

ISBN978-4-326-54913-9
C3333 ¥2000E



定価(本体2,000円+税)

9784326549139

勁草書房



1923333020004

Journal of Economic Policy Studies
Vol.11, No.2

CONTENTS

<i>Presidential Lecture Articles</i>	Toward Economic Policy in a Globalizing Age	Yuko ARAYAMA
	A Sentiment Index and Its Correlation with Stock Markets	Hiroshi ISHIJIMA, Takuro KAZUMI, Akira MAEDA
	An Empirical Analysis on the Soft Budget Constraint of Mixed Enterprises in the Field of Tourism Industry	Mamoru MATSUMOTO, Takao GOTO
	A Study on Personnel Strategies to Promote Employment of the Elderly	Iwao KATO
	The Importance of the Fishing Industry in the 3.11 Earthquake Disaster Area: An Analysis Based on an Inter-Regional Input-Output Table for Tohoku Region	Takuo NORO
	Study of Local CO ₂ Reduction and Estimating the Economic Effect	Satoshi WATANABE
	Analysis of the Taxi Deregulation Effect: Based on the City Panel Data	Yuki MATSUNO
	Does the Intra-Brand Competition Improve Consumers Surplus? : A Forecast in the Japanese Automobile Industry	Takuro TANAKA
	An Aging Society with the Declining Birthrate—Japan (Moving toward a Sustainable Society)—	Mitsuhiko IYODA
	Choice of Educational Institution under Income Limitation, Home Environment, and Human Capital Accumulation: Consideration on the Result of Parental Intervention to Child's Time Allocation to Education and Effectiveness of Education Policy	Kei MURATA
	Analysis on Acceleration of Distribution of the Existing Housing	Keiko HIRONO
	Rent Regulation and Residential Mobility in Germany	Hiroki TAKAKURA
	A Theory of Directional Pricing and Its Application to Electricity	Akira MAEDA, Makiko NAGAYA
	Macroeconomic Analysis of Cloud Computing	Soichiro TAKAGI, Hideyuki TANAKA
	A Study about an Estimation of Economic Loss by Information Security Incidents	Hideyuki TANAKA, Toshihiko TAKEMURA, Yuki IIDAKA, Kenichi HANAMURA, Ayako KOMATSU
<i>Special Reports</i>	The Effect of Number of Desired Children on Birth Behavior	Tsukasa MATSUURA
	A Theoretical Model on Time Allocation of Married Female Workers	Akiko SAKANISHI
	The Effects of Exchange Rate and Real Interest Rate on Corporate Investment in Japan: Panel Data Analysis Using Firm Level Financial Data	Keisuke KANISAWA
	Compressed Economic Development and Economic Growth in China: Through the Comparison with Taiwan	Yiping LIEN
	Impacts of Chinese Investment on Agriculture and Poverty Reduction in Northern Laos	Terukazu SURUGA, Phanhpakit ONPHANHDALA
	A Study on the Effect of Railway Service on the Development in the Suburbs of Tokyo	Fumichika NIWATA
	A Survey of the Taxation System for the Regional Development	Tomoko OBA, Fumichika NIWATA
	CREDIBILITY OF ECONOMIC POLICY	
	Economic Policy in the Face of Big Risks: A Case of Nuclear Power Plants	Takashi YANAGAWA

Edited and Published by
the Japan Economic Policy Association

ISSN 1348-9232

経済政策ジャーナル

Journal of Economic Policy Studies

2014
第11巻 第2号
(通巻 第72号)

会長講演 研究論文

学会特集号

グローバル時代における経済政策を考える	荒山裕行
市場センチメント・インデックスの構築と株価説明力の分析 —日次データによる検証—	石島 博・数見拓朗・前田 章
観光・レジャー分野における第三セクターを対象にしたソフトな 予算制約問題に関する実証分析	松本 守・後藤孝夫
高齢者雇用を促進する人事戦略とは	加藤 巖
県間産業連関表から見た被災地漁業の重要性と復興の方向性	野呂拓生
地域におけるCO ₂ 削減策とその経済効果推計に関する考察 —都道府県のシミュレーション研究—	渡邊 聡
タクシーの規制緩和に伴う料金と需要の動向 —都市パネルデータ分析より—	松野由希
ブランド内競争の促進は消費者余剰を改善させるのか —国内自動車産業における予測—	田中拓朗
An Aging Society with the Declining Birthrate —Japan (Moving toward a Sustainable Society)—	Mitsuhiko IYODA
所得制限の下での教育選択と家庭環境および人的資本蓄積 —親世代による学習時間への介入と教育政策の有効性に関する考察—	村田 慶
中古住宅の流通促進に関する考察	廣野桂子
ドイツの家賃規制と転居行動 —SOEPによる実証分析—	高倉博樹
方向性のある価格付けの理論と電力取引への適用	前田 章・長屋真季子
Macroeconomic Analysis of Cloud Computing	高木聡一郎・田中秀幸
情報セキュリティ・インシデントによる経済損失の推計に関する研究 田中秀幸・竹村敏彦・飯高雄希・花村憲一・小松文子	
希望子ども数が出生行動に与える影響	松浦 司
有配偶女性就業者の時間配分モデルについての考察	坂西明子
為替レート及び実質利子率が日本企業の設備投資に与える影響 —財務データに基づくパネルデータ分析—	蟹澤啓輔
圧縮型経済発展と中国の成長 —台湾の経験との比較を通して—	連 宜萍
ラオス北部における中国投資の農業と貧困削減に与える影響	駿河輝和・オンバンダラ パンバキット
地域振興と鉄道サービス —東京近郊地域を対象として—	庭田文近
地域活性化と税制度 —現状と課題—	大場智子・庭田文近
経済政策に関する信頼性	
リスク社会における経済政策 —原発のリスクを考える—	柳川 隆
大会記事	

共通論題

発行 日本経済政策学会 発売 勁草書房

Aims and Scope of the Journal:

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

Instructions to Authors:

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

<http://www.jepa.jp>

編集委員会 (Editorial Board)

編集委員長 (Chief Managing Editor)

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

編集運営委員 (Managing Editors)

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

編集顧問 (Honorary Board)

新野 幸次郎
Kojiro Niino
藤井 隆
Takashi Fujii
野尻 敏敏
Taketoshi Nojiri
植草 益
Masu Uekusa
横井 弘美
Hiromi Yokoi

編集委員 (Editors)

上村 敏之 (関西学院大学)
Toshiyuki Uemura (Kwansei Gakuin University)
駒村 康平 (慶應義塾大学)
Kohei Komamura (Keio University)
菅 聡 (法政大学)
Peng Xu (Hosei University)
駿河 輝和 (神戸大学)
Terukazu Suruga (Kobe University)
瀧澤 弘和 (中央大学)
Hirokazu Takizawa (Chuo University)
鳥居 昭夫 (中央大学)
Akio Torii (Chuo University)

鳥飼 行博 (東海大学)
Yukihiro Torikai (Tokai University)
林 正義 (東京大学)
Masayoshi Hayashi (The University of Tokyo)
前田 隆 (金沢大学)
Takashi Maeda (Kanazawa University)
松波 淳也 (法政大学)
Junya Matsunami (Hosei University)
家森 信善 (名古屋大学)
Nobuyoshi Yamori (Nagoya University)
柳川 隆 (神戸大学)
Takashi Yanagawa (Kobe University)

経済政策ジャーナル 第11巻第2号 (通巻第72号)

目次

【会長講演】

グローバル時代における経済政策を考える 荒山裕行... 3

【研究論文】

市場センチメント・インデックスの構築と株価説明力の分析 石島 博・数見拓朗・前田 章... 7
——日次データによる検証——
観光・レジャー分野における第三セクターを対象にしたソフトな予算制約問題に関する
実証分析 松本 守・後藤孝夫... 11
高齢者雇用を促進する人事戦略とは 加藤 巖... 15
県間産業連関表から見た被災地漁業の重要性と復興の方向性 野呂拓生... 19
地域におけるCO₂削減策とその経済効果推計に関する考察 渡邊 聡... 23
——都道府県のシミュレーション研究——
タクシーの規制緩和に伴う料金と需要の動向 松野由希... 27
——都市パネルデータ分析より——
ブランド内競争の促進は消費者余剰を改善させるのか 田中拓朗... 31
——国内自動車産業における予測——
An Aging Society with the Declining Birthrate Mitsuhiro IYODA... 35
——Japan (Moving toward a Sustainable Society) ——
所得制限の下での教育選択と家庭環境および人的資本蓄積 村田 慶... 39
——親世代による学習時間への介入と教育政策の有効性に関する考察——
中古住宅の流通促進に関する考察 廣野桂子... 43
ドイツの家賃規制と転居行動 高倉博樹... 47
——SOEPによる実証分析——
方向性のある価格付けの理論と電力取引への適用 前田 章・長屋真季子... 51
Macroeconomic Analysis of Cloud Computing 高木聡一郎・田中秀幸... 55
情報セキュリティ・インシデントによる経済損失の推計に関する研究
..... 田中秀幸・竹村敏彦・飯高雄希・花村憲一・小松文子... 59
希望子ども数が出産行動に与える影響 松浦 司... 63
有配偶女性就業者の時間配分モデルについての考察 坂西明子... 67
為替レート及び実質利子率が日本企業の設備投資に与える影響 蟹澤啓輔... 71
——財務データに基づくパネルデータ分析——
圧縮型経済発展と中国の成長 連 宜萍... 75
——台湾の経験との比較を通して——
ラオス北部における中国投資の農業と貧困削減に与える影響
..... 駿河輝和・オンバンダラ パンバキット... 79
地域振興と鉄道サービス 庭田文近... 83
——東京近郊地域を対象として——
地域活性化と税制度 大場智子・庭田文近... 87
——現状と課題——

【共通論題：経済政策に関する信頼性】

リスク社会における経済政策柳川 隆...91
——原発のリスクを考える——

大会記事97

【会長講演】

グローバル時代における
経済政策を考える*

Toward an Economic Policy in a Globalizing Age

荒山裕行 (名古屋大学)

Yuko ARAYAMA, Nagoya University



日本経済政策学会の記念すべき第70回大会のご準備を頂きましたプログラム委員会委員長の内山先生および委員の諸先生方、運営委員会委員長の前田先生および委員の諸先生方、ご多用中のところ加藤先生のメモリアル・セッションのご準備に当たってくださいました小澤先生および、セッションでのご報告をお引き受けくださいました先生方、くわえて、この大会に向けご尽力を頂きました学会員の皆様方に心よりお礼を申し上げます。

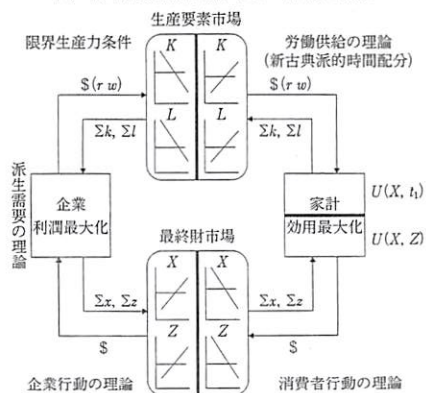
さて顧みますと、2010年に京都産業大学で開催された日本経済政策学会第67回全国大会の大会テーマが「グローバル時代における国際協調を考える」で、その共通論題セッションの中で『国際協調の経済政策—「経済理論」はそもそもグローバル化した世界市場を扱えたのか?』というタイトルでご報告する機会を得ました。またこの第67回大会において、私が日本経済政策学会の会長を拝命致しましたので、任期の3年間にこの自ら発した問いに何らかの答えを出さねばならないと考えるようになりました。共通論題の報告内容についてあれやこれやと考えていた2010年3月頃を振り返ってみますと、『「経済理論」はそもそもグローバル化した世界市場を扱えたのか?』との関連で、これから述べようとする「考え」が頭に浮かんでおりました。

* 本論は、2013年5月25日、東京大学駒場キャンパスで開催された日本経済政策学会第70回全国大会における同タイトルの発表を改訂したものである。

明るる年の3月11日に、だれもが予想すらしなかった規模の東日本大震災が発生いたしました。私は学会の本部事務局を預かる者として、その後しばらくは対応に追われる日が続きました。この時学会に対し「災害対応に関する研究成果があれば出して欲しい」という強い社会的な要請を受け、過去の研究報告を精査しましたものの日本経済政策学会にはそれに該当するものが見つからず、災害・リスクへの対応が学会としての喫緊の課題であることは折にふれお伝え致してきたところであります。震災直後の5月に駒澤大学で開催いただきました第68回全国大会では、学会員の皆様の一一致団結したご努力で震災特別セッションを実施することができ、その後も震災関連の経済政策的検討が日本経済政策学会を軸に進められる礎ともなりました。今後も学会の重要な研究テーマの一つとして引き継がれる災害・リスクへの取り組みが、依然困難を極める東北の復興に貢献できますれば幸いに存じます。

私は震災とその復興に関する検討・研究を学会として連携させるという立場にありましたので、この一連の学会活動を通して、震災からの復興を成し遂げるためには「物質・金銭面だけではなく人々の直接の関与」が必要だとの思いを強く持つようになりました。これが、再び、先ほど申し上げました「頭に浮かんだ『考え』」、つまり家計内生産関数の一般均衡理論への組み込みへの挑戦と強く結びつくようになりました。標準的な経済理論では、市場における決定は、

図 標準的な経済理論に基づく経済の流れ



企業と家計の二者により集計的に行われるという形をとっております。企業には、技術を代表する生産関数、財・サービス価格、要素価格を与件とする「利潤の最大化」という行動目標が与えられ、家計には、財・サービス価格、所得からなる予算制約の下で、生産とは切り離れた、いわば外付けの「効用の最大化」という行動原理が与えられることになりました。効用が外付けされたことで、標準的な経済理論においては、家計による市場への労働時間および資本の提供が、財・サービスの購入とは「異なる」効用関数によって決定されるという固定的な枠組みが構築されることになりました。この枠組みでは、本来一つの決定であるべき生産、消費、労働時間（および資本の貸出）の決定が、「消費者行動の理論」、「企業行動の理論」、および「労働供給の理論（新古典派的労働時間の決定理論）」の三つに分断化されることになりました。ただし、この枠組みは、いわゆる「セテリス・パリブス (ceteris paribus)」の仮定によってそれぞれの理論的展開に必要な与件が設定される「部分均衡理論」に属しますので、理論的展開において非整合が生じているわけではまったくありません。

1970年代には、アロー、ハーン、デブリュ

ー (Arrow and Hahn [1971] 等) によって新古典派体系における「一般均衡理論」が確立されました。一般均衡理論には本来すべての経済活動が内包されるべきではありませんが、アローらの「一般均衡理論」には、市場で取引されることで価格と数量が決定される財・サービスのすべてが含まれる一方で、家計が直接関与する労働、ましてや家計内における労働が作り出すさまざまな財やサービスは、一切含まれておりませんでした。つまり、新古典派の枠組みにおいて、家計の行動と存在は、部分均衡においては認めうるものの、この「一般均衡理論」の枠組みにおいては完全に理論と認識の埒外に置かれてしまっていたのです。

1870年代に「限界効用理論」が登場して以来、財やサービスの市場価格がそれらの財やサービスの「価値」そのものを代表するという考え方が一般化しました。しかし、この価値の問題に対し、シカゴ大学のベッカー教授は、誠にもって斬新かつ難解な理論 (Becker [1965]) で、これまた実に明解な答えと分析の枠組みを与えてくれたのです。

ベッカー教授は、家計を単に消費の場としてのみ扱うのではなく、市場から購入した財を自分たちの時間と組み合わせる家計内財を作り出す「工場」として扱うという方法を提案しました。そして「限界効用理論」が経済学の理論体系に持ち込まれた結果、生産という一國の経済活動から切り離されてしまっていた家計を、再び生産活動の意思決定と結びつけることができるようにしました。すなわち、ベッカー教授の考えはまさに「経済理論の再構築」と言えるものでした。

ここでは、この理論の中に資本を明示的に組み入れることで、ベッカー教授の家計内生産理論をもう少し現実的かつ一般的なものにしてみたいとします。ただし、この資本を組み入れるという試み自体がすでに家計内生産理論の一般化に向けた大きな挑戦となっていることも同時に申し上げておきます。この挑戦が理論的に

妥当なものであれば、家計は、1) 所有する資本のどれだけを企業に貸し出すのか、どれだけの時間を企業に雇われて働くのか、2) 企業が生産する市場財をどれだけ購入し、家の中に残した自分たちの時間と資本を使って、それらを使った消費するのかが決定することになります。この世界では、家計こそがいわば経済活動における決定の中心的役割を担うことになります。

ここで家計はさまざまな家計サービス（家計内財）の「生産現場」としての役割を果たします。これがベッカー教授の理論が「家計内生産の理論」と名付けられた所以かと思えます。すでにお気づきかと思いますが、図の左側、つまり企業側には、生産要素市場と財・サービス市場を直接結びつける「限界生産力条件」が存在します。これは労働や資本などの生産要素への報酬が、その限界生産力に等しいとする均衡条件を示しており、企業行動においては生産要素市場と財・サービス市場を直接結びつける条件が存在していることを意味しています。つまり、家計行動で生じている、所得獲得のための意思決定と消費の意思決定との分断がこともなげに回避されているのです。ベッカー教授の理論では、家計内生産関数に基づき行われる家計の意思決定が、あたかも企業側で成立している「限界生産力条件」のように、生産要素市場と財・サービス市場を結びつけることによってこの分断を克服しているのです。すなわち、標準的な経済理論に基づく経済の流れ (図参照) に示される家計行動に見られるように、家計内に二つの「効用関数」が存在することで、消費の決定と労働時間の決定が分断される事態が理論的に生じないことを意味し、このことは家計の経済行動の整合性を考えるにあたりたいへん重要な意味を持つと考えられます。

またここでは、家計が市場に提供する資本と労働を使って作り出された市場財や市場サービスの市場価値と、家計が家の中に残した時間と資本の価値の合計が、この家計の享受できる総価値となります。そしてその価値の一國全体で

の合計が、国として生み出す価値の総計ということになります。さらに、家計が経済活動における決定の中心的役割を担うということは、家計内生産関数を明示的に組み入れた経済モデルが必然的に動学モデルであることを意味します。なぜならば、家計の重要な意思決定の一つが「今期の所得の来期 (将来) への配分」にあるからです。したがって、異時点間の時間配分のために効用関数を新たに導入する標準的な経済理論におけるモデルの動学化と、これまで申し上げてきた家計内生産関数を内包する経済モデルの動学化とは本質的に異なっています。人が明日の事を考えて行動する存在である以上家計内生産関数を内包するこの一般均衡モデルは、その成り立ちからしてすでに動学モデルそのものであることとなります。

ここまで話を進めて参りますと、家計内生産関数を想定していながらも、家計が家計内で所有する資本や労働をまったく使わない場合には、この理論は標準的な経済理論の一部門一般均衡モデルに一致していると思われた方も多いかと存じます。しかし、ここは特に慎重な扱いが求められる部分です。新古典派の一部門モデルでは、それが集計のモデルとして表現されようが、労働1単位当たりのモデルとして表現されようが、あるいは労働者1人頭当たりのモデルとして表現されようが、なに変わることもない定式化が可能です。これに対し、家計内生産を含む一部門モデルでは労働者1人頭という形の定式化が基本となります。それが分割することができない人間を構成員とする家計を特定化する唯一の理論的手段であるからです。さらに生産関数については、ストックとしての資本と、ストックとしての労働者1人頭を生産要素にすることによって、フローとしての生産物を作り出すという形での定式化が不可欠となります。

これで、市場を通ずる経済行動への理解と分析、および経済問題の解決に向けた政策の立案や施行において、家計を内包する一般均衡モデルの構築が極めて重要となることがおわかりいた

けたかと思えます。法制度の構築を含む経済政策の実施が一国の経済に与える影響を総合的かつ正確に把握することは、家計内生産を一般均衡の枠組みに組み込んだモデルによる分析を通してはじめて可能となるものです。

しかし一方で、家計を内包する一般均衡モデルの全容を示すことは簡単でなく、また私の研究室のバックヤードで進められているこの研究は未だ途方もなく途半ばでもあります。そこで私のこの研究につきまして、日本経済政策学会の国際会議もしくは全国大会の場で学術論文として報告することをお許しいただき、学会員の方々のご意見・ご批判を仰ぐこととお約束したいと存じます。

最後になりましたが、私の任期中、日本経済政策学会を支えてくださいました多くの方々に、高いところからで誠に失礼とは存じ上げますが、改めまして心よりのお礼と感謝の気持ちをお伝えたいと思います。ほんとうにこの3年間、至らぬ会長を支えていただきありがとうございました。それから先ほどの総会でお認めいただきましたように、これより3年間は青山学院大学に学会本部事務局を移し、中村先生に日本経済政策学会を会長としてリードいただくこととなります。申すまでもなく日本経済の舵取りも、たいへん難しい局面にさしかかっております。是非とも日本経済政策学会がその総力を挙げ、世界に認められるような政策の策定と実現に向かわれますことを願い、会長講演を終えようと思存じます。ご静聴ありがとうございました。

参考文献

Arrow, K. J., and F. H. Hahn [1971], *General Competitive Analysis*, San Francisco: Holden-Day.
 Arrow, K. J. and G. Debreu [1954], "The Existence of an Equilibrium for a Competitive Economy," *Econometrica*, vol. XXII, pp. 265-290.

Becker, Gary S. [1965], "A Theory of the Allocation of Time," *Economic Journal*, 75, pp. 493-517.

【研究論文／市場企業と情報】

市場センチメント・インデックスの構築と株価説明力の分析*

—日次データによる検証—

A Sentiment Index and Its Correlation with Stock Markets

石島 博 (中央大学)・数見拓朗 (㈱サイバーエージェント)・前田 章 (東京大学)

Hiroshi ISHIJIMA, Chuo University; Takuro KAZUMI, CyberAgent, Inc.;

Akira MAEDA, The University of Tokyo

1. はじめに

デフレ脱却へ向けての経済政策が大きな論争となる中、景気動向を動かす目に見えない感情や雰囲気である「センチメント」が注目されている。センチメントは、統計的なデータのように定量化されたものではなく、本来形のない定性的なものに過ぎない。本研究では、これを目に見える独自の指標として定義することを試みる。具体的には、『日本経済新聞』の記事の言語解析により、経済状態を表す指標を作成し、これを市場センチメント・インデックスと名付ける。その上で、このインデックスの株価に対する説明力と予測力について実証分析を行う。

このようにセンチメントを定量化する研究は、近年のIT技術の発達とそれにより処理可能となった情報量の増加により、コンピュータ科学と社会科学の境界領域として発達しつつある。なかでも、本研究と問題意識が最も関連するのは次の2つの研究である。Bollen et al. [2011]の研究では、Twitterより7つの感情に対応したセンチメント・インデックスが構築されている。ポジティブ/ネガティブの度合いを測る尺度からインデックスが構築され、それが株価を説明するか分析されている。一方、Boudoukh et al. [2012]は、ポジティブであるのかネガチ

ティブであるのかを考慮したニュースは、ある程度株価を説明しうることを示している。

本研究では、伝統的な媒体であるが、我が国において最も読まれている日刊の経済専門紙である『日本経済新聞』に着目し、その記事より抽出したセンチメントが株価を説明・予測しうるかを実証分析する。

本論文は以下のように構成される。第2節において、市場センチメント・インデックスを『日本経済新聞』の記事より構築する方法について説明し、その性質を調べる。第3節において、このインデックスが株価を説明・予測しうるか、実証分析を通じて明らかにする。第4節においてまとめをする。

2. 市場センチメント・インデックス

2.1 構築の手順

本研究における市場センチメント・インデックスは、以下の3つのステップで構築される。

(i) テキスト・クリーニング

離散時点*t*において発信された記事*i*を A_{it} と書き、その総数を M_t とする。これについて分かち書きを行い、 m_{ij} 個の単語 a_{ij} が得られたとする。ただし、本論文における単語は、分析を単純化するために、その品詞を名詞、形容詞、動詞に限定する。また、分かち書きはText Mining Studio 4.2を用いて行った(数理システム [2013])。

* 日本経済政策学会第70回全国大会にて貴重なご講評を頂いた明治大学・塚原康博先生、座長の九州産業大学・内山敏典先生に深く感謝したい。

(ii) スコアリング

一方、読者にポジティブ、あるいはネガティブな印象を想起させる単語の集合を事前に用意しておき、これを辞書と呼ぶ。それぞれの辞書を $D^+ := \{d_k^+ : k=1, \dots, K^+\}$, $D^- := \{d_k^- : k=1, \dots, K^-\}$ と書く。本論文では、Takamura et al. [2005] や高村ほか [2006] の成果に基づいた辞書「単語感情極性対応表」を用いる(高村 [2007])。本辞書においては、 D^+ と D^- に属する単語数 K^+ , K^- はそれぞれ 5,122 個と 49,983 個である。

単語 a_{ijt} がポジティブ、あるいはネガティブな印象を想起させるときのみカウントをする、次のような定義関数を導入する。

$$I_{ijt}^+ = 1 \text{ (if } a_{ijt} \in D^+); I_{ijt}^+ = 0 \text{ (otherwise)}$$

$$I_{ijt}^- = 1 \text{ (if } a_{ijt} \in D^-); I_{ijt}^- = 0 \text{ (otherwise)}$$

これらを用いて、記事 A_{ijt} に含まれるポジティブあるいはネガティブな印象を想起させる単語数をそれぞれ次のように数える。

$$n_{i,t}^+ = \sum_{j=1}^{M_{i,t}} I_{ijt}^+ \quad n_{i,t}^- = \sum_{j=1}^{M_{i,t}} I_{ijt}^-$$

したがって、時点 t において発信された記事の全体では、ポジティブあるいはネガティブな印象を想起させる単語数はそれぞれ

$$N_t^+ = \sum_{i=1}^{M_t} n_{i,t}^+ \quad N_t^- = \sum_{i=1}^{M_t} n_{i,t}^-$$

となる。その合計は、 $N_t = N_t^+ + N_t^-$ である。

(iii) インデックスの定義

本論文における市場センチメント・インデックスを、時点 t における発信された記事の全体において、ポジティブな印象を想起させる単語が出現した割合として定義する。

$$x_t = N_t^+ / N_t \tag{1}$$

2.2 データ

本論文で用いた記事は、2007年1月1日から2012年9月30日までの2,094日間において、『日本経済新聞』の朝刊に掲載されたすべての

記事である。その総数は1,026,575であり、月平均14,878である。日本経済新聞記事アーカイブについては、日本経済新聞デジタルメディアより利用許諾を受けた。記事は毎日発信されるため、日次という離散時点において、市場センチメント・インデックスを構築し、これを $x = \{x_t : t=1, \dots, T\}$ と書く。ここでは分析の便宜上、(1) のインデックスに統計処理を施し、その平均が0になるように基準化して用いることにする。

