなのが、Caves, Christensen and Diewert [1982] が開発したマルムクイスト指数 (Malmquist index) である。マルムクイスト指数は、ある経済主体の効率時間が通じ、どの程度変化したかを示す指標である。マルムクイスト指数を説明する前に、技術効率性の評価方法の基礎となる DEA (Data Envelopment Analysis) について概説する。第 s 期の技術水準の下で、第 t 期のインプット x_t からアウトプット y_t を生産した場合に、規模に関して収穫一定 (constant returns to scale, CRS) を仮定して技術効率性を評価した値を $D_{CRS,s}(x_t, y_t)$ 、規模に関して収穫可変 (variable returns to scale, VRS) を仮定して評価した値を $D_{VRS,s}(x_t, y_t)$ とする。ここで、経済主体が n 個存在するものとする、第 k 番目の経済主体の技術効率性は次の線形計画法、CRS モデルを解くことにより、求めることができる。ただし、インプットは l 種類、アウトプットは m 種類存在するものとする。

$$\begin{aligned} \min \theta &= D_{CRS,s}(x_t, y_t) \\ \text{s.t.} & -\sum_{j=1}^n \lambda_j x_{j,t} + \theta x_{t,t} \geq 0 \quad (i=1, 2, \dots, l), \\ & \sum_{j=1}^n \lambda_j y_{j,t} \geq y_{t,t} \quad (r=1, 2, \dots, m), \lambda_h \geq 0 \quad (h=1, 2, \dots, n) \end{aligned} \quad (1)$$

また、規模に関して収穫逓増を仮定して評価する場合は、上記の線形計画法の制約条件に、 $\sum_{j=1}^n \lambda_j = 1$ を加えることにより、求めることができる。

マルムクイスト指数は、基準となる時点の技術水準を固定し、当該技術水準の下で各期の技術効率性を評価して比較する。第 s 期を基準とした場合のマルムクイスト指数は、以下のよう

$$MI_s = \frac{D_{CRS,s}(x_t, y_t)}{D_{CRS,s}(x_s, y_s)} \quad (2)$$

ただし、このままでは2つの期間のうち、どちらを基準に置くかで数値が異なり、恣意性が介入することになる。そこで、各期のマルムクイスト指数の幾何平均をとり、以下のように再定義し、恣意性を排除することが慣習となっている。

$$\begin{aligned} MI &= (MI_s \cdot MI_t)^{\frac{1}{2}} \\ &= \left[\frac{D_{CRS,s}(x_t, y_t)}{D_{CRS,s}(x_s, y_s)} \cdot \frac{D_{CRS,t}(x_t, y_t)}{D_{CRS,t}(x_s, y_s)} \right]^{\frac{1}{2}} \end{aligned} \quad (3)$$

Färe, Grosskopf, Norris and Zhang [1994] によると、マルムクイスト指数は以下のように(3)式を変形すれば、次の要素に分解することが可能である。

$$\begin{aligned} MI &= \frac{D_{CRS,t}(x_t, y_t)}{D_{CRS,s}(x_t, y_t)} \left[\frac{D_{CRS,t}(x_t, y_t)}{D_{CRS,t}(x_s, y_s)} \cdot \frac{D_{CRS,s}(x_s, y_s)}{D_{CRS,s}(x_t, y_t)} \right]^{\frac{1}{2}} \\ &= TEC \cdot TC \end{aligned} \quad (4)$$

ここで、TEC は技術効率性の変化 (technical efficiency change)、TC は技術進歩 (technical change) の影響を示す指数である。前者はフロンティアに近づいたことによる影響、後者はフロンティアが変化したことによる影響を表している。

2.2 規模に関して収穫可変を仮定したマルムクイスト指数

ここまでの議論では、規模に関して収穫一定を仮定している。しかし、現実には規模に関して収穫可変の可能性もあり、この点も考慮して分析する必要があるだろう。そこで、Ray and Desli [1997] は、規模に関して収穫可変も考慮した議論を行っている。さらに、Zofio [2007] は、規模に関して収穫可変を仮定したマルムクイスト指数を提案している。以下では、Zofio [2007] に従い、マルムクイスト指数を次のように再定義し、説明していくことにする¹⁾。

1) 規模に関して収穫一定を仮定したマルムクイスト指数

$$MI = \left[\frac{D_{VRS,t}(x_t, y_t)}{D_{VRS,s}(x_s, y_s)} \cdot \frac{D_{VRS,t}(x_t, y_t)}{D_{VRS,t}(x_s, y_s)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (5)$$

このようにマルムクイスト指数を定義すれば、以下で示すように効率性の変化をより詳細に考察することが可能となる。

$$\begin{aligned} MI &= \left[\frac{D_{VRS,t}(x_t, y_t)}{D_{VRS,s}(x_s, y_s)} \cdot \frac{D_{VRS,t}(x_t, y_t)}{D_{VRS,t}(x_s, y_s)} \right]^{\frac{1}{2}} \\ &= \frac{D_{CRS,t}(x_t, y_t)}{D_{CRS,s}(x_t, y_t)} \cdot \frac{D_{CRS,t}(x_t, y_t)}{D_{VRS,t}(x_t, y_t)} \cdot \frac{D_{VRS,t}(x_t, y_t)}{D_{CRS,t}(x_t, y_t)} \\ &= \left[\frac{D_{CRS,t}(x_t, y_t)}{D_{CRS,s}(x_t, y_t)} \cdot \frac{D_{CRS,t}(x_t, y_t)}{D_{CRS,t}(x_s, y_s)} \right]^{\frac{1}{2}} \\ &= \left[\frac{D_{CRS,t}(x_t, y_t)}{D_{CRS,s}(x_t, y_t)} \cdot \frac{D_{CRS,t}(x_t, y_t)}{D_{CRS,t}(x_s, y_s)} \cdot \frac{D_{VRS,t}(x_t, y_t)}{D_{CRS,t}(x_t, y_t)} \cdot \frac{D_{CRS,t}(x_t, y_t)}{D_{VRS,t}(x_t, y_t)} \right]^{\frac{1}{2}} \\ &= \frac{D_{CRS,t}(x_t, y_t)}{D_{CRS,s}(x_t, y_t)} \cdot \frac{D_{VRS,t}(x_t, y_t)}{D_{CRS,t}(x_t, y_t)} \cdot \frac{D_{CRS,t}(x_t, y_t)}{D_{CRS,t}(x_s, y_s)} \\ &= TC \cdot STC \cdot TEC \cdot SEC \end{aligned} \quad (6)$$

ここで、TC は技術進歩の影響、STC は技術進歩の規模に関するバイアスの影響、TEC は技術効率性の変化による影響、SEC は規模に関する効率性の変化による影響を表している。STC は最適な規模からの乖離に起因して技術進歩に生じるバイアス、SEC は最適な規模との乖離が生産活動に与える影響と解釈される。

3. 収束に関する検定方法

3.1 収束概念と検定方法

農業政策を考える上では、各地域の農業が傾向として同一の方向へ進んでいるのか、あるいは発散しているのかは重要な点である。また、日本農業の収束性に関する研究の展開および蓄積も期待されている²⁾。本稿では、山口・壺 [2004] で用いられている方法により、収束性に関する検定を行う。以下の議論において、絶対収束とは、長期的には均衡との差がゼロとなることを意味する。すなわち、全ての経済主体が同じ定常状態に収束することを意味している。

と同様、Zofio [2007] のマルムクイスト指数でも、投入指向モデル・産出指向モデルの違いはないと考える。

2) 黒田 [2005] は、この点に関する国際的な研究を簡潔にサーベイしている。

さらに、条件付収束とは、長期的には均衡との差が一定となることを意味する。つまり、各経済主体は異なる定常状態に収束することを意味している。以下では、収束性の検定方法である単位根検定について説明していくことにする。

ある確率変数 Y_t が、次のような AR(1) モデルに従うと仮定する。ここで、 u_t はホワイト・ノイズである。

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

当該変数の初期値を Y_0 とし、(7)式に逐次代入してみると、次のようになる。

$$Y_t = \phi^t Y_0 + \sum_{j=1}^t \phi^{t-j} u_j \quad (8)$$

ここで、 $|\phi| < 1 \Rightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} Y_t = \sum_{j=1}^{\infty} \phi^{t-j} u_j$ 、 $|\phi| \geq 1 \Rightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} Y_t = \infty$ となる。つまり、確率変数 Y_t が単位根を持たなければ、長期的には収束する³⁾。このため、単位根の有無を検定することにより、収束するか否かの検定を行うことが可能となる。本稿では、Dickey and Fuller [1981] が提唱した、拡張されたディッキー・フラー検定 (Augmented Dickey and Fuller test; 以下 ADF 検定) を用いて検定を行う。この検定では、以下の3つのモデルを推定することになる。

$$\text{モデル I: } Y_t = \phi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + u_t + \Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + u_t \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \text{モデル II: } Y_t &= \mu + \phi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + u_t + \Delta Y_t \\ &= \mu + \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + u_t \end{aligned} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \text{モデル III: } Y_t &= \mu + \phi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + u_t + \Delta Y_t \\ &= \mu + \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + u_t \end{aligned} \quad (11)$$

ただし、 $\beta = 1 - \phi$ 、 $\sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j}$ は拡張項、 t はタイムトレンドをそれぞれ表している。

ここで、先と同様の手続きを、拡張項を除いたモデル II およびモデル III において行うと、以下のようになる。

3) 長期的に収束するとは、当該確率変数がゼロとなることである。

$$\text{モデルII: } Y_t = \frac{1-\phi^t}{1-\phi} \mu + \phi^t Y_0 + \sum_{j=1}^t \phi^{t-j} u_j, \therefore |\phi| < 1 \Rightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} Y_t = \frac{1}{1-\phi} \mu + \sum_{j=1}^{\infty} \phi^{t-j} u_j, |\phi| \geq 1 \Rightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} Y_t = \infty \quad (12)$$

$$\text{モデルIII: } Y_t = \frac{1-\phi^t}{1-\phi} \mu + \frac{\phi^{t+1} + (1-\phi)t - \phi}{(1-\phi)^2} \delta + \phi^t Y_0 + \sum_{j=1}^t \phi^{t-j} u_j, \therefore \lim_{t \rightarrow \infty} Y_t = \infty \quad (13)$$

上記の式から、 $\beta=0$ のとき、すなわち確率変数 Y_t が単位根を持つ場合、どのモデルでも発散する。一方、 $\beta < 0$ のときで、モデル I に従うならば、絶対収束、モデル II に従うならば、条件付収束、モデル III に従うならば、発散することになる。ここで、モデル II に従うというのは、 $\beta < 0$ かつ $\mu \neq 0$ であることを意味し、モデル III に従うというのは $\beta < 0$ かつ $\mu \neq 0$ かつ $\delta \neq 0$ であることを意味する。従って、 $\beta < 0$ かつ $\mu \neq 0$ および $\beta < 0$ かつ $\mu = 0$ かつ $\delta = 0$ の場合、モデル I に従うことになり、絶対収束と判断する。また、 $\beta < 0$ かつ $\mu \neq 0$ かつ $\delta = 0$ の場合、条件付収束と判断できる。さらに、定数項および係数の有意性の検定には、通常の t 分布を用いることが出来ず、小標本の場合には修正が必要となる。

しかし、本稿のようにパネルデータを用いる場合、通常の時系列分析と異なり、期間が短いことが多くなる。その結果、通常の単位根検定では検出力が弱くなるという問題点が生じる。そこで、パネルデータの単位根検定が、数多く提唱されてきた。本稿では、Levin, Lin and Chu [2002], Im, Pesaran and Shin [2003] および Maddala=Wu [1999] の方法により、検定を行うことにする (以下、順に LLC 検定, IPS 検定, MW 検定)⁴⁾。まず、先のモデル I を

4) 本研究でのパネル単位根分析は、いずれの場合も都道府県毎の誤差項に相関がないと仮定しており、異常気象などにより、一部の地域に同時に発生するショックの可能性を考慮すると、この分析は適切でない可能性がある。しかし、日本は縦長の国であり、例え一つの地域で異常気象が生じても、日本全体で異常気象の影響を大きく受けることが比較的少なく、日本全体で見ると、ある一部の地域の相関があるにせよ、地域間の相関は小さいもの

すべての経済主体について考え、切片とタイムトレンドはゼロとする。ただし、経済主体数は n 、期間は t とする。

$$Y_{it} = \phi_i Y_{it-1} + \mu_i \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad (14)$$

LLC 検定では、次のような帰無仮説と対立仮説を検定することになる。

$$\begin{aligned} \text{帰無仮説: } & \phi_1 = \phi_2 = \dots = \phi_n = 1 \\ \text{対立仮説: } & \phi_1 = \phi_2 = \dots = \phi_n < 1 \end{aligned} \quad (15)$$

LLC 検定は、すべての経済主体に単位根があるか否かを検定するものであり、帰無仮説が棄却された場合はすべての経済主体の確率変数 Y が長期的にゼロに近づくことになり、収束すると判断される。

これに対し、IPS 検定と MW 検定では、次のような帰無仮説と対立仮説を検定することになる。

$$\begin{aligned} \text{帰無仮説: } & \phi_i = 1 \text{ for all } i \\ \text{対立仮説: } & |\phi_i| < 1 \text{ at least one } i \end{aligned} \quad (16)$$

IPS 検定と MW 検定では、少なくとも1つの経済主体には単位根があるか否かを検定している⁵⁾。帰無仮説が棄却されると、少なくとも1

になると筆者は考えている。地域間の誤差項の相関を考慮した分析方法については今後の課題として検討していきたい。

5) LLC 検定の検定統計量は、 Y_{it} を標準偏差 s_i で除した数値をプールし、先の ADF 検定を適用して検定統計量を求める。さらに、求めた検定統計量 t_a 、誤差項の分散の推定値 $\hat{\sigma}^2$ 、標準偏差 $se(\hat{\phi})$ を用い、以下の検定統計量を計算する。 $t_{LLC} = \frac{t_a - (nt)\hat{\sigma}^2 se(\hat{\phi})}{\hat{\sigma}^2} \rightarrow N(0, 1)$ さらに、求めた検定統計量 t_a 、誤差項の分散の推定値 $\hat{\sigma}^2$ 、標準偏差 $se(\hat{\phi})$ を用い、以下の検定統計量を計算する。 $t_{LLC} = \frac{t_a - (nt)\hat{\sigma}^2 se(\hat{\phi})}{\hat{\sigma}^2} \rightarrow N(0, 1)$ さらに、求めた検定統計量 t_a 、誤差項の分散の推定値 $\hat{\sigma}^2$ 、標準偏差 $se(\hat{\phi})$ を用い、以下の検定統計量を計算する。 $t_{LLC} = \frac{t_a - (nt)\hat{\sigma}^2 se(\hat{\phi})}{\hat{\sigma}^2} \rightarrow N(0, 1)$

IPS 検定では各経済主体に対して ADF 検定を適用し、それぞれについて検定統計量 t_i を求め、以下のような検定統計量を計算する。 $t_{IPS} = \frac{\sqrt{n}(\bar{T} - E[t_i | \phi_i = 0])}{\sqrt{V[t_i | \phi_i = 0]}} \rightarrow N(0, 1)$

つの経済主体において、確率変数 Y が収束していると考えられる。

3.2 収束速度の比較方法

ある変数が長期的には均衡に収束することが支持されれば、どの程度の速度で均衡からの乖離が縮小するかについても興味深いテーマであろう。この速度を計る指標として、よく用いられるのが半減期 (均衡からの乖離が、半分になるのに必要な期間) である。各都道府県の半減期は(9)式で示されるモデル I の AR(1) モデルにおける ϕ を用い、以下のように計測される。

$$T = \frac{\ln(0.5)}{\ln(\phi)} \quad (17)$$

したがって、 ϕ が 1 に近ければ近いほど、半減期は長くなる。例えば、 $\phi=0.8$ であれば、半減期は約 3.1 期となり、 $\phi=0.2$ であれば、半減期は約 0.4 期となる。本研究では、年次データを用いているため、1 期は 1 年 (12ヶ月) となる。

4. 日本農業の収束性分析の結果

4.1 使用した統計資料

農業の技術進歩や技術効率性を計測するに当たり、アウトプットに実質農業生産額を採用した⁶⁾。農業においては、多種多様な作物が生産

ここで、 $\bar{T} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n t_i$ であり、 $E[t_i | \phi_i = 0]$ および $V[t_i | \phi_i = 0]$ は Im, Pesaran and Shin [2003] に提示されている表の数値である。

MW 検定では、次に示す検定統計量を用いて検定を行うことになる。 $p = -2 \sum_{i=1}^n \ln p_i \rightarrow \chi^2(2n)$ ただし、 p_i は個々の ADF 検定で得られた ρ 値を表している。なお、Maddala [2001] で指摘されているように、LLC 検定では全ての経済主体に単位根があるという複合仮説を検定していることになる。

6) Fulginiti and Perrin [1997] や Rao and Coeli [1998], Mao and Koo [1997], 姚・山口 [2006], Mathijs and Swinnen [2001], 山口・霍 [2004], Horie and Yamaguchi [2006] らの先行研究でもアウトプットに実質農業生産額が採用されている。

され、より詳細に生産効率を分析するのであれば、作物の種類別に分析する必要があると考えられる。しかし、各都道府県でアウトプットだけでなく、全てのインプットのデータを収集するのは、非常に困難であり、また、日本農業全体の動きを総合的に分析することも重要であると考えられるため、実質総生産額を用いている。他方、インプットには、作付面積、農業就業者、固定資本額、肥料購入量を採用している⁷⁾。本稿の分析期間は、都道府県データの得られる最長期間である、1965年から1995年までを対象としている。なお、『農家経済調査報告』における固定資本額⁸⁾と肥料購入額の数値は、販売農家1戸当たりの数値であったため、本稿では販売農家数を乗じた数値を、各都道府県における固定資本と肥料の総投入量と考え、当該数値を用いて分析している⁹⁾。労働を表す変数として、農業就業者数を採用した。アウトプットおよびインプットの概要は付表1に要約されている。

DEAを用いる際に最も注意すべき点は、評価方法は、あくまで相対評価であって、絶対評価ではないという点である。すなわち、基準となる経済主体の技術効率性との比較で、その良否を評価する。しかし、自ら投入量を調整できない要因、管理不能な要因が存在する場合、技術効率性の評価を歪め、技術進歩等を適切に測定できない虞がある。特に、農業は自然条件に大きく影響を受ける産業であり、この点も可能な限り考慮に入れて分析する必要があるであろう。この点、自然条件等の管理不能な要因がよ

7) 本研究では、データの都合上、沖縄県を除いて分析している。データの出所は、農業総生産額は『生産農業所得統計』、作付面積は『耕地及び作付面積統計』、農業就業者数は『農業構造動態調査報告書』、固定資本額と肥料購入額は『農家経済調査報告』である。農業総生産額・固定資本額・肥料購入額は『日本長期統計総覧』で得られた農林水産物の国内卸売物価指数 (1995年基準) で実質化している。

8) 固定資本額は、土地を除く固定資産の年度始現在価に、農業使用割合を乗じたものである。

9) 農家数は、『農業構造動態調査報告書』により得られた。

く似た経済主体間で、分析を行う方が適切と考えられる。そこで本稿では、自然条件が似た複数の都道府県を1つのグループとし、各グループ内で分析を行った。また、年毎に個々の地域を対象に技術効率性を測定した。グループ分けは、『農家経済調査報告』に従っている¹⁰⁾。

4.2 マルムクイスト指数の計測結果

第2節で紹介した、Zofio [2007] の提案した(6)式の計測方法に従って、日本の各都道府県のマルムクイスト指数、技術進歩、技術進歩の規模に関するバイアスの変化、技術効率性の変化、規模に関する効率性の5つの指標の変化が計測された¹¹⁾。また、各地方の各年の5つの指標の変化の平均を対数変換したものをグラフ化したものを図2に示した。図2の結果より、全体的に、技術進歩の影響が大きい傾向にある。これは、Horie and Yamaguchi [2006] が都道府県のデータを用いたマルムクイスト指数の計測で1965年から1995年にかけて大きな技術変化があったことを示しているのと、整合的である。一方、技術変化の変数以外もマルムクイスト指数に大きな影響を与え、また、時間と共に変化していることがうかがえる。技術効率性の変化を見ると、Horie and Yamaguchiの全国で一つのフロンティアを考慮した分析では、技術効率性は同時期において低下している場合が多かったが、本研究では、一概にそのようなこと