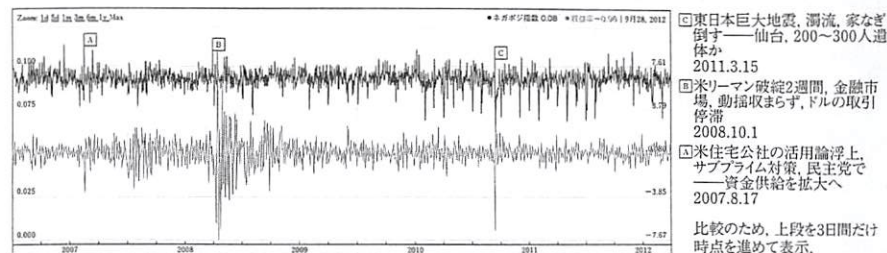
一方、同一期間における日経平均株価(以下、株価)の収益率を導入する。これは、日次の時系列上で隣り合った2つの株価(調整終値)の増減率である。これを「株価収益率」と呼び、 $y = \{y_t : t=1, \dots, T\}$ と書く。

2.3 市場センチメント・インデックスの特徴

図1は市場センチメント・インデックス(上段の線)と株価収益率(下段の線)を時系列表示したものである。ただし、前者は3日間だけ時点を進めて表示している。この図を見ると、数多くの期間において、両者の挙動が似通っていることが分かる。特に、株価収益率のボラティリティが大きな時期には、市場センチメント・インデックスも大きく変動して、そのタイミングが一致していることが分かる。図中にはA, B, Cのマーカーを記した。それぞれ、2007年8月欧米金融市場においてサブプライム問題が顕在化した時期、2008年9月リーマンショックにより金融危機が認識された時期、2011年3月東日本大地震が発生した時期である。

ここでの重要な視点は、3日間だけ時点を進めて表示した市場センチメント・インデックスと株価収益率の挙動が一致する期間があり、特に、大きなニュースに起因して市場が大きく変動する期間にはその挙動が顕著に一致する、ということである。つまり、市場センチメント・インデックスは株価収益率を説明・予測する可能性があることを示唆する。次節では、こうした着想を実際に計量分析してみたい。

図1 構築した市場センチメント・インデックス(上段)と株価収益率(下段)



(A, B, Cのラベルが付された注釈は、それぞれに記された日付における『日本経済新聞』の見出しからの引用である。)

3. 実証分析

3.1 モデル

時点 t と $t-1$ で挟まれた時間間隔を期間 t と呼ぶ。期間 t における株価収益率を y_t , 期間 t の期首、つまり時点 $t-1$ における市場センチメント・インデックスを x_{t-1} と書く。以下の p 次VARモデルを利用して、市場センチメント・インデックス x により、株価収益率 y が予測できるかどうか分析を行う。

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i x_{t-i} + \varepsilon_t \tag{2}$$

3.2 データセット

本研究では日次のデータを扱っているため、株価収益率と市場センチメント・インデックスの欠損値の頻度が異なる。欠損値について、前者は株式市場休業日に、後者は『日本経済新聞』休刊日に発生し、両者の観測数も異なっている。これらの欠損値を取り扱う方法には2種類ある。

A. 市場休業日の市場センチメントを考慮する処理方法: データセットに欠損値があったとしてもあらかじめその削除を行わないが、モデルの推定に際して、 $\{y_i, y_{i-1}, x_{i-1} (i=1, \dots, p)\}$ が揃わないデータの組合せはすべて削除する。

B. 市場休業日の市場センチメントを考慮しない処理方法: 株価収益率が観測されない市場休業日と市場センチメントが観測されない新聞休

刊日を、データセットよりあらかじめ削除する。処理方法Aと比べて、より高い次数の p を設定することができる。

3.3 分析結果

データ期間は2007年1月から2012年9月末までであり、2008年9月の金融危機を含んでいる。すべてのデータ期間を対象にモデルの推定を行うと、単位根は存在しないものの、市場センチメント・インデックスは株価収益率を有意に説明しているとは言い難いことが分かった。図1からも金融危機の前後において株価収益率の構造が大きく変化した可能性が想像される。

そこで、モデルを記述するパラメータ構造が金融危機前後において変化しているのか、とりわけ、市場センチメント・インデックスの株価収益率の予測有意性が変化しているのかを以下のように検証した。

まず、データ期間を金融危機前後の2つの区間に分け、観測データがどちらのデータ区間に属するかを表すダミー変数を導入したモデルに基づいてChow検定を行った(詳細は紙面の制約上省略)。その結果、次のことがいえる。

市場休業日の市場センチメントを考慮する場合には、ラグ $p=3$ と 4 の場合に、帰無仮説が棄却され、有意に構造変化したといえる。特に、ラグが $p=4$ の場合には1%有意となっている。一方、市場休業日の市場センチメントを考慮しない場合には、どのラグにおいても、帰無仮説

表1 Granger 因果性テスト

Lag (p)	1	2	3	4	5	6	7
考慮あり	前半 0.2760 (0.5994)	5.0731* (0.0791)	6.9341* (0.0740)	71.0274*** (0.0000)			
	後半 0.4746 (0.4909)	0.1802 (0.9138)	30.4253*** (0.0000)	41.2864*** (0.0000)			
考慮なし	前半 0.0487 (0.8254)	1.9904 (0.3697)	2.1961 (0.5327)	2.0061 (0.7346)	3.8761 (0.5674)	4.3367 (0.6312)	6.6544 (0.4657)
	後半 0.1268 (0.7218)	0.6603 (0.7188)	23.2067*** (0.0000)	24.3651*** (0.0001)	29.1773*** (0.0000)	30.1460*** (0.0000)	36.5714*** (0.0000)

(注) *印は10%有意, ***印は1%有意を表す。

が棄却されず、構造変化があったとはいえない。さらに、前者の場合について、金融危機の前後のそれぞれの区間において、ラグを $p=4$ と設定したモデルを推定した(詳細は省略)。金融危機後のデータへの適合度が高く、パラメータが有意に推定されることが多いことが分かった。とりわけ、「株価収益率は3日前の市場センチメント・インデックス x_{t-3} と正の相関によって有意に説明される」ことは特筆点である。この結果を踏まえ、金融危機前後のそれぞれの期間において再びモデルを用いて、市場センチメント・インデックスが株価収益率の予測有意性を有するかどうか、市場休業日の市場センチメントを考慮する場合としない場合の両方について Granger の因果性テストを行った(表1)。前結果と合わせれば、特に金融危機後において、3日前から当日朝刊までの日経記事に基づく市場センチメント・インデックスは株価収益率の予測因果性を持つことが確認された。

4. おわりに

本研究においては、『日本経済新聞』から単純な1つの市場センチメント・インデックスを構築した。本インデックスは、2008年9月の金融危機後の期間において、「3日間」という特定のラグを持って、株価収益率を有意に説明・予測しうることが分かった。その理由として考えられることは、1つには、感情が伝播するのにはある程度の時間がかかるということ(情動伝染)、もう1つには、週末を挟んで金曜

日の取扱いが影響を与える場合があること(曜日効果)が挙げられる。

また、本インデックスは、日々ベースで構築できるものであり、その点に実用上の利点を有している。一方で、景気・業況に関する既存の指数としては内閣府や日銀などによる多くの公的調査がある。これらはほぼすべて月次以上のより長期の頻度で作成されており、本インデックスとの直接的な比較は難しい。しかしながら、なんらかの関連性は見られると予想される。

こうした点も含めて、本インデックスの頑健性とその意味合いについてより詳細な分析を行うことは、今後の課題である。

参考文献

- 高村ほか [2006], 「スピンモデルによる単語の感情極性抽出」『情報処理学会論文誌ジャーナル』47 (2), pp. 627-637.
- 高村 [2007], 「単語感情極性対応表」, http://www.lr.pi.titech.ac.jp/~takamura/pndic_ja.html (accessed 2013-04-16).
- Bollen, J. et al. [2011], "Twitter Mood Predicts the Stock Market," *J. Computational Science*, 2 (1), pp. 1-8.
- Boudoukh, J. et al. [2012], "Which News Moves Stock Prices? A Textual Analysis," *NBER Working Paper*, 18725.
- Takamura, H. et al. [2005], "Extracting Semantic Orientations of Words using Spin Model," *Proc. of the 43rd Annual Meeting of the Association for Computational Linguistics (ACL2005)*, pp. 133-140.

【研究論文/社会保障制度】

観光・レジャー分野における第三セクターを対象にしたソフトな予算制約問題に関する実証分析*

An Empirical Analysis on the Soft Budget Constraint of Mixed Enterprises in the Field of Tourism Industry

松本 守 (北九州市立大学経済学部)

Mamoru MATSUMOTO, Faculty of Economics, The University of Kitakyushu

後藤孝夫 (近畿大学経営学部)

Takao GOTO, Faculty of Business Administration, Kinki University

1. はじめに

本稿は、観光・レジャー分野における第三セクターを対象として、地方公共団体と第三セクター間にソフトな予算制約問題が生じているかどうかについて、第三セクターのパフォーマンスの視点から検証することを目的とする。より具体的には、ソフトな予算制約問題を生じさせる要因として、地方公共団体による①補助金交付、②損失補償契約および③貸付に本稿は着目して、これら3つの特性と第三セクターのパフォーマンスの関係についてクロスセクションデータをを用いて実証的に分析する。

2. 先行研究と仮説の提示

地方公共団体と第三セクター間におけるソフトな予算制約問題に関する実証研究としては、赤井・篠原 [2002] や赤井 [2003] をあげることができる。また、河村 [2009] や石井 [2010] に従い、本稿では事後的に地方公共団体が第三セクターを救済・支援する方法として、①補助金交付、②損失補償契約および③貸付の3点を

取り上げて、次のような仮説を提示する。

仮説1: 地方公共団体から補助金が交付されている第三セクターほど、ソフトな予算制約問題によって、経営に対する努力インセンティブが弱まり、その結果パフォーマンスが悪くなる。

仮説2: 地方公共団体と民間金融機関との間で損失補償契約が結ばれている第三セクターほど、ソフトな予算制約問題によって、経営に対する努力インセンティブが弱まり、その結果パフォーマンスが悪くなる。

仮説3: 地方公共団体から貸付が行われている第三セクターほど、ソフトな予算制約問題によって、経営に対する努力インセンティブが弱まり、その結果パフォーマンスが悪くなる。

なお、地方公共団体からこれまでどの程度貸付で救済されてきたかをストック(残高)の視点から把握することも必要であると考えて、本稿では負債に占める地方公共団体からの貸付の割合にも着目する。

* 本稿は、日本経済政策学会第70回大会での報告内容を改訂したものである。報告に際して、宮野俊明先生(九州産業大学)から有益なコメントを頂戴した。ここに記して感謝申し上げる。なお、本稿はJSPS科研費23614030の助成を受けたものである。

3. 実証分析

3.1 変数の定義

1) 被説明変数

本稿では、第三セクターのパフォーマンスを表す変数として、赤井 [2003]、河村 [2009] および松本・後藤 [2010] に従い、経常利益から経常収支計上補助金を差し引いた調整後経常利益を用いて、調整後経常利益ダミー変数 (D_adj.Keijourieki) を採用する。なお、調整後経常利益ダミー変数は調整後経常利益が正であれば1、そして負であれば0となる。本稿では経常黒字かどうかに着目しているが、これは赤井 [2003] でも指摘されているように、第三セクターが民間企業とは異なった目的で設立されており、第三セクターに対して政府による介入が行われると考えられるため、利益の規模では経営の効率性を十分に表すことができないと考えたからである。

2) 説明変数

第1に、ソフトな予算制約に関する説明変数については、本稿では次の4つを採用している。すなわち、①補助金ダミー変数 (D_Hojokin)、②損失補償契約ダミー変数 (D_Sonshitsu)、③貸付ダミー変数 (D_Lever_Chihou)、および④貸付割合 (Lever_Chihou) である。

補助金ダミー変数は、報告地方公共団体・その他の報告地方公共団体 (以降、報告団体等と表記) から補助金が交付されていれば1、そうでなければ0となる。損失補償契約ダミー変数は損失補償契約の債務残高があれば1、そうでなければ0となる。貸付ダミー変数は報告団体等からの短期借入金・長期借入金・社債の残高があれば1、そうでなければ0となる。貸付割合は (報告団体等からの短期借入金・長期借入金・社債) / 負債総額として計算している。

第2に、企業特性に関する変数である。民間企業による出資の程度を表す民間出資割合 (Minkan_Own) は民間出資額 / 出資総額として計算している。また、役員数 (Bdsize) の自

然対数値 (Ln_Bdsize) は役員規模を表す¹⁾、当該第三セクターの役員に地方公共団体退職者および出向者が存在するかどうかを表す地方公共団体退職者等ダミー変数 (D_Retired) は当該企業の役員に地方公共団体退職者および出向者が存在すれば1、そうでなければ0となる。第三セクターに対して地方公共団体が設置する委員会等から定期的に経営のチェックを受けているかどうかを表す経営チェックダミー変数 (D_Frequency) は、地方公共団体が設置する委員会等による経営の点検を年に1回受けているかどうかを表す経営チェックダミー変数 (D_Frequency) は、地方公共団体が設置する委員会等による経営の点検を年に1回受けているのであれば1、そうでなければ0となる²⁾。定期的に経営チェックを受けている第三セクターほど効率率な経営が行われると考えられるため、第三セクターのパフォーマンスには正の影響を及ぼすことが予想される。

最後に、地域の産業特性を表す代理変数として、本稿では完全失業率 (Unemployment) を用いる。また、本稿では企業規模と業務の違いによる差をコントロールするために総資産 (Assets) の自然対数値 (Ln_Assets) と業務小分類ダミー変数 (D_Gyoumu)³⁾を説明変数に加えている。

3.2 データとサンプル

本稿の分析で用いる第三セクターのデータは、2010年度版の「第三セクター等の状況に関する調査結果」(以降、「第三セクター調査結果」と

- 1) 一般に、取締役会規模が大きくなるとそれぞれの取締役の影響力が弱まり、フリーライダー問題が生じることで、取締役会は実効的に経営者をモニタリングできない可能性がある (Board-size effect 仮説)。詳細は、鈴木・齋 [2000] および斎藤 [2002] などを参照。
- 2) コーポレート・ガバナンス研究では、取締役会の開催頻度が多いほど実効的に経営者に対するモニタリングが行われ、企業パフォーマンスにポジティブな影響を及ぼしていることが指摘されている。
- 3) 総務省の業務小分類に従い、①リゾート、②レジャー施設整備・運営、③レジャー施設運営、④観光宣伝、⑤その他観光・レジャー、⑥温泉施設の整備・運営、および⑦温泉施設の運営のそれぞれに関するダミー変数である。

表1 記述統計量

	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値	サンプル数	想定される符号
D_adj.keijourieki	0.689	1	0.463	0	1	630	-
D_Hojokin	0.141	0	0.349	0	1	630	-
D_Sonshitsu	0.071	0	0.258	0	1	630	-
D_Lever_Chihou	0.375	0	0.484	0	1	630	-
Lever_Chihou	0.221	0	0.336	0	0.999	630	-
Minkan_Own	0.378	0.418	0.205	0.002	0.974	630	+
D_Retired	0.740	1	0.439	0	1	630	-
Bdsize	7.973	8	2.957	0	21	630	-
Assets	337,214	68,856	1,417,876	2,770	24,400,000	630	-/+
D_Frequency	0.132	0	0.338	0	1	630	+
Unemployment	0.048	0.049	0.007	0.032	0.075	630	-/+

表記) から入手している。一方、地域の産業特性を表している完全失業率は、総務省統計局『労働力調査 (2010年度版)』にもとづく。

本稿は、赤井・篠原 [2002] および赤井 [2003] や松本・後藤 [2010] と同様に、観光・レジャー分野における第三セクターを対象としている⁴⁾。さらに、観光・レジャー分野に属する第三セクターのうち、本稿は株式会社法人に焦点を当てて分析している⁵⁾。初期のサンプルサイズは第三セクター調査結果から入手可能であった1,055社である。そのうち、株式会社法人以外の会社組織形態を除外した結果、688社が残った。そして、本稿では官民共同出資という第三セクターの特徴を考慮し、民間企業による出資が行われていない企業である58社をさらに除外した結果、最終的な分析対象として630社が残った。表1は、本稿が分析対象とする第三セクターの記述統計量を示している。

3.3 推計結果

ここでは、第三セクターのパフォーマンスに

- 4) その理由として、第三セクター全体に占める当該分野に属する第三セクターの割合が多いことや当該分野に属する第三セクターには経常赤字に陥っている企業の割合が多いことなどがあげられる。
- 5) その理由として、①第三セクターの法人形態として株式会社法人の割合が多いこと、②新規に設立されている第三セクターは株式会社法人の割合が最も多いこと、③社団法人や財団法人と異なり、株式会社法人の設立目的が原則的には利潤追求であり、主に民間上場企業を対象に蓄積されてきたコーポレート・ガバナンス研究の知見が援用できると考えられることなどがあげられる。

影響を及ぼしうる他の要因をコントロールした上で、報告出資団体数と債務超過のダミー変数を操作変数とした操作変数プロビット・モデルを用いた推計を行う。表2には、その推計結果が示されている。まず、ソフトな予算制約に関する4つの説明変数に関する外生性について検証する。Wald testの結果、左記4つの変数が外生変数であるという帰無仮説は5%水準で棄却された。したがって、これらの変数は内生変数であることを示唆しているため、操作変数法による推計が妥当である。そして、すべてのモデルにおいて、ソフトな予算制約の代理変数である4つの変数の係数は負であり、1%水準で有意にゼロと異なっているため、仮説1~3が支持された。

4. 結論と今後の課題

本稿では、観光・レジャー分野における第三セクターを対象に、地方公共団体と第三セクター間でソフトな予算制約問題が生じているかどうかを、第三セクターのパフォーマンスの視点から実証的に検証した。分析結果から、内生性の問題をコントロールしても、地方公共団体による補助金交付、損失補償契約および貸付といったソフトな予算制約問題を引き起こしうる要因を有する第三セクターほど有意にパフォーマンスが悪いということを本稿は明らかにした。

最後に、今後の課題について述べることにしたい。第1に、内生性の問題をよりコントロールする上でも、パネルデータを用いた分析も必

表2 推計結果

モデル	(1)	(2)	(3)	(4)
被説明変数 推定方法	D_adj.Keijourieki IV Probit	D_adj.Keijourieki IV Probit	D_adj.Keijourieki IV Probit	D_adj.Keijourieki IV Probit
D_Hojokin	-3.022*** (-23.07)			
D_Sonshitsu		-3.186*** (-5.47)		
D_Lever_Chihou			-1.193*** (-4.89)	
Lever_Chihou				-1.665*** (-4.47)
Minkan_Own	-0.230 (-0.96)	0.182 (0.64)	0.561** (2.01)	0.566** (1.97)
D_Retired	0.041 (0.38)	0.129 (1.15)	0.092 (0.73)	0.127 (0.99)
Ln_Bdsize	0.027 (0.28)	-0.104 (-0.82)	-0.095 (-0.70)	-0.162 (-1.17)
Ln_Assets	0.110** (2.47)	0.192*** (4.06)	0.134*** (2.86)	0.160*** (3.13)
D_Frequency	-0.074 (-0.62)	0.129 (0.81)	0.269* (1.65)	0.272 (1.65)
Unemployment	-5.899 (-0.92)	-5.452 (-0.89)	-3.555 (-0.50)	-6.788 (-0.93)
Constant	-0.613 (-0.96)	-1.363* (-1.95)	-0.662 (-0.94)	-0.754 (-1.01)
D_Gyoumu	Yes	Yes	Yes	Yes
Log pseudo-likelihood	-568.476	-370.012	-728.796	-471.195
Wald test of exogeneity:Chi2(1)	6.69	9.31	11.65	6.81
Prob(Wald test)	0.010	0.002	0.001	0.009

(注) ***: 1%水準で有意, **: 5%水準で有意, *: 10%水準で有意. カッコ内はt値 (robust standard error).

要となろう。第2に、河村 [2009] や石井 [2010] が指摘しているように、地方公共団体が第三セクターに経営者を派遣したり、地方公共団体の首長が経営者を兼任していたりと、第三セクターの経営責任者については様々な指摘がなされているが、その実態は明らかにされていないように思われる。第三セクターのガバナンスを考える上でこうした情報も考慮した分析が必要となろう。そして最後に、第三セクターに対する事後的な救済・支援方法以外の適切な政府の介入のあり方についても定量的な分析結果をもとに検討する必要があるが、今後の課題としたい。

参考文献

赤井伸郎・篠原哲 [2002], 「第三セクターの設立・破たん要因分析—新しい公共投資手法 PFI の成功にむけて」『日本経済研究』No. 44, pp. 141-166.

赤井伸郎 [2003], 「第三セクターの経営悪化の要因分析—商法観光分野の個票財務データによる実証分析—」, *ESRI Discussion Paper Series*, No. 32.
 石井吉春 [2010] 「第三セクターの経営状況」宮脇淳編『第三セクターの経営改善と事業整理』学陽書房。
 河村小百合 [2009], 「地方自治体の外郭団体問題解決の道」『公営企業』Vol. 41, pp. 2-14.
 斎藤達弘 [2002], 「取締役会の規模と企業評価」『日本経済研究』No. 45, pp. 86-111.
 鈴木誠・胥鶴 [2000], 「取締役人数と企業経営」『証券アナリストジャーナル』第38巻第9号, pp. 47-65.
 伯野卓彦 [2009], 『自治体クライシス 赤字第三セクターとの闘い』講談社。
 松本守・後藤孝夫 [2010], 「観光産業における第三セクターのガバナンスに関する経済分析—株式会社法人のパフォーマンスの決定要因—」『運輸と経済』第70巻第9号, pp. 60-70.

【研究論文/社会保障制度】

高齢者雇用を促進する人事戦略とは*

A Study on Personnel Strategies to Promote Employment of the Elderly

加藤 巖 (和光大学経済経営学部)

Iwao KATO, Faculty of Economics and Business, Wako University

1. はじめに

高齢者の雇用促進は、生産年齢人口が減り始めた日本にとって喫緊の課題である。

これまでも清家 [1998] や清家・山田 [2004] が「生涯現役社会」について論じている。いずれも高齢者の意欲や能力を活かすことが、今後の労働市場には不可欠としている。

また、小林・小峰 [2004] や小峰 [2007] らが指摘するように、高齢者雇用は、①社会にある潜在的労働力の活用につながり、②労働生産性の向上に関しては工夫の余地を残しつつ、③人口減少による経済活動の縮小を緩和する効果を持っている。

上記③に関連して G. Friedman [2009] や G. Magnus [2009] も、社会の潜在的な人的資源を現役の労働力として生かす国内需要を喚起するといった、いわば「潜在消費の社会化」を提唱している。

本稿では、先行研究を踏まえた上で、高齢者雇用を促進するための望ましい方策を企業の人事戦略に絞って議論していく。とくに長期的に働く意欲を刺激する仕組みが、より実効性に富む高齢者雇用を生み出し、今後の労働力需給の緩和に寄与すると考えて取り上げる。

なお、本稿の高齢者は60歳以上を想定し

* 本稿は日本経済政策学会第70回全国大会での報告を改訂したものである。報告に対して、小峰隆夫教授(法政大学)から有益なコメントをいただいた。記して感謝したい。なお、本稿の基となる研究は和光大学総合文化研究所から研究助成(2012年度一般研究甲)を受けた。

ている。主として議論の対象となるのは、企業で定年を迎えた人々である。

2. 労働力人口の減少と中高年層の拡大

総務省『労働力調査』(平成24年版)によれば、日本の労働力人口は1998年に6,793万人でピークに達した後、2012年には6,555万人にまで減少している。しかも、若年層が縮む一方で、中高年層のボリュームは膨らんでいる。

例えば、「20~24歳」の労働力人口は1968年に723万人だったが、2012年には428万人となっている。ところが、この間、中高年層の労働力人口はいずれも増加している。とくに「60~64歳」は208万人(1968年)から626万人(2012年)へと3倍に増えている。

こうした労働力人口の動態は今後も継続する。労働政策研究・研修機構の実施した労働力人口の将来推計(「労働力需給の推計」2013年1月10日)によると、2030年の労働力人口は(A)今後の経済成長が0%かつ対策を講じない現状維持の場合で5,678万人、(B)経済成長1%かつ経済・雇用政策をある程度講ずる場合で5,900万人、そして、(C)経済成長2%かつ経済・雇用政策を適切に講ずる場合で6,255万人と予測されている。

結果として、どのシナリオでも2030年時点の労働力人口は減少する。最も楽観的な(C)でも労働力人口が現在より300万人減る。一方で、どの場合でも労働力人口に占める高齢者の比率は2割超へと高まっていくのである。

3. 高齢者の高まる就業意欲と就業者の増加

高齢者の世代内就業率も上昇傾向にある。2012年には「60～64歳」男性のうち71.3%が就業していた。同様に「60～69歳」は46.9%、「70歳以上」も19.7%が仕事をしており、結果、同年に高齢就業者は1,192万人となり、全就業者に占める比率も19.0%に達した。

こうした高齢者の労働参加は今後も続くことと予測される。厚労省「高齢者の雇用状況集計結果」(2012年10月18日)によると、2012年5月末までの一年間に定年(60歳)を迎えた調査対象者(430,036人)のうち継続して働くことを希望した人は75.2%であった。ここから実際に継続雇用された人は316,714人(調査対象者の73.6%)であった。とくに「対象者を限定していない」企業では、定年を迎えた人のうち81.5%の人が継続雇用されている。

同様に、高齢・障害・求職者雇用支援機構の調査(2012年「共同研究のご案内」所収)によれば、現在働く団塊世代の約8割が「65歳以上になっても就業を希望する」と回答している。

そこで、前述のような高い就業意欲を持つ、とくに団塊世代が労働市場に一定期間留まると考えられる。これは、最近の高齢者雇用の環境整備によっても後押しされる。その分だけ、労働力人口が減少を続ける中でも、今後の労働力受給の逼迫を緩和する効果を期待できる。

4. 改正高齢者雇用安定法と企業の対応

ここで、高齢者の就業に影響を与える年金支給開始年齢の引上げについて触れておく。

これまで会社勤めを終えた人々は、厚生年金(報酬比例部分)を60歳から受給することができた。しかし、2013年度からは支給開始年齢が61歳(男性)となり、これ以降は3年ごとに1歳ずつ引き上げられる²⁾。2025年には支

1) 同じ年に、女性就業率は「60～64歳」が44.5%、「65～69歳」27.8%、「70歳以上」は8.6%だった。

2) 女性の支給開始年齢は5年遅れて引き上げられる。

給開始年齢が65歳となる。

これに伴い、企業はすべての従業員を65歳まで雇用するよう義務づけられることとなった。すなわち、2013年4月1日に施行された「改正高齢者雇用安定法」(以下、改正高齡法)の最大の目的は、60歳以降に年金も給与もないといった、無収入者の発生を防ぐことにある。

改正高齡法の第9条では、すべての事業主は65歳までの安定した雇用を確保するために、(イ)定年制の廃止、(ロ)定年年齢の引き上げ、(ハ)継続雇用制度の導入のいずれかを講じなければならないと定めている。

企業はその進捗状況についても厚労省へ毎年報告するように求められている。その報告集計結果(前出の「高齢者の雇用状況集計結果」に所収)から、現行の上記イロハの実施状況などを確認できる(調査対象は約14万社)。

それによると、2012年にいずれかの高齢者雇用確保措置を「備えている」と回答した企業の割合は98.0%であった。

ただし、上記イロハのうち、どの措置を取っているのかを見ると、「定年制を廃止」した企業は2.7%にすぎない。また、「定年年齢を引き上げ」した企業も全体の14.7%でしかない。

そこで、2012年の調査時点では8割超の企業が(60歳で)雇用条件を見直した上で、再雇用を含む継続雇用を行っている。さらに、同時点では「希望者全員」が65歳以上まで働けるとした企業の割合は約半数(48.9%)であった³⁾。

5. 一律の定年制によらない企業の人事戦略

前述のように、再雇用を含む継続雇用を過半としつつ、企業が高齢者を活用しようとする機運は徐々に高まっている。そこで以下では、その望ましい姿について、特徴的な企業の人事戦略を通して考えてみたい。

ここでは、先進的な取り組みを実施している

3) 大企業(300人超)では24.3%であった。

三菱電機(複線型人事諸制度の採用)、積水化学工業(キャリアカウンセリングの活用)、西武信用金庫(定年制の廃止とシニア中途採用)を事例として採り上げる。

まず、三菱電機が採用している「複線型人事諸制度」⁴⁾では、55歳になった従業員が自身の定年年齢を(56歳から60歳の間で)選択できる。そして、自らが選んだ定年年齢に応じて、再雇用の期間が決まる仕組みである。例えば、56歳で定年退職すると65歳まで再雇用契約が結べるようになっている。以下、57歳を定年年齢に設定すると、64歳までの再雇用契約が、また、58歳を定年年齢とした場合は62歳までの再雇用契約が結ばれるのである⁵⁾。

再雇用時に賃金は従来よりも減額されるが、定年の時期を早めて給与水準を引き下げる代わりに、長く働くという選択が可能となっている。こうした実質的に2回の引退時期を従業員の意志で組み合わせられる点は注目に値する。

また、この制度では社員がライフプランを考えるための機会を充実させている。すなわち、40歳時点で「ライフデザイン研修」を実施し、今後のキャリアについて早めの気付きを与え、2回目の50歳での「研修」は夫婦同伴で出席し、5年後に迫った、引退時期の選択に向け具体的に考え始め、心構えをしてもらうのである。

こうした取り組みが功を奏して、再雇用時に賃金が引き下げられても「前もって説明を複数回実施し、仕事内容や待遇も納得してもらった上で選択できるため、今の制度に対する社員からの大きな不満は出ていない」という⁶⁾。

積水化学工業も従業員に対してキャリアプランを考える機会を与えている⁷⁾。同社の従業員は30歳、40歳、50歳、60歳の各時点で「キャリアカウンセリング」を受け、定年後を含めた長期視点の相談ができる。また、これは同期

4) 日経ビジネス Digital版、2013年3月8日参照。

5) 今後は年齢区分が変更になると思われる。

6) 日経ビジネス Digital版、前掲。

7) 同社(東京本社)での聞き取り調査による。

社員が一堂に会して互いの業務について情報交換する機会にもなっている。時には、カウンセリング後に従業員が自らの業務(職場)の変更希望を出すこともできる。長いキャリアの途中で、従業員の自らの気付きにより、社内人材の適材適所を図るという点でも興味深い。さらに、定年者が再雇用の職場を選ぶ際、カウンセリングで得た知識が生かされるという。

上述の三菱電機と積水化学工業に共通するのは、従業員が自らの判断で働き方を決める仕組みを持つ点である。これまでの「60歳定年」による一律的な退職の仕組みを变形しつつ、長期にわたりキャリア形成の支援を行い、社員の自主的な判断を介在させることで、長く働くモチベーションを維持してもらうのである。

働く意欲という点から、より積極的な人事戦略をとっているのは、西武信用金庫である。

同行は2011年に定年制を廃止して、「現役コース」と通称される人事制度を始めた⁸⁾。この制度では、基本的に成果を生めば幾つになっても職位を保ったまま働くことができる。年齢にかかわらず仕事の成果で給与を上げていくことができるといった、欧米型の成果主義の側面を持っている。

もう一点、西武信用金庫が導入している人事制度で特筆すべきは「シニア中途採用」である。これは、大手銀行などに勤める50歳代、60歳代の金融マンを中途採用で迎え入れて、それぞれが持つ専門知識や技能を発揮してもらうものである。自らの働き次第では給与が上がり、かつ、何歳までも働けることに魅力を感じた実力者たちが他行から西武信用金庫へ移籍してきている。富裕層向けの金融ビジネスや外国為替取引、東南アジア金融の専門家らが集まり活躍しており、その最高齢は70歳という。

上記は、これまで大企業において年齢によって「戦力外」とされてきた専門家たちを地方、

8) 高齢・障害・求職者雇用支援機構「70歳まで働ける企業実現に向けたシンポジウム」2013年1月18日(東京)の講演および配布資料等を参照。

中小企業が慣行に囚われずに活用したとして注目される。この事例は、大企業で行き場を失いがちなシニア社員を中小企業が採用することで、欲しかったノウハウを比較的容易に得られることを示唆している。仮に大企業が中高年社員を抱え続ける余裕を失った場合には、大企業、シニア社員、そして受入れ先の中小企業の全てでメリットが生まれる。人材の社会的な再活性化という意味も含めて、高齢者の雇用延長にあたっては企業間を超えた移動も検討に値する。

6. おわりに：長期のキャリア形成支援

上述の事例に見られるように、企業は雇用延長に工夫を凝らし始めている。とくに従業員が職業人生の歩み方、さらには辞め方について意識していく仕組みを創出し始めている。

換言すると、これまでの標準的な人事制度に比べると、柔軟なキャリア形成を構築する誘因を社員に与えている。

このような従業員へより多くの機会と決定権を与える仕組みこそが、望ましい雇用延長を育む背景になりうる。それは、とくに高い意欲を持ちつつも個々の事情を抱える高齢者を活かそうとする場合には必須となる。

また、いまや人々はより高度な教育を継続的に必要としている。すなわち、技術進歩が著しく、新しい仕事が続々と生まれる中、働く人々の技能を繰り返し更新するリカレント教育が重要度を増している。

この意味でも個々人のキャリア形成を長期的なスパンで支援する適切な方策が望まれる。そこで今後、企業には社内のキャリア教育を充実させると共に、年功序列によらない「職業生活設計」を従業員へ継続的に促すといった施策が求められる。これまでの「囲い込んで仕事を割り振り、年功序列のアガリで辞めさせる」ことから、「末長く働いてもらうために継続的に教育し、年齢にかかわらず適材適所と中途採用を含む人材の流入出を適切に行う」ことが求められる。

同様に、高齢者の職域拡大や労働移動に対する公的支援を拡充することも必要である。これらは転職市場の整備につながり、先述のような企業間を超えた労働力の適材配置に寄与する。また、(退職間際や後でも)資格や技能を持った高齢者の再活用をも促す。

こうした展開は、企業へ現行の定年制度の改廃を含む人事戦略の変更を促し、かつ一方で、社員には不断の能力開発(向上)を求めることになるだろう。同時に、従業員が能力開発を続けるならば、企業がその時々で当該社員の市場価値とその処遇を均衡させねばならない。

この時、適正な判断を労使双方で行うためにも、キャリア形成の仕組みとそこから得られる経験や能力開発に対する適切な評価法に関して、今後の実証的研究が重要である。

参考文献

- Friedman, George [2009], *The Next 100 Years*, Doubleday Random House.
 Magnus, George [2009], *The Age of Aging*, John Wiley & Sons.
 加藤久和 [2011], 『世代間格差』筑摩書房。
 小林陽太郎・小峰隆夫編 [2004], 『人口減少と総合力』日本経済新聞社。
 小峰隆夫・総合研究開発機構編 [2007], 『人口減少社会の人づくり』日本経済新聞社。
 島田晴雄編 [2000], 『高齢・少子化社会の家族と経済』NTT出版。
 清家篤 [1998], 『生涯現役社会の条件』日本経済新聞社。
 清家篤・山田篤裕 [2004], 『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社。
 古川俊之 [1995], 『高齢化社会の設計』中央公論社。

【研究論文／震災復興】

県間産業連関表から見た被災地漁業の重要性と復興の方向性*

The Importance of the Fishing Industry in the 3.11 Earthquake Disaster Area: An Analysis Based on an Inter-Regional Input-Output Table for Tohoku Region

野呂拓生 (青森公立大学)

Takuo NORO, Aomori Public University

1. はじめに

東日本大震災から時間が経過してもなお、大津波被害の激しかった沿岸部を中心に、復旧・復興は途上にある。特に沿岸部の主要産業である漁業関連施設の被害は甚大であったため、復旧作業は困難を極めている。

今般の震災の特徴は広域的かつ甚大な被害である。そのため、漁業の被害も、複数の県や産業部門に深刻な影響を及ぼしていると考えられる。ただし、その影響の大きさと広がり进行分析・検討した成果は見られない。その理由は、複数の県や産業の関係性を分析できるツールが東北地方にほとんど存在しないことが挙げられる。

本稿では、筆者が作成に関与し、東北で唯一、域内における県間の取引関係を一枚に網羅している平成17年東北地域県間産業連関表(対象地域は青森、岩手、宮城、秋田、山形、福島、新潟の7県。東北活性化研究センター作成)をベースに、特に被害が甚大であった岩手県、宮城県、福島県の被災3県漁業の停滞による東北各県経済への影響の広がりを分析し、今なお厳しい状況にある漁業の現状を改善すべく、改めて復興の方向性を探っていくことを目的とする。

2. 被災と復旧の状況

2.1 被災の状況

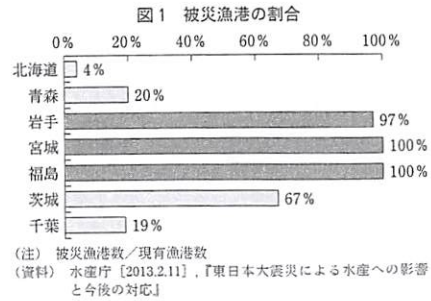
最初に、被災3県の漁業生産額から被災前の状況を確認する。平成17年東北地域県間産業連関表から漁業生産額を見ると、宮城県が830億円と突出し、次いで青森県の629億円、岩手県410億円、福島県203億円である。また、今回の分析に用いた産業連関表は新潟県を含む東北7県間の表であるため、7県での生産額比率を算出すると、宮城県が対7県で36%、岩手県同18%、福島県同9%であり、被災3県で同6割以上に達している。

次に、被災3県漁業が被った被害を確認する。東北では青森県の太平洋岸も津波により大きな被害を受けたが、漁業被害の点では本稿が対象とする被災3県が圧倒的である。被災3県では、漁港のほぼ全数が被災しており(図1)、震災直後からしばらくの間、生産活動は完全停滞を余儀なくされたのである。

2.2 復旧の状況

次に、東日本大震災から2年以上が経過した時点(2013年3月末)の被災3県の漁港における完全復旧の状況を見る(図2)。最も復旧が進んでいるのは完全復旧率37%の岩手県、次いで福島の20%、宮城の11%と続く。宮城の復旧の遅れがはっきりとわかる。

* 本稿は東北活性化研究センター [2013a, b] および日本経済政策学会第70回全国大会での報告をベースとしている。座長の野村宗訓先生、討論者の黒倉壽先生、フロア質問者の諸先生方、および匿名レフェリーには有益なコメントをいただいた。ここに記して、厚く御礼申し上げる。



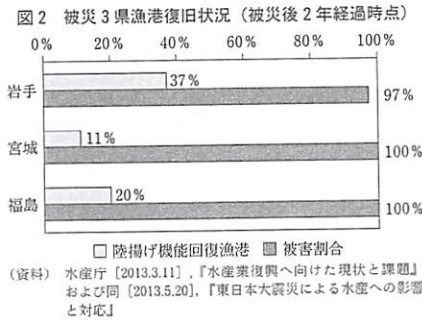
3. 分析方法

3.1 分析データ

時間を経過してなお、漁業は厳しい状況にあることがわかった。では、被災3県の漁業停滞による影響は、漁業以外に、どの地域のどの部門に及んだのだろうか。分析には、平成17年東北地域県間産業連関表の28部門表を使用した。本表は、東北を構成する7県(青森、岩手、宮城、秋田、山形、福島、新潟)の県表を地域内表とし、各県や東北経済産業局等の協力のもと、商品流通調査等から県間の移出入を明らかにして作成された。そのため、現時点では東北で唯一、県間取引を加味した分析が可能である。

3.2 分析手法

本分析は、被災3県漁業で原料出荷・調達活動が皆無になったと仮定したうえで、漁業以外のどの産業に、どれだけ影響を及ぼすかを観察することを目的とする。そのため、被災3県の漁業部門が完全停滞=ゼロと仮定して導出した生産誘発額と通常の生産額の比較により、東北域内での漁業停滞の影響の大きさと広がりを分析した。本手法は仮説抽出法として知られるが、本稿では紙面の都合から手法の詳細は割愛する。基本的な考え方は黒岩 [2006] に詳しい。なお、完全停滞の影響は、被災3県漁業を挟んで川上、川下の両方向に発生する。よって、被災3県漁業=ゼロとして逆行列を作成して生



産誘発額を導出するが、漁業から見て川上側への影響(後方連関効果)ではレオンチェフ逆行列を、川下側への影響(前方連関効果)はゴシュ逆行列を適用して生産誘発額を導出した。この値を通常期生産額から減じたうえで、被災3県漁業生産額で除して影響比率とし、被災3県漁業完全停滞による漁業以外の他産業、東北経済への影響の広がりを確認した。

4. 被災3県漁業の影響分析

4.1 川上への影響

漁業から見て川上側とは、漁業への投入物を生産する産業への影響となる。漁業が停滞することは、漁業へ納入する製品を生産する産業までも生産減に直面することを意味する。

最初に、影響の広がり方の特徴を、影響比率の高い順に並び替えた分布図から確認する(図3)。影響が特定産業部門に集中するべき分布の形状を示している。なお、この傾向は、以後示す川下部門でも同様である。

分析の結果、影響は、漁業に対して最終製品やサービスなどを投入する産業で大きいことが判明した。最も影響が大きい部門は宮城県「石油・石炭製品」である。当該部門は漁船への燃料供給を担うため漁業停滞による影響が非常に大きい。次いで宮城県「サービス」、宮城県「商業」、宮城県「飲食料品製造業」となり、影響上位の大半が宮城県に集中している。その理由は、宮城県の漁業生産額が圧倒的で、これが

図3 川上部門における影響の分布

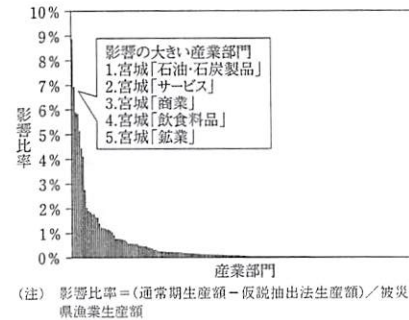
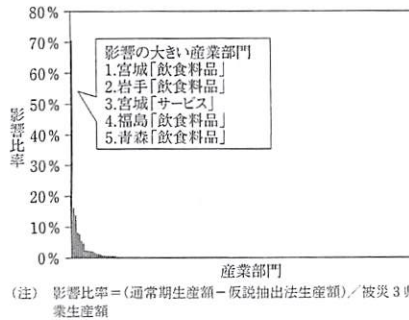


図4 川下部門における影響の分布

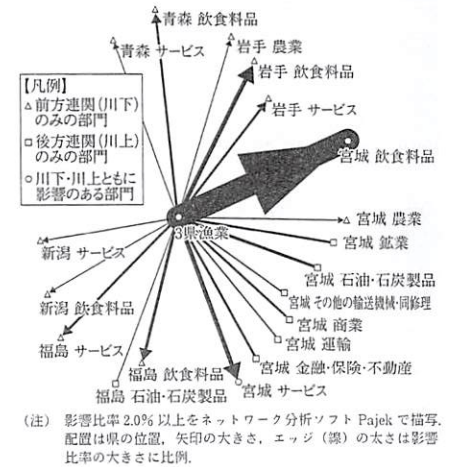


壊滅したことに加え、漁業関連の川上産業の構造が、地域内で密接に結びついていることによる。

4.2 川下への影響

川下側への影響を影響比率の分布から見ると、川下側では川上側以上に影響が特定の産業部門に集中している(図4)。最大の影響は宮城県「飲食料品製造業」であり、影響比率70%という高い値で現れている。この結果は、川上部門と同様に宮城県の漁業生産が圧倒的であるとともに、特に宮城県「飲食料品製造業」は他県より規模が大きいこと、宮城県内産出の原料に加え、岩手県などの他県産の原料を使用する構造にあること等が反映された結果となっている。なお、「飲食料品製造業」には冷凍魚介類、

図5 漁業停滞による影響の広がり



塩・干・くん製品、水産びん・缶詰、ねり製品などの水産加工品が含まれる。本分析では、データの制約上、いずれに大きな影響が及ぶかは明示できないが、震災前の宮城県では、多くの製品で全国上位の生産を誇っていた。

そのほかの影響は、岩手県「飲食料品製造業」、宮城県「サービス」、福島県「飲食料品製造業」、青森県「飲食料品製造業」など、水産加工品を含む飲食料品を中心に発生している。

4.3 影響ネットワークの提示

これまで、川下、川上別の動向を見た。しかし、現実の影響の広がりは、川下、川上の影響の合計として現れる。そのため、被災3県漁業完全停滞による影響の広がり方を、川上・川下両方向における影響ネットワークとして一体的に図示した(図5)。その理由は、産業連関表は文字通り産業部門間のネットワークのデータベースであり、影響の流れと大きさを表現するにはネットワーク図が最適なためである。

なお、表現に際しては、影響比率2.0%以上の部門を抽出した。その理由は、先に示した分布状況で、影響比率2.0%以上を境に緩やかな

分布へと変化しているためである。2.0%という微小な点が境目となった背景には、漁業の主要関連産業が、例えば川上では燃料供給を担う部門、川下では水産加工品を含む飲食物品製造部門等に限定されていることがある。つまり、漁業を取り巻く限定された連関構造により、漁業停滞の波及プロセスが特定部門に集中し、他部門での影響が低く抑えられたと考えられる。

以上を踏まえて作成したネットワーク図により、被災3県漁業停滞の影響は複数県の関連産業に及ぶこと、特に太平洋側で影響が広がっていることが明示される一方で、宮城県への対応が東北経済において重要であることが示された。

5. まとめ

漁業は被災地経済の中心的な産業であり、復旧が途上にありつづけることは、地域経済にとって致命的である。

本分析からは、特に川下、川上双方で宮城県の影響が甚大であることが判明した。また、特に宮城県をはじめとした水産加工品を含む「飲食物品製造業」への影響が甚大であった。

ここで今一度復旧の状況に立ち返ると、宮城県の漁港復旧率は被災3県中最低で、漁獲高も回復していない。よって、東北経済のためには、関連産業に大きな影響を及ぼす宮城県を中心に、早急に漁業生産を回復すべきである。

なお、漁業停滞の影響が最大である水産加工品を含む「飲食物品製造業」の復旧は、震災直後から中小企業庁「中小企業等グループ施設等復旧整備補助事業（グループ化補助金）」により、地域内で企業等がグループを結成して取り組まれてきた。他方、原料供給を担う漁業の復旧は、遅れが見られている。

よって、今後の被災地経済復興のためには、まずは前述の通り漁業停滞の状況を改善したうえで、本分析が示す漁業と水産加工を含む「飲食物品製造業」の深い関係性を考慮して、産業間ネットワークを重視した取り組みを推進すべきである。

その過程では、漁業から水産加工、販売までもが連携する六次産業化や、ノルウェーが一大水産国になった要因である HACCP（高度衛生管理）等の高度化技術の導入という、産業競争力確保の視点も重要である。宮城県石巻地域などでは、民間主体でこうした取り組みが試みられており、政策としても後押しをすべきである。

漁業は被災地経済の要である。要の完全復興は地域産業連関上重要な意味を持つため、遅滞ない復旧・復興、そして発展を見据えた施策展開が望まれる。

参考文献

- 東北活性化研究センター [2013a], 『産業連関分析による産業政策の方向性に関する調査研究』, 東北活性化研究センター [2013b], 『東日本大震災からの復興の現状と課題に関する調査研究』, 黒岩郁雄 [2006], 『東アジアの国際産業連関と生産ネットワーク』平塚大祐編『東アジアの挑戦』IDE-JETRO 研究双書 No. 551, 第5章, アジア経済研究所, pp. 109-136.

【研究論文／地域経済と環境】

地域における CO₂ 削減策とその経済効果推計に関する考察*

—都道府県のシミュレーション研究—

Study of Local CO₂ Reduction and Estimating the Economic Effect

渡邊 聡 (名古屋大学大学院経済学研究科)

Satoshi WATANABE, Graduate School of Economics, Nagoya University

1. はじめに

地域における CO₂ 削減策の重要性については、近年民生部門（家庭・業務・運輸など）における CO₂ 排出量の増大に伴い、しばしば指摘されてきた。一方、地域における CO₂ 削減行動が当該地域への影響について分析した研究は、経済・社会構造と CO₂ 排出との関係性に着目した研究はあるものの多くない。

本論文の目的は地域における CO₂ 削減策が地域経済・社会にどのような影響をもたらすのかを明らかにすることである。分析にあたって、現在の地域をとりまく経済・社会状況を所与とした場合の経済・社会指標を推計する「参照ケース (BAU)」と対策を導入した場合に変化する「対策導入ケース」とを比較し、CO₂ 削減策を導入することでいかなる影響をもたらされるのかを地域経済指標の変化から検討する。そのうえで、東海三県（愛知・岐阜・三重）を対象に、対策導入に伴う現れる経済効果の違いから、対策における効果の地域特性について推計結果に基づき考察する。

2. 地域気候政策・経済分析モデル

総合政策としての温暖化対策の効果を、地域のマクロ経済・産業・エネルギー需要・CO₂ 排

出を総合的に分析するのが、名古屋大学環境学研究所 [2012] において筆者が構築にかかわった「地域気候政策・経済分析モデル」である。

分析データは、愛知・岐阜・三重の東海三県の1990-2007年の主要経済・社会データとエネルギー消費データ（資源エネルギー庁「都道府県別エネルギー消費統計」）、および1995・2000・2005年の各県産業連関表（中分類表）を用いる。分析は上述の「地域気候政策・経済分析モデル」によるが、モデルはさらに細かく分かれ、各県の主要経済指標（県内総生産・県民所得など）の間の相互関係を把握する地域マクロ計量モデル、産業構造を把握する産業連関モデル、エネルギー需給構造を把握する地域エネルギーモデルから成る。

地域マクロ計量モデルは、経済における経済活動の相互作用とそれによって生み出される価値・諸指標の規模を示すものである。モデルでは、支出項目で域内の需要が決定されると産業活動ならびに所得分配、財政収支項目などが決定される。また、域内物価水準と賃金が決定されることで、域内の名目支出、ならびに雇用者数が決まる。これら域内の内生変数のほかに、日本全体のGDPや中央政府による消費・公的固定資本形成、金利や人口水準などを外生変数として扱う。モデルは、重回帰分析による推計式と定義式から成り、方程式の数は愛知51、岐阜56、三重53である。

次に、産業部門におけるエネルギー需要を推計するため、将来の地域産業連関表の予測を行

* 本研究は、平成25年度環境研究総合推進費「低炭素と経済活性化を両立する生活・行動様式と地域環境デザイン方策の提案」(2RF-1303, 代表: 平野勇二郎・国立環境研究所主任研究員)の成果の一部である。

表1 東海三県（愛知・岐阜・三重）マクロ経済シミュレーションの外生変数

外生変数名	期間	年平均変化率 (%)	出典など
愛知県総人口	2007-2030	-0.1	国立社会保障・人口問題研究所「日本の都道府県別将来推計人口（平成19年5月推計）」
岐阜県総人口	2007-2030	-0.6	
三重県総人口	2007-2030	-0.5	
愛知県15-64歳人口	2007-2030	-0.7	
岐阜県15-64歳人口	2007-2030	-1	
三重県15-64歳人口	2007-2030	-0.8	
愛知県65歳以上人口	2007-2030	2.3	
岐阜県65歳以上人口	2007-2030	1.3	
三重県65歳以上人口	2007-2030	1.2	
国内総生産	2007-2010 2011-2030	0 0.5	
公的固定資本形成	2007-2010 2011-2030	-0.9 1.4	メトリクス [2011] 「Economete 年次マクロモデル予測結果」の2011-2020年の予測年平均変化率一定
政府消費支出	2007-2010 2011-2030	0.7 0.6	
国内企業物価指数：総平均	2007-2010 2011-2030	-0.8 -1.1	
全銀貸出	2007-2007 2008-2008	1.9 1.9	2007-2009年は実績値、2010年以降は2010年の実績値一定
約定平均金利	2009-2009 2010-2030	1.7 1.6	

(注) 各データの出典は表中参照。

表2 エネルギー関連価格の将来予測と根拠

変数名	年平均変化率 (%)	出典など
原油価格	6.09	IEA, <i>World Energy Outlook 2010</i> の「2009年：60ドル強から2035年：113ドルまで上昇」という長期予測より
一般炭価格	4.32	原油輸入価格年率6.09%上昇と設定を基に、原油価格との相関係数を計算の上設定
A重油価格	4.38	
軽油価格	5.24	資料：IEA, <i>World Energy Outlook 2010</i> の「2009年：60ドル強から2035年：113ドルまで上昇」という長期予測より
電力価格	0.52	
ガソリン価格	4.17	LPG価格
LPG価格	5.81	
都市ガス価格	0.15	