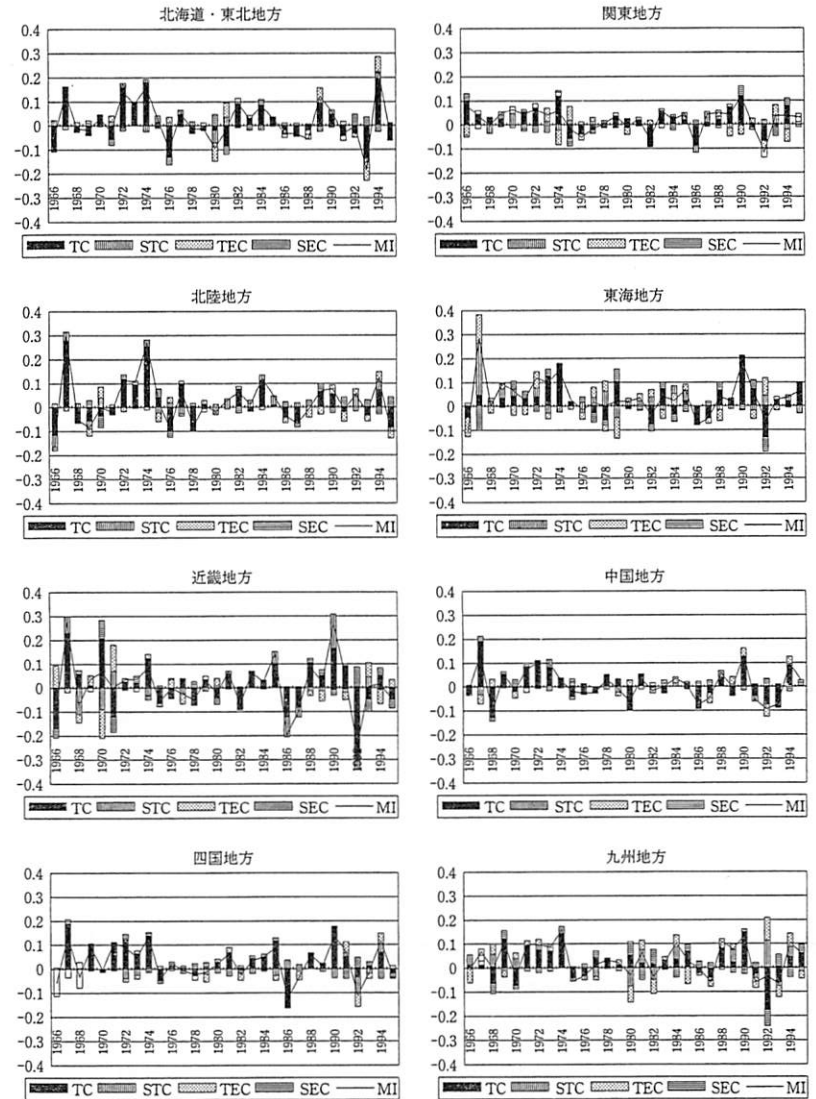
はないという結果となった。全国一律のフロンティアであると、日本農業は全国各地で大変多様であるため、そこから大きく乖離した都道府県も見られるかもしれないが、地域毎に異なるフロンティアの下では、地域毎のフロンティアにキャッチ・アップしている可能性があり、技術効率性が停滞しているとは考えられないであろう。また、従来のマルムクイスト指数で扱われなかった、技術進歩の規模に関するバイアスの変化、規模に関する効率性の変化も年毎に変化をしており、また、マルムクイスト指数に大きな影響を与えている場合も見られ、これらについて考慮する必要もあるだろう。

全体的に、図2からマルムクイスト指数やそれを構成する4つの指標は地域によって異なった動きをしてきたことがうかがわれる¹²⁾。しかし、これらの指標が収束している傾向にあるかどうかは、図から判断することは困難で、計量的手法により判断する必要があるであろう。

4.3 収束に関する検定結果と半減期の比較

ここでは、各都道府県において、(6)式で求められたマルムクイスト指数、技術進歩、技術進歩の規模に関するバイアスの変化、技術効率性の変化、規模に関する効率性の5つの指標の変化が各都道府県で収束するか否かを測定することにする¹³⁾。山口・笹 [2004] にならって、地域毎にフロンティアとなっている都道府県、すなわち、当該地域で最も技術効率性の高い都道府県をベンチマークとし、その地域の他の都

図2 各地域における生産効率の変化



(注) 各地域における各指標の平均値を対数変換したものをグラフ化している。

10) 本稿における地域区分は、以下の通りである。
 北海道・東北地方：北海道、青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県。
 関東地方：茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、山梨県、長野県。
 北陸地方：新潟県、富山県、石川県、福井県。
 東海地方：岐阜県、静岡県、愛知県、三重県。
 近畿地方：滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県。
 中国地方：鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県。
 四国地方：徳島県、香川県、愛媛県、高知県。
 九州地方：福岡県、佐賀県、長崎県、熊本県、大分県、宮崎県、鹿児島県。
 11) 各指標の各年の分析結果は、筆者から入手可能である。

12) 分散分析により、マルムクイスト指数の分散が地域によって異なるか分析を行ったところ、いくつかの年において統計的に有意に分散が異なることが示された。
 13) 本研究では、フロンティア自体の収束については取り扱っておらず、フロンティア自体が収束するかどうかは今後の研究課題である。フロンティアは8つの地域で異なっており、また、毎年フロンティアが異なることを想定している。地域毎にフロンティアが異なることが多い点は、先述したように高松・衣笠 [2007] がクラスカル・ワリス検定で確認している。年毎にフロンティアが異なるかどうか、今後、詳細に統計的に検討する必要があるだろう。

道府県における5つの指標が一番技術効率性の高い都道府県の指標に収束するか検定を行う。まず、他の県の技術進歩等の数値との差をとり、次のような確率変数を作成した。

$$Y_t = Y_{it} - Y_{bt} \quad (16)$$

(16)式において、 Y_{it} はフロンティア以外の地域における技術進歩等の数値であり、 Y_{bt} はベンチマークとなる、フロンティアの県の技術進歩等の数値である。ベンチマークは、北海道・東北地方では北海道、関東地方では千葉県、北陸地方では新潟県、東海地方では愛知県、近畿地方では兵庫県、中国地方では岡山県、四国地方では高知県、九州地方では宮崎県とした¹⁴⁾。ここで、背景となる収束のメカニズムは、効率性が低い県(効率性がその地域の中で一番高くない県)は当該県が属する地域内で最も効率性が高い県にキャッチ・アップする傾向があるということ、地域内で効率性が低い県と効率性が一番高い県の差が縮まる傾向にあるということである¹⁵⁾。(9)、(10)、(11)式のモデルI、II、IIIの Y_t を(16)式で計算された Y_t を用いてADF検定を行った。表1は、その分析結果を示している¹⁶⁾。

表1の分析結果より、(16)式で表される確率変数はほぼ全ての場合で単位根を持たず、モデ

- 14) CRSモデルの技術効率性値の全期間における平均をとり、値が最大となっている県をフロンティアと考え、ベンチマークの都道府県を選択した。このため、期間によっては、フロンティアとなっている都道府県の技術効率性が一番ではない場合がある。
- 15) 収束問題の可能性として、それぞれの地域の平均値への収束していく可能性もあり、その問題については、(16)式のベンチマークの技術進歩等(Y_{bt})の値をその県が属する地域の技術進歩等の平均値として、分析することができる。この分析は、非常に興味深い。低面の都合もあり、また、表1・表2の分析結果より、一番生産性等が高い県に収束している傾向が観察されているため、少なくとも、我々の分析の目的は達成されたと考えられるため、本稿においては、省略することにした。今後の研究課題として検討していきたい。
- 16) SBIC (Schwarz's Bayesian Information Criterion) を基準に、拡張項が決定された。

ルIIやIIIを推定した場合には、全ての場合において切片やタイムトレンドが有意でないことが見出された。よって、すべての都道府県において、すべての指標がモデルIに従うと判断され、フロンティア上にある道府県に絶対収束することが示された。農業では自然条件に合わせ、生産技術の開発が行われる。当該地域の各県は、自然条件が類似していることから、生産技術が伝播し、同一の変化をするようになると考えられる。また、各指標が技術効率性の変化を示す変数であることから、収束するという結果が得られたとも考えられる¹⁷⁾。

LLC検定、IPS検定およびMW検定によるパネル単位根検定の結果は表2に示されている。表2には、注5で説明された検定等計量とLLC検定の場合は(14)式、IPS・MW検定の場合は(15)式で示された仮説検定の際のp値が示されている。LLC・IPS・MWの全ての検定において、p値が非常に小さく、(14)式、(15)式の帰無仮説が棄却される結果となった。すなわち、マルムクイスト指数と、それを構成する4つの指標全てが単位根を持たないことが示された。よって全ての5つの指標がフロンティア上の道府県に収束している傾向にあり、表1の絶対収束の結果が頑健であることが確認された。

表3は(17)式に基づいて計測された半減期、すなわち、収束の速度を示している。半減期の計測結果を概観して、TCの半減期は全都道府県平均で5.3ヶ月であり、TC以外のマルムクイスト指数を構成する3つの指標の半減期の平均は8.4ヶ月であり、他の指標の半減期より小さく、技術進歩の収束速度は比較的早いことが見出された。また、STCやTECの収束速度は比較的遅い傾向にあることがうかがわれる¹⁸⁾。

- 17) 一般に、経済変数の変化率は単位根を持たないということは、よく知られている。
- 18) 分散分析により平均の差の検定を行ったところ、1%水準で、半減期の平均が5つの指標で異なることが示された。表3には5つの指標の半減期に加えて、マルムク

表1 ADF検定による収束性の検定結果

TC	μ(3)		μ(2)		μ(1)		STC		μ(3)		μ(2)		μ(1)		結果
	β(3)	β(1)	β(2)	β(1)	β(2)	β(1)	β(2)	β(1)	β(2)	β(1)	β(2)	β(1)	β(2)		
(北海道)	-4.65***	2.71	-0.76	-4.82***	1.65	-4.57***	0.20	-0.63	-9.01***	-0.51	-9.12***	-7.01***	-7.01***	-0.46	-1.98***
(岩手)	-7.81***	1.61	-0.60	-7.09***	2.22	-7.09***	-0.74	0.12	-6.61***	-1.31	-6.61***	-6.83***	-6.83***	0.37	-7.03***
(宮城)	-4.19**	1.62	-0.11	-4.44**	2.90	-8.17***	-0.07	-0.32	-8.98***	-0.11	-10.9***	-4.14**	-4.14**	-1.62	-5.88***
(秋田)	-5.95***	1.05	1.23	-5.94***	2.56	-5.26***	0.60**	0.23	-3.66***	-0.12	-3.66***	-4.97***	-4.97***	-2.25	-5.19***
(山形)	-7.04***	1.02	-0.29	-7.99***	2.56	-6.52***	0.80**	0.30	-2.0	-0.26	-3.65***	-4.97***	-4.97***	-2.44	-2.37***
(福島)	-6.45***	1.13	-0.61	-6.49***	1.23	-6.32***	-0.08	-0.19	-7.09***	-0.51	-7.17***	-7.87***	-7.87***	1.09	-7.84***
(関東)															
(茨城)	-4.62***	-0.43	0.65	-4.63***	0.28	-4.70***	0.85**	0.26	-8.00***	0.59	-8.08***	-5.71***	-5.71***	0.23	-4.97***
(栃木)	-4.75***	-0.13	-0.62	-4.76***	1.33	-2.20**	0.17	1.85	2.36	-6.39***	0.56	-6.44***	-6.44***	0.50	-6.67***
(群馬)	-6.31***	-2.14	1.21	-6.22***	-2.23	-5.52***	-0.99	-1.47	1.69	-4.56***	0.19	-4.67***	-4.67***	-0.78	-5.39***
(埼玉)	-5.59***	-0.65	1.45	-5.28***	1.33	-5.10***	0.00	0.14	-7.85***	0.26	-7.67***	-6.84***	-6.84***	0.07	-7.11***
(東京)	-8.04***	0.22	0.14	-8.12***	0.85	-4.06***	-0.34	2.23	-6.89***	0.91	-6.85***	-9.32***	-9.32***	-0.37	-9.42***
(神奈川)	-8.04***	-0.48	1.23	-7.90***	1.21	-7.75***	0.17	1.27	-1.09	-4.17**	0.65	-8.50***	-8.50***	-1.09	-4.55***
(山梨)	-5.29***	-1.41	1.68	-4.87***	0.18	-4.99***	0.25**	-0.48	0.08	-8.51***	-0.85	-11.6***	-11.6***	1.02	-6.37***
(長野)	-8.48***	0.98	-0.71	-8.74***	0.75	-8.91***	-0.36	-0.59	0.57	-8.66***	-0.18	-8.81***	-8.81***	-1.95	-5.27***
(北陸)															
(富山)	-6.35***	0.42	1.05	-6.26***	-1.01	-6.17***	-0.03	0.61	-7.15***	1.02	-6.95***	-10.7***	-10.7***	-1.44	-9.98***
(石川)	-4.20**	-0.69	-0.42	-4.25***	-0.18	-4.35***	-0.41	0.87	-6.43***	0.79	-6.31***	-6.35***	-6.35***	-0.81	-6.50***
(福井)	-7.26***	-1.46	2.03	-6.62***	0.67	-6.65***	-0.19	0.48	-10.2***	0.48	-10.1***	-5.74***	-5.74***	-2.43	-9.05***
(岐阜)	-6.50***	1.18	-0.10	-6.69***	2.14	-5.96***	-0.36	0.19	-8.94***	-0.57	-7.01***	-5.54***	-5.54***	1.09	-5.41***
(静岡)	-4.05**	0.31	-0.58	-4.10**	-0.41	-4.16***	0.64	0.38	-4.6	0.99	-8.23***	-4.44***	-4.44***	0.53	-5.42***
(三重)	-5.76***	1.99	-2.58	-4.68***	-0.59	-4.70***	-0.38	0.46	-6.86***	0.05	-6.99***	-6.68***	-6.68***	-2.04	-2.54
(近畿)															
(滋賀)	-7.65***	1.09	-0.55	-7.75***	1.27	-7.57***	-0.24	0.11	-8.55***	-0.30	-8.65***	-5.33***	-5.33***	0.27	-5.42***
(京都)	-8.04***	0.60	-0.15	-8.27***	0.98	-8.25***	-0.81	2.03	-9.10***	-0.09	-9.28***	-4.63***	-4.63***	1.58	-1.63
(大阪)	-6.35***	1.12	-0.89	-6.39***	0.70	-6.42***	-0.58	0.41	-7.55***	0.79	-7.56***	-5.80***	-5.80***	0.98	-0.54
(奈良)	-8.68***	-0.19	0.29	-8.88***	0.13	-9.09***	0.03	-0.32	-7.72***	-0.51	-7.81***	-4.35***	-4.35***	1.11	-6.49***
(和歌山)	-9.34***	-1.67	0.01	-4.39***	-2.43	-3.37***	-0.16	0.07	-8.01***	-0.22	-8.17***	-5.32***	-5.32***	0.60	-5.36***
(中国)															
(鳥取)	-3.05	-1.31	0.64	-5.49***	-1.75	-5.04***	-0.56	0.46	-12.2***	-0.33	-12.4***	-4.05**	-4.05**	0.34	0.39
(島根)	-5.71***	1.53	-2.04	-5.66***	1.26	-5.47***	0.26**	0.11	-0.05	-5.37***	0.14	-5.47***	-6.07***	-6.07***	-0.04
(広島)	-4.46**	-1.55	-0.29	-4.57***	2.83	-2.55	-0.66**	2.83	-2.55	-5.55***	1.09	-5.43***	-5.43***	0.89	0.70
(山口)	-4.24**	1.57	-1.23	-4.04**	0.91	-3.98**	-0.07	-0.26	-6.40***	-0.65	-6.45***	-5.50***	-5.50***	-0.72	0.04
(四国)															
(徳島)	-6.44***	1.06	-1.44	-6.17***	-0.41	-6.25***	0.14	0.23	-5.79***	0.81	-5.79***	-6.69***	-6.69***	-0.11	0.32
(香川)	-6.40***	-0.53	0.09	-6.54***	-0.95	-6.50***	-0.33	1.99	-6.41***	2.65	-6.03***	-8.70***	-8.70***	-1.37	1.72
(愛媛)	-5.63***	-0.75	0.03	-5.75***	-1.58	-5.39***	-0.13	1.24	-0.69	-6.10***	0.98	-6.09***	-6.58***	-6.58***	2.34
(九州)															
(福岡)	-6.43***	0.81	-0.34	-6.62***	1.07	-6.51***	0.61	-0.13	-7.98***	1.04	-7.90***	-7.22***	-7.22***	0.18	-0.35
(佐賀)	-7.13***	0.51	0.30	-7.24***	1.59	-6.89***	2.44	-1.97	-6.16***	1.45	-5.85***	-6.73***	-6.73***	0.37	-0.22
(長門)	-5.40***	-0.81	1.82	-4.98***	1.48	-4.69***	0.20	-0.25	-4.54***	-0.05	-4.69***	-1.77	-1.77	1.08	-1.42
(熊本)	-5.09***	0.92	-0.24	-5.09***	1.44	-4.79***	2.25	-1.93	-6.00***	1.10	-5.89***	-4.51***	-4.51***	-1.07	1.81
(鹿儿岛)	-6.85***	1.07	0.42	-7.00***	0.80	-6.47	0.80	-0.47	-9.60***	0.82	-9.60***	-6.91***	-6.91***	0.68	0.59
(鹿児島)	-6.59***	1.10	0.03	-6.72***	2.28	-5.91***	-0.10	-0.10	-4.84***	-2.07	-4.20***	-4.83***	-4.83***	-1.50	2.01

表1 ADF 検定による収束性の検定結果 (継続)

地域	SEC			MI			MI		
	$\beta(3)$	t	$\beta(2)$	$\beta(1)$	t	$\beta(2)$	$\beta(1)$	t	
(北海道・東北)									
岩手	-0.23	0.25	-6.99***	-0.02	-7.12***	0.23	0.66	-5.58***	
秋田	-0.11	-0.07	-8.18***	-0.35	-8.33***	1.15	-0.67	-6.37***	
山形	-0.12	0.14	-8.00***	0.00	-9.17***	1.34	-0.42	-7.93***	
福島	3.07	-2.61	-5.03***	1.79	-4.39***	-0.31	0.74	-7.59***	
山梨	-0.18	-0.14	-5.80***	0.14	-5.80***	0.59	0.73	-4.48***	
福島	-0.08	0.03	-7.07***	-0.11	-7.20***	0.20	0.76	-7.62***	
(関東)									
茨城	-0.32	-0.11	-7.99***	-0.88	-7.98***	-0.42	0.92	-5.60***	
栃木	-0.15	-0.10	-6.29***	-0.52	-6.37***	0.13	-0.24	-4.64***	
群馬	-0.15	-0.10	-6.29***	-0.52	-6.37***	0.13	-0.24	-4.64***	
群馬	1.59	-1.96	-8.73***	-0.88	-8.73***	-1.46	0.49	-4.77***	
埼玉	-7.43***	0.10	-1.13	-7.59***	-0.03	-7.73***	1.47	-6.43***	
埼玉	-6.53***	0.74	-1.63	-6.11***	-1.55	-5.74***	0.53	-8.86***	
神奈川	-4.15***	-1.10	-0.86	-4.21***	-0.72	-11.7***	0.25	0.63	
山梨	-10.6***	-0.69	0.72	-10.8***	-0.14	-11.1***	-0.67	0.70	
山梨	-6.21***	1.98	-1.47	-5.98***	1.43	-5.71***	-2.46	2.09	
(北陸)									
富山	-9.11***	0.28	-0.77	-9.15***	-0.80	-9.18***	-1.05	0.26	
石川	-6.45***	0.70	-1.26	-6.26***	-0.89	-6.22***	-1.77	0.35	
福井	-9.53***	0.18	-0.83	-9.56***	-1.13	-9.47***	-0.94	0.43	
(近畿)									
奈良	-6.23***	0.23	-0.17	-6.34***	0.16	-6.46***	-0.58	0.73	
和歌山	-7.32***	-0.49	0.36	-7.44***	-0.38	-7.56***	0.34	-0.54	
和歌山	-7.30***	0.69	-0.68	-7.30***	-0.16	-7.43***	-1.66	0.14	
(中部)									
新潟	-7.72***	0.06	0.13	-7.88***	0.37	-8.01***	0.48	-0.27	
新潟	-4.09***	0.32	-0.28	-4.18***	0.18	-4.30***	0.46	0.00	
大阪	-6.70***	0.74	-1.20	-7.39***	-0.63	-7.44***	1.71	-1.53	
和歌山	-6.90***	0.54	-0.55	-6.78***	0.10	-6.91***	-0.30	0.18	
(四国)									
高松	-12.0***	0.29	-0.22	-12.3***	0.19	-12.5***	-0.92	0.38	
高松	-5.17***	-0.19	-0.16	-5.08***	-0.44	-5.15***	1.03	-0.69	
高松	-5.37***	-1.36	1.02	-5.27***	-0.96	-5.19***	-1.03	0.08	
山口	-6.88***	-0.50	0.52	-6.97***	-0.06	-7.12***	0.04	-0.55	
(九州)									
福岡	-6.94***	-0.14	0.15	-7.07***	-0.03	-7.20***	0.89	-1.15	
福岡	-10.4***	-0.35	-0.12	-10.6***	-0.52	-10.8***	1.66	2.10	
福岡	-5.83***	-1.11	0.43	-5.91***	-1.56	-5.56***	1.17	-0.68	
(沖縄)									
沖縄	-11.0***	-0.04	-0.17	-11.2***	-0.40	-11.4***	0.99	-0.27	
沖縄	-4.75***	-1.22	-0.94	-4.67***	-2.16	-5.91***	1.58	-0.55	
沖縄	-4.75***	-0.30	0.04	-4.86***	-0.55	-5.45***	0.80	-0.45	
沖縄	-6.55***	-0.92	0.85	-6.58***	-0.38	-6.66***	1.66	0.23	
沖縄	-7.38***	-0.14	-0.43	-7.56***	-1.08	-7.49***	0.40	0.85	
沖縄	-40.7***	0.61	-0.56	-42.1***	0.36	-43.7***	0.60	0.97	

(注1) ***は1%, **は5%有意であることを意味する。
 (注2) $\beta(1)$ はモデルI, $\beta(2)$ はモデルII, $\beta(3)$ はモデルIIIの定数項, t はタイムトレンドのt値を表す。モデルI, II, IIIはそれぞれ(9), (10), (11)式に示されている。
 「絶対」は絶対値を表す。

表2 パネル単位根検定による分析結果

地域	モデル	TC		TEC		STC		SEC		MI						
		検定統計量	p値	ラグ	検定統計量	p値	ラグ	検定統計量	p値	ラグ	検定統計量	p値				
北海道・東北	LLC	-13.55	0.00	2	-13.36	0.00	1	-10.50	0.00	4	-10.84	0.00	4	-14.52	0.00	3
	IPS	-13.04	0.00	2	-16.24	0.00	1	-13.86	0.00	4	-10.01	0.00	4	-13.71	0.00	3
	MW	134.20	0.00	2	149.13	0.00	1	130.66	0.00	4	102.77	0.00	4	141.69	0.00	3
関東	LLC	-12.64	0.00	3	-17.93	0.00	2	-12.00	0.00	4	-17.01	0.00	2	-15.37	0.00	3
	IPS	-13.50	0.00	3	-17.99	0.00	2	-17.88	0.00	4	-13.97	0.00	2	-15.56	-0.00	3
	MW	158.48	0.00	3	198.27	0.00	2	190.79	0.00	4	161.46	0.00	2	179.36	0.00	3
北陸	LLC	-9.56	0.00	2	-12.52	0.00	1	-13.83	0.00	0	-13.70	0.00	1	-11.46	0.00	1
	IPS	-13.50	0.00	2	-12.33	0.00	1	-13.09	0.00	0	-13.83	0.00	1	-10.22	0.00	1
	MW	158.48	0.00	2	85.29	0.00	1	90.59	0.00	0	132.12	0.00	1	81.46	0.00	1
東海	LLC	-4.90	0.00	0	-9.01	0.00	1	-8.53	0.00	1	-10.84	0.00	0	-6.64	0.00	0
	IPS	-7.07	0.00	0	-10.07	0.00	1	-10.70	0.00	1	-6.94	0.00	0	-6.25	0.00	0
	MW	50.03	0.00	0	74.14	0.00	1	78.02	0.00	1	45.73	0.00	0	40.10	0.00	0
近畿	LLC	-16.15	0.00	4	-9.72	0.00	5	-6.80	0.00	4	-10.00	0.00	3	-11.26	0.00	3
	IPS	-16.76	0.00	4	-15.65	0.00	5	-13.04	0.00	4	-7.48	0.00	3	-9.41	0.00	3
	MW	151.37	0.00	4	146.80	0.00	5	114.26	0.00	4	64.04	0.00	3	81.96	0.00	3
中国	LLC	-9.63	0.00	4	-14.56	0.00	3	-11.17	0.00	0	-12.95	0.00	3	-10.07	0.00	1
	IPS	-9.91	0.00	4	-12.71	0.00	3	-12.81	0.00	0	-9.21	0.00	3	-6.78	0.00	1
	MW	81.59	0.00	4	94.16	0.00	3	94.20	0.00	0	70.72	0.00	3	51.74	0.00	1
四国	LLC	-8.41	0.00	0	-4.29	0.00	2	-10.90	0.00	0	-12.61	0.00	1	-9.86	0.00	0
	IPS	-9.01	0.00	0	-8.61	0.00	2	-12.22	0.00	0	-10.69	0.00	1	-9.63	0.00	0
	MW	65.57	0.00	0	63.83	0.00	2	82.74	0.00	0	75.87	0.00	1	65.38	0.00	0
九州	LLC	-12.73	0.00	0	-10.91	0.00	5	-12.25	0.00	2	-9.59	0.00	6	-9.93	0.00	2
	IPS	-13.06	0.00	0	-10.63	0.00	5	-13.14	0.00	2	-9.53	0.00	6	-11.16	0.00	2
	MW	133.94	0.00	0	111.79	0.00	5	130.17	0.00	2	95.41	0.00	6	113.27	0.00	2

(注) LLCはLevin-Lin-Chu検定, IPSはIm-Pesaran-Shin検定, MWはMaddala-Wu検定を表す。「検定統計量」は注5で説明されている検定統計量である。
 p値はLLC検定では(14)式, IPS・MW検定では(15)式で示された仮説検定のp値である。「ラグ」はラグ次数であり, SBICを基準に決定された。

これは、技術伝播は比較的早くされるが、それを効率的に利用するには比較的時間がかかることであると考えられる。また、規模に関する効率性は、各地の土地条件や自然条件にも影響

し、技術伝播により変化するには比較的時間がかかることと予想される。TCの半減期は関東地方において平均3.9ヶ月であり、非常に収束速度が速かったが、TC以外のMIの構成要素については、収束速度はさほど速いとはいえないだろう。全体的に、どの指標においても近畿地方や東海地方で収束速度が速いことが見出された。地域毎の分析結果について、まず、北海道・東北地方では、TCの半減期が最も短い県は青

イスト指数を構成する4つの指標の半減期の平均、マルムクイスト指数を構成する指標のうち、TCを除いた3つの指標の半減期の平均、マルムクイスト指数とそれを構成する4つの指標を併せた5つの指標の平均が掲載されている。

森県の2.2ヶ月、反対に最も長い県は宮城県で10.2ヶ月となっている。TECの半減期が最も短くなっている県は岩手県で6.1ヶ月、最も長くなっている県は青森県で1年であった。また、SECの半減期は青森県が6.4ヶ月で最も短く、山形県が1年9.8ヶ月と最も長いことが分かる。STCの半減期が最も短いのは秋田県で2.7ヶ月、最も長いのは福島県で8.5ヶ月である。そして、MIの半減期は、秋田県が3.5ヶ月で最短であり、宮城県が10.1ヶ月で最長となっている。

関東地方の結果について目を移してみると、TCの半減期は全体的に短いものの、最短は長野県で約1ヶ月半であるのに対し、最長は神奈川県で7.3ヶ月である。TECの半減期は、栃木県が4.5ヶ月と最も短く、神奈川県が14.7ヶ月が最も長くなっている。SECの半減期が最短である県は栃木県と長野県で6.6ヶ月、最長である県は群馬県で20ヶ月という結果が得られた。STCの半減期で最も短い県は茨城県で2.7ヶ月、最も長い県は東京都で15.7ヶ月である。MIの半減期についてみてみると、茨城県の3.4ヶ月が最短、東京都の1年が最長となっていることが分かる。都市部においては、農業部門が縮小しており、生産技術が伝播しにくいと考えられる。

北陸地方では、TCの半減期は、富山県が4.8ヶ月と最も短く、石川県が9.8ヶ月と最も長くなっている。TECの半減期は、最短が富山県で7.1ヶ月、最長が福井県で19.5ヶ月と大きく幅がある。また、SECの半減期については、最も短い県は石川県で7.4ヶ月、最も長い県は福井県で17.4ヶ月であった。STCの半減期は、石川県の4.6ヶ月が最短で、富山県の14.2ヶ月が最長である。MIの半減期が最も短い県は石川県で2.9ヶ月、反対に最も長い県は富山県で13.8ヶ月となっている。このように、北陸地方においては、最短と最長の期間の差が大きい点の特徴と言える。

東海地方では、TCの半減期をみてみると、三重県が最短で3.6ヶ月、岐阜県が最長で6.7ヶ月

月であることが分かる。TECの半減期は、最も短い県が岐阜県で6.2ヶ月、最も長い県が静岡県で9.5ヶ月となっている。SECの半減期で最短は岐阜県の5.1ヶ月、最長は三重県の8.5ヶ月という結果が得られている。STCの半減期についてみてみると、静岡県の2.4ヶ月が最短であり、三重県の4.8ヶ月が最長であった。さらに、MIの半減期が最も短い県は静岡県で3.3ヶ月、最も長い県は岐阜県で4ヶ月である。比較的技術効率性が良好であった静岡県では、一部の指標を除き、各指標の半減期が短くなっている。

近畿地方においては、TCの半減期は、大阪府で3.3ヶ月と最も短く、滋賀県で7.6ヶ月と最も長くなっている。これに対し、TECの半減期では、滋賀県で5.6ヶ月と最短、京都府で8.7ヶ月と最長である。SECの半減期は、和歌山県で6.6ヶ月と最も短く、京都府で13.7ヶ月と最も長いという結果が得られた。STCの半減期については、最短が滋賀県で2.6ヶ月、最長が京都府で5.8ヶ月であることが分かる。MIの半減期が最も短い県は3.6ヶ月の和歌山県で、最も長い県は9.2ヶ月の京都府であった。

中国地方においては、TCの半減期が最も短くなっている県は、鳥取県で1.3ヶ月、最も長くなっている県は、広島県で8.9ヶ月である。TECの半減期に目を移してみると、最短は広島県の3.4ヶ月、最長は鳥取県の19.3ヶ月となっている。そして、SECの半減期が最も短い県は期間が5ヶ月の島根県であり、最も長い県は期間が19.7ヶ月の鳥取県であった。STCの半減期は、最短で山口県の3.5ヶ月、最長で広島県の5.5ヶ月という結果が得られている。MIの半減期は、広島県の3.7ヶ月が最も短く、島根県の5ヶ月が最も長くなっていることが分かる。

四国地方では、TCの半減期は、最短が愛媛県の3.1ヶ月で、最長が徳島県の4.8ヶ月であった。これに対し、TECの半減期は、徳島県の5.6ヶ月が最も短く、香川県の15.6ヶ月が最も

短くなっており、大きな幅が存在している。SECの半減期についても、最短が愛媛県の6.1ヶ月に対し、最長が香川県の17.1ヶ月と大きな差がある。STCの半減期は、最も短い県が香川県で4.9ヶ月、最も長い県が愛媛県で10.8ヶ月となっている。さらに、MIの半減期についてみてみると、最短が徳島県で4.6ヶ月、最長が香川県で5.7ヶ月であった。このように、四国地方では、TCの半減期に大きな幅は無いが、TECの半減期には大きな幅が存在している点に特徴がある。

九州地方においては、TCの半減期については、熊本県の2.4ヶ月が最も短く、佐賀県および大分県の7.1ヶ月が最も長くなっている。一方、TECの半減期は、最短で熊本県の3.5ヶ月、最長で大分県の19.8ヶ月という結果が得られた。SECの半減期では、最も短い県は鹿児島県で2.9ヶ月、最も長い県は佐賀県で19.9ヶ月である。また、STCの半減期は、熊本県の2ヶ月が最短で、佐賀県の9.1ヶ月が最長となっている。MIの半減期についてみてみると、鹿児島県の3.6ヶ月が最も短く、大分県の13.1ヶ月が最も長いことが分かる。

5. おわりに

本稿では、都道府県の農業の技術進歩や技術効率性を計測し、それらが地域毎に収束するかどうかという点について分析してきた。まず、Zofioの方法に従い、マルムクイスト指数(MI)で測った技術変化を、技術進歩(TC)、技術進歩の規模に関するバイアス(STC)、技術効率性の変化(TEC)、規模に関する効率性の変化(SEC)の4つの影響に分解して計測することにした。また、これらの指標が地域毎に収束するかどうかを検定した。さらに、半減期、すなわち、均衡からの距離が半分になる期間を計測し、収束の速度を計測した。

まず、3種類のパネル単位根検定の結果から、マルムクイスト指数と、その4つの構成要素は、

都道府県の各地域において技術効率性が最も良好な都道府県のものに収束するという結果が得られた。また、技術進歩の収束速度は比較的早く、技術効率性や規模に関する効率性の収束速度は遅い傾向にあることが示唆された。これは、技術効率性が低い地域に技術自体は比較的早く伝播されるが、伝えられた技術を効率的に利用し、また規模に関する効率性の向上は比較的時間がかかると考えられる。

各地域における分析結果によると、北海道・東北地方では、各指標の半減期の最も短い県は、TCとSECが青森県、TECが岩手県、STCとMIが秋田県であった。一方、半減期の最も長い県が、TCおよびMIでは宮城県、TECでは青森県、SECでは山形県、STCでは福島県となっていた。関東地方では、各指標の半減期は、TCが長野県、TECが栃木県、SECが栃木県と長野県、STCとMIが茨城県で最短であった。一方、TCとTECが神奈川県、SECが群馬県、STCとMIが東京都で最長である。北陸地方では、各指標の半減期は、TCとTECが富山県、SEC、STCとMIが石川県で最短である。これに対し、TCが石川県、TECとSECが福井県、STCとMIが富山県において、最長となっていた。

東海地方においては、各指標の半減期が最も短い県は、TCが三重県、TECとSECが岐阜県、STCとMIが静岡県であった。反対に最長の県は、TCとMIが岐阜県、TECが静岡県、SECとSTCが三重県である。近畿地方では、技術進歩等の指標が兵庫県のものに収束することが分かった。各指標の半減期は、TCが大阪府、TECとSTCが滋賀県、SECとMIが和歌山県で最短である。他方、半減期が最長の県はTCが滋賀県、TEC、SEC、STCとMIが京都府であった。中国地方においては、技術進歩等を示す指標が、岡山県のものに収束するという結果が得られている。各指標の半減期が最も短い県は、TCが鳥取県、TECとMIが広島県、SECが島根県、STCが山口県であった。

表3 各都道府県の半減期

	TC	TEC	SEC	STC	MI	平均 (TC, TEC, SEC, STC)	平均 (TEC, SEC, STC)	平均 (TC, TEC, SEC, STC, MI)
(北海道・東北)								
平均	6.5	9.7	11.1	4.9	7.2	8.0	8.6	7.9
青森	2.2	12.0	6.4	3.7	5.3	6.1	7.4	5.9
岩手	8.5	6.1	9.5	6.6	8.2	7.7	7.4	7.8
宮城	10.2	11.9	12.0	4.1	10.1	9.6	9.3	9.7
秋田	4.4	9.9	9.9	2.7	3.5	6.7	7.5	6.1
山形	8.2	11.4	21.8	3.9	7.9	11.3	12.4	10.6
福島	5.4	6.8	6.7	8.5	8.4	6.9	7.3	7.2
(関東)								
平均	3.9	9.2	10.1	5.7	6.5	7.2	8.3	7.1
茨城	4.0	8.4	8.3	2.7	3.4	5.9	6.5	5.4
栃木	3.4	4.5	6.6	3.4	4.2	4.5	4.8	4.4
群馬	3.2	7.8	20.0	4.4	6.3	8.9	10.7	8.3
埼玉	4.6	8.0	8.0	5.5	5.1	6.5	7.2	6.2
東京	3.1	9.0	8.4	15.7	12.0	9.1	11.0	9.6
神奈川	7.3	14.7	14.6	6.2	9.7	10.7	11.8	10.5
山梨	3.8	10.3	8.0	4.6	6.8	6.7	7.6	6.7
長野	1.6	10.7	6.6	2.8	4.5	5.4	6.7	5.2
(北陸)								
平均	6.8	11.4	12.4	10.3	9.4	10.3	11.4	10.1
富山	4.8	7.1	12.5	14.2	13.8	9.7	11.3	10.5
石川	9.8	7.7	7.4	4.6	2.9	7.4	6.6	6.5
福井	5.9	19.5	17.4	12.2	11.4	13.8	16.4	13.3
(東海)								
平均	5.0	7.5	7.3	3.3	3.6	5.8	6.0	5.3
岐阜	6.7	6.2	5.1	2.8	4.0	5.2	4.7	5.0
静岡	4.7	9.5	8.2	2.4	3.3	6.2	6.7	5.6
三重	3.6	6.7	8.5	4.8	3.6	5.9	6.7	5.4
(近畿)								
平均	6.2	7.4	9.1	4.3	5.8	6.8	6.9	6.6
滋賀	7.6	5.6	9.5	2.6	5.2	6.3	5.9	6.1
京都	6.1	8.7	13.7	5.8	9.2	8.6	9.4	8.7
大阪	3.3	8.1	7.7	5.4	5.8	6.1	7.1	6.1
奈良	7.3	7.9	8.2	4.2	5.1	6.9	6.8	6.5
和歌山	6.6	6.8	6.6	3.3	3.6	5.8	5.6	5.4
(中国)								
平均	4.3	8.1	9.7	4.7	4.4	6.7	7.5	6.2
鳥取	1.3	19.3	19.7	4.8	4.5	11.3	14.6	9.9
島根	2.8	5.2	5.0	5.0	5.0	4.5	5.1	4.6
広島	8.9	3.4	6.6	5.5	3.7	6.1	5.2	5.6
山口	4.1	4.6	7.5	3.5	4.3	4.9	5.2	4.8
(四国)								
平均	4.2	9.2	10.0	7.2	5.2	7.7	8.8	7.2
徳島	4.8	5.6	6.9	5.9	4.6	5.8	6.1	5.6
香川	4.6	15.6	17.1	4.9	5.7	10.6	12.5	9.6
愛媛	3.1	6.4	6.1	10.8	5.4	6.6	7.8	6.4
(九州)								
平均	5.6	10.6	12.9	6.2	7.8	8.8	9.9	8.6
福岡	6.7	9.8	19.3	7.3	8.0	10.8	12.1	10.2
佐賀	7.1	16.8	19.9	9.1	11.2	13.2	15.3	12.8
長崎	4.5	7.2	14.2	7.1	3.9	8.3	9.5	7.4
熊本	2.4	3.5	5.1	2.0	6.9	3.3	3.5	4.0
大分	7.1	19.8	16.2	8.3	13.1	12.9	14.8	12.9
鹿児島	5.9	6.2	2.9	3.6	3.6	4.7	4.2	4.4
全都道府県平均	5.3	9.2	10.5	5.7	6.4	7.6	8.4	7.4

(注) 単位は月数である。

半減期が最も長い県は TC と STC が広島県、TEC と SEC が鳥取県、MI が島根県である。さらに、四国地方においては、各指標の半減期は、TC と SEC が愛媛県、TEC と MI が福岡県、STC が香川県で最長であった。一方、最長の県は、TC が徳島県、TEC、SEC と MI が香川県、STC が愛媛県である。九州地方では、各指標の半減期が最短の県は、TC、TEC と STC が熊本県、SEC と MI が鹿児島県であった。反対に最長の県は、TC が佐賀県と大分県、TEC と MI が大分県、SEC と STC が佐賀県という結果が得られた。

本稿の分析結果から、各地域において、農業の技術進歩や技術効率性、規模の効率性が収束する傾向にあることが観測された。生産技術が伝播し、各都道府県で同様の技術が用いられるようになり、また、生産をより効率的に行い、規模の効率性を有効に活用するよう、各地で努力がなされていると予想される。また、収束する速度たる半減期を見てみると、各都道府県により遅い県と速い県が存在していた。このことから、収束する速度が遅い県には伝播を促進し、効率的な県では、技術開発を支援していくことが必要と考えられる。

今後の研究課題として、農業全体データのデータを用いていることで、本研究で検定している収束仮説との整合性は慎重に議論する必要があるであろう。収束仮説は、技術伝播を背景に議論しており、本当に技術が伝播することが可能かどうか議論する必要があると考えられる。農業は、多様な作物を生産しており、地域により、主要な生産作物も異なっている。このため、例えば、米が主要産物である地域の技術が、畜産が主要産物の技術に伝播するかどうかは、疑問が生じる。これに対して、日本の8つの地域毎では、主要な作物も比較的類似しており、技術伝播は可能だと予想される。また、作物が異なっても、農業経営のあり方等、農業全体として技術伝播できることはあると考えられる。しかし、この点をより厳密に分析するために、

品目を固定して分析を行い、比較検討することは、今後の重要な研究課題である。

参考文献

Balk, B. M. [2001], "Scale Efficiency and Productivity Change," *Journal of Productivity Analysis*, Vol.15, pp.159-183.

Barro, Robert J. and Xavier X. Sala-i-Martin [1995], *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York.

Caves D. W., L. R. Christensen, and W. E. Diewert [1982], "The Economic Theory of Index Number and the Measurement of Input, Output and Productivity," *Econometrica*, Vol. 50, pp.1393-1414.

Dicky, D. and W. A. Fuller [1981], "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, Vol. 49, pp. 1057-1072.

Färe, R., S. Grosskopf, M. Norris and Z. Zhang [1994], "Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Change in Industrialized Countries," *American Economic Review*, Vol. 84, pp.66-83.

Fulginiti, L. E. and R. K. Perrin [1997], "LDC agriculture: Nonparametric Malquist productivity index," *Journal of Development Economics*, Vol.57, pp.373-390.