(注) 各データの出典は表中参照。

う必要がある。そのため、県産業連関表を用いた産業連関モデルにおいて将来の産業の姿を予測する。本論文では予測連関表を作成することで、①将来の製造業生産額の決定、②将来の雇用者報酬・雇用者数の決定、以上2点が明らかになり、そのうえで将来における産業部門のエネルギー需要が明らかになる。分析に用いる実績表は愛知・岐阜・三重の三県の1995・2000・2005年の統合中分類表を基にした。

エネルギーモデルは、域内におけるエネルギ

一別の一次エネルギー供給・エネルギー転換・最終エネルギー需要量を決定する要因を明らかにするモデルである。将来のエネルギー源別需要量を推計する方法として、製造業は産業別エネルギー原単位に予測産業連関表で推計された生産額を乗じる原単位方式で、製造業を除く各部門はエネルギー需要関数を用いて推計した。

「地域気候政策・経済分析モデル」を構成する以上3つのモデルを用いて東海三県での温暖化対策の経済効果を推計するが、そのために以下の手順で分析を行う。

まず、現状の経済・社会構造が継続した場合を「参照ケース (BAU ケース)」として明らかにする。そのうえで温暖化対策を各県で導入した場合の経済効果を推計するが、本論文では、2030年に1990年比約25%削減する対策を導入した場合を検討する。その際に必要となる対策支出を算出し、それに伴う経済効果を推計する。これによって、温暖化対策を導入することで県内総生産や県民所得、雇用者数などの変化についてマクロ計量モデルで推計する。また、産業部門ごとの影響を推計するために、予測産業連関表を用いて推計を行い、産業部門ごとの生産額と労働者数を推計する。

3. 東海三県の2030年のBAU推計

第2節で構築したモデルに基づいて実際に予測作業に入るが、予測に際し外生変数の予測値を代入する必要がある。ここでは人口・マクロ経済関連の外生変数について表1のように設定した。2030年までのBAU推計結果について、民間最終消費支出ではいずれも年平均変化率で愛知0.4%、岐阜0.0%、三重0.9%増となった。その他の経済変数では、県民所得と雇用者報酬は年平均1.1-1.2%増、県出荷額は0.7%増、雇用者数が0.4%増の一方、生産ならびに雇用については1%未満の漸増傾向と予測している。

次に県別産業連関表の予測にあたっては、マクロ計量モデルで推計された支出項目の成長率を産業連関表の最終需要項目に代入する必要が

ある。また2030年の予測コンバータならびに移輸入係数については、投入構造ならびに県外からの移輸入構造は変わらないとして、2005年時点での数値をそのまま使用することとした。移輸入係数を三県間で比較すると、愛知0.32、岐阜0.33と県内総需要の7割弱が県内供給であるのに対し、三重は0.51と県内供給は半分程度にとどまっているという特徴がある。

産業連関表の2030年予測では産業全体での成長率は2005-2030年の25年間で愛知・三重が0.1%成長、岐阜は-0.5%である。産業別で見ると愛知・三重の産業が成長する一方、岐阜の産業が減退するというパターンは鉄鋼・他製造・商業金融・公共サービス・対個人サービスという産業で見られる。一方、農林水産・建設鉱業はいずれの県もマイナス成長である。岐阜県の中で成長が見込まれる産業は水道廃棄物および対事業所サービスであり、いずれも年平均変化率では1.0-1.2%成長である。

エネルギーモデルで使われる外生変数は、マクロ計量モデル・産業連関モデルで推計された内生変数の予測値を使うのに加え、エネルギー価格の予測値が必要となる。本論文ではIEA [2010]の原油価格予測を基に、原油価格と他の燃料価格との相関係数を計算し、各エネルギー価格の2030年までの年成長率を表2のように設定した。

以上の予測から三県のエネルギーバランス表とCO₂のBAU排出量を推計した。岐阜県を除いて、2007年が排出量のピークであり、2030年の排出量 (BAU) も2007年より少ない。2030年の排出量 (BAU) の2007年比は各県平均でマイナス3.95%となる。

表3 東海三県削減策別導入量とCO₂削減量 (2011-2030年累計)

削減策	導入単位	愛知		岐阜		三重		
		導入量	削減量万t	導入量	削減量万t	導入量	削減量万t	
全国ハイレベル	電気自動車	走行1000台	500	19.0	50	2.0	100	3.0
	PV	累積1000kw	1000	26.0	300	8.0	300	6.0
	風力	累積1000kw	300	13.0	100	4.0	1000	34.0
	燃費 (ガソリン)	改善率	0.25	38.0	0.25	15.0	0.25	24.0
	燃費 (軽油)	改善率	0.2	25.0	0.2	5.0	0.2	3.0
	グリーン家電	改善率	0.25	15.0	0.25	6.0	0.25	4.0
	グリーンOA	改善率	0.2	14.0	0.2	4.0	0.2	4.0
	中小水力	改善率	300	40.0	2000	265.0	800	82.0
	地熱	改善率	50	8.0	500	77.0	200	31.0
	ガス地域CHP	累積1000kw	1500	323.0	200	43.0	300	65.0
地域ハイレベル	工場等ガス転換	TJ	18500	48.4	2000	4.0	7320	19.0
	共有自転車	1000人	2000	8.0	100	0.0	500	2.0
	バイオメタン	累積100TJ	200	141.0	20	14.0	50	35.0
	木質バイオ	TJ	500	4.0	4000	28.0	40	0.0
	リフォーム	累積1000戸	1000	108.0	200	21.6	100	10.8
	発電燃料転換	RPF	50000	165.0	0	0.0	1000	2.0
(石炭代替燃料に)	TJ	300	7.0	0	0.0	200	5.0	
都市域緑化	累積1000ha	10	0.0	10	0.0	10	0.0	
合計			1002.4		496.6		329.8	

(資料) 名古屋大学環境学研究所 [2012] pp. 80-82. 表 4.2.1~4.2.3 より筆者作成。

4. CO₂削減策の経済効果推計

BAU予測に対し、CO₂削減策の導入ケースを想定し、その場合の経済効果をマクロ計量モデル・産業連関モデルで推計した。導入ケースの内訳は表3に示した通りである。これら削減策に必要な支出額の合計は、愛知4323億円、岐阜1955.3億円、三重2346.2億円である。

マクロ計量モデルによる効果推計によれば、BAUケースとCO₂削減策導入ケースと比較すると、GRP (域内総生産) や民間設備投資支出などは年平均変化率で0.1%押し上げ効果が見られた。所得分配への影響について、岐阜・三重では県民所得について年平均変化率がBAUケースと比較して0.2%押し上げられ、雇用者数について、2020年の愛知雇用者数は導入ケースの方が8000人多いのに対し、2030年では4000人多いのにとどまっている。生産

表4 東海三県削減策別支出単価・支出効率
(単位: 支出単価: 円/CO₂t, 支出効率: 円)

	支出単価			支出効率		
	愛知	岐阜	三重	愛知	岐阜	三重
電気自動車	27,700	26,300	35,100	1.087	0.768	0.525
PV	105,262	102,638	136,850	0.784	0.604	0.404
風力	24,292	26,325	30,959	0.5	0.935	0.507
中小水力	23,290	23,436	30,295	0.794	0.593	0.4
地熱	77,638	80,656	80,135	0.718	0.681	0.428
燃費(ガソリン)	78,879	199,827	124,892	1.021	0.516	0.403
燃費(軽油)	8,960	44,800	74,667	1.014	0.491	0.39
グリーン家電	59,733	149,333	224,000	1.025	0.53	0.409
グリーンOA	12,000	42,000	42,000	1.024	0.53	0.41
ガス地域CHP	30,529	30,365	30,365	0.76	0.697	0.442
工場等ガス転換	2,012	2,625	2,026	1.027	0.981	0.613
共有自転車	74,000	XX	74,000	0.992	0.544	0.447
バイオメタン	111,982	112,779	112,783	0.801	1.078	0.732
木質バイオ	15,250	17,429	XX	0.613	0.8	0.571
リフォーム	681,481	681,481	681,481	0.62	0.753	0.388
発電燃料転換	15,714	XX	16,500	1.45	XX	0.882
RPF (石炭代替燃料に)	44,657	XX	41,680	1.022	XX	0.946
都市域緑化	5,263,167	XX	3,157,900	0.325	1.139	0.629
合計	130,066	73,400	84,860	0.643	0.713	0.484

(注) 各県2030年予測産業連関表によって分析された生産波及効果を基に算出。表中の「XX」は対策導入量ゼロもしくはCO₂削減量が微小のため算出不能を表す。
(資料) 筆者算出。

関連の経済効果について、愛知・岐阜の製造業生産高について見ると年平均0.1%のプラスの効果が見られる。一方、三重の製造業生産高は2020年ではプラスの効果は見られないものの、2030年は0.1%のプラスの効果が見られた。その他、産業別では建設業の産出増効果が見られ、対策導入に伴う設備・インフラ整備による波及効果が見られる。

また、2030年県別予測産業連関表を用いて推計した生産波及効果について、愛知県はバイオメタンやガス地域CHPによる生産波及効果の影響が強く、岐阜県は中小水力発電や地熱発電等、地域自然資源を活用した削減策の経済効果が大きい。

そのうえで、三県の対策導入の差を比較するため、削減対策別のCO₂削減量に対する対策導入支出額の比をもとめる支出単価と、削減策別の導入支出額に対する生産波及効果の比を示す支出効率を計算した(表4)。

結果として、愛知は自動車の燃費改善やグリーン家電・OA機器の買い替えのような全国レ

ベルの削減策が他県よりも比較的安価であり、支出効率も1より大きいものが多い。岐阜はEVの支出単価が比較的安価であり、バイオメタン・木質バイオ・都市緑化の支出効率が比較的高い傾向にあった。三重は工場ガス転換・RPFの支出単価が安価であり、支出効率はRPFが比較的高いという傾向にあった。

5. 結論

これまでの温暖化対策の効果については直接的な効果としてCO₂削減量とその費用のみが政策形成における関心になることが多かったが、以上のような推計を行うことで、近隣自治体と費用効率性を比較することでより比較優位を持つ削減策に取り組むというインセンティブを自治体に持たせることになる。また、経済効果をより効率的に生み出す削減策を組み合わせることで、温暖化対策と地域活性化の両立に向けた指標となりうることを示している。

参考文献

- 環境省地球環境局 [2006], 「都道府県における地域推進計画の策定状況」環境省ウェブサイト (http://www.env.go.jp/earth/ondanka/suishin_g/3rd_edition/ref1.pdf) 2013年3月5日閲覧。
- 湘南エコノメトリックス [2011], 「Economate 年次マクロモデル予測結果」(http://www.economate.com/mdl_documents/ymdl_110425_sp.pdf) 2013年3月5日閲覧。
- 名古屋大学環境学研究所 [2012], 「自立的地域経済・雇用創出のためのCO₂大幅削減方策とその評価手法に関する研究」環境省「環境経済の政策研究」報告書。
- International Energy Agency [2010], *World Energy Outlook 2010*.

【研究論文/産業組織】

タクシーの規制緩和に伴う料金と需要の動向*

—都市パネルデータ分析より—

Analysis of the Taxi Deregulation Effect: Based on the City Panel Data

松野由希 (一般財団法人運輸調査局)

Yuki MATSUNO, Institute of Transportation Economics

1. はじめに

1990年代にタクシーの規制緩和が進展し、2002年の改正道路運送法施行で大幅な規制緩和が行われた。本稿では、規制緩和による価格(料金)の変化がタクシーの需要に及ぼした影響について明らかにする。内容としては、規制改革の流れ(第2節)とタクシー運賃の変化(第3節)を捉え、需要関数の推定(第4節)を行う。

2. 規制改革の流れ

タクシー事業については、1951年の道路運送法施行により、様々な規制がなされてきた。価格規制として同一地域同一運賃の原則が、数量規制として需給調整規制が、参入規制としては事業区域ごとの車両数の制限が実施され、また最低保有車両数の設定が行われてきた。

1990年代に規制緩和が進展した。1993年には運輸政策審議会答申「今後のタクシー事業のあり方について」に基づき同一地域同一運賃の原則が撤廃された。1997年の「規制緩和推進計画の再改定」により、ゾーン運賃制、初乗距離短縮運賃が行われた。また需給調整・最低保有車両数の規制も緩和された。2002年には改

正道路運送法が施行され、上限運賃制の採用、需給調整規制の廃止、事業区域ごとの免許制から事業者ごとの許可制への移行という規制緩和が行われた。しかしタクシー台数の増加で各事業者の経営が悪化し、再規制の機運が業界内で高まる。2009年に「特定地域における一般乗用旅客自動車運送事業の適正化及び活性化に関する特別措置法」が制定され実質的に規制が強化された。

3. 規制緩和による運賃の変化

第2節で見たように、規制緩和で様々な運賃体系が認められるようになり、規制緩和の前後で事業者の創意工夫の余地が広がった。この制度変化により、運賃をより弾力的に設定することで利用客を増やそうというインセンティブが生じることになる。そこで松野 [2013] では規制緩和による運賃の変化を確認した。対象としたタクシー運賃¹⁾は、初乗運賃と4km走行運賃(以下「4km運賃²⁾」)とし、規制緩和と実施年の前後で比較して運賃の上昇は値上げ、下落は値下げと定義した。1991年から2011年まで連続的にデータがある67都市で規制緩和と実施年の1年前と1年後及び2年後の都市を見ると、値下げ都市の少ないことが、規制緩和の実施に

* 本稿は、社団法人東京乗用旅客自動車協会開催の「タクシー政策研究会」の研究結果の一部で、松野 [2013] にも反映されている。作成に際し、タクシー政策研究会、日本交通学会及び日本経済政策学会での報告において、貴重な助言を頂いた。記して謝意を表したい。

1) タクシー運賃の価格は「小売物価統計」によるもので、各都市の代表的なタクシー会社を対象に運賃を収集し、平均化した値である。

2) 1回当たり利用距離は4.0km(2011年、東京)(社団法人東京乗用旅客自動車協会 [2012])。

表1 使用する変数の出所

変数	出所
実車キロ	全国乗用自動車連合会『ハイヤー・タクシー年鑑』
初乗り運賃	総務省『小売物価統計調査』
4km運賃	総務省『小売物価統計調査』
所得	朝日新聞社『WEB民力』・総務省『統計でみる市区町村のすがた』
人口	朝日新聞社『WEB民力』・総務省『統計でみる市区町村のすがた』
高齢化率	朝日新聞社『WEB民力』・総務省『統計でみる市区町村のすがた』
中小企業DI指数	(独)中小企業基盤整備機構『中小企業景況調査データ』
ガソリン価格	総務省『小売物価統計調査』
自動車等関係費	総務省『消費者物価指数』

もかかわらず利用者が伸び悩んでいる原因と思われる。さらに、この間デフレの進行により、名目で値下げを行っても実質で値下げになっていないことから、利用者増を促せなかったことも考えられる。

また、タクシーの需要と価格を中心に見た先行研究では、個別地域や全国についての分析に留まり、個々の地域状況を勘案した分析は行われていないことがわかる。

4. 需要関数の推定

4.1 モデルと説明変数

規制緩和によって、運賃の変更が可能となり、その運賃の変更がタクシー需要に影響を及ぼすことが考えられる。そこで本節では、規制緩和の効果を見るために需要関数の推定を行い、運賃の変化が必要に与える影響を検証する。推定期間は1991年から2011年までの20年間で、県庁所在地及び人口15万以上の72都市を対象とする。推定式の定式化として、対数線形の需要関数を想定し、都市パネル分析を行う。被説明変数には実車キロを用いる。

タクシーの需要は大きく分けてタクシー運賃(価格)、所得水準、地域要因(人口)、景気動向に依存する形で決まると想定されるため、これらを説明変数とする。運賃の変数として、平均的な利用距離である4km運賃を用いる。所

得として一人当たり課税対象所得(以下「所得」)を用いる。運賃、所得については2010年を基準に実質化している³⁾。人口の大きさは総数としてタクシー利用の総数や経済活動規模を反映する。景気動向をとらえる変数としては中小企業DI指数⁴⁾(全産業)を用いる。さらに、高齢になるとタクシー利用の増加が想定されるので、高齢化率も用いる。

推定期間については、大きく規制緩和がなされた2002年を境に需要関数に変化があることも予想されるので、全期間、規制緩和以前(1991年から2002年)、規制緩和以後(2003年から2011年)の3つの期間で推定を行う。

運賃と実車キロは同時決定のため、内生性が懸念される。そこで、操作変数としてガソリン価格、自動車等関係費⁵⁾を用いて、2SLS推定を行う。操作変数は過剰識別制約を満たす。

想定される符号については、タクシー運賃が負、上級財なので所得は正、人口の多い地域でタクシー利用が多いことが予想されるので、人口は正、高齢化の進展で高齢者のタクシー利用が予想されるので高齢化率は正、景気が良ければタクシー利用の高まりが考えられるので景気要因は正となることが予想される。

また、4.3項では、タクシー運賃の値上げ都市と値下げ都市に分けて、価格弾力性の比較を行う。値上げや値下げという事業者の行動変化が必要に与える影響を見るのが目的である。表1にデータの出所を示した⁶⁾。また、表2には各変数の記述統計を示した。

4.2 全国の分析結果

全国の推定結果を表3に示した⁷⁾。4km運

- 3) 操作変数であるガソリン代、自動車等関係費についても実質化している。
- 4) 季節変動の少ない第3四半期を用いた。
- 5) 自動車本体・自動車等維持費・自転車本体の価格で構成され、ガソリン価格は含まれない。
- 6) 『小売物価統計』の価格データは都市データであり、それ以外は47都道府県データである。
- 7) 表3、4はハウスマン検定による採択結果。

表2 変数の基本統計量

変数	単位	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数
実車キロ	km	181,000,000	278,000,000	11,400,000	2,030,000,000	1,440
初乗り運賃(名目)	円	590.812	68.544	310.000	710.000	1,474
4km運賃	円	1,187.852	123.957	667.213	1,560.340	1,474
所得	百万円	1.470	0.239	0.138	2.533	1,512
人口	人	575,048	587,099	130,685	3,710,602	1,512
高齢化率	割合	0.172	0.045	0.070	0.300	1,512
中小企業DI指数	DI指数	0.668	0.133	0.318	1.083	1,512
ガソリン価格	円/リットル	123.999	12.794	91.899	158.224	1,461
自動車等関係費	平成22年値=100	96.733	5.089	81.294	115.456	1,512

賃については、全期間では有意な推定結果が得られないが、規制緩和以前・以後に分けると両期間ともに負に有意な推定結果が得られている。このことから、規制緩和の前後で需要と価格の関係が変化した可能性がある。また、1を上回る高い弾力性を示しており、規制緩和以後さらに弾力的となっている。価格以外の変数については、規制緩和以降は全て有意でなくなる。したがって、以降を除いた結果について述べると、まず、タクシーが上級財であることが確認される。次に、人口については正となり、人口の多い地域での利用増が示される。さらに、高齢化の係数については負となっており、高齢者の利用増がタクシーの利用を促すという仮説ではなく、高齢化率が高くなることは就業者比率の減少につながり、ビジネス需要の減少がタクシー利用の減少となるとの関係が考えられる。そして、景気が良ければタクシーを利用する関係が見られる。全ての変数の係数の大きさを比較すると、所得要因や景気要因よりも4km運賃が必要に与える影響が大きいことが分かる。

4.3 地域別分析結果

次に地域別の分析を行う。運賃が変化したのは1997年の規制緩和からであるので、その1年前である1996年から2011年までを対象として地域を分けた。都市名は松野[2013]に示さ

表3 全国推定結果

	全期間		規制緩和以前		規制緩和以後	
	変量効果 係数	Z値	変量効果 係数	Z値	変量効果 係数	Z値
4km運賃	1.408	0.130	-1.828	0.000***	-3.754	0.001***
所得	0.269	0.000***	0.340	0.008***	0.047	0.479
人口	-0.364	0.000***	0.571	0.000***	0.179	0.208
高齢化率	-1.177	0.000***	-0.313	0.037**	-0.125	0.718
中小企業DI指数	0.343	0.000***	0.124	0.000***	-0.089	0.264
定数項	11.093	0.065*	23.241	0.000***	42.223	0.000***
標本数	1384		745		639	
決定係数	0.001		0.380		0.111	
ハウスマン検定	chi2(5)=4.14 Prob>chi2=0.5292		chi2(5)=0.06 Prob>chi2=1.0000		chi2(5)=1.65 Prob>chi2=0.8950	

(注) ***, **, *は、それぞれ1%、5%、10%水準で有意である。

れている。値下げ都市が5都市、値上げ都市が62都市である。企業の値上げ・値下げという行動の違いに着目するため、地域区分は名目運賃に従う。同じモデルによる推定結果を表4に示す。

最初に価格について見る。値下げ地域では、全期間で見ると、4km運賃については-0.72と負に有意で1より小さい弾力値が得られており、需要減少局面での値下げは輸送収入減となることが示される。しかしながら期間を区切ると有意な結果が得られない。これはサンプル数が100と少ないものをさらに区切ったことで、安定的な結果を得られなかったことが考えられる。値上げ地域においては、価格は全期間では有意な推定結果が得られないが、期間を区切ることで、規制緩和以前は-2.09と高い弾力性であったものが、規制緩和以後で-3.20とさらに弾力的になることが分かる。事業者としては値上げ行動に出たことで収入減という状況を招いている。

価格以外の変数(人口、所得、景気動向)については、全国の結果と同様に、値上げ地域で規制緩和以前は仮説に沿う結果であるが、規制緩和以後は説明がつかない。

これらの推定結果を踏まえると、規制緩和以後の価格に対する弾力性を見ると値下げ地域で非弾力的な推定結果、値上げ地域では弾力的な

表4 地域別推定結果

	全期間		規制緩和以前		規制緩和以後	
	係数	Z値	係数	Z値	係数	Z値
4 km 運賃	固定効果		固定効果		固定効果	
値下げ	-0.723	0.028***	-1.723	0.286	-0.294	0.440
4 km 運賃	-0.175	0.452	0.174	0.726	1.049	0.010**
所得	1.396	0.029***	1.238	0.314	-0.410	0.783
人口	-0.963	0.000***	-0.535	0.526	-1.132	0.000***
高齢化率	0.110	0.050*	0.068	0.382	0.128	0.007***
中小企業	2.807	0.720	12.633	0.596	23.848	0.196
DI 指数	100		55		45	
定数項	0.977		0.976		0.657	
標本数	chi2(5)=750.84		chi2(5)=45.38		chi2(5)=71.85	
決定係数	Prob>chi2=0.0000		Prob>chi2=0.0000		Prob>chi2=0.0000	
4 km 運賃	固定効果		変置効果		固定効果	
値上げ	係数	Z値	係数	Z値	係数	Z値
4 km 運賃	2.097	0.171	-2.096	0.000***	-3.202	0.000***
所得	0.272	0.000***	0.421	0.004***	0.019	0.657
人口	-0.450	0.000***	0.638	0.000***	-0.214	0.025**
高齢化率	-1.358	0.001***	-0.226	0.164	-0.007	0.978
中小企業	0.388	0.000***	0.120	0.000***	-0.033	0.437
DI 指数	6.953	0.500	24.346	0.000***	43.620	0.000***
定数項	1240		682		558	
標本数	0.000		0.352		0.001	
決定係数	chi2(5)=14.30		chi2(5)=0.45		chi2(5)=9.27	
ハウスマン	Prob>chi2=0.0138		Prob>chi2=0.9937		Prob>chi2=0.0989	

(注) ***, **, *は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意である。

推定結果となっており、それぞれの価格変更を行ったことで、輸送収入はますます減少してしまうことになる。よってそれぞれの市場環境で運賃変更を実施することは、事業者にとっても望ましくない結果をもたらす。

5. まとめ

本稿では、1991年から2011年までの72都市を対象に、タクシーの需要関数のパネル推定を行った。タクシー運賃がタクシーの需要（実車キロ）に与える影響が有意に負となり、タクシー運賃の値下げにより、タクシーの利用が増加する関係が導かれた。規制緩和以後弾性値は高まった。また、係数の大きさから、需要に大きな影響を及ぼすのは、所得や景気よりも、タクシー運賃であることが分かる。

また、値上げ都市と値下げ都市とで地域別に区分して分析を行うと、需要の価格弾力性は、運賃値上げ都市では規制緩和以後に一層弾力的な値となり、このような市場環境のもとで運賃変更を実施することは事業者にとって収入減となる。規制緩和が実施され、運賃設定が自由であるにもかかわらず、市場動向を見て運賃設定を行っている地域は少ない。そうしたことが需要の伸び悩みにつながっている可能性がうかがわれる。今後は事業者の創意工夫を促す、多様な価格設定を可能とする規制緩和の推進が、タクシー利用の増加につながるものと期待される。

参考文献

- 後藤孝夫 [2012], 「タクシーサービスの需要分析と規制政策の課題—福岡市・北九州市のデータをもとに—」『交通学研究 2011 年研究年報』 pp. 103-112.
- 株式会社企画開発 [2008], 「タクシー事業に係る価格変動及び価格弾力性に関する調査分析報告書」『消費者庁』.
- 松野由希 [2013], 「規制緩和後の料金と需要に関する分析 (Discussion Paper)」『タクシー政策研究』創刊号, pp. 99-108.
- 内閣府 [2007], 「タクシー事業に係る主な国等の取組みについて」『物価安定政策会議総会』.
- 小野芳計・田中由紀・中野宏幸 [2005], 「タクシー産業の規制緩和について」『交通学研究 2005 年研究年報』 pp. 201-210.
- 運輸政策審議会答申 [1993], 「今後のタクシー事業のあり方について」.
- 吉富実 [1996], 「東京のタクシー運賃の価格弾力性について」『季刊 MOBILITY』 pp. 47-52.
- Shaller, B. [1999], "Elasticities for taxicab fares and service availability," *Transportation*, 26, pp.283-297.