Horie, T. and M. Yamaguchi [2006], "Productivity Growth, Efficiency Change and Technical Change in Japan Agriculture: 1965-1995," *Japanese Journal of Rural Economics*, Vol.8, pp.64-78.

Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin [2003], "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, Vol. 115, pp.53-74.

Levin, A., C. Lin, and J. Chu [2002], "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", *Journal of Econometrics*, Vol. 108, pp.1-24.

Maddala, G. S. [2001], *Introduction to Econometrics*, Wiley, New York.

Maddala, G. S. and S. Wu [1999], "A Compar-

tive Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.61, pp. 631-652.

Mathijs, E. and J. F. M. Swinnen [2001], "Production Organization and Efficiency during Transition: An Empirical Analysis of East German Agriculture," *Review of Economics and Statistics*, Vol.83, pp.100-107.

Mao, W. and W. W. Koo [1997], "Productivity Growth, Technological Progress and Efficiency Change in Chinese Agriculture after Rural Economic Reforms: A DEA Approach," *China Economic Review*, Vol.8, pp.157-174.

Rao, D. S. P. and T. J. Coelli [1998], "Catch-up and Convergence in Global Agricultural Productivity," *Indian Economic Review*, Vol.39, 123-148.

Ray, S. C. and E. Desli [1997], "Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries: Comment," *American Economic Review*, Vol.87, pp.1033-1039

Zofio, J. [2007], "Malmquist Productivity Index Decompositions: A Unifying Framework," *Applied Economics*, Vol.39, pp.2371-2387.

黒田直 [2005], 「日本農業における技術変化の研究：展望」泉田洋一編『近代経済学的農業・農村分析の50年』農林統計協会。

笹木潤・山本康貴・近藤功庸 [2005], 「わが国稲作生産性における経済収束仮説の再検証：減反開始期以降のデータによるパネル単位根検定からの接近」『農業経済研究』別冊, pp.113-117.

高松良樹・衣笠智子 [2007], 「日本農業における生産効率と過剰投入に関する分析」, *Kobe University Discussion Paper*, No.0731.

日本統計協会編『日本長期統計総覧(新版)』日本統計協会, 2006年。

農林省農林経済局統計調査部編『耕地及び作付面積統計』農林統計協会, 各年。

農林省農林経済局統計情報部編『生産農業所得統計』農林統計協会, 各年。

農林省農林経済局統計調査部編『農家経済調査報

告』農林統計協会, 各年。

農林水産省統計情報部編『農業構造動態調査報告書』農林統計協会, 各年。

山口三十四・登雲光 [2004], 「包絡線分析法による旧ソ連諸国の農業技術効率性と収束の分析」『農業問題研究』第156号, pp.25-33.

山口三十四・陳建宏 [1999], 「戦後日本農業成長の計量的分析—農業所得成長の収束についての検証」『農業経済研究』第71巻第1号。

山本康貴 [1990], 「農業における生産性およびコストの地域間・時点間比較」『帯広畜産大学学術研究報告人文社会科学論集』第8巻第1号, pp.31-63.

山本康貴・近藤功庸・笹木潤 [2007], 「わが国稲作生産性の伸びはゼロとなるか?—総合生産性, 技術変化およびキャッチ・アップ効果の計測を通じて—」『農業経済研究』第79巻第3号, pp.154-165.

姚万軍・山口三十四 [2006], 「中国農業における主要生産性と技術効率性に関する分析」『国民経済雑誌』第194号, pp.17-30.

謝辞 本稿作成に当たり, 編集委員および二人のレフェリーの先生方, 山口三十四教授(神戸大学), 浦長瀬隆教授(神戸大学), 福本幸男准教授(大阪経済大学)から貴重なコメントをいただいたことに心より感謝申し上げます。

付表1 アウトプット・インプットの概要

	単位	実質農業生産額	作付面積	農業就業者	実質固定資本額	実質肥料購入額
		億円	ha	千人	百万円	百万円
全国	平均	1888.99	1257.91	159.49	2105.78	115.15
	標準偏差	1524.58	1566.11	90.96	1560.01	122.93
北海道・東北	平均	3264.55	2985.75	211.54	3080.49	215.73
	標準偏差	2411.92	3283.37	78.47	2352.26	239.15
関東	平均	2195.82	1307.56	181.11	2157.21	120.36
	標準偏差	1429.12	761.70	107.23	1414.04	83.10
北陸	平均	1415.80	745.50	136.02	1306.30	83.78
	標準偏差	1152.77	459.93	109.81	1094.58	98.96
東海	平均	2051.77	955.64	181.22	2436.64	146.56
	標準偏差	998.93	255.71	79.55	1558.65	94.74
近畿	平均	918.57	523.27	102.78	1200.34	61.42
	標準偏差	547.54	283.83	63.53	944.59	31.70
中国	平均	1107.01	732.56	135.03	1599.68	64.66
	標準偏差	421.67	263.33	67.42	819.55	27.41
四国	平均	1186.52	636.67	110.98	1869.86	73.66
	標準偏差	429.01	208.10	46.26	1010.90	32.37
九州	平均	2088.07	1291.71	174.46	2605.14	113.68
	標準偏差	1135.94	466.20	79.68	1199.65	62.84

排出許可証取引における市場価格規制*

Emissions Permit Markets Equipped with the Mechanism of Safety Valve

前田 章 (京都大学大学院エネルギー科学研究科)**

Akira MAEDA, Kyoto University

要旨

本研究の目的はセーフティーバルブ機能を付与された排出許可証取引制度の理論モデルを提示し、排出規制対象者による排出削減を適切に誘導する政策パラメータの組合せを分析することである。その政策パラメータとは、排出許可証の発行総量とセーフティーバルブのトリガー価格である。この二つのパラメータによって排出削減量を政策当局の意図通りに制御できるか否かは、総排出量にかかわる不確実性に強く影響されることが示される。

Abstract

The study develops an analytical model of emissions markets equipped with the mechanism of safety valve. Its purpose is to examine the regulator's control of emission reductions by emitters by setting two policy parameters, namely, emission targets and trigger prices of the safety valve. I show that the capabilities of these two policy tools are greatly affected by uncertainty regarding unconstrained aggregate emissions. I also show that there exists a specific combination of target- and trigger price-setting, which frees emission reductions from dependence on uncertainty of unconstrained emissions. The findings offer practical guidance for policy-makers on designing a permit market.

キーワード：取引可能排出許可証，キャップ・アンド・トレード，不確実性，セーフティーバルブ，トリガー価格

Keywords: Tradable Permits, Cap-and-Trade Systems, Uncertainty, Safety Valve, Trigger Price

JEL 区分：Q58, D23, H11

* 本論文の旧バージョンは、いくつかの国内外の学会 (The Third World Congress of Environmental and Resource Economists in Kyoto, 2006, 29th IAEE International Conference in Potsdam, 2006 など) や、拙著『排出権制度の経済理論』(岩波書店2009)の一部として発表されている。また、本研究は、科学研究費補助金・課題番号17330053 (荻登 B, 2005年-2008年) および同・課題番号21330054 (荻登 B, 2009年-2013年) によって補助されている。本バージョンでは、査読の方々のご助言を頂いた。ここに謝意を表す。

** 連絡先：〒606-8501 京都市左京区吉田本町 京都大学大学院エネルギー科学研究科 Voice/Fax: 075-753-3576; E-mail: akmaeda@energy.kyoto-u.ac.jp

1. はじめに

近年、地球温暖化に対する温室効果ガス抑制政策のひとつとして、排出許可証取引制度¹⁾が国内外で注目されている。日本政府は、国内制度の「試行的実施」を2008年10月より開始した。これを今後の温暖化政策の中心的な制度に発展させていくべきか否かは、議論の分かれるところである。制度の拡大が合意されたとしても、この制度に温室効果ガス抑制の中心的役割を担わせるには、より緻密な制度設計が今後必要となるであろう。一方、欧州では排出許可証取引制度の推進は、日本より大きく進んでいる。EU-ETS (European Union Emissions Trading Scheme) が、2005年1月より開始され、その制度が果たす役割の大きさは、日本より遥かに大きなものとなってきている。それでも、制度の拡大や変更の過程で、制度設計の詳細な部分について多くの議論の余地が残っている。

国内外の排出許可証取引制度に関わる議論の中で、具体的な制度設計上の論点の一つとして挙げられるものが、「セーフティーバルブ」である。セーフティーバルブとは規制当局が価格に上限を設け、実際の市場価格がそれを上回るような事態が発生した場合には、その上限価格で規制当局が無制限に排出許可証を供給する、というものである。次節で詳しく見るように、上限価格を設定するという点で別の呼び名も使われている。選択性環境税、ユニットペナルティー、プライスカップなどである。本論文では、その目的が、排出許可証価格の高騰に直面した排出規制対象者の救済であることを強調して、セーフティーバルブという言葉に統一し、それが発動される価格を「トリガー価格」と呼ぶことにする。

セーフティーバルブという考え方を実際の排

1) 排出権取引制度、排出量取引制度など呼称は多いが、ここでは「排出許可証」で統一する。

出許可証制度に導入する場合、規制当局はトリガー価格を具体的な数値として設定する必要がある。その際、セーフティーバルブ導入の目的に合致した適正トリガー価格とはいかなるものかを考えなくてはならない。しかしながら、そうした適正トリガー価格の根拠、また、それを支える学術研究はこれまでのところまったく見当たらない。

本論文では、セーフティーバルブを装備した排出許可証取引制度について、その設計と政策的なインプリケーションについて論じる。本論文の構成は次の通りである。まず、第2節でセーフティーバルブという考え方のルーツを概観し、排出削減の非柔軟性に起因するリスクの軽減策について論じる。第3節では、セーフティーバルブを装備した排出許可証制度のモデルを提示する。第4節では、モデルの分析を進め、セーフティーバルブの具体的な設定について定理を導出する。第5節はまとめである。

2. 議論の背景

一般に、排出許可証 (量による規制) と環境税 (価格による規制) は適切に設計されていれば、基本的には同一の政策的効果を持つとされる。しかし、いくつかの条件次第では両者に優劣があるとされる。その条件のひとつとして挙げられるのが不確実性である。Weitzman [1974] は、規制当局が規制対象について十分に情報を持っていない (情報の非対称性がある) 状況や期待される社会的便益について十分に知り尽くしていない (不確実性がある) 状況では、排出許可証と環境税は必ずしも同一の効果を生まないということを示した。そこで Roberts and Spence [1976] は、排出許可証制度に環境税のような価格規制を組み合わせる「ハイブリッドシステム (Hybrid Systems)」の考え方を提案した。具体的には、彼らは、排出許可証制度に罰則金と報奨金を組み合わせた制度を考え出した。

罰金は、許可証保有量を超える排出量に対して、排出単位に比例した罰金、すなわちユニットペナルティー (unit penalty) を課すものである。これは見方を変えると、選択性の環境税ともいえる。なぜなら、許可証保有量を超えないように市場調達と排出削減の努力をするか、あるいは、削減出来なかった分について税金を払うかの選択権が、排出主体に与えられていることに等しいからである。

更に見方を変えると、ユニットペナルティーは排出許可証市場価格に人為的な上限価格を設けることにも等しい。いかなる排出主体にとっても、排出許可証市場価格がユニットペナルティーを超えるほど高い場合は、わざわざ市場調達をするよりは、そのペナルティーを支払ったほうが明らかに得である。したがって、実際に排出許可証市場価格がこのユニットペナルティーを上回るような事態は絶対発生しないことになる。市場の上限価格を定めるという点に着目して、プライスキップ (Price Cap) とカリミット価格 (Limit Price) などと呼ばれる。

人為的な上限価格は、市場価格が必ずそれ以下であることを保証するものであると同時に、その上限に張り付いた場合は、その価格で政府から排出許可証を無制限に買い入れることを許すことを意味する。そうした意味で、許可証保有量の足りない (よって制度を順守できない) 者に対する救済措置という見方もできる。この見方から、プライスキップは、セーフティーバルブ (Safety Valve: 安全弁) を発動させるトリガー価格 (Trigger Price) とも呼ばれる。

Roberts and Spence [1976] において排出許可証制度に罰金と報奨金を組み合わせる必要性の一つは、規制当局が規制対象の排出削減コスト関数を正確に把握しえないから、というものである。これは規制当局と規制対象との間の情報の非対称性である。規制当局の視点だけから見れば、規制対象に対する情報の不確実性といえる。実際、Roberts and Spence は文献中で繰り返し不確実性という言葉を使っている。

一般に、不確実性という言葉を使うときには、それが具体的に何を指すか、さらに言う、誰にとって何が不確実なのか、ということに気をつけなければならない。Roberts and Spence の想定では、不確実性はあくまでも規制当局にとってのものなので、規制対象となっている排出主体にとっては、少なくとも自身の排出削減コスト関数については不確実性は存在しない。排出主体同士がお互いにある程度排出削減コスト関数についての情報を共有している (こうした状況はある程度現実的であろう) なら、不確実で困るのは規制当局だけである。極論すると、規制を受ける側は全く不都合を感じないといってよい。なんらかの事象について不確実な要素が存在し、それが規制当局よりはむしろ排出主体にとって不都合を及ぼすような事態があるとすれば、それはどういう場合であろうか。以下、不確実性の根源についてもう少し詳しく考えてみよう。

一般的な排出許可証の理論では、規制を受ける排出主体は排出許可証を割り当てられ、その市場取引に従事すると同時に自身の排出量を最適なレベルにまで削減するものと想定されている。この背景には、排出削減と排出許可証取引が同時並行で進行できるとの仮定がある。しかし、こうした仮定は実はなかなか現実的とはいえない。排出許可証は排出規制期間の最終時点まで取引可能で、市場価格を覗みながら、自由に売買を行うことが可能であろう。これに対して、排出削減活動はそれほど自由自在ではない。排出削減のためには、まず現状維持の場合に予想される排出量 (BAU 排出量)²⁾ を予測し、その上で生産計画や排出ガス回収・処理計画の変更を行う。その際、多くの場合、設備の変更や新規設備の導入を伴うため、設備投資が必要となる。もちろんこれにはリードタイムが必要である。

2) BAU は Business-as-usual の略。

排出削減に事前の投資 (およびそれに伴うリードタイム) が必要であるとすると、排出主体にとって排出許可証市場はリスクの伴う市場となる。BAU 排出量を予測し、それに対して最適な排出削減量を決定する。この時点で、排出削減量は、その後の微調整はあり得るとしても、おおくは固定されることとなる。排出規制期間の最後になって排出許可証が足りなくなったら、市場から調達するよりほかにない。市場全体で排出削減が不十分であることが判明した場合には、排出許可証の市場価格は高騰するかもしれない。市場価格の高騰は一部の排出主体に大きな損害を与えることにもなる。

さらに特徴的なことには、この許可証が足りるかどうかわからない状態は、市場取引の時点で全て解消する。すなわち、取引の時点では、どれだけ排出許可証が必要か、そして、そのときの市場価格はいくらかが完全に観測できる。しかし、そのように不確実性が解消されてからでは、もう損害は避けようがない状態になっている。こうした不確実性こそが、排出主体に不都合を及ぼす可能性のある不確実性である³⁾。

規制当局はもちろんのこと、排出主体自身もどうすることもできない不確実性が存在し、それ故に、規制を課せられた排出主体は排出許可証制度の中で大きな損害を被る可能性がある。セーフティーバルブはこうした市場価格高騰リスク緩和の一つの方法として機能し得る。

ただ、セーフティーバルブの実際の形式自体は、上に述べたように選択性環境税、ユニット

3) 許可証市場と「不確実性」に関する研究は数多くある。たとえば、Montero [1997] は予定された許可証取引が不確実性のもとで実際にどれだけ実行されるかどうかについて考察している。Krishna and Tan [1999] と Ben-David et al. [2000] は排出企業の支払い意思価格 (Willingness-to-pay) と市場価格への不確実性の影響を考察している。Montero [2000] は米国二酸化炭素排出権取引制度における自発的参加に関連して、BAU 排出量の不確実性の影響を考察している。他にも不確実性に関する研究は数多いが、排出削減投資に伴うリードタイムに起因する不確実性と、その不確実性が時間とともに解消する現象について考察したものは全く見当たらない。

ペナルティー、プライスキップなどと比べて大きな違いはない。そのため、その目的が曖昧になったまま、Roberts and Spence [1976] から始まるハイブリッドシステムの議論と混同されがちである。実際、Jacoby and Ellerman [2004] は、気候変動政策における議論の背景や経緯について記しており⁴⁾、特に、Roberts and Spence [1976] に関連して次のように述べている。

"The safety valve is sometimes introduced as a policy innovation, but in fact it has close and well-established relatives. It is similar to a per-unit penalty found in cap-and-trade systems where the price is set at a high enough level that it is unlikely to be triggered. And, if the price is set sufficiently low that emissions commonly exceed that quantity limit, it resembles an emissions tax. Finally, it is akin to a proposal made by Roberts and Spence [1976] in a similar context that emitters be given the choice of buying permits from the market or from the government at a specified price." (p. 481)

このような記述からわかるように、セーフティーバルブの議論は、排出許可証に価格規制を組み合わせる考え方の一つとして位置づけられている。このこと自体、間違ったことでないが、Roberts and Spence [1976] から始まるハイブリッドシステムの議論 (「情報の非対称性」を「不確実性」と呼び、その規制当局にとっての悪影響のみに議論を絞るもの) にばかり論点が集ましがちである。実際、上で述べたような排出削減を担う側 (規制対象側) が直面する「不確実性」を軽減する機能についての議論は、ほと

4) このほかにも Pizer [2002] が気候変動政策論争に関連してなされた具体的なセーフティーバルブの提案をいくつかリストアップしている。

んど置き去りにされており、排出規制対象者に対する救済の側面や彼らの直面する不確実性の本質を議論する学術的文献は、これまでのところまったく見当たらない。

これまでの文献とは全く違った形で、セーフティーバルブの役割を明確にし、そのメカニズムの設計を分析するには、不確実性の根源にまで遡ったモデル化が必要である。上で述べたように、この不確実性は、情報の非対象性とは全く異なるものであり、排出削減当事者の投資意思決定に深く関連するものである。よって、そのモデル化も、これまでの文献とはまったく異なる考え方が必要である。次節では、この不確実性のモデル化から議論を始める。

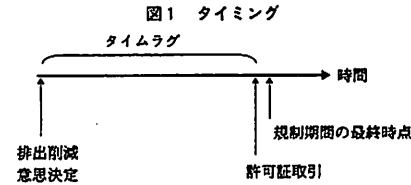
3. モデル

前節で論じた排出削減投資の非柔軟性とそれに伴う不確実性を前提として、セーフティーバルブと排出規制量との組合せについて考察する。

現時点(時点0)と将来時点(時点1)のみからなる世界を考える。N人の排出主体が居るものとする。これらの排出主体は時点1において排出規制対象ガスの排出を行なう。この時点における排出量の上限は規制当局によって設定され、排出許可証の形で時点0に無償配布される。この許可証は時点1での市場取引の対象となる⁵⁾。各排出主体は時点0において排出削減投資を行なう。これにより排出削減可能量は固定される⁶⁾が、実際に時点1になってどれ

5) 時点0では排出規制は課されていないものとする。この時点で時点1へ向けた排出許可証の取引を行なうことも可能である(先物取引)。この場合、時点1における市場価格の変動に起因する市場リスクを先物取引当事者間でやり取りすることになる。しかしながら、市場全体でリスクが消滅するわけではない。よって、先物取引の可能性があったとしても、以下の分析とその結果は変わらない。

6) こうした設定はもちろん十分に現実的とは言えない。しかし、企業などの投資活動の現実をある程度表現している。本研究では、排出許可証市場取引に対比する目的で、こうした極端な想定を採用することにする。



だけの排出が起きるかについては不確実性が付きまとう。すなわち、時点0からみた時点1でのBAU排出量は不確定であるものとする。これに伴い時点0からみた時点1での排出許可証市場価格も不確定となる。この不確実性は、時点1になれば消滅する。市場価格には規制当局によって上限(トリガー価格)が設けられ、これを超えるような事態が発生すれば、規制当局はその上限価格で無制限に許可証を市場供給する。

以上の設定から、各排出主体の行動は次のようにまとめられる。まず時点0において排出削減意思決定を行う。時点1になるとBAU排出量が確定し、あらかじめ決定された排出削減量を差し引いた実際の排出量も確定する。同時に、各排出主体は市場取引を行い、価格高騰時にはセーフティーバルブを利用することになる。こうしたタイミングは図1のように表される。

次のように定義する。

$i \in \{0, 1\}$: 時点。

$i = 1 \dots N$: 排出主体を表すインデックス。

X_i : 排出主体 i の排出削減量(時点0での意思決定変数。すなわち時点0で固定され、時点1で現実のものとなる)。($X_i \geq 0$)

$X \equiv \sum_{i=1}^N X_i$: X_i の総和(総排出削減量に等しい)。

$C_i(X_i)$: 排出主体 i の排出削減コスト関数(時点0での排出削減意思決定に伴い、その時点でコストは確定する)。

$MC_i(X_i) \equiv dC_i/dX_i$: 限界排出削減コスト関数。

L_i : 各排出主体の排出許可証初期配分量(排

出規制上限に相当。規制当局によって設定されるパラメータ)。

$L \equiv \sum_{i=1}^N L_i$: 総排出規制目標(排出許可証の総量。規制当局によって設定されるパラメータ)。

Ω : 時点0から見た時点1での「状態(states of nature)」の集合。

$G_i(\omega)$: 時点1の各排出主体のBAU排出量(状態 $\omega \in \Omega$ に対応する確率変数)⁷⁾。

$\phi^*(\omega)$: 時点1において状態 $\omega \in \Omega$ が発生した場合の排出許可証の市場均衡価格(内生変数)。($\phi^* \geq 0$)

$T_i(\omega)$: 時点1において状態 $\omega \in \Omega$ が発生した場合の各排出主体の取引量(時点1における意思決定変数)。

p : トリガー価格(規制当局によって設定されるパラメータ)。

$Z_i(\omega)$: 時点1において状態 $\omega \in \Omega$ が発生した場合に、各排出主体がセーフティーバルブを利用して購入する排出許可証量。時点1における意思決定変数⁸⁾。($Z_i \geq$

7) 数理経済学的に厳密な表記をするならば、次のように書ける。

「確率測度空間 (Ω, \mathcal{F}, Q) と \mathcal{F} -可測な関数として $(G_1, G_2, \dots, G_N): \Omega \rightarrow \mathbb{R}^N$ を考える。」

本論文の読者の関心は経済理論の数理よりも政策的含意にあると思われるので、数理経済学的に厳密な表記や用語は本論文では極力避けるようにする。代わりに、以下で簡単に「状態」の意味について記すことにする。

本論文では、基本的に、すべての確率的な事象は (G_1, G_2, \dots, G_N) の不確実性に起因すると考える。ただ、確率的に発生する事象一つひとつに対応する市場均衡を取り扱うためには、こうした確率的な事象を「状態 $\omega \in \Omega$ 」という言葉に置き換えておいたほうが便利である。なぜならば、生じた (G_1, G_2, \dots, G_N) に運動して均衡として定まるすべての内生変数を「状態 $\omega \in \Omega$ 」の関数として表現できるからである。少し厳密性を欠いた表現が許されるならば、一つひとつの「状態 $\omega \in \Omega$ 」は起こりうる特定の (G_1, G_2, \dots, G_N) のベクトルに一対一対応する、と考えてよい。

8) 前述のような厳密な表記を用いるならば、次のようになる。

「確率測度空間 (Ω, \mathcal{F}, Q) 上で、

$\phi^*: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$

$(T_1, T_2, \dots, T_N): \Omega \rightarrow \mathbb{R}^N$

0)

r : リスク調整済み割引利子率。

次のような仮定をおく。

仮定1

すべての状態 $\omega \in \Omega$ について、それが発生した場合の市場均衡を規制当局と全ての排出主体が時点0において計算できる⁹⁾。

仮定2

全排出主体の持つ各状態の生起確率の認識は均一である。その確率分布 Q は連続的な密度関数 $f(G_1, G_2, \dots, G_N)$ で表現されるものとする¹⁰⁾。

仮定3

各排出主体は十分に小さく、その行動が市場全体の取引量や価格形成に影響を与えることはない¹¹⁾。

以上の仮定のもとで、排出主体 i の時点0における排出削減意思決定問題は次のようにかける。

$$\text{Min}_{X_i \geq 0} \frac{1}{1+r} E[D_i(X_i)] + C_i(X_i). \quad (1)$$

ここで、 $D_i(X_i)$ は、時点0に削減量を X_i として固定した場合に、時点1で発生する費用である。これは状態 $\omega \in \Omega$ に依存する確率変数

$(Z_1, Z_2, \dots, Z_N): \Omega \rightarrow \mathbb{R}^N$
は \mathcal{F} -可測.]

9) この仮定は規制当局と排出主体間、あるいは排出主体同士のいかなる情報の非対称性も排除するものである。

10) 厳密な表記を用いるならば、次のように書ける。
 $A = \{\omega \in \Omega \mid (G_1(\omega), G_2(\omega), \dots, G_N(\omega)) \in B\}$ として、

$$Q(A) = \int_{\omega \in A} dQ(\omega)$$

$$= \int_{(G_1, G_2, \dots, G_N) \in B} f(G_1, G_2, \dots, G_N) dG_1 dG_2 \dots dG_N$$

と定義される。

11) この仮定は市場支配力のような問題を一切排除するものである。

となっている¹²⁾。具体的には、次のような時点1における最適化によって決定される。

$$D_i(X_i)[\omega] = \text{Min}_{T_i(\omega), Z_i(\omega)} \phi^*(\omega) T_i(\omega) + p Z_i(\omega) \quad (2)$$

$$\text{s.t.} \quad G_i(\omega) - X_i - L_i \leq T_i(\omega) + Z_i(\omega)$$

$$0 \leq Z_i(\omega) \leq G_i(\omega) - X_i$$

この定式化は次のように理解される。

排出主体 i は時点0において、その時点で固定される排出削減投資費用と時点1で発生する費用の期待値（現在価値換算）との和を最小にしようと努力する。時点1で発生する費用にはその時点でのスポット取引に伴う費用（売却により利益を得る場合はマイナスの費用として扱う）とセーフティーバルブを利用する場合の支払い費用が計上される。

時点0で排出削減量がある値 X_i に固定され、そのもとで、時点1で状態 $\omega \in \Omega$ が発生したとすると、排出主体 i は自身の排出量が $G_i(\omega) - X_i$ であることがわかる。排出許可証の初期保有量を差し引くと最低限でも $G_i(\omega) - X_i - L_i$ に相当する排出許可証を調達しなければならないことになる。これを他者からの購入と規制当局からの購入でまかなう。これが(2)式に対する制約条件の一つ目である。また、規制当局からの購入量はマイナスにはなり得ないし、実際の排出量を超えることも許されない（市場取引量は転売も可能性もあるので、取引量に上下限はない）、これが(2)式に対する制約条件の二つ目である。これら二つの制約条件のもとで、時点1で発生する費用の最小化を図り、その最小値が(2)式で $D_i(X_i)[\omega]$ として与えられることになる¹³⁾。そして、この最小値を想定して時点0での総費用の最小化が図られる。これが

- 12) 確率測度空間 (Ω, \mathcal{F}, Q) 上で、 $(D_1(X_1), D_2(X_2), \dots, D_N(X_N))$: $\Omega \rightarrow \mathbb{R}^N$ は \mathcal{F} -可測。
 $D_i(X_i)$ が ω に対応する確率変数であることを強調する場合は、 $D_i(X_i)[\omega]$ と記すことにする。
 13) この $D_i(X_i)[\omega]$ は、ある X_i を固定し、ある ω が生じた場合の、時点1での費用の最小値を表す。そのため、これは、あらゆる (X_i, ω) の組について計算されることになる。

(1)式である。

なお、(2)に現れる $\phi^*(\omega)$ は、状態 ω が生じた場合の排出許可証の市場均衡価格である。これは、仮定1のもとで、時点0ですべての排出主体によって、一つひとつの ω について予想されるものである。ここで、「均衡」価格という意味は、以下に示すマーケットクリア条件を満たすものとなっているということである。

(2)式の導く条件を考察してみよう。最適解は排出許可証の市場均衡価格とトリガー価格の大小関係によって次のように分類される。

- $\phi^*(\omega) = 0$ のとき、
 $Z_i^*(\omega) = 0$ かつ
 $G_i(\omega) - X_i - L_i \leq T_i^*(\omega)$ 、
 $0 < \phi^*(\omega) < p$ のとき、
 $Z_i^*(\omega) = 0$ かつ
 $G_i(\omega) - X_i - L_i = T_i^*(\omega)$ 、
 $\phi^*(\omega) = p$ のとき、
 $Z_i^*(\omega) \geq 0$ かつ
 $G_i(\omega) - X_i - L_i - Z_i^*(\omega) = T_i^*(\omega)$ 、
 $\phi^*(\omega) > p$ のとき、
 $Z_i^*(\omega) = G_i(\omega) - X_i$ かつ
 $T_i^*(\omega) = -L_i$ 。
- (上付きの * は、最適解であることを表す。
 ϕ^* については、上述のように均衡解を表す。)

なお、このような解は、次の図2a, 2bを考えれば容易にわかる。

$\phi^*(\omega)$ は次のような市場均衡条件により内生的に決定されることになる。

マーケットクリア条件：

$$\sum_{i=1}^N T_i^*(\omega) = 0, \quad \forall \omega \in \Omega.$$

数学的表記を簡単にするため、次のように記号を定義する。

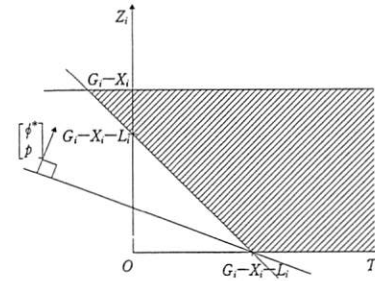
$$\Omega^1(X) \equiv \{\omega \in \Omega \mid G(\omega) \geq X + L\},$$

$$\Omega^2(X) \equiv \{\omega \in \Omega \mid G(\omega) < X + L\}.$$

$$\text{ただし、} \quad G(\omega) \equiv \sum_{i=1}^N G_i(\omega), \quad X \equiv \sum_{i=1}^N X_i,$$

$$L \equiv \sum_{i=1}^N L_i.$$

図2a $\phi^*(\omega) < p$ のとき



これらの記号を用いて状態 ω の発生（すなわち、 (G_1, G_2, \dots, G_N) の生起）とそのときの排出許可証の市場均衡価格、許可証取引にかかる費用を分類すると次のようになる¹⁴⁾。

- $\omega \in \Omega^1(X)$ に対しては、
 $\phi^*(\omega) = p$ かつ
 $D_i(X_i)[\omega] = p \cdot (G_i(\omega) - X_i - L_i) \quad \forall i$ 、
 $\omega \in \Omega^2(X)$ に対しては、
 $\phi^*(\omega) = 0$ かつ
 $D_i(X_i)[\omega] = 0 \quad \forall i$ 。

これより(1)式の最適性の必要十分条件は次のように導かれる。

$$\frac{1}{1+r} \frac{d}{dX_i} E[D_i(X_i)] + MC_i(X_i) = 0 \quad \forall i, \quad (3)$$

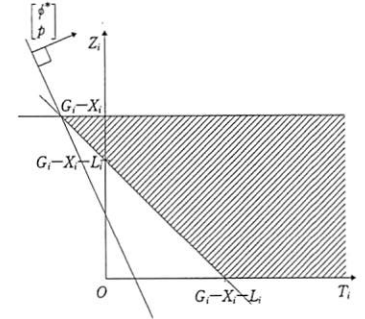
ただし、

14) (2)式の解の分類からもわかるように、理論的には、 $0 < \phi^*(\omega) < p$ となるケースもありえる。しかし、そのようなケースが当てはまるのは、 $G(\omega) = X + L$ となるような ω についてだけである。そして、そのような ω の発生確率は、仮定2の下では、ゼロとなる。すなわち、

$$\int_{G=X+L} f(G_1, G_2, \dots, G_N) dG_1 dG_2 \dots dG_N = 0.$$

直感的な言い方をすれば、許可証の市場均衡価格 ϕ^* は「ほとんど確実に (almost surely)」その上限 (p) 以下限 (0) に張り付くことになる。

図2b $\phi^*(\omega) > p$ のとき



$$E[D_i(X_i)] = p \cdot \int_{\Omega^1(X)} (G_i - X_i - L_i) f(G_1, G_2, \dots, G_N) dG_1 dG_2 \dots dG_N. \quad (4)$$

X_i^* を最適解とすると、(3)式は次のようになる。

$$MC_i(X_i^*) = \frac{1}{1+r} \cdot p \cdot \int_{\Omega^1(X^*)} f(G_1, G_2, \dots, G_N) dG_1 dG_2 \dots dG_N \quad \forall i, \quad (5)$$

(5)式は限界排出削減コストがトリガー価格とセーフティーバルブが発動される確率の積（現在価値換算）に等しくなるべきであることを示している¹⁵⁾。これは N 本の方程式に N 個の未知数を含む連立方程式体系となり、その解は全排出主体について最適削減量 $\{X_i^*\}$ を与えることとなる。

4. セーフティーバルブの設定

数学的な取り扱いを容易にするため、次の二つの仮定を追加する。

15) (5)は、確率測度 Q を用いれば、次のように簡潔に書き直される。

$$MC_i(X_i^*) = \frac{1}{1+r} \cdot p \cdot Q(\Omega^1(X_i^*)) \quad \forall i.$$

仮定4

限界排出削減コスト関数が線形関数で近似できるとする。すなわち、

$$MC_i(X_i) \equiv \frac{1}{1+r} \cdot c_i X_i$$

また、これ以降の表記の簡略化のため、

$$c \equiv \left(\sum_{i=1}^N c_i r^i \right)^{-1}$$
 と定義しておく。

仮定5

前出仮定2に加えて、各排出主体のBAU排出量の総和(総BAU排出量) $G \equiv \sum_{i=1}^N G_i$ は期待値 G^e 、標準偏差 σ の正規分布に従うものとする。すなわち、 G がある値 \bar{G} 以下である確率は次式によって与えられる。

$$F(\bar{G}; \sigma) \equiv \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\frac{\bar{G}-G^e}{\sigma}} e^{-\frac{1}{2}y^2} dy$$

仮定4, 5のもとで、(5)式は次のようになる。

$$cX^* = p \cdot (1 - F(X^* + L; \sigma)) \quad (6)$$

$$X_i^* = (c/c_i) X^*, \forall i \quad (7)$$

(6)式はその右辺が $0 \leq X^* < \infty$ において $(0, p)$ の値域を持つ連続減少関数であるので、 X^* について必ず一意の解を持つ。この解は L (排出許可証発行量、すなわち総排出規制目標)、 p (セーフティバルブのトリガー価格)、 σ (総BAU排出量の標準偏差、すなわち時点0における総BAUの不確実性) の関数として $X^*(L, p; \sigma)$ のようにかける。また、(7)式より各排出主体の排出削減量も X^* に比例する形で一意に決定される。

以上のことから、規制当局は L (総排出規制目標) と p (トリガー価格) を操作することにより、各排出主体の排出削減量を制御することができる。ただし、その制御能力は外生的なパラメータである σ (総BAUの不確実性) に左右される。そこで、規制当局にと

っての第一の政策的課題は、 σ を所与として、どのように L (総排出規制目標) と p (トリガー価格) を操作したら X^* (総排出削減量) を制御することができるかを明らかにすることである。次の定理はこれに対する解答を与える。

定理1 (政策変数に対する排出削減量の感度)

仮定1~5のもとで、 X^* は次の性質を持つ。

$$\begin{aligned} \partial X^*/\partial L < 0, \partial X^*/\partial p > 0, \\ -\frac{\partial X^*(L, p; \sigma)}{\partial L} + \frac{p}{X^*} \frac{\partial X^*(L, p; \sigma)}{\partial p} &\equiv 1 \\ \forall \sigma \in [0, \infty). \end{aligned} \quad (8)$$

系1

$G^e - L$ の近傍においては、 X^* の偏微分は次のように近似される。

$$\frac{\partial X^*(L, p; \sigma)}{\partial L} \approx \frac{-\frac{p}{c\sqrt{2\pi}}}{\sigma + \frac{p}{c\sqrt{2\pi}}} \quad (9)$$

$$\frac{p}{X^*} \frac{\partial X^*(L, p; \sigma)}{\partial p} \approx 1 - \frac{\frac{p}{c\sqrt{2\pi}}}{\sigma + \frac{p}{c\sqrt{2\pi}}} \quad (10)$$

(証明は付録1を参照)

この定理と系の意味するところを考察してみよう。規制当局は排出目標値とトリガー価格を操作することにより、社会全体の総排出削減量(および各排出主体の削減量)を制御することができる。具体的には、排出目標値の引き下げあるいはトリガー価格の引上げにより、削減量を上昇させることができる(8の前段)。ただし「一単位の排出目標値引き下げによる削減量の上昇分」¹⁶⁾と「トリガー価格の1%引き上げによる削減量の%上昇」¹⁷⁾の和はどのような σ に

16) X^* と L は同じ単位(例えば、CO₂換算トンなど)を持っているので、 $\partial X^*/\partial L$ は単位を持たない(無次元である)。

17) 同様に、 $\frac{p}{X^*} \frac{\partial X^*(L, p; \sigma)}{\partial p}$ も無次元である。

図3 定理1と系1の解釈

		総BAU排出量の不確実性が	
		小さい場合 $\sigma \approx 0$	大きい場合 $\sigma \approx \infty$
総排出削減量は、			
総排出規制目標に対して どれだけ反応するか、	1単位の総排出規制目標の引き上げは、総排出削減量を1単位減少させる。	規制当局は、総排出規制目標によって、総排出削減量をコントロールすることはできない。	
トリガー価格に対してどれ だけ反応するか、	規制当局は、トリガー価格によって、総排出削減量をコントロールすることはできない。	1%のトリガー価格の引き上げは、総排出削減量を1%増加させる。	

対しても必ず1になる(8)後段の恒等式)。すなわち、 σ の大きさによって、二つのうちどちらかが大きい(1に近い)と他方が小さい(0に近い)という関係がある。このことをより明確にするために、 $G^e - L$ の近傍で考えてみると、(9)式と(10)式が成り立つ。容易にわかるように σ が小さい場合、(9)は-1に、(10)はゼロにそれぞれ近くなる。

$$\lim_{\sigma \rightarrow 0} \frac{\partial X^*(L, p; \sigma)}{\partial L} = -1 \text{ および}$$

$$\lim_{\sigma \rightarrow 0} \frac{p}{X^*} \frac{\partial X^*(L, p; \sigma)}{\partial p} = 0.$$

逆に σ が大きい場合、(9)はゼロに、(10)式は1に、それぞれ近くなる。

$$\lim_{\sigma \rightarrow \infty} \frac{\partial X^*(L, p; \sigma)}{\partial L} = 0 \text{ および}$$

$$\lim_{\sigma \rightarrow \infty} \frac{p}{X^*} \frac{\partial X^*(L, p; \sigma)}{\partial p} = 1.$$

つまり、不確実性が小さい場合は排出目標値の引き下げによってより高い排出削減量を誘発できるが、不確実性が高い場合はそのようなことはできない。代わりにトリガー価格を操作することによって、同様の効果を誘発することができる。以上を概念的にまとめると図3のようになる。

規制当局にとって、政策を実現する際に不確実性の程度によって排出目標値設定とトリガー価格設定の役割は異なってくる、というのが定理1のメッセージである。それでは、不確実性

を所与として、この二つをどのように組み合わせたらよいであろうか。その答えが次の定理である。表記の簡略化のため次のように集合を定義する。

$$A^- \equiv \{(L, p) | L + p/(2c) < G^e\},$$

$$A^+ \equiv \{(L, p) | L + p/(2c) > G^e\},$$

$$A \equiv \{(L, p) | L + p/(2c) = G^e\}.$$

定理2 (不確実性の影響と政策変数の組合せ)

仮定1~5のもとで、

$$(L, p) \in A^- \text{ に対しては、} \\ p/(2c) < X^* < G^e - L \text{ かつ}$$

$$\frac{dX^*(L, p; \sigma)}{d\sigma} < 0 \quad \forall \sigma \in [0, \infty).$$

$$(L, p) \in A^+ \text{ に対しては、} \\ G^e - L < X^* < p/(2c) \text{ かつ}$$

$$\frac{dX^*(L, p; \sigma)}{d\sigma} > 0 \quad \forall \sigma \in [0, \infty).$$

$$(L, p) \in A \text{ に対しては、} \\ X^* = G^e - L = p/(2c). \\ \text{すなわち } X^* \text{ は } \sigma \text{ から独立.}$$

特に、特定の L に対して、トリガー価格を、社会的限界排出削減コストの2倍に設定する(すなわち、 $p = 2c(G^e - L)$ とする)なら、誘導される各排出削減量 $\{X_i^*(L, p; \sigma)\}$ は、不確実性(σ で表される)の影響を一切受けない。

(証明は付録2を参照)

いま排出目標値とトリガー価格 (L, p) を $L + p/(2c) = G^*$ となるように設定したとしよう。このとき、 X^* は不確実性 σ の影響を受けることなく $X^* = G^* - L (= p/(2c))$ と定まる。逆に、もしそのような設定を選ばないなら、 X^* は不確実性 σ の影響を受ける。すなわち、規制当局は σ を適切に計測できないなど、不確実性の程度を見誤ると、意図した通りの排出削減を誘発することができない。そのずれの方向は $dX^*/d\sigma$ の符号が示している。 $(L, p) \in A^-$ とした場合は σ の上昇は X^* を押し下げる効果があるが、 $(L, p) \in A^+$ とした場合はその逆になる。