【研究論文／産業組織論】

ブランド内競争の促進は消費者余剰を改善させるのか*

—国内自動車産業における予測—

Does the Intra-Brand Competition Improve Consumers Surplus? :
A Forecast in the Japanese Automobile Industry

田中拓朗 (神戸大学大学院経済学研究科 博士後期課程)

Takuro TANAKA, Graduate School of Economics, Kobe University

1. はじめに

テリトリー制に関する競争政策は、産業組織論の分野において、重要な研究課題の一つとされており、多くの理論研究がなされている。ここでは、テリトリー制は小売市場のブランド内競争を制限する効果を持つ一方で、小売市場に属する企業の販売促進活動を促進させる効果を持つことが指摘されている。しかし、どちらの影響が支配的であるのかについては明らかとなっていない。本研究は我が国の自動車産業を対象に、ディーラーの販売促進活動水準を考慮したもて、テリトリー制の使用禁止に伴うブランド内競争の促進が消費者余剰を改善させるのかを予測したものである。自動車産業では、消費者の購入行動に対するディーラーサービスの重要性が指摘されており、各ディーラーは試乗キャンペーンなどの販売促進活動を行っている。ここで本研究は政策効果を事後的に評価したものではないことに留意する必要がある。我が国の自動車産業では、テリトリー制に関する政策変更が行われていないため、政策効果をデータから直接検証することはできない。そこで本研究では、競争政策がディーラーサービスに与える影響については理論モデルの含意を踏襲してシミュレーション分析を行っている。分析の結果、

果、テリトリー制の使用禁止によって生じるディーラーサービスの低下を補償するには、現実的に達成が困難と思われる価格低下（ブランド内競争）が必要であることが明らかとなった。このことから、テリトリー制の使用を禁止することで消費者余剰を低下させる可能性が高いと推測される。本稿の構成は以下のとおりである。第2節で先行研究を紹介する。第3節では、需要関数と消費者余剰の推定方法を紹介する。第4節では、本研究で使用するデータについて説明する。第5節では、推定結果について議論する。そして、第6節でまとめと今後の課題について述べる。

2. 先行研究

Zanarone [2009] は販売促進活動に対するディーラー間のただ乗り問題に注目してテリトリー制に関する実証分析を行った。彼はイタリア自動車産業におけるテリトリー制の使用禁止が、メーカーとディーラーの契約内容にどのような影響を与えたかを分析し、企業は販売促進活動へのただ乗り防止のためにテリトリー制を使用していた可能性が高いことを明らかにした。政策立案段階で垂直的取引制限が経済厚生に与える影響を予測した研究には、Brenkers and Verboven [2006] がある。彼らは欧州自動車産業における垂直制限の使用を禁止する競争政策が、経済厚生に与える影響を分析している。分析の結果、テリトリー制の使用禁止は経済厚生を改善すると結論付けているが、彼らのモデ

* 本稿の作成にあたり、柳川隆先生（神戸大学）、土井敦之先生（関西学院大学）、村上礼子先生（近畿大学）、匿名のレフェリーから有益なコメントをいただいた。ここに記して謝意を表します。

表1 記述統計

	Mean	S.D.	Min	Max
販売量(台)	21534.3	32365.3	87	208876
シェア対数値	-8.721	1.506	-13.328	-5.545
価格(万円)	231.367	177.736	58.3	1144.5
価格対数値	5.246	0.592	4.066	7.043
サービス(0~1)	0.604	0.033	0.55	0.73
サービス対数値	-0.506	0.051	-0.597	-0.315
排気量	1.799	1.039	0.656	4.996
排気量対数値	0.421	0.590	-0.422	1.609
燃費	15.958	5.027	6.6	38
燃費対数値	2.720	0.320	1.887	3.638
ネスト対数値	-4.034	1.510	-8.254	0.761
2009年ダミー	0.502	0.501		
サンプル数	327			

ルは販売促進活動を明示的に考慮していないため、テリトリ制を禁止することによる負の影響を過小に評価している可能性がある。

3. モデル

消費者*i*の効用を以下のように仮定する。

$$U_{ij} = \alpha \ln p_j + \gamma \ln q_j + x_j' \beta + \xi_j + \eta_{ij} + (1 - \rho) \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

(1)式に含まれる*x*は財*j*の属性を表す*k*次元ベクトルの変数であり、 ξ_j は研究者が観測できない財のブランドイメージ等を含んだ確率的誤差である。 p_j, q_j はそれぞれ価格とディーラーのサービス水準である。表記の簡略化のため、消費者間で共通となる項は δ_j として表現する。また、outside goodsは $\delta_0=0$ として基準化しておく。 η_{ij} は消費者*i*がカテゴリ*g*(ここではセダン、ワゴンといった自動車のタイプ)に対して持つ平均的な好みであり、この変数も研究者が観測できないものである。 ρ は同じカテゴリに属する財から得られる効用の相関を表すパラメータである。そして、 ε_{ij} は財と消費者に関する研究者が観測できないその他の確率的な要因である。また、 ε_{ij} はタイプ1の極値分布に従うと仮定する。(1)式から得られる財の市場シェアおよび回帰式は、以下のような(Berry [1994]を参照)。財*j*の市場シェア

は

$$S_j(\delta, \rho) = \frac{\exp(\delta_j / (1 - \rho))}{D_k [\sum_k D_k^{1-\rho}]} \quad (2)$$

ここで

$$D_k = \sum_{j \in k} \exp\left(\frac{\delta_j}{1 - \rho}\right)$$

また(2)式から回帰式

$$\ln S_j - \ln S_0 = \alpha \ln p_j + \gamma \ln q_j + x_j' \beta + \rho \ln S_{j/k} + \xi_j \quad (3)$$

を得ることができる。ここで S_0 はoutside goodsのシェアを表す。この(3)式を用いてパラメータ $\gamma, \beta, \alpha, \rho$ を推定する。その際、価格やサービス水準が誤差項と相関する可能性を考慮して、Berry, Levinsohn, and Pakes [1995]に従い、次の2種類の操作変数を使用する。第1に、財*j*を生産している企業*f*の*j*財以外の財の属性値の総和(属性値ごと)である。そして企業*f*以外の企業が生産している財の属性値の総和(属性値ごと)である。

消費者余剰はSmall and Rosen [1981]に従い、以下の式で計算する。

$$\Delta CS = \frac{I(p^*, q^*)}{|\alpha|} - \frac{I(p, q)}{|\alpha|}$$

ここで上式における p^*, q^* は政策変化後の価格とサービス水準であり、 p, q は変化前の水準を表している。

4. データ

本研究では、2008年・2009年のpooledクロスセクションデータを使用する。本研究の推定に使用するサンプル数は327である。表1は記述統計である。前章で紹介した需要関数を推定するためには、各車種の販売価格、販売量、物的属性、ディーラーのサービス水準、そして各地域の人口に関するデータが必要である。各車種の物的属性には燃費、排気量を用いる。人口

表2 需要関数の推定結果

	ネスト型ロジットモデル			
	OLS		2SLS	
	coef	t-value	coef	t-value
価格	-0.427	-2.01	-0.98	-2.23
サービス	-0.553	-0.52	4.504	2.16
排気量	-0.11	-0.49	0.096	0.29
燃費	1.22	5.04	0.996	3.97
ネストシェア	0.696	16.4	0.69	15.72
2009年ダミー	-1.752	-2.00	-0.253	-2.67
定数項	-7.139	-5.00	-1.141	-0.36
決定係数	0.745		0.723	
サンプル数	327			

統計的にも有意である。さらに、価格係数のOLS推定量と2SLS推定量を比較すると、OLS推定量では価格の影響が過大に評価されている可能性があることがわかる。これはブランドイメージと価格の正の相関によるものであると考えられる。サービス水準の推定量はOLSと2SLSで大きく異なる結果となった。特に、OLS推定量は負値であり、統計的にも有意でないことに留意する必要がある。OLS推定量が負値となった理由の一つとして、自動車の認知度の影響があると考えている。人気車種はすでに認知度が高いため、新登場の車種と比べて、商品説明や広告といったサービスを追加的に行う必要がないためであると考えられる。このようなケースでは自動車認知度とディーラーサービスの間に負の相関が発生するため、OLS推定量がディーラーサービスを過小に評価したと考えられる。ただし、操作変数を用いた2SLS推定量ではサービス係数は正值となり、内生性の問題をコントロールすれば経済理論と整合的な実証結果を得られることがわかる。

その他の変数についても言及しておく。燃費、排気量は市場シェアに対して統計的に有意な正の影響を与えている。また、2009年ダミーはリーマンショックを反映して、負の影響を与えていることがわかる。次に、テリトリ制の使用禁止が消費者余剰に与える影響を推定する。本研究は企業行動を特定化していないため、政

に関するデータは総務省統計局より、各車種の販売価格と物的属性については、各自動車メーカーのホームページから入手した。そして車別販売量は「自動車統計データブック」に掲載されているものを使用した。

サービス水準に関する変数には注意が必要である。我が国のディーラーは非上場企業であることが多く、それゆえ企業情報が公開されていないこともあり、彼らのサービス活動を追跡したデータを入手することは困難である。そこで本研究ではJ. D. Powerの「自動車セールス満足度指数(以下、SSI)」でディーラーのサービス水準を代理し、これを各ブランドのディーラーのサービス水準とする。SSIとは、顧客満足度に関する調査・コンサルティングの国際的な専門機関であるJ. D. Powerが、新車購入後2~8か月が経過した保有者を対象に、我が国の自動車ディーラーに対するディーラーサービスについてアンケート調査をしたものである。ここで、SSIの値はメーカー別のディーラーサービス水準であるため、同一メーカー内のディーラー間のサービス水準の差および同一車種内のディーラーサービス水準の差に関する情報ではないことに留意する必要がある。そこで本研究ではディーラーが同じメーカーに属する場合、サービス水準はそのメーカーに属するディーラー間で同じであるとし、車種別のサービス水準も車種が同一メーカーなら同じであると仮定する。例えば、プリウスとアルファードはともにトヨタ自動車であるため、消費者がプリウスを買う場合に受けるディーラーサービスとアルファードを買う場合のサービス水準は同じということになる。

5. 推定結果

はじめに需要関数の推定結果について見ていく。表2は、需要関数の推定結果である。本研究で得られたパラメータの符号は、経済理論から予想される動きと一致している。例えば、価格の係数は市場シェアに負の影響を与えており、

表3 消費者余剰の変化

	サービス水準の低下 (%)			
	5	10	15	20
必要な価格低下 (%)	21	38	52	64

策変化に対する企業行動の変化についてモデル分析することができない。そこで本稿は理論研究の成果を踏襲し、テリトリー制の使用禁止によってブランド内競争が促進されるが、同時にディーラー間のただ乗り問題が発生すると仮定して議論を進める。表3は政策変化前の消費者余剰を維持するために必要な価格低下率を計算したものである。政策変化によってサービス水準が5%低下するという仮定のもとでは、販売価格は約21%低下する必要がある。またサービス水準が20%低下する場合には、販売価格は約64%も低下しなくてはならない。これは自動車価格が半額以下になることを意味するが、販売価格を64%も低下させることは、現実的には難しいと考えられる。このような場合には、サービス水準の低下を補償するために必要な価格低下が考えられにくいため、テリトリー制の使用を禁止が消費者余剰を低下させる可能性がある。

6. まとめと今後の課題

本稿はテリトリー制廃止によるブランド内競争の促進が、消費者余剰に与える影響をシミュレーションで予測したものである。分析の結果、我が国の自動車市場におけるテリトリー制の使用禁止によるブランド内競争の促進は、消費者余剰を低下させる可能性があることが明らかとなった。これは、Brenkers and Vervoben [2006] の推定結果とは反対の帰結を示唆している。

今後の課題を挙げておく。第1に、企業行動の特定化である。仮想的な政策変化が価格とディーラー販売促進活動がどのような影響を与えるのかについてシミュレーションを行い、より包括的な社会厚生を計算するには、企業行動の

特定化が必要である。第2に、事後データとの整合性を確認することである。第1節で述べたとおり、我が国の自動車産業ではテリトリー制に関する政策変化は行われていない。そこで、イタリアなどの実際に政策変更が行われた国のデータを用いて分析することで、シミュレーションの結果と事後データの整合性を確認できる。

参考文献

- Brenkers, Randy and Frank Verboven [2006], "Liberalizing a Distribution System: The European Car Market," *Journal of the European Economic Association*, Vol. 4, pp. 216-251.
- Berry, Steven T. [1994], "Estimating Discrete-choice Models of Product Differentiation," *RAND Journal of Economics*, Vol. 25, pp. 242-262.
- Berry, Steven T., James Levinsohn and Ariel Pakes [1995], "Automobile Prices in Market Equilibrium," *Econometrica*, Vol. 63, pp. 841-890.
- Sass, R. Tim and Saurman S. David [1996], "Efficiency Effects of Exclusive Territories: Evidence from the Indiana Beer Market," *Economic Inquiry*, Vol. 34, pp. 597-615.
- Small, Kenneth A. and Rosen S. Harvey [1981], "Applied Welfare Economics with Discrete Choice Models," *Econometrica*, Vol. 49, 105-130.
- Zanarone, Giorgio [2009], "Vertical Restraints and the Law: Evidence from Automobile Franchising," *Journal of Law and Economics*, Vol. 52, pp. 691-700.

【研究論文/厚生と持続性】

An Aging Society with the Declining Birthrate*

—Japan (Moving toward a Sustainable Society)—

Mitsuhiko IYODA, Momoyama Gakuin University

1. Introduction

Japan is an ultra-aged society with a declining birthrate: persons aged 65 and older accounted for 23.1% of the total population in 2010; the total fertility rate became a low level of 1.39 (2011)¹⁾. These combined effects have resulted in low economic growth potential and a particularly high social security burden on the current labor force.

This issue is one of the most important matters that Japanese society must address as it moves to the future. This paper aims to explain the problems that face an aging society that has a declining birthrate and to present a way toward a solution.

2. The Increasing Costs of Aging

Aged households are not always poor; however, there are a fairly large number of aged poor people. 2.37% of the aged population received livelihood protection in FY (fiscal year) 2009. Social security payments related to the aged (pension, health, welfare and so on) are enormous (69.5% of the social security payments in FY 2008)²⁾. As the

percentage of aged persons increases, health and nursing care costs inevitably increase.

3. Declining Birthrate

The declining birthrate is caused both by a declining marriage overall and people marrying later in life, and by married couples having fewer children. This tendency reflects not only economic factors but also various social factors such as support system in law and child care facility availability, and work/life balance. (See flow chart).

First, there is a growing tendency of young people to delay marriage. First marriage for men is 30.5 year; that for women is 28.8 year in 2010³⁾. Unmarried rate of men was 71.4% (25-29 age bracket), 47.1% (30-34); for women 59.0% (25-29), 32.0% (30-34) in 2005. Unmarried singles are largely in low income band (less than 2 million yen). Non-regular woman employees were 41.4% in all woman employees in the 25-34 age bracket and their 86.1% were in low income band in 2010⁴⁾.

Second, the married couple worries about the high costs of child rearing and education of children. A total expense of 15 years

* I am thankful for valuable comments of discussant Prof. Yoshio Yoshida (Sugiyama Jogakuen University) at the 70th JEPA General Meeting at The University of Tokyo and an anonymous referee.

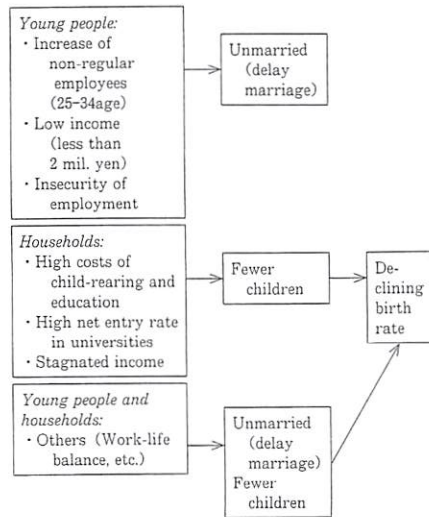
1) For some of the data sources in detail, see CD of the presented papers at the 70th JEPA General Meeting or Iyoda [2013] (working paper).

2) CAO [2011], pp. 10, 24.

3) HLWSA [2011].

4) Statistics Bureau of MIAC, 2005 Population Census of Japan: Overview Series No. 2, Japan Statistical Association; Statistics Bureau of MIAC [2011].

Flow Chart Several Causes of Declining Birthrate in Japan



of education per child from kindergarten largely differs between public and private schools, exceeding 5 and 17 million yen respectively⁵⁾. Third, given large education expenses against their limited incomes, there is no optimal solution. There has been the low income background. The real wage rate has stagnated, having decreased eight times since 1990⁶⁾.

4. Education Cost

Considering the large private costs of education in particular higher education, we must address the fundamental question of who should pay these costs. In principle, one's education forms human capital, the benefit of which accrues to an individual and the public. Education services can be

5) See MEXT [2012], Table 1 and Fig. 9.

6) MHLW [2012], Table 39 for real wage rate.

considered either semi-public goods or private goods accompanied with strong externalities. Most households strenuously attempt to pay the study expenses⁷⁾.

According to Shima's estimate, the rate of return of the government supported university scholarship was 8.2% for individuals, 4.0% for the public (in terms of income tax revenue), and 7.5% for society as a whole. In this respect, the university education pays for itself in the long run⁸⁾. If we consider the total effects of human capital formed through tertiary education, various spillovers accrue to society as a whole⁹⁾.

5. Other Factors

(1) **Work/life balance:** If we pay attention to broad factors such as a work/life balance, both work conditions and the philosophy of life come into question. The youth has been brought up under the affluent society in terms of living consumption (Galbraith [1998]). People in general are inclined to find satisfaction from money. However, people's destination is clearly to reach a high quality of life¹⁰⁾, not merely striving for the conventionally measured living standards represented by market consumption.

The quality of life concept relates to total product consumption that includes house

7) See MEXT, *International Comparison of International Education Indexes*, 2011 edition for total annual costs for undergraduate students.

8) See Shima [2007], p. 93 (based on cost-benefit analysis of 2005 data).

9) See OECD [2009; 2011].

10) For quality of life and the related, see Stiglitz, et al. [2009]; Nordhaus and Tobin [1971]; NNW Development Committee, Economic Council [1973]; For GPI, Talberth, Cobb and Slattery [2007]; see also Iyoda [2010], pp. 98-101. We here limit our discussion to the value of unpaid labor of household production.

product. If we take a broad view of product consumption, the following activities will be valued; doing housework, parenting, volunteering, and enjoying leisure. In this case, we may broadly consider household consumption and its balance between non-market products and market products¹¹⁾.

(2) **Others:** We should point out other factors that may closely relate to the economic activity of Japan. First, political stability may be important for bringing economic stability. During the past two decades to Noda administration, Japan had 13 cabinets. Second, relaxing Japan's immigration policy may bring active stimuli into economy and society. This change may have the effect of increasing the labor force and the birthrate.

6. Conclusion

(1) **Increasing aging costs:** As an aged society with a low birthrate, Japan may face a low savings rate and relatively small workforce, resulting in low economic growth potential and a heavy security burden. There are not any easy solutions to this issue and this question should be considered as an important part of the total security system.

(2) **Declining birthrate:** (a) For young people, low incomes, increasing non-regular employees and the insecurity of employment have contributed to the number of unmarried young adults. (b) For married households, stagnated incomes, and the high costs of child rearing and education have resulted in fewer children. (c) After long hours in

11) See Stiglitz et al. [2009] for the percentage of household production in conventionally-measured GDP (p.51); ESRI, CAO [2009], Chart-table 2-1 for Japan; Hamada [2006] for the monetary value of unpaid labor of households and the quasi-Gini coefficient.

the workplace, parents must do household tasks and child rearing. These combined effects have resulted in the declining birthrate.

(3) **Other factors:** (a) People are inclined to find satisfaction from money. General concerns such as work/life balance reflects the persons' philosophies of life. Should we focus on achieving high quality of life, rather than pursuing high living standards that are only representative of high market consumption? (b) Political instability may cause economic instability and lead to stagnated income, which may bring the low birthrate.

(4) **Countermeasures for coping with the declining birthrate:** Looking back on our flow chart, any of the solutions will be hard to attain. Making every possible effort to cope with this issue (such as providing more allowances for child rearing and education) will be helpful. Public expenditures for both family related social costs and education are relatively very small in Japan¹²⁾. Considering the economic and social spillover effects of university education, we should reconsider the cost burden of higher education among three factors: public payments, scholarships and loans, and household payments.

The ultimate objective is to seek a higher quality of life overall. To find the true value in our lives and everyday activities requires that we not be confined to market activity. As can be expected, there is no definite solution in the short run to address population aging and low birthrate, and it will take a

12) See OECD, *Social Expenditure Statistics*, 2010 and OECD [2011], Tables B2.3, B3.1 and B3.2b.

long time to change the situation. Ultimately to change the demographic direction of Japan, we need to change our life philosophy. Taking into consideration broad product consumption including house product, we view conventionally measured poverty rate and Gini coefficients differently and a sense of work/life balance as well. This will be one of the unique points of this paper¹³⁾.

References¹⁴⁾

CAO (Cabinet Office) [2011], *White Paper on the Aged Society 2011*, Insatsu Tsuhan.
 ESRI (Economic and Social Research Institute), CAO [2009], "A Research Study of the Money Value of Unpaid Labor (Report)," *National Accounts Quarterly*, No. 139, pp. 1-153.
 Galbraith, J. K. [1998], *The Affluent Society*, Houghton Mifflin Company.
 Hamada, K. [2006], "Money Value of Unpaid Labour by Income Group of the Household" (www.Stat.go.jp/data/shakai/2006/ronbun/pdf/ronbun5.pdf).
 HLWSA (Health, Labor and Welfare Statistics Association) [2011], "Trend of National Welfare 2011/2012: Welfare Statistics, Additional Edition," *Journal of Health and Welfare Statistics*, 58 (10).
 Iyoda, M. [2010], *Postwar Japanese Economy: Lessons of Economic Growth and the Bubble Economy*, Springer.
 Iyoda M. [2013], "An Aging Society with the Declining Birthrate," Research Institute (St. Andrew's University, Osaka) Working Paper Series, No. 40, pp. 1-19.
 MEXT (Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology) [2012], *Survey on*

13) See my paper in the CD at the 70th JEP A General Meeting or Iyoda [2013], Appendix for earlier literature about an international perspective on the low fertility rate. See also NIPSSR [2006] and [2008].

14) An asterisk (*) after title indicates in Japanese.

*Child Study Expenses, Fiscal Year 2010** (www.mext.go.jp/b_menu/houdou/24/2/1316221.htm).

MHLW (Ministry of Health, Labor and Welfare) [2012], *Annual Survey of Health and Welfare*, Gyosei.

NIPSSR (National Institute of Population and Social Security Research [2006], *Problems in the Ultra-low Fertility and -Aging Society with Declining Population**, NIPSSR.

NIPSSR [2008], *An Ultra Declining Fertility Rate and the Family-Society Transformation: European Experiences and the Japanese Policy Questions**, NIPSSR.

NNW Development Committee, Economic Council [1973], *New Welfare Index**, Printing Bureau, Ministry of Finance.

Nordhaus, W. and J. Tobin [1971], "Is Growth Obsolete?" *Cowles Foundation Discussion Papers*, 319, Yale University, pp. 1-80.

OECD [2009, 2011], *Education at a Glance 2009, 2011: OECD Indicators* (www.oecd.org/edu/eag2009); (www.oecd.org/edu/eag2011).

Shima, K. [2007], "Economic effects of Scholarship in Japan," *University Study of Finance and Management* (Finance and Management Centre of the State University), No. 4, pp. 75-96.

Statistics Bureau of MIAC (Ministry of International Affairs and Communications) [2006, 2011], *Annual Report on the Labor Force Survey 2005, 2010*, Japan Statistical Association.

Stiglitz, J., A. Sen, and J-P. Fitoussi (eds.) [2009], *Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress* (http://stiglitz-sen-fitoussi.fr/en/index.htm).

Talberth, J., C. Cobb, and N. Slattery [2007], *The Genuine Progress Indicator 2006: A Tool for Sustainable Development*, Redefining Progress.