規制当局は(6)式をきちんと解くことにより排出削減量を誘導することができる。ただしその際には(排出主体側の経済状態や投資リードタイムに起因する)不確実性 σ を正確に計測していなければならない。このことは実際の政策実施には大きな足枷になるであろう。定理2はこうした足枷を取り除く指針を与えてくれる。特に、トリガー価格を社会的限界排出削減コストの2倍に設定するとよい、という結果は極めて有用な政策的含意であろう。

この2倍という数字は仮定5(正規分布の仮定)に強く依存している。(5)からわかるように、均衡状態において限界排出削減コストはトリガー価格とセーフティーバルブが発動される確率の積に等しくなる。総排出量は期待値が G^* の正規分布と仮定しているので、実際の総排出量が G^* より大きくなる確率と小さくなる確率はそれぞれ2分の1である。排出規制目標 L が設定され、排出削減量が $X^* = G^* - L$ と決まれば、順守時点になって排出削減が不足する確率と過剰になる確率はそれぞれ2分の1である。それゆえ、セーフティーバルブが発動される確率は2分の1となる。すなわち、 $p/2 = c(G^* - Y)$ となっているのである。

仮定5のように正規分布を仮定しないのであれば、一般には2倍という数字にはならない。しかし、確率分布に左右対称性がある(高次の

モーメントのうち、偶数のモーメントしかない)のであれば、同じ結論が得られる¹⁸⁾。

5. おわりに

Roberts and Spence [1976] では、規制当局が規制対象についての正確な情報を持たないため不適切な規制をしてしまうかもしれない、という点が出発点であった。ただ、規制対象とされる側から見てみると、そうした問題はあまり切実な問題ではない。それよりも、市場価格に対処不可能なリスクが予想されることの方が問題である。だからこそ、セーフティーバルブという形での救済措置が求められることとなる。

対処不可能なリスクの根源は排出削減意思決定と排出許可証市場取引の間に埋めることの出来ない時間的ずれがあることである。実際、たとえば2012年の京都議定書第一約束期間¹⁹⁾の最終年になって、約束期間中の総排出量が確定し、そこから排出削減の行動を起こしたとしても事実上削減は不可能となり、京都メカニズムのうちの国際排出権取引に頼る以外方法はない。排出権(排出許可証)が不足する場合、その市場価格は高騰することが容易に想像される。同様なことはあらゆる国内的な排出許可証制度についても言える。規制当局の重要な仕事は、不確実性を前提として、排出上限(目標値)を設定すると同時にセーフティーバルブという排出主体にとっての逃げ道を作り、この二つを持って確実に排出削減を誘導することである。

定理1に示すように、排出上限設定とトリガー価格設定は、不確実性の程度によって排出削減を制御する能力に違いが出る。不確実性の高

18) 左右非対称性を仮定する場合は、2倍とは言えなくなるが、その場合、不確実性 σ のついで表すことが出来なくなるので、数学的な扱いもより面倒になる。結局モデルが複雑になるだけで、政策へのインプリケーションとしてはあまり有益なことではないだろう。

19) 京都議定書では、排出削減対象の期間は「約束期間」と呼ばれ、第一約束期間は2008年～2012年とされている。

(A1)と(A2)から(8)が得られる。

一方、正規分布の累積密度関数を x について微分すれば次のようになる。

$$\frac{\partial F}{\partial x} \Big|_{x=x^*+L} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(x^*+L-c)^2/\sigma^2} \cdot \frac{1}{\sigma}$$

明らかに $\partial F/\partial x > 0$ であるので、 $\partial X^*/\partial L$ と $\partial X^*/\partial p$ の符号も容易に分かる。

次に、 $X^* \cong G^* - L$ であるとする。このとき、 $\partial F/\partial x \cong (\sqrt{2\pi}\sigma)^{-1}$ である。上の式を整理すると(9)と(10)が得られる。

付録2 (定理2の証明)

以下では $(L, p) \in A^-$ のケースだけを示す。他のケースも全く同様に示すことができる。まず、 $G^* > X^* + L$ であるとする。正規分布の累積密度関数 F は x についての増加関数である(すなわち $\partial F/\partial x > 0$) ので、次の関係がわかる。

$$\begin{aligned} G^* > X^* + L \\ \Leftrightarrow 1 - F(X^* + L; \sigma) > 1 - F(G^*; \sigma) \cong 1/2. \end{aligned}$$

(6)より、この条件は次の条件と等しい。

$$p/(2c) < X^*.$$

さらに、

$$\begin{aligned} G^* > X^* + L &\Leftrightarrow G^* - L > p/(2c) \\ \Leftrightarrow (L, p) \in A^- \end{aligned}$$

である。

最後に、 $dX^*/d\sigma$ と $X^* + L - G^*$ の符号が常に等しいことを示そう。(6)を σ について微分し、陰関数定理を用いれば次式を得る。

$$\begin{aligned} c \cdot \frac{dX^*(L, p; \sigma)}{d\sigma} \\ = p \cdot \left(\frac{\partial F(X^* + L; \sigma)}{\partial \sigma} - \frac{\partial F(x; \sigma)}{\partial x} \Big|_{x=x^*+L} \cdot \frac{dX^*(L, p; \sigma)}{d\sigma} \right) \\ \Leftrightarrow \left(c + p \frac{\partial F(x; \sigma)}{\partial x} \Big|_{x=x^*+L} \right) \cdot \frac{dX^*(L, p; \sigma)}{d\sigma} \end{aligned}$$

いは、主としてトリガー価格の操作により排出削減量を誘導することができるが、そうでない場合は排出上限設定がその役割を担う。いずれにせよ、排出上限設定とトリガー価格の組合せにより、規制当局は排出削減量を誘導することになる。その政策は、定理2によれば、不確実性に大きく影響されかねない。しかし、実は排出上限とトリガー価格にはその影響を排除する特定の組合せが存在する。この組合せに従えば、トリガー価格は社会的限界排出削減コストの2倍に設定するのがよいことになる。

排出許可証取引制度に価格規制や選択性の環境税を組み合わせたという考え方は、今後の制度上の重要な論点になっていくものと思われる。二つのものを組み合わせればより良いものになる、という提案に異議を唱える者はいないであろう。それゆえ、セーフティーバルブという考え方は、許可証制度導入賛成派と反対派の政治的妥協点としては魅力的なものかもしれない。しかしその背景には、単なる政治的妥協にとどまらない確固たる経済理論としての理論武装が控えているべきである。本論文がそうした理論武装の一助になることを望みたい。

付録1 (定理1, 系1の証明)

(6)の両辺を L で微分すれば、陰関数定理から次式を得る。

$$\begin{aligned} \frac{c}{p} \frac{\partial X^*}{\partial L} &= - \frac{\partial F(x; \sigma)}{\partial x} \Big|_{x=x^*+L} \cdot \left(\frac{\partial X^*}{\partial L} + 1 \right) \\ \Leftrightarrow \left(\frac{c}{p} + \frac{\partial F(x; \sigma)}{\partial x} \Big|_{x=x^*+L} \right) \frac{\partial X^*}{\partial L} &= - \frac{\partial F(x; \sigma)}{\partial x} \Big|_{x=x^*+L}. \end{aligned} \quad (A1)$$

次に、(6)を p で微分し、陰関数定理を用いた上で、さらに(6)式を用いれば次式を得る。

$$\begin{aligned} \frac{\partial X^*}{\partial p} &= \frac{1}{c} [1 - F(X^* + L; \sigma)] - \frac{p}{c} \frac{\partial F(x; \sigma)}{\partial x} \Big|_{x=x^*+L} \cdot \frac{\partial X^*}{\partial p} \\ \Leftrightarrow \left(1 + \frac{p}{c} \frac{\partial F(x; \sigma)}{\partial x} \Big|_{x=x^*+L} \right) \frac{\partial X^*}{\partial p} &= \frac{X^*}{p}. \end{aligned} \quad (A2)$$

$$= -p \cdot \frac{\partial F(X^* + L; \sigma)}{\partial \sigma} \quad (A3)$$

そこで、 $\partial F/\partial x > 0$ であるので、(A3)の左側の括弧の中身は常に正である。右側を見てみると、 F の σ についての微分は次のようになっている。

$$\frac{\partial F}{\partial \sigma} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-G^*}{\sigma}\right)^2} \left(\frac{-1}{\sigma^2}\right)$$

これより、 $dX^*/d\sigma$ の符号は常に $X^* + L - G^*$ の符号と等しいことがわかる。

参考文献

- Ben-David, S., D. Brookshire, S. Burness, M. McKee, and C. Schmidt [2000], "Attitudes Toward Risk and Compliance in Emission Permit Markets," *Land Economics*, 76(4), pp.590-600.
- Jacoby, H. D. and A. D. Ellerman [2004], "The Safety Valve and Climate Policy," *Energy Policy*, 32(4), pp.481-491.
- Krishna, K. and L. H. Tan [1999], "Transferable Licenses Versus Nontransferable Licenses: What Is The Difference?" *International Economic Review*, 40(3), pp.785-801.
- Montero, J-P. [1997], "Marketable Pollution Permits with Uncertainty and Transaction Costs," *Resource and Energy Economics*, 20, pp.27-50.
- Montero, J-P. [2000], "Optimal Design of A Phase-in Emissions Trading Program," *Journal of Public Economics*, 75, pp.273-291.
- Pizer, W. A. [2002], "Combining Price and Quantity Controls to Mitigate Global Climate Change," *Journal of Public Economics*, 85(3), pp.409-434.
- Roberts, M. J. and M. Spence [1976], "Effluent Charges and License under Uncertainty," *Journal of Public Economics*, 5, pp.193-208.
- Weitzman, M. L. [1974], "Prices vs. Quantities," *Review of Economic Studies*, 41(4), pp.477-491.

[研究論文]

法的判断における経済学の活用について*

Economic Analysis in the Legal Decision

荒井弘毅 (公正取引委員会事務局経済調査室・競争政策研究センター)**

Koki ARAI, Economic Research Office, Japan Fair Trade Commission and Competition Policy Research Center

要旨

本稿は、郵便区分機の審判審決に関し、発注者側の関与が論点となる事件について議論の進め方・判断基準の先例となるという独占禁止法執行上の意義を指摘するものである。「競争」という法律要件の判断に当たって、供給者の代替可能性を見るときには審決でも経済学的考え方をを用いたと思われる部分があり、支持できる。他方、この要件での需要者側の代替可能性に係る判断基準は明確でなく、更に主張立証上の工夫が必要と考えられる。

Abstract

This paper deals with an economic analysis of the decision of bid-rigging antimonopoly case of automatic letter sorting machine. The points of this paper support legal argument based on economics in terms of supply perspective which is firms' pricing, and criticize defect of demand side analysis. The significance of this case decision is likely to be a precedent of judicial thinking of competition in a bid-rigging case. In an antimonopoly case which is related with economic argument, we should arrange an economic analysis furthermore.

キーワード：法と経済学、法的判断、郵便区分機、審決批評

Keywords: Law and Economics, Legal Judgments, Automatic Letter Sorting Machine, Comments on the JFTC's Decision

JEL 区分：K41, L41, K21

* 本ペーパーを作成するに当たり、武田邦直大阪大学大学院法学研究科助教授、法と経済学会関西地区研究会参加者の方々より有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝の意を表したい。また、匿名の2名のレフェリー、エディターからのコメントは有益なものであったので、感謝したい。なお、本稿作成中意見にわたる部分は筆者のものであり、筆者の属する機関とは関係ない。

** 連絡先：e-mail: koki.arai@nifty.ne.jp
(本稿作成時) 大阪大学社会経済研究所, Institute of Social and Economic Research Osaka University 〒567-0047 大阪府茨木市奥穂ヶ丘 6-1

1. はじめに

本稿では、「株式会社東芝及び日本電気株式会社に対する審判審決について（平成15年6月30日）」における、主要な2つの争点(1)「被審人2社間で競争を行う余地があったか」及び(2)「被審人2者間で意思の連絡又は合意があったか」のうちの前者に関して、経済学上の観点からどう考えられるかについて主として検討する¹⁾。特に、「競争」という法律要件の判断に当たって、どのように経済学的考え方が使われたか明らかにする。結論としては、次の2点が挙げられる。第一に、供給者の代替可能性を見るときには審決でも経済学的考え方をを用いたと思われる部分があり、支持できる。第二に、需要者側の代替可能性に係る判断基準は明確でなく、更に主張立証上の工夫が必要と考えられる。本稿は、このように個別事件の経済学的分析を通じて、競争政策における経済学上の更なる活用の余地を探るものである。そして、こうした意味から、経済政策の中でも個別事件における経済学的考え方の活用の手法を検討したものである。

具体的に見ると、この審決では、上記(1)「競争を行う余地」の争点に関して、①「一定の取引分野」を構成する競争関係が認められるか」と②「競争の実質的制限」の前提条件である競争が認められるかの2点から検討している。それぞれの内容は、①供給者の代替的製品の供給可能性と②需要者による製品指定の有無についてである。すなわち、①競争関係の存在を供給面での競合から、②実質的に制限されてしまうかどうかの場面での競争を需要面から見た変更可能性を見たものであった。審決では、両方の点とも競争の可能性を認め、結果として、

1) 2社間の意図的並行行為か競合に関する法的検討については平林(2003)を参照。

なお、本事件に関しては、平成15年4月23日に東京高裁にて審決を取り消す判決が出ている(6.4参照)。

事業者側の主張(競争はなかったから独占禁止法違反はなかった)を退けている²⁾。

本稿では、以下、第2節で事件の概要、第3節で本審決の意義、第4節で審決の供給側分析の批評、第5節で審決の需要側分析の批評、第6節でもう一つの論点である意思の連絡について簡単に触れて、第7節で結論とまとめを述べることとする。

2. 本審決の概要

公正取引委員会は、東芝及び日本電気に対し、平成10年11月独占禁止法上の排除勧告を行った。両事業者はこれを応諾せず、同年12月審判が開始された。その後、審判官により26回審判が行われ、平成15年6月27日審決が下された。以下では、事件の概要、争点とそれらに対する判断を述べる。

2.1 事件の概要

本件は、郵便番号自動読取区分機類(以下、区分機類)の製造販売業を営む被審人2社(東芝及び日本電気)が、郵政省の調達事務担当官等からの情報の提示を前提に、共同して、郵政省が一般競争入札の方法により発注する区分機類について、不当な取引制限に該当し、独占禁止法3条の規定に違反するとする審判事件である。

東芝及び日本電気の製造販売する区分機類は、東芝=右流れ型、日本電気=左流れ型と互いに逆の動き方の機械であった。郵政省は、区分機類を平成6年度までは指名競争入札の方法で発注しており、被審人2社は、郵政省担当官から、郵政省の購入計画での各社ごとの区分機類の機

2) 本事件は競合事件であり、当然違法として考えられている不当な取引制限であるため、市場の画定は本来問題となるものではないものの、被審人側が競争の有無を問題としてそれに対する判断が下されたものである。旭硝子事件(昭和59年(行ケ)第264号、昭和61年6月13日)参照。

種別台数等の情報の提示を受けていた。平成6年度にはすべての区分機類の指名競争入札で、被審人2社のみが指名されており、両社は、自社が情報の提示を受けた区分機類の入札については参加し、そうでないときは入札を辞退していた。平成7年度以降、郵政省は区分機類を一般競争入札により発注すると決定し、平成6年9月2日、郵政省担当官が被審人2社と会合してこの方針を説明した。しかしながら、被審人2社は指名競争入札の継続と早期内示を要請し、平成7年1月26日、郵政省担当官は、被審人2社との会合において、情報の提示を継続する旨発言をした。

被審人2社は、一般競争入札導入以降も、郵政省担当官から情報の提示が行われた後、自社に情報の提示のあった物件のみ入札に参加し、自社に情報の提示のなかった物件については参加しなかった。これによって、被審人2社は、郵政省が平成7年度ないし9年度において一般競争入札の方法により発注した区分機類の総発注額のおおむね半分ずつ受注していた。公正取引委員会の立入検査以降には、この情報の提示は行われておらず、また、落札率は大幅に下落している³⁾。

2.2 事件の主要な争点

①被審人2社間で競争を行う余地⁴⁾があったか。被審人の行為が、独占禁止法2条6項の構成要件上の「一定の取引分野における競争を実質的に制限する」ものに該当するかどうかである。

②被審人2社間で意思の連絡又は合意があったか。被審人の行為が、独占禁止法2条6項の構成要件上の「他の事業者と共同して」に該当するかどうかである。

3) 平成9年度の新型区分機一台当たり2億4000万円台から、平成12年度には5000万円台にまで落札価格が低下したものがあつた(審決p.94)。

4) 競争を行う余地という問題は、低価格による受注によって相手の受注を奪い利益を増やそうとする行動を探ることができるかどうかということである。

2.3 争点に対する審決の判断

①被審人2社間で競争を行う余地があったか
1) 「一定の取引分野」を構成する競争関係が認められるか

独占禁止法2条4項が規定する「競争」は、競争の行われる場(市場)としての「一定の取引分野」を構成し、その範囲を画定するための基本的な概念であり、これが成立せねば、「一定の取引分野」が存在しないことになる。

区分機類について、被審人2社は、いずれも一般競争入札の参加資格を有し、被審人2社の製造する区分機類の性能、品質は、流れ型⁵⁾の点を除いては大差はなく、被審人2社は、平成8年度及び平成9年度の入札において若干数のそれぞれの逆流れ型を納入している。また、後れて平成10年2月の入札から参入した株式会社日立製作所が短期間に両流れ型の入札に参加し、被審人2社も、平成10年度及び平成11年度の区分機類の入札で、それぞれ逆流れ型の入札に本格的に参入している。

2) 「競争の実質的制限」の前提条件である競争が認められるか

「競争の実質的制限」の前提条件として、自由な意思によって入札に参加できないなど、同一の取引分野に属する2つ以上の事業者が相互に他を排して取引の機会を得ようとする努力をするという競争が期待できない状態のときには、「競争」を観念することはできない。

郵政省の行っていた情報の提示等の行為は、特定の入札参加者に対し、入札に先立ち、発注に係る特定の物件についての詳細な情報を提供していたが、①郵政省の区分機類の発注を特定

5) 流れ型として、東芝と日本電気は、それぞれ、開発の当初から区分機の中で郵便物が動く方向が、東芝=右流れ型、日本電気=左流れ型と互いに逆の動き方の機械を製造していた。以下では、それぞれが自らの主として開発した動きの区分機を正流れ型、反対方向での動きの区分機を逆流れ型とする。

の社に約束するものではないこと、②情報の提示は、郵政省にとって利点がある反面、被審人2社にとっても利点があり、情報の提示による発注を主体的に受け入れてきたという面もあること、かつ、③郵政省の担当官は、入札に参加しないようにと指示をしたことはなく、またそれらの業者も入札への参加が不可能であると認識していないことからすれば、郵政省が一般競争入札の方法により発注する区分機類について被審人2社には、競争が行われる余地はあったものというべきであるとされた。

②被審人2社間で意思の連絡又は合意があったか

1) 意思の連絡についての判断基準

本件では、東芝ケミカル事件判決が判示するところの「意思の連絡」について、双方の主張立証内容に照らし、①当事者が属する市場の構造、製品の特質、過去の当事者の市場行動等の市場環境、②当事者の事前の連絡交渉の有無やその連絡交渉の内容、③結果としての行為の一致、④事後の市場行動、市場成果の変化等の市場環境を総合勘案して、意思の連絡が推認できるか否かが判断されている。

2) 本件における判断の基礎となる主要な事実とその検討内容

a) 指名競争入札当時の市場環境

指名競争入札当時における市場構造等の市場環境として、郵政省発注に係る区分機類は、被審人2社の複占市場であり、参入障壁が高い状況にあり、被審人2社は一定の協調的關係にあった。このような市場環境は、被審人2社の意思の連絡が比較的容易な状況であった。また、郵政省の担当官は、被審人2社に対し、指名競争入札の入札執行前に、同省の購入計画に係る各社ごとに分けられた区分機類の機種別台数、配備先郵便局等に関する情報の提示を行い、更に、郵政省の担当官は、この情報の提示に基づく納入日程調整等を行っていた。この郵政省の

担当官及び被審人2社のこのような行為により、被審人2社は、郵政省が指名競争入札の方法により発注する区分機類について、それぞれ同省の総発注額のおおむね半分ずつを安定的に受注することができていた状況にあったとしている⁶⁾。

b) 一般競争入札導入までの被審人2社の行動

郵政省における平成6年4月15日の会合で、被審人2社は、郵政省の担当者から、平成7年度以降、区分機類を一般競争入札の方法で発注する見通しであることの説明を受け、その旨を認識するに至った。しかし、平成6年11月ころ被審人株式会社東芝の担当者が、平成7年1月初旬ころ被審人日本電気株式会社担当者が、それぞれ郵政省の担当官に対し、一般競争入札の導入の中止あるいは情報の提示の継続を要請した。これを踏まえ、郵政省における平成7年1月26日の会合の際に、郵政省の担当官が入札実施前に情報の提示を行う旨の発言をした。これにより、被審人2社の出席者は、被審人2社だけが一般競争入札に参加することが予測される下で、情報の提示が継続されることをそれぞれ認識した。

c) 一般競争入札導入後の行為 (bは結果としての行為の一致)

平成7年度の区分機類の発注につき、平成7年2月ころに郵政省の担当官から被審人2社にそれぞれ情報の提示がなされ、被審人2社は、平成7年7月3日の入札において、それぞれ自社に情報の提示のあった物件のみ入札に参加し、自社に情報の提示のなかった物件については入札に参加しなかった。被審人2社は、その後これまでと同様に、自社に情報の提示があった物件についてのみ入札し、自社に情報の提示がなかった物件については入札しないという、広く発注物件への入札の参加を促す一般競争入札の

6) 審決p.14ほか。

趣旨にもとる不自然に一致した行動を採った。被審人2社は、その結果、郵政省が平成7年度ないし平成9年度において一般競争入札の方法により発注した区分機類の総発注額のおおむね半分ずつを受注することができたとしている⁷⁾。なお、被審人2社は、いずれの入札においても、予定価格の99%以上の価格で落札していたものである。

d) 事後の市場環境

平成9年12月に公正取引委員会が入立検査を行い、その後、郵政省が情報の提示を行わなくなるなど発注手順を変更し、また、株式会社日立製作所が新規参入するなどして、落札率が大きく下落するなど、競争状態が回復し、市場成果が大幅に改善した。

3) 意思の連絡についての結論

上記2) a) ないし d) の各事実に加え、本件における意思の連絡は、従来と同様の行動を採るといふ容易になされ得るものであって、かつ、その内容は、被審人2社の複占市場において、情報の提示を受けた者が当該物件の入札に参加し、他の者は当該物件の入札に参加しないという単純なものであった。これによって被審人2社間において、本件共通の認識が形成されていると考えるべきであるとされた。その上で、被審人2社は、平成7年度ないし平成9年度の発注において、おおむね半分ずつを受注したものと推認することができると判示されている。

3. 本審決の意義

本審決の重要な意義としては、近年とみに多くなっている発注者側の関与が論点となる事件についての法的な議論の進め方について先例となるものであることが挙げられる。「競争」という独占禁止法上の基本的な概念について、こ

7) 審決p.38ほか。

れまで審判決の中での判断の進め方は、本審決の中でも様々な面で幾つかの判決が引用されているとおり、一定のものが見られなかった。そこで、本審決は、まず、①製品(供給者間)の供給可能性を見て、その後に、②需要者の嗜好による実質的な一社指定かどうかを見るという供給側・需要側での競争に関する必要条件と考慮順序を明らかにしている。

通常、ある法律上の判断が下される場合には、問題となっている経済社会状況が、制定法上の文言で表している条件に合致していると推定されるときに、「要件を満たしている」として、法的な判断が下されることになる。これは、本事例での具体的問題に即して述べると、独占禁止法2条4項の「競争」の定義に関するものである。

この事件で問題とされた2つの論点のうち、①供給側の要件と考えられる部分は、同条の柱書きの「……その通常の事業活動の範囲内において、かつ、当該事業活動の施設又は態様に重要な変更を加えることなく次に掲げる行為をし、又はすることができる状態をいう。

一 同一の需要者に同種又は類似の商品又は役務を供給すること」の部分に該当するかどうかである。

また、②需要側の要件としては、同条柱書き中の「二以上の事業者が」に該当するかどうかを検討していると考えられる。

一定の取引分野における競争の実質的制限を検討する前段階として個別に「競争関係」の有無や、「競争」の有無について検討する必要があるかどうかについては、学説でこれまで議論もあるところである⁸⁾。この審決で要件の明確化とその判断の進め方が明らかになったことは、今後のこの論点についての予見可能性を高める意味でも極めて重要なことと考えられる。

競争政策を法と経済学的観点から見たものとしては、法律のメカニズムの経済分析とともに、

8) 今村[1978]、祖岸・舟田[2003]など参照。

このように事件ごとに法的考え方における経済学の活用の方策を検討していくことも、現実と経済学との接点の一つとして重要と考えられる。独占禁止法的文脈でこうした個別の事件ごとの経済学的考え方を見たものは、反トラスト法の合併事例（幾つかは垂直的取引事件）に関するものが多く、Katz [2002], Scheffman and Coleman [2002], Sibley and Heyer [2003] などがそうした例として挙げられる。

4. 審決の供給側分析の批評

この節では、本審決の主要な争点のうち、(1) 競争の余地があったかどうか、そして、その中でも特に①一定の取引分野を構成する競争関係が認められるかどうかについて検討する。

本審決では、一定の取引分野を構成する競争関係が認められるかどうかについて、(イ)参加資格登録、(ロ)発注区分、(ハ)平成9年ころまでの状況、(ニ)平成10年以降の状況、(ヘ)納入期限、及び(ホ)接続可能性のそれぞれについて郵便区分機供給側の状況を検討し、資格・納入実績・接続可能性の点から見て、この事件で問題とされた各事業者にとって郵便区分機は十分供給できるものであり、最後にコスト・製造期間についても触れている⁹⁾。

4.1 正流れ型と逆流型に掛かる費用

以下では、実際に事業者にとって、どの程度競争の余地（競争圧力）があったのかを検討し、供給側としての合理的な行動の観点から競争関係を考える。すなわち、事業者にとっての通常の事業活動の範囲内（かつ、当該事業活動の施設又は態様に重要な変更を加えることない同種又は類似の製品の供給を含む。）での供給とは、事業

9) 残念ながら、平成10年度以降の状況をもって平成9年度までの事情を論じることはできないとする主張に対して、審決中において平成10年度以降の状況によればとして再度説明しているだけであるところは説明力が弱いという感がある（審決p.74）。

者として限界的な（その一台を供給することによって新たに得られる）利益がプラスの範囲で供給がなされると通常は考えられる。これは、区分機製造に要する費用と利益の点から、供給が現実的かどうかを考えるものである。以下では、この区分機製造に掛かる費用の観点を考える。

例えば、区分機の一タイトの製造に掛かる費用が、開発費用も含めて1億円としよう¹⁰⁾。この開発のための費用を別にすると一台あたりの追加的製造に1000万円掛かるとする。これは、それぞれの事業者が自らの開発した正流れ型の区分機を製造するときのことだけを考えたものである。本件で問題となったのは、各調達において、それぞれの事業者が、自ら開発した正流れ型ではない逆流型型の区分機を競争的な対応として供給できるかどうかである。

ここでそれぞれの事業者が、逆流型を供給するという事は、自ら開発した流れ型の区分機と異なる財を製造することになる。このときには、再び開発費である固定費がかかることになる。

4.2 両事業者の入札時の価格設定

この郵便区分機の調達は入札によって行われており、そこでは仕様に基づいた事業者間の入札価格の高低を判断基準として落札事業者が決められる。これは事業者にとっては、製造台数を減らして供給不足の状態に価格が上昇するといった販売戦略を採ることができない状況である。事業者間で競争的な行動がなされるときには、調達による入札の際には、価格設定で競争が行われることになる（他方、共謀がなされて競争が存在しないとすれば、価格は事業者が適宜決めることになる）。

ここでは、共謀があるかどうかではなく、市場で代替的な供給がなされ得るかどうかを考え

10) 実際は1台3億円～1億円（東芝が12件、80台、185億2300万、NECも12件、95台、177億8700万円、会計検査院平成9年度決算報告）であるが、平成12年度には5000万円台にまで低下している（注3参照）。

る。今、仮に、両事業者が同じ財を供給しており、その供給に要する費用構造が同じだとする。調達するとき価格だけが購買者の判断規準とされるので、事業者は、価格設定に関して、限界費用を超えた価格を設定すると、競争者がその価格よりもわずかに低い価格設定を行い、その調達を落札してしまう。このため価格は可能な限り低く設定されることになる。

本件は同じ財の供給ではなく、密接な代替財ではあるが異なる財の調達にされる状況である（完全情報のベルトラン競争と考えられる）。ある事業者にとって正流れ型の区分機の落札だけでなく逆流型型の区分機を落札しようとすると4.1で見たとおり、新たな固定費が余計にかかることで価格設定をしなければならなくなる。こうした事態が予想されるときに事業者の行動としては、相手側事業者が逆流型を作るときにどうしても掛かる費用より、ほんの少しだけ安い価格を付けて入札に臨むことが考えられる（参入阻止価格）¹¹⁾。こうしておけば、相手は逆流型を製造したとしても、正の利潤を得ることができなくなることになり、逆流型型の製品の市場には参入してこなくなるためである¹²⁾。例えば、前記数値例で言えば、東芝（又は日本電気）は1000万円で追加的な一台は製造できるのだが、9999万円（入札が1万円単位だとする。）で入札しても、相手方は逆流型を製造するのに1億円掛かるので、新たに製造を始めても赤字にしかならないので、逆流型への参入が難しくなるのである¹³⁾。

実際の法的な判断の際には、通常、供述証拠

11) この価格設定に関しては、独占者の費用構造が参入者に分からない場合の独占者がシグナルを与えるような参入阻止価格（例えば、クールノー競争時に、低費用生産が可能であることを示すために、利潤を最大化する量よりも多く生産するような）も今後の検討の方向としては参考となる（Milgrom and Roberts, 1982）。

12) これらは共謀が存在し、価格が事業者によって適宜決められているときには成り立たない。

13) ここでは長期的な効果、量産の効果などは捨象している。

かつ/又は物的証拠が存在していれば、それらから供給面の競争の有無について認定することになる。完全には証拠がない場合などには、事業者の実際の価格設定行動からもっともらしい推論ができれば、それも主張の一つとすることができ、判断の一つの要素とすることができる。本審決の場合には、市場における製品特性を踏まえた供給の際の事業者の実際の価格設定行動、すなわち、事業者は他社の費用を勘案した価格設定を行っているかが、競争の余地があるかどうかの判断の基準となると主張することが考えられる。

4.3 審決での考え方

審決中に上記のような考え方が用いられた部分として解されるところがある。「平成8年度及び平成9年度に、若干ではあるが、それぞれその逆流型を製造して郵政省に納入した事例がある」としているところである¹⁴⁾。これは、他社の費用を勘案した価格設定かどうかについて言及しているわけではない。しかしながら、現実には他社の費用は完全には分からないため、他社費用よりほんの少し低い価格で入札しようとして（限界費用価格設定をして）、誤って少し高い価格になってしまったような場合には、他社が落札する事態が生じたものとして解釈できる（不完備情報のベルトラン競争と考えられる。）¹⁵⁾。これは、次回入札の際にはこの価格設定は修正されるため、そういった誤りが生じたとしてもその事例は多くはないと考えられる。

この部分が、競争は可能であったものとして本審決において、事業者は、他社の費用を勘案した価格設定を行っているということを推論したことがうかがえる部分である（しかしながら、6.で見るとおり、実際には共謀がなされて競争は生じなかった。）、直接、上で見たような限界的

14) 審決p.73(ウ)の5行目。

15) 繰り返されるベルトラン複占ゲームについては、Mas-Collell, et al. [1995] p.403参照。

な価格設定として参入阻止価格が使われていることを用いた論証ではないにしても、合理的な行動を採るはずの事業者の行為を、経済学的な裏付けに基づいた主張立証が可能な部分であり、法的判断における経済学の考え方の活用を図る基礎となるものとして考えることができる。

もちろん共謀の有無と関連させた上で競争の存在を判断しなければならず、法的判断における単純な経済学の適用は難しい。法的判断に際しては、両当事者からの主張に基づいて、最終的な結論が出されてくる。本件での両当事者の主張の詳細は明らかではないものの、供給側の分析に関して、こうした主張が今後に取り入れられる可能性を示すものと考えられる。

4.4 主張の改善の方策

こうした推論を更に裏付けるために、それぞれの事業者の区分機類1台あたりの費用と利益を区分機事業の会計上の資料から調べることが考えられる。そして、実際に逆流れ型の製造がもっともらしい範囲の費用で製造可能であったと主張立証することが考えられる。それぞれの事業者にとって入札に参加するかどうかは営業上の観点から決定されてくるものであって、競争当局が事業者に対して必ず製造して入札に参加せねばならないと規制しなければいけないものではない。独占禁止法上の「競争」の要件としては、顕在的な競争のみならず、潜在的な競争を含むこととされている。

実際に証拠化して主張立証を行うかどうかはケースによると思われるが、今後の方向性として、他社の費用を勘案した価格設定を競争の余地の有無の判断に用いることについて十分検討が必要であろう。法的判断を行う際には、事件ごとに事業者における供給の蓋然性を丁寧に調べ、主張を構築していくことが今後とも重要となると考えられる。

5. 審決の需要側分析の批判

この節では、本審決の主要な争点のうち、(1)競争の余地があったかどうか、そして、その中でも特に、②競争の実質的制限の前提条件である「競争」が観念できるかどうかについて検討する。審決ではこの文言で説明されている部分が、需要の代替性の観点から検討したものと見ることができると考えたものである。これは、すなわち、競争が実質的に制限されてしまうかどうかの場面では、競争について需要面から変更可能性が見られているとするものである。本審決では、(ア)入札手続の実態、(イ)納入日程等の事前調整状況、(ウ)a 情報提示の有無、b 機械番号 FAX の認識、c 納入確保打ち合わせ、並びに(ニ)一連の事実、自製の想定、参加不可の指示がないこと及び情報提示を主体的に受け入れていたことなどから競争が行われる余地はあったとしており、最後に特別な事例について若干触れている。

法的判断としては、郵政省の指示と事業者側の認識についての、供述証拠かつ／又は物的証拠が存在している、それを基にした過去の状況に対する判断ができることが望ましい。それが難しい場合、郵政省の区分機の需要者としての両事業者の製品から受ける需要の面での代替可能性から、競争の存在について判断する要素を提供することが法的判断における経済学の活用できる部分として考えられる。

5.1 郵政省における区分機の代替可能性について

例えば、東芝製区分機がどれだけ増えても、日本電気製の区分機が増えないと郵政省の需要は満たされない、そしてその逆も同様であるという状況のときには、両事業者の区分機の需要は独立しており、全く代替性がないという意味で競争し得る状態ではないと考えられる。一方、最終的に、ある台数さえそろえばよくて、東芝製でも日本電気製でも構わないといった場合に

は、両事業者の区分機は完全に代替的であって、競争的な状態であると考えられる。

5.2 調達担当業務

区分機類の調達が入札で行われており、建前としては、どちらかの事業者がすべてを落札したとしても、ある台数分だけ調達できればよいので両事業者の区分機は完全に代替的な取扱いを受けている。

しかしながら、既設機の配置や地域的な状況によっても、接続の問題や保守拠点の偏りが出るなど事情が異なり、代替性の程度も違ってくる。加えて、実際の調達業務担当にとっては、製品調達の効用とともに、円滑な製品導入といったことも調達事務も重要な考慮要因となっている。これは、審査官側主張¹⁶⁾でも被審人側主張¹⁷⁾でも述べられている。また、現実的にも競争入札を行ったことにより費用が節約できたとしても、それが入札業務の実施担当の功績になるわけではないことから明らかである。調達業務担当者にとっては、円滑な調達事務の遂行が調達時点での関心を占めており、これは、調達の打合せが、「機械情報システム課の調達事務担当官等の情報提示及び納入日程調整による区分機類の納入日程どおりの納入を確保するために行われる一連の作業」としてなされていたとして審決の中で認定されている¹⁸⁾。審決においては、これらを区分機類の発注に係る一連の事実として総合的に評価するものとされている。その上で、「この一連の行為を総合してみても、……郵政省の区分機類の発注を特定の者に約束したりするものではない」と述べられている¹⁹⁾。

16) 「……設備計画に沿った納入を確保することができるかどうかを確認し、少なくとも1社は納入できることを確実なものとするために行っていたのである。」(審決 p.42)。

17) 「郵政省の本件区分機類の調達においては、①区分機類の設備計画策定段階における郵政省郵務局ないし地方郵政局の担当官による設備先郵便局及び予定発注先に係る情報の提示、……」(審決 p.46)。

18) 審決 p.79。

19) 審決 p.81。

ここで、郵政省の担当が「発注台数に差が出ないよう努める」こととしたように²⁰⁾、両事業者をほぼ同じ程度ずつ調達することが最も調達をやりやすくすることになると認識されていた。審決で認定されているとおり、これは、必要な打合せの費用を節約しようとするものであると同時に、両事業者と実際に価格交渉しやすくするものでもあった²¹⁾。また、現実の調達実績でもほぼ同じ程度の調達がなされていた²²⁾。この点は、発注側がこうした行動をしていることが入札者に分かれば共謀をしやすくなるものであって、そこで調達予算が節約されるわけではないが、打ち合わせ等取引費用の節約になるものである。

5.3 調達側にとっての代替可能性

実態としては、ケースバイケースでスイッチングコストの高さも含めて、代替性を考える必要があるものの、調達側にとっての両事業者の区分機の代替可能性についての一つの考え方は、例えば、両事業者の区分機調達の金額の比率(限界代替率)の動きを見ることが考えられる。試合で価格比が一定となっているかどうかは別として、需要者にとって両事業者の製品が代替可能であるときは、限界代替率が極端に大きかったり小さかったりしないことが考えられる。すなわち、ある特定の事業者の区分機を置き換えるには他の事業者の区分機がたくさん必要となるというように、ある事業者のものが代替しにくいかどうかということ进行分析することである。

審決では、こうしたことは触れられていない。調達側の情報の提示をどのように評価するかという観点で判断が下されている。そこでの判断基準としては提示された情報の非拘束性・供給側の主体的関与などが採られている。経済学的

20) 審決 p.27。

21) 審決 p.25。

22) 審決 p.14, pp.27-28。

には、情報提示が指示であったか、命令であったかは、事業者としてどのようなペナルティがあり、インセンティブがあったかということになる。本件では他社物件を落札した者に対して郵政省から明示的なペナルティは考えにくい。また、ある事業者が他方への情報提示物件を落札するインセンティブがどれだけあったかという点に関しては「3. 審決の供給側分析の批評」での供給に関する費用の分析に織り込むこともできよう。

本件の両サイドの主張の詳細は明らかではないものの、例えば、両事業者の区分機の受注金額比に着目して、需要面での代替可能性から競争の存在を考えると一つの方策として検討できたかもしれない。もちろん、談合で価格が決まってしまうと、金額比を考えたとしても需要者にとっての製品間での代替可能性は分からない。こうした場合には、需要者側にとって、どの程度代替的な製品で問題が生じるのか、建前の部分と実際の部分を慎重に調査することが必要となってこよう。需要側の代替可能性は入札における価格比には反映されにくいから、今後、更に様々なケースに応じた需要者にとっての各入札における代替可能性を例示的に見ていて、こうした手法を検討する必要がある。

6. 意思の連絡又は合意について

6.1 「意思の連絡又は合意」についての考え方

本件の主要な論点のうちの2つ目の「被審人2者間で意思の連絡又は合意があったか」に関する独占禁止法上の違反条項は「不当な取引制限（独占禁止法3条）」であって²³⁾、その定義の

23) その定義は「『不当な取引制限』とは、事業者が、契約、協定その他何らの名義を以てするかを問わず、他の事業者と共同して対面を決定し、維持し、若しくは引き上げ、又は放棄、技術、製品、設備若しくは取引の相手方を制限する等相互にその事業活動を拘束し、又は遂行することにより、公共の利益に反して、一定の取引分野における競争を實質的に制限することをいう」とされている（独占禁止法2条6項）。

うちの「共同して」の要件に該当するかどうかの問題となるものである²⁴⁾。

6.2 主な先例

これに関する先例として、「或る者が他の者の行動を予測しこれと歩調を揃える意思で同一行動に出たような場合には、これらの者の間に右にいう意思の連絡があるものと認めるに足るものと解する」といったものがある²⁵⁾。また「ここにいう『意思の連絡』とは、複数事業者間で相互に同内容又は同種の対価の引上げを実施することを認識し予測し、これと歩調をそろえる意思があることを意味し、一方の対価引上げを他方が単に認識、認容するのみでは足りないが、事業者間相互で拘束し合うことを明示して合意することまでは必要でなく、相互に他の事業者の対価の引上げ行為を認識して、暗黙のうちに認容することでも足りると解するのが相当である」といったものがある²⁶⁾。

6.3 審決での考え方

本審決では、これらを踏まえた上で、認識とともに歩調をそろえる意思の有無が問題とされた。意思の連絡でなされるのが従来と同様の行動（情報の提示を受けた社は入札に参加し、他社は参加しない。）を採り続けるということであり、この「単純なもの」²⁷⁾である共通の認識と両被審人も歩調を揃える意思とを有していたことが間接事実から認定されている。そこでは、①当事者が属する市場の構造等の市場環境、②当事者の事前の連絡交渉の有無等、③結果としての行為の一致及び④事後の市場行動等の市場環境の4点の総合勘案で判断されている。

24) 平林 [2003]、若林 [2003]、屋宮 [2003] 参照。

25) 公正取引委員会審決（昭和24年8月30日）。

26) 東京高裁判決（平成7年9月25日）。

27) 「……その内容は、被審人2社の複占市場において、情報の提示を受けた者が当該物件の入札に参加し、他の者は当該物件の入札に参加しないという単純なものであることを考え併せれば、……」（審決 p.95）。