【研究論文/厚生と持続性】

所得制限の下での教育選択と家庭環境および人的資本蓄積*

—親世代による学習時間への介入と教育政策の有効性に関する考察—

Choice of Educational Institution under Income Limitation, Home Environment, and Human Capital Accumulation: Consideration on the Result of Parental Intervention to Child's Time Allocation to Education and Effectiveness of Education Policy

村田 慶 (静岡大学人文社会科学部)

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

1. はじめに

わが国では、高校無償化において、平成26年度から所得制限が導入されている。所得制限で期待されるのは、公的教育を受ける一人当たりの教育投資の増加である。しかしながら、大竹 [2012] で指摘されているように、2005年以降、若年層の勤勉に対する重要度の低下が深刻化している。各個人の教育に対する価値観は、子供の学校教育の選択に影響を及ぼすものと考えられる。ここで問題となるのは、学校によって教育の質が異なることであり、現在のわが国では、初等・中等教育において、公立学校で教育を受けるにあたっては授業料や教材費が発生しないのに対し、私立学校で教育を受けるにあたっては授業料や教材費が発生する。さらに、小塩 [2002] で指摘されているように、初等・中等教育の段階では、家庭環境の重要性もよく知られており、その代表的なものとして、親世代による子供の学習時間への介入が挙げられる。

本稿では、上記の教育問題について、村田 [2013] を拡張・修正し、高校無償化を公的教育投資の増加政策として捉え、親世代による学習時間への介入と公的教育を受けるにあたっての所得制限がその有効性に及ぼす効果について、

世代間重複モデルによる考察を行う。

2. モデル設定

各個人の経済活動は2期間にわたって行われ、各世代の子供は第2期に誕生するものとする。また、各期における人口規模は一定とし、1で基準化する。

2.1 人的資本形成

村田 [2013] にならい、 t 世代の個人 i の $t+1$ 期における人的資本形成は、次のように決定付けられるものとする。

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

$$\beta, \gamma, \delta \in (0, 1), \beta + \gamma + \delta = 1$$

i は個人のタイプ、 n は各期における余暇時間、 $q_{i,t}$ は t 世代の個人 i が t 期において $t-1$ 世代から受け取る教育投資、 $h_{i,t}$ は $t-1$ 世代の個人 i が t 期において獲得する人的資本水準、 $h_{i,t+1}$ は t 世代の個人 i が $t+1$ 期において獲得する人的資本水準である。本稿では、 n は両教育の下で親世代によって社会的に望ましい水準で決定付けられるとし、それは次のように表される。

$$n = \begin{cases} n^g \cdots \text{公的教育} \\ n^p \cdots \text{私的教育} \end{cases}$$

ここで、 n^g と n^p はそれぞれ、公的・私的の下で社会的に望ましい余暇時間であり、0

* 本稿の作成にあたり、水野英雄准教授(福山女学園大学)および本誌匿名のレフェリーからは有益なコメントをいただいた。ここに記して、御礼申し上げたい。

$<n^u < 1, 0 < n^r < 1$ のパラメータであるとする。すなわち、 $1-n^u$ と $1-n^r$ はそれぞれ、公的・私的教育の下で社会的に望ましい学習時間である。また、村田 [2013] と同様、 $q_{i,t}$ は $t-1$ 世代の個人 i が t 期において t 世代に公的・私的教育のどちらを選択させるかによって区別されるものとし、それは次のように表される。

$$q_{i,t} = \begin{cases} E_t & \text{if } e_{i,t} = 0 \dots \text{公的} \\ e_{i,t} & \text{if } e_{i,t} > 0 \dots \text{私的} \end{cases}$$

本稿では、Glomm and Ravikumar [1992], Cardak [2004] および村田 [2013] にならい、 E_t は次のように定義されるものとする。

$$E_t = \frac{\tau H_t}{P_t} = \frac{\tau \int_0^{\infty} h_{i,t} f_i(h_{i,t}) dh_{i,t}}{P_t}, 0 < \tau < 1$$

τ は所得税率 (パラメータ)、 P_t は t 期において公的教育を選択する人口割合、 H_t は t 期における平均的人的資本 (所得) 水準、 $f_i(h_{i,t})$ は t 期における $h_{i,t}$ についての確率密度関数である。

2.2 効用最大化

各世代の個人は第2期において労働を行い、遺産贈与は行わないとする。 t 世代の個人 i の $t+1$ 期における人的資本 (所得) 水準 $y_{i,t+1}$ は、次のように決定付けられるとする。

$$y_{i,t+1} = h_{i,t+1}$$

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

$$c_{i,t+1} = \begin{cases} (1-\tau)y_{i,t+1} & \dots \text{公的} \\ (1-\tau)y_{i,t+1} - e_{i,t+1} & \dots \text{私的} \end{cases}$$

まず、公的教育を選択する t 世代の個人 i の2期間全体における効用水準を V^u とおく。本稿では、村田 [2013] と同様、公的・私的の下では、効用最大化問題は発生しない。ただし、生涯効用の決定要素として、次世代の学習時間を新たに組み入れる¹⁾。

$$V^u = \alpha_1 \log n^u + \alpha_2 \log c_{i,t+1} + \alpha_3 \log E_{t+1} + \alpha_4 \log (1-n^u)$$

$$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4 \in (0, 1), \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4 = 1$$

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$, および α_4 はそれぞれ、各個人の余暇時間、自身の消費、次世代への教育投資、および次世代の学習時間に対する選好度である。公的・私的の下での t 世代の個人 i の消費水準 $c_{i,t+1}^u$ は、次のように求められる。

$$c_{i,t+1}^u = (1-\tau)(1-n^u)^\alpha (E_t)^\gamma (h_{i,t})^\delta$$

また、公的・私的の人的資本関数 $h(n^u, E_t, h_{i,t})$ は、次のように求められる。

$$h_{i,t+1} = h(n^u, E_t, h_{i,t}) = (1-n^u)^\alpha \left(\frac{\tau H_t}{P_t} \right)^\gamma (h_{i,t})^\delta$$

$\delta < 1$ であるので、公的・私的の下では、 $h_{i,t+1}$ は $h_{i,t}$ についての凹関数となる。

一方、私的・私的を選択する t 世代の個人 i の2期間全体における効用水準を V^r とおくと、効用最大化問題は次のように表される。

$$\text{Maximize } V^r = \alpha_1 \log n^r + \alpha_2 \log c_{i,t+1} + \alpha_3 \log e_{i,t+1} + \alpha_4 \log (1-n^r)$$

$$\text{subject to } c_{i,t+1} = (1-\tau)y_{i,t+1} - e_{i,t+1},$$

$$y_{i,t+1} = h_{i,t+1},$$

$$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4 \in (0, 1), \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4 = 1$$

一階条件より、私的・私的の下での最適消費 $c_{i,t+1}^r$ および最適教育投資 $e_{i,t+1}^r$ は、次のように導出される。

$$c_{i,t+1}^r = \frac{\alpha_2(1-\tau)h_{i,t+1}}{\alpha_2 + \alpha_3}, \quad e_{i,t+1}^r = \frac{\alpha_3(1-\tau)h_{i,t+1}}{\alpha_2 + \alpha_3}$$

最適教育投資を t 期に読み替えて得られる $e_{i,t}^r$ より、私的・私的の人的資本関数 $h(n^r, e_{i,t},$

1) 本稿モデルでは、各個人にとって、第1期における余暇時間は所与となるが、次世代の学習時間によって生涯効用が高まり、そこらには介入可能である。すなわち、次世代の学習時間への介入は、生涯効用を高めるという観点から行われる。

$h_{i,t})$ は、次のように求められる。

$$h_{i,t+1} = h(n^r, e_{i,t}, h_{i,t}) = (1-n^r)^\alpha \left\{ \frac{\alpha_3(1-\tau)}{\alpha_2 + \alpha_3} \right\}^\gamma (h_{i,t})^{\gamma + \delta}$$

$\gamma + \delta < 1$ であるので、私的・私的の下でも、 $h_{i,t+1}$ は $h_{i,t}$ についての凹関数となる。本稿では、 $1-n^u$ と $1-n^r$ はそれぞれ、公的・私的の下で各個人が最適に学習時間を決定付ける場合よりも大きいとする²⁾。

3. 教育選択

Cardak [2004] および村田 [2013] にならい、公的・私的の選択は、両教育の下での効用比較に基づいて決定付けられるものとする。2.2における $V^u = V^r$ を満たす $h_{i,t+1}$ と E_{t+1} の基準値を t 期に読み替えたものをそれぞれ、 h_t^* , E_t^* とおくと、次のような関係式が得られる。

$$h_t^* = \left(\frac{n^u}{n^r} \right)^{\frac{\alpha_1}{\alpha_2}} \left(\frac{\alpha_2 + \alpha_3}{\alpha_2} \right)^{\frac{\alpha_1}{\alpha_2}} \left\{ \frac{E_t^*(\alpha_2 + \alpha_3)}{\alpha_3(1-\tau)} \right\} \left(\frac{1-n^u}{1-n^r} \right)^{\frac{\alpha_1}{\alpha_2}}$$

$t-1$ 世代の個人 i は、人的資本水準が h_t^* 以下のとき、 t 世代に公的・私的を選択させ、 h_t^* を上回る時、私的・私的を選択させる。公的・私的の人的資本関数について、定常状態均衡における人的資本水準をそれぞれ、 h_t^u , h_t^r とおくと、次のように導出される。

$$h_t^u = (1-n^u)^{\frac{\alpha_1}{1-\tau}} \left(\frac{\tau H_t}{P_t} \right)^{\frac{\gamma}{1-\tau}}$$

$$h_t^r = (1-n^r)^{\frac{\alpha_1}{1-\tau}} \left\{ \frac{\alpha_3(1-\tau)}{\alpha_2 + \alpha_3} \right\}^{\frac{\gamma}{1-\tau}}$$

本稿では、村田 [2013] と同様、 $h_t^u < h_t^r$ を仮定する。さらに、 P_t は次のように決定付けられるものとする。

$$P_t = \int_0^{h_t^*} f_i(h_{i,t}) dh_{i,t}$$

また、 t 期において、両教育の下で獲得できる人的資本水準が等しいときの値を h_t^{**} とおくと、それは次のように求められる。

$$h_t^{**} = \left(\frac{1-n^u}{1-n^r} \right)^{\frac{\alpha_1}{\gamma}} \left\{ \frac{\alpha_2 + \alpha_3}{\alpha_2(1-\tau)} \right\} \frac{\tau H_t}{P_t}$$

4. 所得制限の下での公的・私的の増加政策

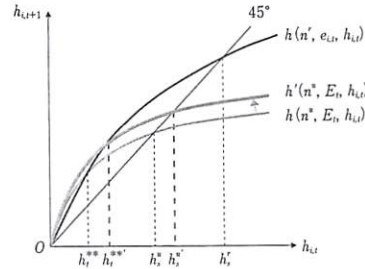
第2節と第3節を踏まえ、本節では、 E_t の増加を目的とした所得税率 τ の引き上げによる公的・私的の増加政策の有効性について、公的・私的の教育を受けるにあたっての所得制限との関係から考察する。

τ が上昇すると、 h_t^* が上昇し、 P_t も増加する。しかしながら、公的・私的の教育を受けるにあたっての所得制限が存在し、教育選択における基準値となる人的資本水準は、最大でも政策前と同じ値で抑制されるとする³⁾。したがって、公的・私的の教育を選択できる人口割合は、最大でも政策前と同じ規模に抑制される。また、 τ が上昇した場合、同時に $1-n^r$ が増加し、 h_t^r は少なくとも政策前の水準よりも低くはならないと仮定する⁴⁾。本稿モデルでは、 n^r の減少および $1-n^r$ の増加による h_t^r の変化は1ケースに定まらないが、所得制限が存在するため、 h_t^r は少なくとも政策前よりも上昇することはない。したがって、政策後、公的・私的の人的資本関数は確実に上方シフトし、私的・私的の人的資本関数は、シフトしないケース、上方シフトするケースに分類される。

3) 本稿モデルにおける所得制限とは、基準値となる人的資本 (所得) 水準に基づく人数制限を意味する。
4) この仮定のインプリケーションは、私的・私的の教育を選択する個人は、所得税を差し引かれてもリターンがなく、教育投資も自身で行わなければならないため、所得税率が上がり、次世代への教育投資を政策前ほどは行えなくなった分だけ、学習時間を増加させることが社会的に求められるというものである。

4.1 私的教育の人的資本関数がシフトしないケース

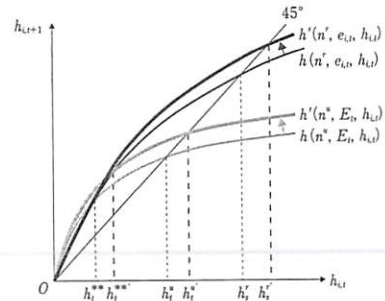
$h(n^s, E_t, h_{it})$ は上方シフトするものの、 $h(n^r, e_{it}, h_{it})$ はシフトしないとする。



このケースでは、公的教育を受ける個人が獲得する人的資本水準は向上し、私的 education を受ける個人が獲得する人的資本水準は変化しない。また、所得制限によって公的教育を選択する人口割合は増加せず、私的 education を選択する人口割合は減少しない。さらに、公的・私的 education の下での学習時間は、各個人が最適に決定付けるケースよりも大きい。したがって、親世代による子供世代の学習時間への介入と所得制限の下での公的教育投資の増加政策は、一国全体の人的資本蓄積にとって確実にプラスに働く。

4.2 私的 education の人的資本関数が上方シフトするケース

$h(n^s, E_t, h_{it})$ と $h(n^r, e_{it}, h_{it})$ がともに上方シフトするとする。



このケースでは、公的教育を受ける個人、私的 education を受ける個人ともに、獲得する人的資本水準が向上し、また、4.1と同様所得制限によって公的教育を選択する人口割合は増加せず、私的 education を選択する人口割合は減少しない。さらに、公的・私的 education の下での学習時間は、各個人が最適に決定付けるケースよりも大きい。したがって、親世代による子供世代の学習時間への介入と所得制限の下での公的教育投資の増加政策は、一国全体の人的資本蓄積にとって、4.1のケースよりもさらにプラスに働く。

5. 結語

村田 [2013] では、教育選択が効用比較に基づいて決定付けられる場合、教育政策と同時に、何らかの規制をかける必要性を論じており、本稿では、規制として、公的教育を受けるにあたっての所得制限を導入した。本稿モデルがわが国における教育の現状を一側面でも表しているのであれば、教育政策が有効に働くためには、教育政策における規制のみならず、家庭環境も重要であることが示唆された。

参考文献

Cardak, B. A. [2004], "Education Choice, Endogenous Growth and Income Distribution," *Economica*, Vol.71, pp. 57-81.
 Glomm, G. and B. Ravikumar [1992], "Public versus Private Investment in Human Capital: Endogenous Growth and Income Inequality," *Journal of Political Economy*, Vol. 100, pp. 818-834.
 大竹文雄 [2012], 『競争と公平感—市場経済の本物のメリット—』中公新書。
 小塩隆士 [2002], 『教育の経済分析』日本評論社。
 村田慶 [2013], 「教育選択と内生的経済成長—ゆとり教育による弊害と教育政策の有効性に関する考察—」『経済政策ジャーナル』第10巻第2号, pp. 3-15.

【研究論文／住宅政策】

中古住宅の流通促進に関する考察

Analysis on Acceleration of Distribution of the Existing Housing

廣野桂子 (日本大学大学院グローバル・ビジネス研究科)

Keiko HIRONO, Graduate School of Business, Nihon University

1. はじめに

日本の中古住宅の流通シェアは、他の先進諸国と比べて低い。すなわち、日本では、中古住宅は十分に活用されていない。一方で、日本では空き家である中古住宅が増え続けている。

清水・川村 [2009] は、日本の中古住宅市場は、価格調整が十分でないことを検証した。瀬古 [2001] は、高齢世帯の住み替え確率は、登録免許税と不動産取得税に依存することを示した。山崎 [1997] は、中古住宅市場の活性化にとって、情報の非対称性を取り除くことが重要であると指摘した。

本研究では、まず、日本の中古住宅の流通を阻む要因をデータから探る。その上で、ヘドニック価格関数を用いた住宅の評価、住宅瑕疵担保責任保険の拡充、リフォームローンの提供、情報の提供といった中古住宅の流通を促進するための政策を提案する。また、本研究で提案した政策の効果を示す。

既存の研究をみると、中古住宅の活性化を住宅の評価の側面から研究した本研究の分析は初めての試みである。本研究では、モデルを作成し、分析誤差を取り除いて中古住宅の需給均衡価格を算出する手法を示した。また、中古住宅市場の流通の阻害要因を取り除く政策を提案した。

2. 中古住宅の流通の阻害要因

中古の購入物件の阻害要因は、(1)「価格が適正かどうか不明」(47%)、(2)「不具合、

欠陥が発見された時の保証がどうなっているのかが不明」(30%)である(リクルート住宅総研 [2008])。さらに、中古住宅は、購入後のリフォームにも阻害要因——リフォーム資金が不十分、リフォームの費用と業者の評価がわかりにくい——が存在する。これらの要因を取り除き、希望どおりの住宅にリフォームをしやすいことが、中古住宅への消費者の需要を増やす。そして、それによって、中古住宅の供給量も増加し、流通が活性化される。

中古の賃貸物件については、「借りてくれる人があるのか不明」であることが、中古住宅の供給を阻んでいる。

3. 政策の提案

(政策1) ヘドニック価格関数による評価

既存の中古住宅の評価法である収益還元法では、住宅の将来の期待収益を正確に予測することが難しい。取引事例法は、取引事例が十分存在しないケースがある。

本研究の提案は、住宅の質を説明変数とする住宅価格の回帰式を計測し、回帰式から計算した理論値で中古住宅を評価することである。住宅の評価を計算する際に、分析誤差を取り除く。住宅のヘドニック価格関数は、

$$\log P_{it} = P_{it}(z_1, z_2, \dots, z_n, \eta_t) \quad (1)$$

となる。ただし、(1)式で、 z_1, z_2, \dots, z_n は住宅の質(住宅の面積、通勤時間、築年数など)、 P_{it} はこの質をもつ住宅*i*の*t*期の市場価格、 η_t は時点*t*における品質調整済み価格指標を表す。

戸建て住宅の場合には、公園隣接ダミーや最低敷地面積制限といった住環境を示す要因が住宅のヘドニック価格関数の変数として有意に効くことが、高・浅見 [2000] といった研究でわかっており、これらも質の変数とできる。

住宅の理論価格を計算し、さらに、購入価格の理論価格からの乖離を計算する。まず、(1)式を回帰する。 η_i は年ダミーで推定する。

住宅が耐震構造かどうかを示すマイクロデータが公表されていないため、山鹿・中川・齊藤 [2003] の研究成果を利用して、耐震化された新耐震構造の住宅であれば、鉄骨造りなら10.28%、鉄筋鉄骨造りなら9.82%、木造であれば平均19.84%、住宅の評価を上方に調整する。同様に、戸建てについては、防火・準防火地域の指定がなされている地域にある住宅は、土地部分が約60千円/m²高いという安田・廣野 [2009] の結果を適用し、理論価格を調整する。マンションは防火であるため、この調整は不要である。

マイクロデータで(1)式を回帰し、推定線に住宅*i*の質 $z_1^*, z_2^*, \dots, z_n^*$ と年ダミーを代入して住宅価格の理論値を求める。本研究では、分析誤差を取り除いた上でこの住宅の理論価格の水準で住宅価格を評価する。これは、第4節のとおり、この真の理論価格が最適であるためである。住宅*i*の*t*期の購入価格 P_{it}^* と住宅価格の理論値を指数関数で変換した理論価格 P_{it}^{**} との差を対購入価格比率で示したものを V_i とする。

Linneman [1986] の手法により、全体の誤差 V_i を分析誤差と物件の過大評価・過小評価に伴う取引人の誤差に分ける。分析誤差は、ヘドニック価格関数の計測ミスに伴う誤差であり、例えば、測定誤差、関数形の間違いや不適切なサンプリングによる誤差である。

全体の誤差 V_i に占める取引人の誤差 TR_i の比率を γ とする。すなわち、 $TR_i = \gamma V_i$ となる。全体の誤差がない場合の住宅*i*の価格の理論値を P_{it}^{**} で表し、これを真の理論価格と呼ぶ(全体の誤差: 取引人の誤差 = $(P_{it}^* - P_{it}^{**}) : (P_{it}^* - P_{it}^{**})$)。

$-P_{it}^{**}$)。

q 期前から*t*期までの住宅*i*の増価収益率を R_{it-q} で表す。

$$R_{it-q} = (P_{it}^* - P_{it-q}^*) / P_{it-q}^* = \gamma V_i - 1 + P_{it}^{**} / P_{it-q}^* \quad (2)$$

Linneman [1986] の方法を用いて、 γ を増価収益率を V_i に回帰して求める。これは、定義式(5)から全体の誤差が V_i であれば γV_i だけ増価収益率が変化するという性質を使っている。

次の(3)(4)式を、このモデルに新たに本研究で追加する。購入価格 P_{it}^* と真の理論価格 P_{it}^{**} の差は取引人の誤差である。なぜならば、真の理論価格 P_{it}^{**} は分析誤差を含まないためである。したがって、

$$TR_i = (P_{it}^* - P_{it}^{**}) / P_{it-q}^* \quad (3)$$

が成り立つ。よって、

$$P_{it}^{**} = P_{it}^* - \gamma V_i \cdot P_{it-q}^* = P_{it}^* - \gamma (P_{it}^* - P_{it}^{**}) \quad (4)$$

となる。 $P_{it}^* - P_{it}^{**}$ はすでに算出してあり、住宅の購入価格 P_{it}^* は既知なので、 γ を上記の方法で求めて、(4)式から真の理論価格 P_{it}^{**} を算出できる。住宅の真の理論価格 P_{it}^{**} の水準で*t*期の住宅*i*を評価する。

住宅の適正な評価を提供するための方法

政府が、住宅の情報誌に掲載されている住宅の質の全ての説明項目を住宅の質の候補として住宅のヘドニック価格関数(1)式を計測し、かつ、 γ を推計する。政府は、さらに、ヘドニック価格関数(1)の計測結果の式と γ および(4)式から、消費者が P_{it}^* と当該中古住宅の質を入力すれば P_{it}^{**} を計算できるようなプログラムのソフトを開発する。

このソフトは、インターネットで利用可能とする。高齢者も利用できるように、ファックスでもこのサービスを提供する。

(政策2)

住宅瑕疵担保責任保険を、住宅性能表示制度を利用した戸建ての中古住宅についても対象とする保険とする。この保険の制度を運用する資金は、この保険の保険料から賅う。

(政策3)

質が良い中古住宅、例えば、住宅性能表示制度を利用済みの中古住宅を供給者が賃貸に出すときに、政府がそのリストをインターネットで公開する。これで、中古の賃貸住宅の供給者と消費者のマッチングを促す。

(政策4)

中古住宅の購入者に、政府の機関がリフォームローンを提供する。公的なリフォームローンは、公庫の廃止でなくなった。民間の金融機関のリフォームローンは担保がないため、金利が高い。そこで、消費者が購入する中古住宅の代金と一括のリフォームローンを政府機関が提供し、中古住宅を担保にして、民間のリフォームローンより低金利とする。

(政策5)

リフォームの費用の概算・業者の評価・ローンについての情報を、インターネットのサイトやリフォームを気軽に相談できる窓口を設置して、周知する。

4. 政策の効果

以上の政策により、中古住宅の需給均衡価格という意味で適正な評価を、消費者が入手できる。これにより、中古住宅市場がパレート最適に近づく。また、戸建ての中古住宅に欠陥が発見されたときの保証に対する不安がなくなる。中古の賃貸住宅の供給者と消費者のマッチングが促される。これらにより、中古住宅の流通量が増える。さらに、中古住宅入居後のリフォームを促進し、ひいては、中古住宅の取引の量が増える。高齢者が子供との同居や高齢者施設へ

の入居の際に供給する「潜在的な空き家」も流通する。

中古住宅の流通を促進することは、新築の住宅を新たに建設することに比べて、環境への負荷を減らし、他の財への支出可能額を増やす。また、高齢者もつ中古住宅の流通を促進することが、高齢者の老後を支え、高齢者の後に入居するファミリー世帯を支える。

5. 推計

住宅の理論価格の推計

推計の期間は1986~93年である。週刊『住宅情報』の購入用物件(1月)をデータとした。この推計の期間は、首都圏の住宅価格がいったん2倍になり、その後、下落するといった住宅価格の急な変動があった時期であり、そのような時期でも、ヘドニック法を用いた住宅の評価法が十分機能するかどうかをみる。首都圏の山手線、中央線、東横線、総武線、京浜東北線、常磐線の沿線の居住用のマンションをデータとした。 $q=3$ とする。3年前の同じ週に同じマンションが記載されている場合に、これをデータとした。データの数は323である。

まず、(1)式のヘドニック価格関数を、回帰した。表1で、その計測結果を示した。通勤時間は東京駅、大手町駅、日比谷駅への通勤時間である。通勤時間以外に、面積、築年数、総武線ダミー、常磐線ダミー、京浜東北線ダミーが、この回帰式で効いている質の変数である(表1、①式)。1987~93年の年ダミーを表1の回帰式の説明変数としている。

表1の②③式は、構造がPCか、庭・ルーフバルコニー等の有無を質として追加した式である。表1の回帰式の決定係数は高く、各々の質の変数の係数推定値の符号は期待通りであった。住宅の質として週刊『住宅情報』に掲載されている上記以外の項目は、ヘドニック価格関数の回帰で有意でなかった。

住宅価格の理論値は、表1の推定線①式に住宅の質 $z_1^*, z_2^*, \dots, z_n^*$ 及び対応する年ダミーの値

表1 ヘドニック価格関数の推定

回帰式の番号	①	②	③
定数項	7.436 (94.478)	7.436 (94.534)	7.430 (94.738)
通勤時間	-0.015 (-14.545)	-0.015 (-14.537)	-0.015 (-14.344)
面積	0.018 (15.575)	0.018 (15.423)	0.018 (15.530)
築年数	-0.009 (-2.696)	-0.009 (-2.573)	-0.008 (-2.480)
総武線ダミー	-0.551 (-14.173)	-0.549 (-14.105)	-0.544 (-13.975)
常磐線ダミー	-0.654 (-17.153)	-0.651 (-17.011)	-0.640 (-17.044)
京浜東北線ダミー	-0.516 (-13.382)	-0.516 (-13.376)	-0.519 (-13.503)
庭・ルーフバルコニー	—	0.086 (1.151)	—
構造PC造り	—	—	-0.140 (-1.884)
\bar{R}^2	0.830	0.830	0.831
SEE	0.235	0.235	0.234

(注) () 内はt値である。

表2 γ の計測結果

式	dR_{ij-3}/dV_i	t値	\bar{R}^2
①	0.523*	8.867	0.762

(注) 5%の有意水準で有意な係数には、右肩に*を付記。

を代入して算出した。①式の説明変数の係数はすべて5%の有意水準で有意であるため、ここで①式を利用した。住宅の理論価格 P_{ij}^* は、住宅価格の理論値を指数関数で変換して求めた。 P_{ij}^* と住宅の購入価格 P_{ij}^a の差を購入価格 P_{ij}^a で割ったものを V_i とした。

表2では、(2)式において $q=3$ として住宅の増加収益率 R_{ij-3} を V_i に回帰した結果を示した。表2から、 γ は0.523と求められた。表2で、 V_i の係数は有意である。

中古住宅の評価の計算例

山手線の池袋の1991年の購入価格が7980万円のあるマンションの通勤時間は24分、面積は50.66平方メートル、築年数は5年3ヶ月で

ある。このとき、 $P_{ij}^* = 7915.255$ 万円である。

6. 結論

本研究では、中古住宅の流通を促進するための政策の案を具体的に提示し、政策の効果を探った。本研究の政策案は、中古住宅の流通を促進し、かつ、高齢者がもつ「潜在的な空き家」の売却や賃貸をより容易にする。

参考文献

高曉路・浅見泰司 [2000], 「戸建住宅地におけるミクロな住環境要素の外部効果」『住宅土地経済』No. 38, 日本住宅総合センター。
 瀬古美喜 [2001], 「高齢世帯の住み替え行動」『住宅土地経済』No. 40, pp. 10-18。
 清水千弘・川村康人 [2009], 「既存住宅流通と住宅価格」『都市住宅学』第67号, pp. 112-116。
 安田純・廣野桂子 [2009], 「住環境アメニティが住宅地価格に及ぼす影響」『日本不動産学会秋季全国大会論文集』pp. 147-152。
 山鹿久木・中川雅之・齊藤誠 [2003], 「地震危険度と家賃」中川雅之著『都市住宅政策の経済分析—都市の差別・リスクに関する実験・実証的アプローチ—』日本評論社。
 山崎福寿 [1997], 「中古住宅市場の機能と建築コスト」『住宅土地経済』No. 26, pp. 10-19。
 リクルート住宅総研 [2008], 『既存住宅流通活性化プロジェクト報告書』。
 Linneman, P. [1986], "An Empirical Test of the Efficiency of the Housing Market," *Journal of Urban Economics*, Vol.20, pp.140-154。

【研究論文/住宅政策】

ドイツの家賃規制と転居行動*

—SOEPによる実証分析—

Rent Regulation and Residential Mobility in Germany

高倉博樹 (静岡大学人文社会科学部)

Hiroki TAKAKURA, Faculty of Humanities and Social Sciences, Shizuoka University

1. はじめに

多くの先進諸国では対世帯数という点で住宅ストックが充足されており、ライフサイクルに適した住まいの実現のためには、既存ストックの間でも転居が円滑になされる住宅市場の整備が望まれる。しかし、家賃規制は転居を阻害しようと指摘され、それを実証する研究も少なくない¹⁾。例えばSeko and Sumita [2007] は、日本の借地借家法が市場家賃と継続家賃の格差をもたらし、それが借家人への補助金(暗黙の家賃補助)の役割を果たすことで、適切な住み替えが阻害されていることを実証的に明らかにした。

本稿の目的は、ドイツの家賃規制が借家人の転居を阻害しているか否かを実証的に検討することにある。ドイツの家賃規制は日本のそれよりも比較的緩やかであるため、ドイツでも転居抑制効果が確認されれば、それは、家賃規制の弊害をより強く印象づけるものとなるであろう。

2. ドイツの家賃規制: 比較家賃制度

比較家賃制度とは、民間借家の家賃引き上げに上限を設ける制度である。その上限の基準と

なるのが、「地域に妥当な比較家賃 (ortübliche Vergleichsmiete)」である。これは、当該地域において、比較可能な様式、規模、設備、状態および立地をもつ居住空間について「過去4年以内に合意された家賃」から計算される。

この制度の下では、新規家賃は「比較家賃」を20%まで上回ってよいが、継続家賃の引き上げにおいては、原則として「比較家賃」が上限とされる²⁾。また、家主には「比較家賃」の水準までの家賃引き上げが常に認められるわけではない。「キャップ制」(Kappungsgrenze)によって、契約締結から3年以内は最大20%までの家賃引き上げしか認められないからである。

比較家賃は「過去4年以内に合意された家賃」から計算されるため、家賃が「上昇」している場合、比較家賃の水準は実勢の市場家賃を下回る。この乖離は借家人にとって「家賃節約の利益」となるから、当該借家に長く住み続けることが、借家人にとっては合理的な行動となる³⁾。

なお、ドイツには比較家賃制度以外に、階梯家賃 (Staffelmiete) およびインデックス家賃 (Indexmiete) という制度がある⁴⁾。本稿で利用するデータでは、比較家賃、階梯家賃、インデ

* 本稿は、日本経済政策学会第70回全国大会での報告を改訂したものである。討論者の岡田和人准教授 (東洋大学) および匿名レフェリーの先生から貴重なコメントをいただいた。ここに記して感謝申し上げる。

1) Munch and Svarer [2002], Simmons-Mosley and Malpezzi [2006]などを参照。

2) 一般的には、各地域に定められた家賃シュピーゲル (Mietspiegel: 家賃概要表) が継続家賃の引き上げの際の最も重要な参照資料となる。

3) Eekhoff [2006, S. 83-101], Nolte [2000, S. 114-116]。

4) 詳細は後述する。

表1 ヘドニック回帰の結果(被説明変数:ln 新規家賃)

変数	係数	標準誤差
住宅設備		
台所	-0.041	0.030
バス・シャワー	0.212**	0.041
トイレ	0.094**	0.045
集中・床暖房設備	0.207**	0.019
バルコニー・テラス	0.120**	0.012
地下室	0.053**	0.017
庭	-0.017	0.011
居住面積 (m ²)	0.008***	0.000
部屋数		
1 部屋 [△]	—	—
2 部屋	0.156***	0.021
3 部屋	0.227***	0.024
4 部屋	0.227***	0.028
5 部屋	0.211***	0.037
6 部屋以上	0.109**	0.044
住宅タイプ		
戸建て1・2世帯住宅	-0.093***	0.016
連棟建て1・2世帯住宅	0.010	0.019
3~4戸の住宅建造物 [△]	—	—
5~8戸の住宅建造物	0.050***	0.014
9戸以上の住宅建造物	0.121***	0.017
高層建造物	0.065 [△]	0.039
その他	-0.142***	0.039
建築年度		
1918年以前 [△]	—	—
1919-1948年	0.013	0.018
1949-1971年	0.041**	0.018
1972-1980年	0.087***	0.021
1981-1990年	0.149***	0.023
1991-2000年	0.185***	0.023
2001年以降	0.297***	0.040
居住地区		
旧住宅地区	0.041	0.044
新住宅地区	0.039	0.044
混合地区(住宅と商業)	0.050	0.044
商業地区 [△]	—	—
工業地区	0.054	0.065
その他	0.055	0.110
大都市中心地からの距離		
大都市中心地内 [△]	—	—
10 km 未満	-0.021	0.015
10 km 以上 25 km 未満	-0.030 [*]	0.016
25 km 以上 40 km 未満	-0.078***	0.019
40 km 以上 60 km 未満	-0.100***	0.022
60 km 以上	-0.161***	0.021
定数項	4.542***	0.077
サンプルサイズ	5,728	
修正R ²	0.4973	

(注1) SOEP, 1984-2009, 旧西ドイツ地域の新規契約の民間借家。
 (注2) [△]は参照カテゴリー。
 (注3) 連邦州と年ダミーの結果は省略した。

ックス家賃の区別ができないため、以下の分析では、すべての民間借家が(ドイツで最も普及している)比較家賃制度の下に服すると想定せざるをえなかった。この点は、分析の正確性という観点から断っておかなければならない。

3. 実証分析

比較家賃制度の転居行動への影響を実証的に検討するために、ヘドニック・アプローチおよびパネルロジット分析を用いる。すなわち、ヘドニック・アプローチにより家賃規制の影響度を示す変数を作成し、これを説明変数に加えた「転居」のロジット分析を行う。利用するデータは、SOEP (Sozio-oekonomisches Panel: ドイツ社会経済パネル) というマイクロ・データであり、本稿では1984年から2009年までのデータを用いる⁵⁾。また、家賃制度の連続性を考慮するために、旧西ドイツ地域のみを分析対象とする。

3.1 「暗黙の家賃補助率」の推定

本研究では、Seko and Sumita [2007] にならって「暗黙の家賃補助率」を推定し、これを家賃規制の影響度を示す変数とする。

$$\text{暗黙の家賃補助率} = (\ln \text{市場家賃} - \ln \text{継続家賃}) / \ln \text{継続家賃}$$

ここで、新規家賃を市場家賃の近似値と仮定する⁶⁾。ln 新規家賃 (= ln 市場家賃) は、新規契約の借家のみをサンプルとしたヘドニック回帰の結果(表1)を用いて、継続契約にある借

5) これは、1984年から毎年、約6,000~12,000の世帯とその構成員を対象に、住宅、職業、教育、所得、その他幅広い項目について調査されたロングチューディナル・データである。なお、データの制約により、ロジット分析では1985-2008年のデータを利用する。
 6) 家主は継続家賃が低く抑えられることによる損失を埋め合わせるために、あらかじめ新規家賃を実勢の市場家賃よりも高く設定しようとするが、新規家賃が比較家賃を上回ってよいのはせいぜいその20%までであるから、新規家賃が実勢の市場家賃を大きく上回ることはないと考えられる。

家も含めたすべての借家について、その予測値を計算する。継続家賃は実測値の対数値を用いる。

「暗黙の家賃補助率」はこのように計算されるが、その値が大きいほど、借家人は転居を控えると予想される。しかし、「暗黙の家賃補助率」が負になる場合がありうることに注意しなければならない。なぜなら、家賃が「下落」傾向にあるとき、継続家賃は、比較家賃の水準に上限を設定されたとしても、新規家賃を上回ることがあるからである。それゆえ、転居分析における「暗黙の家賃補助率」の係数は、分析期間全体を通じた平均的な影響度を表すものとなる⁷⁾。

3.2 転居のパネルロジット分析

次に、「転居の有無」を被説明変数とするパネルロジット分析を行う⁸⁾。説明変数は「暗黙の家賃補助率」、世帯属性および住宅属性を示す諸変数である。さらに、家賃規制に関する政策変更を示すダミー変数も加えた。ここで考慮された政策変更は2つある。第1に、比較家賃の算定基礎は1992年まで「過去3年間」の比較可能な住宅の家賃であったが、1993年からは「過去4年間」の家賃へと変更された。この政策変更は、比較家賃が実勢の市場家賃の水準へと到達するまでより長い時間を要することを意味し、家賃が上昇局面にあるか下落局面にあるかによって、転居行動にプラスにもマイナスにも働かう。第2に、2001年の賃借法改正である。賃借契約締結から3年以内の継続家賃の引き上げは、比較家賃という上限の設定

7) つまり、家賃規制によって、ある年度は転居が阻害され(家賃上昇局面)、またある年度は阻害されない(家賃下落局面)ということがありうるが、ここでは、こうした個別の年度の影響ではなく、期間全体を通じた「平均的な」影響が問題となる。
 8) サバイバル分析でも同様の結果を得たが、同手法では、「観測されない個体特有の異質性」を排除できない可能性があるため、本稿ではこの問題に対処しうるパネルロジット分析を採用した。

表2 パネルロジット分析の結果

変数	係数	z 値
家賃補助率	-2.18	-2.21**
家賃補助率×政策ダミー1	2.01	1.85*
家賃補助率×政策ダミー2	1.97	1.57
世帯人数	-0.68	-10.79***
世帯状況ダミー		
結婚	0.83	8.39***
パートナーとの同居	2.48	25.60***
離婚	0.21	1.26
別居	1.42	14.33***
死別	0.32	1.09
子供独立	0.27	1.86*
子供誕生	0.43	4.07***
就職・転職ダミー	0.64	11.06***
年齢階級ダミー		
20歳代 [△]	—	—
30歳代	-4.41	-15.54***
40歳代	-8.37	-20.95***
50歳代	-11.94	-24.41***
60歳代	-16.34	-24.08***
70歳代	-19.67	-24.32***
80歳代	-21.70	-23.15***
居住面積 (10 m ²)	0.05	1.34
対所得・居住費負担	0.25	3.16***
サンプルサイズ	23,831	
Log likelihood	-4627.33	
LR chi2 (20)	4106.02	
Prob > chi2	0	
Hausman test	chi2(20) = 680.26	
	Prob > chi2 = 0.00	

(注1) SOEP, 1985-2008, 旧西ドイツ地域の民間借家。
 (注2) [△]は参照カテゴリー。
 (注3) ***1%有意水準, **5%有意水準, *10%有意水準。

に加えて、最大30%までしか認めないというキャップ制が適用されていたが、同改正以降、キャップ制の上限は20%へと引き下げられた。この政策変更は、継続家賃の引き上げ抑制の強化とみなすことができる。そこで、1993-2000年の期間を「政策ダミー1」、2001年以降を「政策ダミー2」とする政策変更ダミーを作成し、それらと「暗黙の家賃補助率」との交差項をモデルに組み込んだ。表2はパネルロジット分析の結果である⁹⁾。

「暗黙の家賃補助率」の係数は、5%水準で有意に負である。したがって、比較家賃制度による家賃節約の利益は借家人の転居行動を抑制

9) Hausman 検定により、固定効果モデルが採択された。

している、ということができる。ただし、「暗黙の家賃補助率」と「政策ダミー1」の交差項の係数は10%水準で有意に正である。比較家賃の算定基礎を過去3年から過去4年へと拡大する措置は、(1993年から2000年にかけて平均的に)転居行動にプラスの影響を与えたことになるが、それは家賃下落局面の影響を反映した結果であると考えられる。一方、「暗黙の家賃補助率」と「政策ダミー2」の交差項の係数は有意ではなく、キャップ制の上限引き下げによる転居行動への影響は、確認されなかった¹⁰⁾。

その他の変数についても簡単に見ておこう。まず、世帯人数が多いほど転居を控える傾向があり、逆に、結婚、同居、別居、子供の独立・誕生、就職・転職は、いずれも転居を促すことが確認される。また、高齢であるほど転居に消極的な傾向が見られる。さらに、所得に占める居住費負担の割合が大きいほど、転居が促されることがわかる。

4. おわりに

本稿の分析により、ドイツの比較家賃制度は転居行動を阻害しているという結果が示された。比較家賃制度における2つの政策変更が転居の抑制を強める効果は確認されなかったものの、現行の家賃規制が転居行動に歪みをもたらしているとすれば、この弊害は緩和されるべきであろう。そのために払われるべき政策的努力として、①比較家賃制度の改善、②その他の家賃制度の適用拡大、が検討に値する。

①に関しては、Nolte [2000] が提案したように、例えば比較家賃を、これまでのように過去4年間の家賃ではなく過去2年間程度の家賃から算定することや、家賃シュビーゲルの作成の際により大規模な調査と計量経済学的方法の適用を実施することなどが考えられる。

10) 「政策ダミー2」には第1の政策変更の効果も含まれる、ということに注意しなければならない。

②は、第2節で触れた階梯家賃およびインデックス家賃という制度の適用拡大を意味する。前者は、家賃が一定期間の経過とともに自動的に増額されることを、あらかじめ契約に盛り込むことができる制度であり、後者は、連邦統計局が算定する生計費物価指数によって家賃が自動的に決定されるよう定めることができる制度である。これらはともに、比較家賃制度よりも実勢の市場家賃に近い家賃設定を可能にすると考えられる。これらの家賃制度がより広く適用されうるような政策を進めていくことが求められよう。

最後に、本稿に残された課題を指摘しておく。第1は、第2節で述べたように、すべての民間借家が比較家賃制度の下に服すると想定せざるをえなかった点である。第2に、本稿では、「借家から借家」と「借家から持ち家」への転居を区別しなかった。しかし、この2つの間の選択は各世帯のライフサイクルと深く係わる重要な要因である。それゆえ、テニューアチョイスも考慮した転居分析を行うことが望まれる。

参考文献

- Eekhoff, J. [2006], *Wohnungs- und Bodenmarkt*, 2. Aufl., Tübingen.
- Munch, J. R. and M. Svarer [2002], "Rent Control and Tenancy Duration," *Journal of Urban Economics*, 52, pp. 542-560.
- Nolte, R. [2000], *Soziale Wohnungspolitik und Arbeitskräftemobilität*, Beiträge zur Raumplanung und zum Siedlungs- und Wohnungswesen, Münster, Bd. 193.
- Seko, M and K. Sumita [2007], "Effects of Government Policies on Residential Mobility in Japan: Income Tax Deduction System and the Rental Act," *Journal of Housing Economics*, 16 (2), pp. 167-188.
- Simmons-Mosley, T. and S. Malpezzi [2006], "Household Mobility in New York City's Regulated Rental Housing Market," *Journal of Housing Economics*, 15, pp. 38-62.

【研究論文/エネルギー政策】

方向性のある価格付けの理論と電力取引への適用*

A Theory of Directional Pricing and Its Application to Electricity

前田 章 (東京大学)

Akira MAEDA, The University of Tokyo

長屋真季子 (昭和女子大学)

Makiko NAGAYA, Showa Women's University

1. はじめに

通常の経済取引において、価格には方向性がない。たとえば、経済主体Aと経済主体Bの間での財Xの取引を考え、取引コストや輸送コストが一切ない場合を想定してみよう。この財Xを経済主体Aから経済主体Bに売る(Bが買い取る)時の財価格は、その逆方向の取引、すなわち、BからAへの移転の場合の価格と同一でなければならない。これは簡単な無裁定の議論である。もし価格 $P(A \Rightarrow B) > P(B \Rightarrow A)$ であったなら、経済主体Aは、この財XをBに売った後、それを直ちに買い戻すことによって、 $P(A \Rightarrow B) - P(B \Rightarrow A)$ の利ザヤを得ることができる(ここで、 $P(A \Rightarrow B)$ は、経済主体Aから経済主体Bへの売却価格を表す。以下同様)。このような価格体系は持続可能ではない。

ところが、ある特定の財の取引においては、必ずしも $P(A \Rightarrow B) = P(B \Rightarrow A)$ とはならない。典型的な例が、電力の取引である。電力は貯蔵できず、発電と同時に消費されなければならない。そこで、1つの送電線を介して、経済主体Aから経済主体Bに送電した電力を、そのままBからAに戻すことは物理的に不可能であ

る。この場合、たとえ $P(A \Rightarrow B) > P(B \Rightarrow A)$ であったとしても、経済主体Aに利ザヤを取る機会は発生しない。したがって、財(この場合、電気)の流れる方向によって2つの価格が存在しえる状態となっている。

近年、電力システム技術、発電技術が発達し、需要家からも電力会社に電力を売ることが可能になっている。スマートグリッドと呼ばれる概念は、まさにそうした電力システムを指している。また、スマートグリッドでなくても、制度として、需要側からの電力を電力会社が買い取る形態は現実のものとなっている。いわゆる「Feed-in Tariff (FIT)」制度であるが、ドイツ、スペインでは、すでにある程度長い歴史になりつつある。我が国では2012年7月に制度が始まった。

我が国のFITの現状としては、電力会社に電気を送る主体は、それ専用の発電設備と専用送電線を持ち、事実上買取り専従になっている。しかし、今後この制度が広がりを見せて、いわゆる一般の電力需要家でもこの制度を利用するようになると、需要家と電力会社とを結ぶ一本の送電線を介して、電力が時々刻々方向を変えて流れるという事態に発展するであろう。そうした場合、時間的に変化するにしても、一瞬一瞬は、電力はどちらか一方にしか流れない。流れる方向によって、通常の電気料金とFIT価格のどちらかが適用されることになる。

本研究は、将来的な電力システムを念頭にお

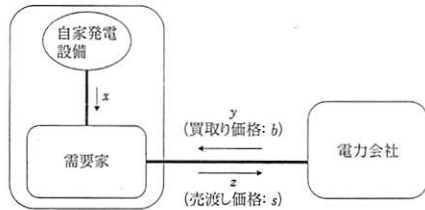
* 第70回全国大会にて名古屋大学・渡邊聡先生、中央大学・田中廣滋先生に貴重なご講評を頂いたことを深く感謝する。本研究の実施に当たっては、部分的に科学研究費補助金(No.21330054)および環境省・環境研究総合推進費(S10-1 (3))の支援を受けた。

いて、このような特殊な価格付け、すなわち方向性のある価格付けについて分析し、新たな理論体系的構築を目指すものである。具体的には、そうした価格付けに直面する経済主体の価格に対する行動（需要関数、供給関数）を考察する。

2. モデル

一人の需要家とそれに電力を供給する一人の電力供給者が存在する状況を考える。電力需要家は、太陽光、風力、あるいはガスエンジンなど、何らかの自家発電設備を保有しているものとする。ただし、季節・時間は考慮しない。需要家は、①電力会社から電力を買い入れる（この価格を b とする）、②自ら発電した電力を消費する、③発電した電力（の全部または一部）を電力供給者に売り出す（この価格を s とする）ことができる。さらに、この需要家と電力供給者の二者は単一の送電線で結ばれている（図1）。この時、電力価格について、方向性のある価格付けが可能となる。

図1 方向性のある価格付け分析モデル



定義：方向性のある価格付け

- ・需要家は売りと買いを同時に行うことはできない。
- ・売りと買い、それぞれに別々の価格が設定される。
- ・その財（ここでは電気を念頭におく）はあくまでも同質な財であり、需要家の消費の観点からは、まったく差がない。

方向性のある価格付けに直面している需要家の需要行動は次のような混合整数計画問題

(MIP) によって表現される。

$$\begin{aligned} \max_{x, y, z, w} & U(x+y-z, w) & (1) \\ \text{s.t.} & C(x) + w + b \cdot y \leq m + s \cdot z, & (2) \\ & y \cdot z = 0, & (3) \\ & x \geq 0, y \geq 0, z \geq 0, & (4) \\ & x + y - z \geq 0. & (5) \end{aligned}$$

$U: R_+ \times R \rightarrow R$ 需要家の厚生関数
 $C: R_+ \rightarrow R$ 自家発電設備の費用関数
 x : 自家発電量
 y : 電力会社からの電力購入量
 z : 電力会社への電力販売量
 b : 電力買取り価格
 s : 電力売渡し価格
 w : 電気以外の合成財
 m : 予算制約

自家発電量を x 、電力供給者からの電力購入量を y 、電力供給者への電力販売量を z とする。この需要家が実際に消費する電力量は、 $x+y-z$ となる。需要家の効用は、消費電力量 $x+y-z$ とそれ以外の消費財 w により決定される。制約条件として、予算制約、財（電気）のフローの物理的制約を考慮する。需要家の発電設備のコストはコスト関数 $C(x)$ で表され、それは単調増加の凸関数とする。

このモデルで特徴的な点は、 y と z が同時にプラスになることはないということである。片方がプラスの場合、他方がゼロにならなければならない。そうした相補性条件は (3) 式で $y \cdot z = 0$ と記述される。この条件が需要関数を通常のものとは大きく異なったものにする。このことこそが、本分析の興味深い点である。

分析を単純化するため、以下の仮定をおく。

仮定1：電気は全消費活動のほんの一部であるとみなす。すなわち、厚生関数は準線形関数とする。

$$U(X, W) \equiv u(X) + W$$

また、 $U(\cdot)$ は次のようなべき関数とする。

領域1: $c(A/c)^{1-\alpha} \leq \min\{b, s\}$
 仮定2：自家発電設備のコスト関数は二次関数とし、以下の関数形とする。

$$C(X) = \frac{1}{2} c X^2$$

問題 (1)~(5) はラグランジュ未定乗数を導入することにより解かれる。その最適解 $(x^*, y^*, z^*, \lambda_1^*, \lambda_2^*, \lambda_3^*, \delta^*, \mu^*)$ は次の一階の必要条件を満たす。ここでは相補性条件 (3) が重要な役割を果たす。

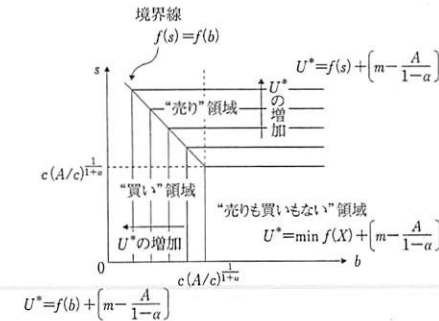
$$\begin{aligned} A \cdot (x^* + y^* - z^*)^{-\alpha} - c x^* + \lambda_1^* + \delta^* &= 0 & (6) \\ A \cdot (x^* + y^* - z^*)^{-\alpha} - b + \mu^* z^* + \lambda_2^* + \delta^* &= 0 & (7) \\ -A \cdot (x^* + y^* - z^*)^{-\alpha} + s + \mu^* y^* + \lambda_3^* - \delta^* &= 0 & (8) \\ \lambda_1^* \geq 0, x^* \geq 0, \lambda_1^* x^* &= 0, & (9) \\ \lambda_2^* \geq 0, y^* \geq 0, \lambda_2^* y^* &= 0, & (10) \\ \lambda_3^* \geq 0, z^* \geq 0, \lambda_3^* z^* &= 0, & (11) \\ \delta^* \geq 0, x^* + y^* - z^* \geq 0, \delta^* (x^* + y^* - z^*) &= 0 & (12) \end{aligned}$$

$$\mu^* \begin{cases} \geq \\ < \end{cases} 0 \quad (13)$$

3. 需要家行動

仮定1, 2と一階の必要条件より、2変数 (b, s) からなる需要家の需要関数、供給関数、厚生関数が導出される。その様子は図2で示される。

図2 方向性のある価格付けの場合の需要関数



領域1: $c(A/c)^{1-\alpha} \leq \min\{b, s\}$

これは図2の右上部分で表される。この領域では、需要家は電力会社へ電力を売る選択をする。この時の逆需要曲線は次の通りである。

$$z^* = s/c - A^{1/\alpha} s^{-\alpha} \quad (14)$$

また、この時の厚生は次式で表される。

$$U^* = U(x^* - z^*, w^*) = f(s) + \left(m - \frac{A}{1-\alpha}\right) \quad (15)$$

ただし、 $f(\cdot)$ は以下のような関数である。

$$f(X) \equiv \frac{\alpha}{1-\alpha} A^{1/\alpha} X^{1-\alpha} + \frac{1}{2c} X^2 \quad (16)$$

領域2: $b < c(A/c)^{1-\alpha} < s$

これは図2の左上部分で表される。この領域では、需要家は売電、買電のどちらの行動を選択することもあり得る。どちらを選択するかは獲得する厚生と比較によって決定されることになる。電力会社から電力を購入する場合、需要家は次の厚生を得ることになる。

$$U^* = f(b) + \left(m - \frac{A}{1-\alpha}\right)$$

この時の逆需要関数は、

$$y^* = A^{1/\alpha} b^{-\alpha} - b/c \quad (17)$$

である。

一方、電力会社へ電力を売ることを選ぶ場合、厚生は、

$$U^* = f(s) + \left(m - \frac{A}{1-\alpha}\right) \text{ となり、逆供給曲線は (14) 式となる。}$$

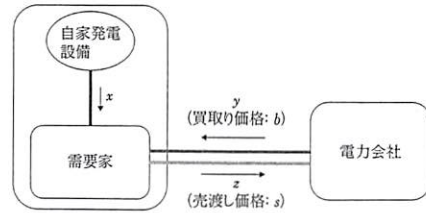
領域3: $\max\{b, s\} \leq c(A/c)^{1-\alpha}$

これは図2の左下部分で表される。この領域では需要家は電力を売る選択をする。この時の逆需要関数は (17) 式となり、厚生は

$$U^* = U(x^* + y^*, w^*) = f(b) + \left(m - \frac{A}{1-\alpha}\right) \quad (18)$$

となる。

図3 双方向取引のモデル



領域4: $s < c(A/c)^{\frac{1}{1+\alpha}} < b$

これは図2の右下部分で表される。この領域では需要家は電力を売ることも買うこともせず、自家発電からの消費のみを選択する。この時の厚生は

$$U^* = U(x^*, w^*) = f(c(A/c)^{\frac{1}{1+\alpha}}) + \left(m - \frac{A}{1-\alpha}\right) \quad (19)$$

となる。

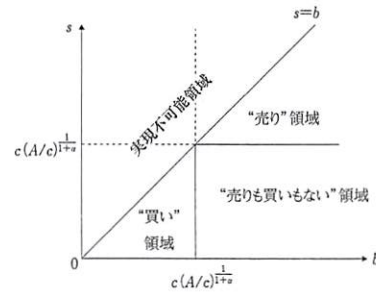
4. 双方向取引との対比

図1のモデルとその解の重要性を理解するために、電力の双方向取引が可能な別のモデルを考え、両方の結果を対比してみよう。

送電線が2本ある場合を考える。それぞれ売電用、買電用として使うことができ、同時に買電と売電ができる。これは図3のようなモデルとして示される。この場合の需要家の最適化問題は、問題(1)~(5)から(3)のみを取り去ったものとなる。その解も、前節と同様のプロセスで(しかし、それよりも容易に)求められ、結果、図4で示されるように、 (b, s) 平面上に描くことができる。

図4から明らかなように、この場合の解は、方向性のある価格付けの場合の解と決定的な違いがある。それは、 $b < s$ 領域において、解が存在しないという点である。このことは、この図3のモデルが現行のFIT制度および将来的なスマートグリッドのような先進的な電力システムを分析するには適さないモデルであることを示唆している。

図4 双方向取引モデルの場合の需要関数



現行のFIT制度は相対的にコストが高い再生エネルギーを促進することが意図されており、それゆえ、 $b < s$ という設定が政策措置となされている。しかしながら、そのような状態は、図3のモデルで考えれば、経済原理としてはありえないものになってしまう。将来的に送電線の上を電力が自由に双方向に流れうる状態が実現し、そのもとで価格設定が自由化されると、現行FIT制度は経済原理上消滅せざるをえないことになる。そのような状態で、現実を十分に表現できるモデルはやはり図3ではなく、図1であるべきである。

5. おわりに

一般性のある経済理論として、方向性のある価格付けとそのもとでの需要家行動を考察した。その適用が考えられるのは、将来的なスマートグリッドでの売電と買電の混在した世界である。

解析解から売り価格、買い価格、需要家発電コストの組合せにより、多様な需給の構図が生じることが示された。このような問題設定と分析は標準的な経済モデルでは取り扱われなかったものであり、将来的な電力システムを理解する第一歩となりえる。今後は電力会社側の戦略や市場均衡等について考察を発展させたい。

【研究論文/情報と通信】

Macroeconomic Analysis of Cloud Computing*

高木聡一郎 (東京大学大学院学際情報学府博士課程)

Soichiro TAKAGI, Ph.D Candidate, Graduate School of Interdisciplinary Information Studies, The University of Tokyo

田中秀幸 (東京大学大学院学際情報学府)

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

1. Background

Cloud computing provides information services from centralized data centers so that firms do not need to own huge computer resources. Because cloud computing is expected to reduce the cost for firms to utilize information technology (IT), it would to promote economic growth when a wider range of firms can benefit from IT.