題については、落札者の一定期間の秘匿、報復行動の阻止、将来利潤の不安定化などの措置が理論的には考えられている³¹⁾。協調外の競争者が1名加わることで協調行動は生じないことが実験で証されてきている³²⁾。

6.4 東京高裁判決

この点に関連して、同審決に係る平成16年4月の東京高裁判決では、「本件違反行為は『担当官等からの情報の提示を前提』とするものであり、上記のような本件違反行為の態様に照らせば、本件違反行為は、担当官等からの情報の提示がなければ成立し得ないものと考えられる。」と述べ³³⁾、また、「本件では、担当官等から情報の提示を受けることが違反行為の重要な前提条件となっているのであるから、情報の提示がされなくなった場合でも、なお原告らが郵政省の行う上記の一般競争入札について受注調整を行うおそれが存在するとすることは、……認め難いといわなければならない。」と加え³⁴⁾、この審決を取り消している。

経済学的観点からすると、上で触れたとおり、一堂に会した場において情報の提示を行わない限り、望ましい均衡の達成はできないという意味合いから、この判決でいう前提条件がなくなった場合、以後の違反状態は生じないはずであるとする推論は正しい面を持っている³⁵⁾。しかしながら、その前提を引き起こすこととなった被審人側から「一般競争入札の導入に消極的な意見が述べられた」³⁶⁾ことにより、郵政省機械

ここで、「単純なもの」についての共通認識・歩調を揃える意思の認定の鍵となったのは、内示の要請を両社が行い、それを相互に認識しており、情報の提示が継続されるのが両社出席の場で表明されたこと（互いに他も知っていることを認識したこと）である。これによって、両社の目的・情報・認識が共通になり、意思の連絡が現実化したと審決でも指摘されている。ここでいう共通知識としては、繰り返し行われるゲームでの戦略に関して、ゲームの参加者が合理的なプレイヤーであると仮定するだけでなく、そのことを互いに他も知っていることを認識したことを知っていることを知っている……というものが無限に続くものである²⁸⁾。表明がなされた時点で、共通認識が成立して歩調が揃うこととなったと考えられる。

他方、審査官が主張し、審判官が「納得できるものである」²⁹⁾している「当該市場における競争が一時的なものではなく長期的に続く場合には、一度だけ、競争に勝てばよいわけではなく、長期的に見て安定的に利益を上げることが必要であり、そうであれば、当該年度のすべて、あるいは多くの物件を落札・受注することにより短期的に自社に利益をもたらす行為であっても、そのような行為は、別の年度において、他社にも同じ行為を行わせる可能性があり、長期的には利益とならない可能性があることから協調的（協力）行動を採る方が長期的には利益をもたらすからである」³⁰⁾とする点に関しては、直接、意思の連絡とは関連するものではない。むしろ、この考え方があるために意思の連絡はなくても両社独自の行動であっても、外見的には協調的行動と見える状態が生じる可能性があることを示すものと考えられる。これは今後の制度設計に向けての課題となってくる。この問

28) この問題は、繰り返しゲームでの戦略の共通知識に関する問題である。共通知識に関しては、Gibbons [1992]、1.1B 参照。

29) 審決 p.89。

30) 同上。

31) Gibbons [1992] 等参照。

32) 宇根・西条 [1996]。

33) 東京高裁判決（平成16年4月23日）p.12。

34) 同上 p.15。

35) 江口 [2004] は、「担当官等からの情報の提示という経緯の存在が、本件違反行為の社会通念上の同一性の必要条件（に近いもの）という位置づけを与えられる結果となっている。」として、また、「競争環境が相当変化した」ことを取り上げ、この判決の結論は妥当と評している。藤田 [2004]、土田 [2005] 等参照。

36) 東京高裁判決（平成16年4月23日）による「被告の認定した事実の概要」より。

情報システム課が「設備計画どおりに平成7年度の区分機類が納入されない」と考えて³⁷⁾、情報の提示へとつながった実態からすると、本件被審人2社の態勢によりその前提条件たる情報の提示が行われたものであり、この再発を防止させようとする審決となっており、単なる状況の変化だけでない制度設計の観点からも（再発防止をより強固に担保する意味で）、審決を維持すべきであったと考えられる。

7. おわりに

本稿は、郵便区分機の審判審決に関して、競争を行う余地の判断基準について、供給面・需要面の経済学的な裏付けを検討した。供給面については価格設定のやり方について経済学的考え方に基づいた主張・判断がなされたと考えられるところは支持できる。需要面については更に主張の検討が行われる余地があるかもしれないことを述べた。この審決は、「1. はじめに」でも述べたとおり「競争」の判断についての規程を明らかにして推論の順番を示しているところは、極めて重要な先例としての意義を有していると考えられる。さらに、本稿では、意思の連絡に関する共通知識の面から分析を行っている。

法的判断における経済学の活用に関しても、これまでの独占禁止法の主張に際しては、直接証拠での行為の推定が主として行われてきている。本稿の競争政策・経済政策に係る貢献としては、このような直接証拠による推定の経済学的基礎を初めて明らかにしたものであることが挙げられる。これまで、独占禁止法上の個別事件に係る経済関係上の主張立証を分析したものは多くなく、また、実際に供給面の審決の記述

なお、審決では、「被審人2社側の出席者は、区分機類のような特殊機器がパソコンと同様に標準機器として一般競争入札になじむのか疑問があるとして一般競争入札の導入に反対し、…」と述べられている（p.85）。

37) 審決 p.19.

の支持できる点を明らかにし、需要面で更に工夫する余地があることを示しており、今後の力を注ぐ範囲が限定できたことも重要な点であると考えられる。今後とも、様々な面での経済学の貢献の余地を探るとともに、実際に活用を図っていくことが経済学的基础に基づいた競争政策構築の更なる課題である。

審決・判決ほか

公正取引委員会平成10年（判）第28号：2003-6-30（株式会社東芝及び日本電気株式会社に対する件）<<http://www.jftc.go.jp/presrelease/03.june/030630.pdf>>

公正取引委員会昭和23年（判）第2号：1949-8-30（湯浅木材工業株式会社外64名に対する件）<<http://snk.jftc.go.jp/pdfdocs/S240830S23J012.pdf>>

東京高裁平成7年9月25日（平成6年（行ケ）第144号：東芝ケミカル（株）による審決取消請求事件）<<http://snk.jftc.go.jp/pdfdocs/H070925H06G09144.pdf>>

会計検査院平成9年度決算報告

東京高裁昭和61年6月13日（昭和59年（行ケ）第264号：旭磁束資料（資）による審決取消請求事件）<<http://snk.jftc.go.jp/pdfdocs/S610613S59G09264.pdf>>

参考文献

Geanakoplos, J. [1992], "Common Knowledge," *Journal of Economic Perspectives*, 6, pp. 53-82.

Gibbons, R. [1992], *Game Theory for Applied Economists*, Princeton, NJ: Princeton University Press.

Katz, Michael L. [2002], "Recent antitrust enforcement actions by the U. S. Department of Justice: A selective survey of economic issues," *Review of Industrial Organization*, 21, pp. 373-397.

Mas-Colell, Andreu, Michael D. Whinston, and Jerry R. Green [1995], *Microeconomic Theory*, New York, NY, Oxford University Press.

Milgram, Paul and John Roberts [1982], "Limit Pricing and Entry under Incomplete Information," *Econometrica*, 50, pp. 443-460.

Osborne, Martin, J. and Ariel Rubinstein [1994] *A Course in Game Theory*, Cambridge, MA, The MIT Press.

Scheffman, David T., and Mary T. Coleman [2002], "Current economic issues at the FTC," *Review of Industrial Organization*, 21, pp. 357-371.

Sibley, David S. and Ken Heyer [2003], "Selected economic analysis at the antitrust division: The year in review," *Review of Industrial Organization*, 23, pp. 95-119.

今村成和 [1978], 「独占禁止法」有斐閣。

宇根正志・西條辰義 [1996], 「競争・公平・スパイト・談合」『日本の企業システム』第8章, 東京大学出版会。

江口公典 [2004], 「独占禁止法上の既往の違反行為に対する排除措置命令の要件——郵便区分機類に係る不当な取引制限事件東京高裁判決」『ジュリスト』(No.1279)。

根岸哲・舟田正之 [2003], 「独占禁止法概説（第2版）」有斐閣。

土田和博 [2005], 「入札談合からの離脱の要件と時期——岡崎管工審決取消請求事件」『ジュリスト』(No.1284)。

平林英勝 [2003], 「郵便区分機入札談合事件審決について」『判例タイムズ』(No.1126)。

藤田稔 [2004], 「平成15年度独禁法審決・判例研究（上）」『NBL』(No.790)。

屋宮憲夫 [2003], 「官製談合における「意思の連絡」」『ジュリスト』(No.1269, 重要判例解説)。

若林亜里砂 [2003], 「入札談合における「意思の連絡」の立証——東芝・日本電気に対する件」『ジュリスト』(No.1258)。

【書評】

竹中康治編著

『都市ガス産業の総合分析』

NTT出版、2009年、281+xiiページ、定価（本体4,000円+税）

鳥居昭夫（横浜国立大学）

本書は都市ガス産業を対象とした研究論文集である。1つの産業を対象に、多くの研究者が集い、それぞれ多面的に研究を行い、1編の研究書として纏めあげられたものは多い。そうした研究書によって、その産業が抱えている問題が浮かび上がり、産業政策のありかたについて偏らないインプリケーションが与えられる。その産業を論ずる上で貴重な参考文献となるものも少なくない。しかし、優れた産業分析は、単にその産業の実態の理解を助け、また産業固有の問題や必要な政策措置を指摘するにとどまらぬ、より普遍的なメッセージを自ら発するものである。それは、応用経済学として、また経済政策論としての経済学への貢献である。個々の論文が紹介や単純な応用を超えて、研究論文として一定水準のものとなって初めて、研究書としての貢献が可能となる。

本書は、冒頭の「本書の目的と構成」に述べられているように、都市ガス産業分析として『講座公的規制と産業②都市ガス』（植草益・横倉尚編、NTT出版、1994年）および『エネルギー産業の変革』（植草益編、NTT出版、2004年）に続く研究書として位置づけられる。エネルギー分野における規制緩和および自由化政策を論じ、その影響を評価分析した研究書のほとんどは電力産業を対象としている。都市ガス産業については、十分な分析が行われたとは言えない状態である。本書は、この産業にも、研究者を引きつける興味深いテーマが多く存在することを明らかにしている。評者は、この総合分析に収められた論文の幾つかを既に読んでいたが、書評を書くにあたって改めて通読した。研究論文集でありながら、一般読者の読みやすさにも配慮して編集されているので、一気に読むことができた。論文を

読み進めながら、一定水準の研究論文を読む楽しさを覚えた。

本書の構成からは、都市ガス産業の上流から下流までという意味での総合分析を目指していることが伝わってくるが、どちらかというパフォーマンスの計量分析および環境問題に対する取り組みに重きを置いている。全12章中7章で何らかの計量分析が行われ、4章で環境問題が論じられている。特に、生産性・効率性推計を中心とした計量分析については、本書においてこの分野に関する新しい手法が網羅されている感がある。本書は方法論を論じた研究書ではないが、生産性・効率性分析を志す学生や研究者が、手法を概観し応用例を学ぶ上で、本書を契機とすることには大きな意味があると思う。

以下では、各章の主な内容を概観する。

第1章「都市ガス産業の現状と課題」では、都市ガス産業の大まかな市場構造の紹介の後、実態としての利潤率、および60年代以後の各時点で利潤率がどこへ収束しようとする傾向を持っていたかという期待利潤率の推移を観察することによって、この産業の変遷をたどっている。概観であるにもかかわらず、利潤率の変化をたどることにより脱得力のある分析となっている。また、この章最後の部分で課題としてまとめられている指摘には特筆すべきものが含まれている。特に、家庭用料金の評価についての公平と効率の議論は、ガス事業にとどまらず考えていかなければならない問題である。

第2章「LNGチェーンとわが国都市ガス事業者の戦略」では、都市ガス事業の上流・中流をバリューチェーンの重要な一環としてとらえている。チェーンが価値を実現するためには適切な垂直的連携が不可欠であるが、この連携に直接に関与する都市ガス事業者の戦略がLNG用船を中心に描き出されている。

第3章「託送供給とパイプライン整備」では、パイプラインへの設備投資と託送料金の問題を理論的に論じている。まず、中立性命題を紹介することによって、小売市場にバイパス手段がある場合にも、託送料金政策は新規参入者の輸送手段選択に影響を与えないことを説明する。その上で、著者たちは託送料金の設定が設備投資誘因に与える影響に着目すべきであると論じる。具体的には、一律料金か距離

別料金かの問題、二部料金制の採用の問題を、地域間公平性、投資誘因、導管利用効率の上から、最新の研究成果をふまえて詳細に評価している。都市ガス産業にかぎらず多くの産業分野において、インフラ設備への投資が十分かどうか危惧される現在、問題を考察する新たな視点を提供してくれる論文として読み応えのある1章である。

第4章「エネルギー間競争—家計需要と環境税の効果」では、家庭における主なエネルギー源である電力・ガス・灯油の代替性の程度を、需要の交差弾力性を推計することによって明らかにしている。さらに、推計結果を基に、環境税を導入した場合の効果が試算されている。ガス・電力市場の自由化により双方の競争性が高まったことが、交差弾力性の増大に確認されている。また、家計部門では環境税の効果が小規模にとどまるという試算結果が紹介されている。

第5章「都市ガス事業の内々価格差問題」では、都市ガス価格の地域間格差を原料価格、資本コスト、貸金率、生産規模、需要密度などの諸変数に亘る分解分析することによって、その決定要因を分析している。推計結果を用いて、大手3社の価格差が要因分解され、規模の経済性、ネットワーク効率、需要構成の差等によってかなりの部分が説明されることが報告されている。これは、事業者の経営努力によるコントロールが及ばない要因によって、価格がほぼ決まっていることを意味している。

第6章「規制法と独占禁止法」では、事業法と独占禁止法との関係が論じられている。まずガス事業法によって特定の公益事業を規制する事業法を規制法と位置づけ、適用の交錯する現状が整理されている。続いて、規制当局と公正取引委員会との間の行政上の調整措置が具体的に説明され、独占禁止法が事業遂行に有効に関わっていること、さらに電力との相互参入におけるガイドライン等が説明されている。

第7章「規制改革の評価—情報通信との比較」では、都市ガス産業と情報通信産業の技術効率性水準を、ネットワークDEAという手法を用いて製造・供給という垂直的関係を考慮しながら比較している。近年、都市ガス産業において技術効率水準の上昇が観測されることが報告されている。

第8章「株式投資リスクにみる都市ガス産業の変革」では、規制緩和を規制リスクの軽減として、また自由化を市場競争への直面としてそれぞれとらえたとき、それらの効果が株式市場においてどう評価されたかを、システムティック・リスク β の値を推計評価することによって論じている。カルマン・フィルターを用いて β の値を時系列で推計することによって、それまで低減してきた β の値が2000年以後上昇に転じた傾向が明らかにされている。著者は、自由化の進展にもなつて規制リスクが低減してきた一方で、市場競争のリスクが近年増大してきたことを裏付けているという解釈を示している。

第9章「生産性の産業間比較と国際比較」では、都市ガス産業の全要素生産性を、米国・韓国水準と、さらに企業間で比較し、考察を加えている。米国・韓国に比べると高い生産性水準を達成していること、特に大手企業において1990年代後半以後急速に生産性が伸びていることが報告されている。

第10章「環境効率性」では、ガス販売量の他に環境への影響を明示的にアウトプットに加えたDEAにより、環境に負荷をかけずにどの程度経営目標を実現できているかという環境効率性が推計評価されている。環境効率性の技術変化と時系列変化とが、あわせてTFPとして評価できる形にまとめられるよう工夫し指標化されている。都市ガス産業全体としては環境効率のTFPは増大しているが、これは企業間の効率性差異の解消、および経営面での技術変化によっていることが示されている。全体として天然ガス化が環境効率の改善を決定づける大きな要因であることが確認されている。

第11章「都市ガス事業の環境対策と安全性確保」では、ガス事業において地球温暖化防止へ貢献する技術の事例と、技術発展を促し、サポートする法制度や政策が紹介されている。さらに、ガス機器の安全性の確保を目指してきた法制度の役割が述べられている。低い環境負荷と安全を提供するために、いかに多くの措置が講じられ、工夫されてきたかが示されている。

第12章「温暖化対策と都市ガス産業」では、地球温暖化対策の現状が概観され、環境エネルギー政策上問題となる3つの論点について、理論モデルも用いて考察が加えられている。第1に、電力の排出席

数として火力平均をとるか全電源平均をとるかという問題を分析している。削減努力を表現するためには火力平均が、総排出量を表現するためには全電源平均が適切であるが、経済学的に最適な指標は先験的に与えられず、常に適切なインセンティブをもたらしているかどうかを監視し続けなければならないと論じられている。第2に、新エネルギー利用促進はRPSによる買取義務量の設定が買取価格の設定に比べて望ましいか、またどのように運用されるべきであるかという問題を論じ、第3に、家庭用燃料電池の普及政策を論じている。

以上のように、各章において、異なる角度から都市ガス産業の効率的経営と様々な政策的措置が評価されている。それぞれ、おおむねこの産業の事業者を評価する傾向にある。このこと自体は、事業者および関連する組織のこれまでの努力の反映と見ることができる。しかし、いくつかの章で認識されているように、この産業では各事業者の規模の差が大きく、利用できるデータにも制約が多い。このような中で、計量分析の結果を解釈するためには、より詳細な結果の精査が必要である。本書はジャーナルではないので、結果の解釈を導く過程が必ずしも明示されているわけではない。本書のメッセージの有効性を保つためにも、今後検証が継続されることが期待される。

また、多くの評価は現在の産業構造を与件としての評価である。規制下では事業者の経営の自由度が低かったと仮定すれば、産業構造を与件とする評価の限界を考えざるを得ない。産業として長期的に望ましい構造のあり方を論じてこそ、こうした評価が可能になる。

最後に、評者の個人的な興味によるのであるが、都市ガス産業の「総合分析」として、分析に加えてほしかった論点を2点ほど挙げさせていただきたい。本書に続く、都市ガス産業の研究において是非取り上げてほしいテーマである。

第1に、LPガス産業との関係である。もちろん、都市ガス産業とLPガス産業とはその構造も規制のあり方も大きく異なっている。しかし、需要家にとって非常に類似したサービスを提供する隣接産業として、密接な関係を持っていることも事実である。ガス産業全体として発展をとげて行くにあたって、

両産業の並行的な発展が必要である。

第2に、同じく隣接する分野であるが、ガス機器部門の研究開発である。本書でも、安全性を論じた11章において、この分野について少し論じられているが、エネルギーをマーケティングしていく上で、最終需要家が利用する機器の研究開発は欠かせない。都市ガスと電力は様々な点で異なっているが、この研究開発主体もその一つである。電力では電気機械産業が発達しているが、ガス産業では供給事業者が積極的に関わってきた。産業としての発展において、この意味を論じることができないだろうか。

原稿の応募

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

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

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

<http://www.sco.bilac.jp/jepa/index.html>

に掲載されています。

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

〒657-8501

神戸市灘区六甲台町2-1
神戸大学大学院国際協力科
駿河輝和 宛

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

投稿規程

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

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

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

※投稿についてのお問い合わせは

駿河輝和
suruga@kobe-u.ac.jp
までお願いします。

経済政策ジャーナル
第7巻第1号 (通巻第63号)

2010年2月25日 第1刷発行

編者 日本経済政策学会
発行者 松本保英

発行所 東京都新宿区 日本経済政策学会
早稲田大学内

発売所 東京都文京区 株式会社草野房
水道2-1-1

総発 00150-2-175253・電話(03)3914-6861

第1巻・第1号は別冊に入ります 三協興印刷・中永製本
印刷で本書の全部又は一部の複製・複製を許します。 Printed in Japan

ISBN978-4-326-54904-7
<http://www.keisoshobo.co.jp>

ISBN978-4-326-54904-7
C3333 ¥2000E

定価(本体2,000円+税)

勁草書房



9784326549047



1923333020

Journal of Economic Policy Studies
Vol.7, No.1

CONTENTS

- Articles* Kazumasa OGURO, Can We Escape from the Trap of a Decrease in Population? : From the Viewpoint of Demographic Transition Theory?
- Shun-ichiro BESSHO and Masayoshi HAYASHI, Do Public Expenditures Affect Labor Supply? : Case of Japanese Prime Males
- Ai NAKANO, A Study on the Determinants of Taking Paternity Leave
- Yoshiki TAKAMATU and Tomoko KINUGASA, Technical Efficiency and Convergence of Japanese Agriculture: Empirical Analysis Using Malmquist Index and Panel Unit Root Tests
- Akira MAEDA, Emission Permit Markets Equipped with the Mechanism of Safety Valve
- Koki ARAI, Economics Analysis in the Legal Decision
- Book Review* Koji TAKENAKA ed., *Evolution of the City Gas Industry: Comprehensive Analysis* (by Akio TORII)

Edited and Published by
the Japan Economic Policy Association