Despite of the potential impact of cloud computing on business and economy, its effect on economy is not studied enough. This paper constructs a model to understand the impact of the diffusion of cloud computing in macroeconomic scale. It estimates the impact on macroeconomic variables when economy encounters the diffusion of cloud computing.

2. Prior studies

Prior studies on the economic aspect of cloud computing is relatively scarce. Etro [2009] focuses on business creation effect of

cloud computing, and analyzes its macroeconomic impact by DSGE analysis. However, Etro [2009] is based on a model specifically focusing on business creation, therefore it is difficult to include a wide range of potential impacts.

Given the limited achievement of prior studies, this paper tries to construct a model to incorporate multiple effects of cloud computing, thus provide a comprehensive framework to understand the economic impact of cloud computing.

3. Models

The base model is the conventional DSGE model with monopolistic competition, based on Griffoli [2011]. Representative household maximize the utility function (1) under budget constraint (2)¹⁾.

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\log C_t + \psi \log (1-l_t)] \quad (1)$$

$$c_t + k_{t+1} = w_t l_t + r_t k_t + (1-\delta)k_t \quad (2)$$

From first order condition, Euler equation for consumption is obtained as:

* The authors thank Associate Professor Toshihiko Takemura, Professor Yasuharu Ukai, Project Researcher Yasuyuki Muradate, anonymous referees, and the participants in 70th annual conference of Japan Economic Policy Association for helpful comments. All errors remain the authors'.

1) Symbols in the base model are E_t : expectation, β : discount, ψ : consumption, δ : depreciation, c : consumption, l : labor, k : capital, w : wage, r : interest, y : output, i : investment flow, e^{z_t} : productivity.

$$\frac{1}{c_t} = \beta^t E_t \left[\frac{1}{c_{t+1}} (1 + r_{t+1} - \delta) \right] \quad (3)$$

and first order condition for w is:

$$\psi \frac{c_t}{1 - l_t} = w_t \quad (4)$$

In terms of the firm section, profit of firm is described as follows:

$$k_{it}^\alpha (e^{z_t} l_{it})^{1-\alpha} - w_t l_{it} - r_t k_t \quad (5)$$

Optimal capital labor ratio is obtained from first order condition for k and l :

$$k : \alpha k_{it}^{\alpha-1} (e^{z_t} l_{it})^{1-\alpha} = r_t \quad (6)$$

$$l : k_{it}^\alpha (1 - \alpha) (e^{z_t} l_{it})^{-\alpha} = w_t \quad (7)$$

Dividing (6) by (7) yields optimal capital to labor ratio:

$$k_{it} r_t = \frac{\alpha}{1 - \alpha} w_t l_{it} \quad (8)$$

Under the monopolistic competition, price is determined by:

$$p_{it} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} m c_i p_i \quad (9)$$

where p_{it} is firm-specific price, $m c_i$ is marginal cost, and ε is the elasticity of substitution. For simplification, individual firms take market price p_i , therefore $m c_i = (\varepsilon - 1) / \varepsilon$. Combining marginal cost and production function, the following conditions are obtained:

$$w_t = (1 - \alpha) \frac{y_{it}}{l_{it}} \frac{(\varepsilon - 1)}{\varepsilon} \quad (10)$$

$$r_t = \alpha \frac{y_{it}}{k_{it}} \frac{(\varepsilon - 1)}{\varepsilon} \quad (11)$$

In this analysis, it is assumed that cloud computing affects economy via mainly three paths. First, cloud computing increases productivity of firms because lower cost for using IT enables more firms to benefit from IT. Second, cloud computing lowers entry

cost for new firms thus increase the number of firms. This increase can raise productivity by intensifying the competition among firms and promoting innovation, and transferring resources to more productive sector. Thirdly, cloud computing can reduce the output of domestic information services industry by intensified international competition. Equations from (12) to (15) are constructed based on these assumptions.

Productivity level z_t is determined by the diffusion of cloud computing, $cloud_t$, and the number of firms, n_t :

$$z_t = \rho z_{t-1} + \phi cloud_t + \tau n_t \quad (12)$$

Entry cost (η) is reduced by the diffusion of cloud computing:

$$\eta_t = \rho \eta_{t-1} - \theta cloud_t, \quad -1 < \eta_t < 1 \quad (13)$$

The reduction of entry cost can increase the number of firms through:

$$n_t = \gamma \left(n_{t-1} + \chi \frac{v_i}{\eta + 1} \right) \quad (14)$$

Finally, the negative effect of reduced revenue is subtracted from total output:

$$y_{it} = k_{it}^\alpha (e^{z_t} l_{it})^{1-\alpha} - \mu^e cum_cloud_t \quad (15)$$

By taking the estimation of IDC [2012] and the history of cloud providers, The diffusion²⁾ of cloud computing is assumed to take 16 years for cloud computing to reach 20% share, and marginal diffusion decreases over time.

4. Calibration

Parameters of base model are taken by Griffoli [2011] as shown in Table 1.

2) The diffusion rate in this paper represents the spending on cloud computing among total spending on software, based on IDC [2012].

Table 1 Calibration of structural parameters

α	β	δ	ψ	ρ
0.33	0.99	0.023	1.75	0.95

In terms of parameters which define the effect of cloud computing, the impact on entry cost is defined by θ . Etro [2009] shows that cloud computing can lower entry cost 1% or 5% depending on the speed of diffusion. The present study assumes the entry cost is lowered 1% by 20% diffusion of cloud computing.

Reduced revenue on information services industry is defined by μ . Given the absence of empirical data, this study assumes the half of the cloud services are provided by international providers. If the total spending on IT services does not change and the share of cloud computing reaches 20%, domestic information services industry reduces its output by 10%. μ is calibrated to fulfill this condition.

The effect on productivity is calibrated by multiple scenarios based on the baseline growth of productivity and assumptions on productivity effect of cloud computing. Prior studies suggest that annual baseline growth of TFP is around 1% (Takagi and Tanaka [2012]; Jorgenson and Motohashi [2003]). By taking the moderate assumption, baseline growth of TFP is set to be 1% annually.

Since late 1990s, positive relation between IT investment and productivity has been gradually reported after the argument on "productivity paradox". In Japan, positive results are also reported, although its significance and the size of the impact are diverse across empirical settings (e.g. Takemura [2003]). The present study assumes the minimum positive effect on productivity, as-

suming 20% diffusion of cloud computing leads to approximately 0.2% of productivity growth. Based on these considerations, the present study assumes the four scenarios on productivity effect to calibrate ϕ . Operational parameters are calibrated as Table 2 and 3.

Table 2 Calibration of operational parameters

θ	μ	τ	χ	ν
0.07	0.01829	0.0017	1.649	0.1

Table 3 Calibration of ϕ

Scenario	1	2	3	4
Baseline growth of TFP	Yes	Yes	No	No
Productivity effect of cloud	Yes	No	Yes	No
Value of ϕ	1.205	1.195	0.0149	0

5. Results of impulse response analysis

The change in GDP, number of firms, and productivity at 20% diffusion of cloud computing are shown in Table 4. Comparison in Table 4 shows that productivity effect of cloud computing boosts GDP by approximately 0.18 to 0.2%. Without baseline growth of TFP, total effect on GDP is negative. From manual adjustment, it is also found that ϕ needs to be at least approximately 0.04 to make the effect on GDP positive without baseline growth. This means that productivity needs to be raised approximately 0.545% by 20% diffusion of cloud computing.

Table 4 Results on macroeconomic variables

Scenario	1	2	3	4
GDP	18.731%	18.580%	-0.214%	-0.398%
Productivity	17.527%	17.363%	0.207%	0.008%
Number of firms	8.954%	8.859%	0.375%	0.292%

6. Discussion

The results show 20% diffusion of cloud computing can boost GDP, but total effect on GDP is negative without baseline growth of TFP. The negative effect is caused by the reduction of sales in information services industry. This negative effect could be mitigated by the growth in information services sector which is suggested by MIC [2012].

Compared to prior studies, the results suggest the effect depends on the assumptions on the impact through each path. Whereas Etro [2009] specifically depends on the effect on business creation, the present study includes multiple paths that include both of positive and negative effect.

7. Conclusion

This paper proposes simple but comprehensive framework to understand the effect of the evolution of IT on economy. The results show that productivity effect is important to define the total effect. From the viewpoints of economic policy, it is important to ensure that additional use of IT contributes productivity growth while securing employment.

This study contains several challenges for further improvement. Calibration is better to be based on a wider coverage of empirical foundations³⁾. It would also be possible to construct a model in which variables are determined endogenously and the size of the effects does not depend on calibration. This paper provides the first step to understand

3) Incorporating parameters on Japanese economy such as estimated by Sugo and Ueda [2008] is one of the future challenges for improving empirical foundation.

the technological change and its implication on macroeconomics, and it is ready for further improvement.

Reference

- Etro, F. [2009], "The economic impact of cloud computing on business creation, employment and output in Europe: An application of the endogenous market structures approach to a GPT innovation," *Review of Business and Economics*, Vol. 54, No.2, pp. 179-208.
- Griffoli, T. M. [2011], "Dynare user guide: An introduction to the solution & estimation of DSGE models".
- IDC [2012], "Abstract, Worldwide SaaS and Cloud Software 2012-2016 Forecast and 2011 Vendor Shares," <http://www.idc.com/getdoc.jsp?containerId=236184> (Accessed on March 28, 2013).
- Jorgenson, D. W. and K. Motohashi [2003], "Economic Growth of Japan and the United States in the Information Age," *RIETI Discussion Paper Series*, 03-E-015.
- MIC [2012], Information and Communication in Japan White Paper 2012.
- Sugo, T. and K. Ueda [2008], "Estimating a dynamic stochastic general equilibrium model for Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 22, No. 4, pp. 476.
- Takagi, S. and H. Tanaka [2012], "International Trade of Information Services, and its Effect on Productivity and Industrial Structure in Japan," *Global Business & Economics Anthology*, Vol. II, pp. 334-345.
- Takemura, T. [2003], "Nihon ginko-gyou ni okeru joho system touchi to seisansei oyobi kouritsusei," *RCSS Discussion Paper Series*, No. 11 (in Japanese).

【研究論文/情報と通信】

情報セキュリティ・インシデントによる経済損失の推計に関する研究*

A Study about an Estimation of Economic Loss by Information Security Incidents

田中秀幸 (東京大学大学院情報学環)・竹村敏彦 (佐賀大学経済学部)・飯高雄希 (情報処理推進機構)
花村憲一 (情報処理推進機構)・小松文子 (情報処理推進機構)
Hideyuki TANAKA, Graduate School of Interdisciplinary Information Studies, The University of Tokyo
Toshihiko TAKEMURA, Faculty of Economics, Saga University
Yuki IIDAKA, Information-technology Promotion Agency, Japan
Kenichi HANAMURA, Information-technology Promotion Agency, Japan
Ayako KOMATSU, Information-technology Promotion Agency, Japan

1. はじめに

本研究は、情報セキュリティ・インシデントが日本の経済活動にどのような影響を及ぼすかについて、マクロ経済の観点から定量的に検証することを目的とする。

社会経済活動における情報通信技術への依存度は高まっており、政府は、情報セキュリティ水準を高めるために各般の政策を講じている(情報セキュリティ政策会議 [2012])。公共政策の立案と実行に関しては、それがどのような結果をもたらしているかが重要である。さらに、近年では、エビデンスに基づく政策形成の重要性が強調されるようになってきている。こうした状況にあっては、情報セキュリティ政策の立案や遂行においても、その成果や結果をできるかぎり客観的、定量的に把握できるようにすることが求められる。

これまでも、日本においては、政府や関係機関の調査を通じた積み重ねがあり、情報セキュ

リティ・インシデントの発生状況などのデータは整えられている。しかし、情報セキュリティ・インシデントに伴って、どれだけの被害が発生しているかを経済的価値に換算して把握することは難しく、その取り組みは限られている。そこで、本研究では、情報セキュリティ・インシデントに伴う経済的な損失額を推計する手法の1つを提案し、近年のデータを用いて、その有効性を検証する。

2. 関連する先行研究

情報セキュリティ・インシデントに基づく損失を定量的に把握する方法については、いくつかの提案が行われているが、具体的な金額として示されているものは少ない。ただし、欧米に比して、日本の情報セキュリティに関する統計データは、情報処理実態調査、情報セキュリティ事象被害状況調査のほか、民間非営利団体による調査が充実しており、かつ、長期間の積み重ねがある。

こうした蓄積に基づいて、日本では、実データに基づく推計がいくつか行われている。一つ目は、日本ネットワークセキュリティ協会による個人情報漏洩に伴う想定損害賠償総額の算定である。この推計では、日本全体で約1900億円(2011年)の想定損害賠償総額となっている。

* 本研究は、情報処理推進機構の「情報セキュリティ被害と対策に関する委員会」で検討した被害推計モデルを発展させたものである。本研究の一部は、科学研究費補助金基盤研究(C)(課題番号23500306、研究代表者:田中秀幸)及び同基盤研究(C)(課題番号25380345、研究代表者:竹村敏彦)の助成を受けている。

また、スパムメールが日本のマクロ経済に与える影響を推計している研究も行われている。Takemura and Ebara [2008] では、1996年度から2005年度のマクロ経済のデータを用いて生産関数をもとめた上で、2005年度には日本経済全体として約9600億円の損失があったと推計している。さらに、情報処理振興事業協会 [2003] 及び情報処理推進機構 [2006] は、ウィルス被害額の算定方法を提案している。これは、コンピュータ・ウィルスに伴う被害を対象に、直接的なものと間接的なものに区分して、この論文でも用いる大規模調査データに基づき、推計するものである。復旧に要したコストやウィルス被害による逸失売上高などを積み上げて推計するものとなっている。

以上に示したとおり、情報セキュリティ・インシデントに伴う経済的損失額については、いくつかの推計方法が提案され、実データに基づく推計値も示されている。しかしながら、必ずしも推計方法が定着しているとは言えず、さらなる発展が必要である。そこで、本研究では、これまでの先行研究を踏まえて、それらの成果を活かした形で新たな推計方法を提案する。

3. 推計方法

本研究は、情報処理振興事業協会 [2003] 及び情報処理推進機構 [2006] と同じデータを用いることを踏まえて、これらの先行例の推計方法の妥当性について検討を加えた。その結果、詳細な説明は紙幅の制約により省略せざるをえないが、次の推計方法を採ることとした。

第1に、情報セキュリティ・インシデントに伴う損失額の推計対象は、システム復旧及びデータ復旧にしばることとする。理由は、これらの項目については、復旧作業という点で共通しており、特にシステム復旧について発生率が最も高く、回答企業数も多いからである。

第2に、損失額は、復旧に要した労働力の人件費を対象とするのではなく、Takemura and Ebara [2008] と同様に、産出額の減少分を対

象とする。ここでは、システムまたはデータ復旧の労働時間 (L_r) を控除した労働力 ($L-L_r$) で現在観測されている生産量 (Y) が実現できていると仮定して生産関数を推定する((1)式)、そして、その生産関数の係数を前提に、システムまたはデータ復旧に充てた労働時間を本来の生産活動に充当できた場合の労働力 (L) によって実現可能な (Y^+) を求め、生産量の差をもって、情報セキュリティ・インシデントによるシステムまたはデータ復旧に伴う損失額 (LS) とする((2)式)。なお、 K は資本ストックであり、情報セキュリティ・インシデント、システムまたはデータ復旧とは関係なく一定であると仮定する。

$$Y = AK^\alpha(L-L_r)^\beta \quad (1)$$

$$LS = Y^+ - Y = AK^\alpha L^\beta - AK^\alpha(L-L_r)^\beta \quad (2)$$

4. データ

本研究では、Takemura and Ebara [2008] と同様に産業部門を対象としたデータを用いて、生産関数を推計する。産業部門の分類は、経済産業研究所のウェブサイトを提供されているJIPデータの区分を基礎とする。ただし、全108部門のうち、産業番号1-6番(農林漁業)、7番(鉱業)、72番(住宅)、79番(郵便業)及び108番(分類不明)を除き98部門を対象とした。

産出量 (Y) については、JIPデータ2012の産業連関表の部門別産出額・中間投入額(実質)を用いて、産出額から中間投入額を減ずることで付加価値ベースの産出量 (Y) を生成して用いた。資本ストック (K) については、資本・投資データの部門別実質純資本ストックを、労働力 (L) については、復旧時間を反映する上で総労働時間数が必要となるので、労働の部門別マンアワーを用いた。

JIPデータの提供が2009年までに限られているため、2010年及び2011年については、国民経済計算のデータを用いて、対応する部門ご

表1 基本統計量

	lnY	lnK	ln(L-L _r)	lnL
Mean(09)	14.45	15.34	12.75	12.82
S.D.(09)	1.56	1.39	1.63	1.60
Mean(10)	14.54	15.37	12.83	12.84
S.D.(10)	1.56	1.39	1.60	1.60
Mean(11)	14.54	15.39	12.81	12.83
S.D.(11)	1.56	1.39	1.611	1.61

とに2009年の伸び率をJIPデータの2009年の数値に乘じることで求めた。

次は、システム復旧またはデータ復旧に充てた労働時間数 (L_r) についてである。まず、本研究が対象とする情報セキュリティ・インシデントについて説明すると、情報処理推進機構(IPA)調査のデータの制約により、2009年と2010年はウィルス感染に伴うものが、2011年はウィルス感染及びサイバー攻撃に伴うものが対象となっている。

産業部門は、IPA調査の産業分類26部門を基本として、JIPデータと対応関係を取るために一部部門を合算するなどにより、22部門として L_r の推計を行った。具体的には、部門別の復旧発生率、部門別の企業数及び1社当たり復旧時間数を乘じることで部門毎の総復旧時間数を推計した。この際、復旧発生率について規模別の補正を行った。部門別の復旧発生率及び1社当たり復旧時間数については、IPA調査データを用いるとともに、部門別の企業数については、平成21年と平成24年の経済センサスを用いて推計した。最終的には、22部門の総復旧労働時間数を98部門の労働時間数の比率で按分することで、98部門の総復旧労働時間数 (L_r) を推計した。

以上の方法で推計した98部門の Y , K , L , $L-L_r$ の対数変換値の基本統計量と変数間の相関は、それぞれ表1と表2に示すとおりとなる。

5. 推計結果と考察

(2)式に基づき、情報セキュリティ・インシ

表2 変数間の相関

対象年		lnY	lnK	ln(L-L _r)
2009	lnY	1	—	—
	lnK	.77	1	—
	ln(L-L _r)	.80	.56	1
2010	lnY	1	—	—
	lnK	.78	1	—
	ln(L-L _r)	.79	.56	1
2011	lnY	1	—	—
	lnK	.77	1	—
	ln(L-L _r)	.79	.56	1

デントに伴う経済的損失額を日本全体のマクロのベースで推計するためには、(1)式のプロダクト関数の推計が必要となる。このため、対数変換した(3)式に基づき、2009年~2011年までの3カ年の98部門をパネルデータとして推計を行う。

$$\ln Y = A + \alpha \ln K + \beta \ln(L-L_r) \quad (3)$$

結果は、表3のとおりとなる。プール推定でも調整済み決定係数は.783と比較的高いが、パネル化した場合には、98部門と部門数が多い一方で3カ年分と短い期間を対象としたデータということもあり、調整済み決定係数は.997と高い値となる。変量効果を対象としたハウスマン検定の結果 (χ^2 値=8.876, p 値<.05) は固定効果の採用を示唆するものであることから、本研究では部門別の固定効果を前提としたモデルの係数 β に基づいて損失額の推計を進める。

(2)式にある Y^+ と Y の関係は、 $Y^+/Y = (L/(L-L_r))^\beta$ なので、 $LS = ((L/(L-L_r))^\beta - 1)Y$ で経済的損失額は求められる。2009年から11年の3年間、全部門に同じ β を適用し、各部門の LS_i を推計してそれを合計して日本経済全体の損失額を推計した結果は表4のとおりとなる。

情報処理推進機構 [2006] 別紙3のシステム及びデータ復旧に係る人件費について、企業を対象を10人以上とした場合の企業数を用いて、同じ推計方法を適用すると、損失総額は24.5

表3 パネルデータ分析の結果

	プール推定			固定効果		
	係数	S. E	t 値	係数	S. E	t 値
A	-0.26	0.48	-0.54	-8.49	3.56	-2.39
α	0.54	0.04	14.49	0.67	0.20	3.39
β	0.51	0.03	15.97	1.00	0.16	6.11
Adj. R ²	.783			.997		

N=294, 変量効果の結果は省略。

億円となる。対象年次は異なるが、二桁億円程度と比較的近い値であり、相互の推計結果が整合的である旨を示唆する結果である。

ここで、マクロベースで見た経済的損失額は、この対象期間で変化があったか否かを検証する。今回の推計は、生産関数の労働の係数 (β) に依拠していることを踏まえて、同係数を95%または90%の信頼区間の幅で捉え、表4では上側と下側の推定額も示している。95%信頼区間の値を見る限り、対象期間の損失の推定額に間に差異があったとは言えない。念のため、90%信頼区間をみれば、2011年の方が2010年よりも損失総額が増えた可能性は示唆される。なお、両年の差に関しては、情報セキュリティ・インシデントの対象が、2011年調査はウィルス感染に加えてサイバー攻撃も対象になっていることが影響している可能性があることに留意する必要がある。

6. 結論

本研究では、情報セキュリティ・インシデントのマクロ経済的観点からの損失額の推計を行った。その結果、インシデントに伴うシステムやデータの復旧に伴う作業によって、日本全体で年46億円から94億円程度の損失があった可能性があることを示した。このような復旧に伴う経済的損失については、そのための人件費を積み上げる方法は提案されていたが、生産関数に基づいて推計することによっても推計が可能であることを示した。情報セキュリティ・インシデントの損失額を一国レベルで推計することについては、世界的に見ると実データに基づく

表4 損失総額の推計値

(単位：百万円)

	2009年	2010年	2011年
推定額	5,781	4,634	9,436
上側 [95%] (90%)	[7,939] (7,662)	[6,362] (6,140)	[12,990] (12,533)
下側 [95%] (90%)	[3,641] (3,909)	[2,920] (3,135)	[5,929] (6,367)

推計を行っている例は少ない。こうした中、インシデントからの復旧作業についても生産関数に基づく方法を適用し、既存の他の手法と整合的である可能性を確認したことは、関連する学問分野での研究の発展に貢献するものと考えられる。

今後の研究課題としては、まず、業種特性を踏まえたさらなる検討が必要である。また、損失額の範囲についても、復旧に要する労働時間をすべて対象とするかどうかについても検討が必要である一方で、システム復旧時間中にシステム部門以外の労働者が受ける影響を考慮することが考えられる。

参考文献

- 情報処理振興事業協会 [2003], 『「被害算出モデル」報告書』。
 情報処理推進機構 [2006], 『2005年企業における情報セキュリティ被害額調査：報告書』。
 情報セキュリティ政策会議 [2012], 『情報セキュリティ2012』。
 Takemura, Toshihiko, and Hiroyuki Ebara [2008], "Economic Loss Caused by Spam Mail in Japanese Industries," RCSS ディスカッションペーパーシリーズ, 第67号, pp. 1-14.

【研究論文/家計行動】

希望子ども数が出生行動に与える影響*

The Effect of Number of Desired Children on Birth Behavior

松浦 司 (中央大学経済学部)

Tsukasa MATSUURA, Faculty of Economics, Chuo University

1. はじめに

本稿の目的は、希望子ども数とその後の子ども数の増加にどの程度寄与するののかについて、制約条件下での最適子ども数の決定というミクロ経済理論に基づき、有配偶者のデータを用いて考察することにある。具体的には、追加希望子ども数や収入、労働時間、家事時間の変化がその後の子ども数の変化に影響するかについて分析する。

本稿の貢献は以下の2点にある。第1に、本稿では部分調整モデルを用いて、希望子ども数が現実子ども数に収束する速度を計測する。確かに、希望子ども数などの出産意欲に対する研究は海外では数多く存在する。これらの研究では、主に出産意欲とその後の出産との関係进行分析することで、出産意欲が出生率予測にどの程度有効なのかを考察している。しかしながら、先行研究の多くは当初の希望子ども数と最終的な子ども数の関係という2時点のみに注目している。しかし、人口予測をする上ではタイミングの問題を無視できない。本稿は調整速度を計測し希望子ども数が現実子ども数に収束する速度を計測することでタイミングの問題にも焦点

* 本論文は日本経済政策学会第70回全国大会で発表した論文を加筆修正したものである。大会では、佐藤晴彦教授(平成国際大学)及び荒山裕行教授(名古屋大学)から有益なコメントを頂いた。この場を借りて厚く御礼申し上げたい。

また、本研究は「子ども数×夫婦の幸福度を与える効果の理論・計量分析」(若手(B)研究課題番号:24730221)の助成を得ている。記して感謝申し上げます。

を当てることができる。また、調整速度を用いることで国別、地域別、出生コーホート別、学歴別の調整速度を計測し比較が可能になる。

第2に、希望子ども数を制約条件下での最適子ども数の決定という枠組みで解釈することで、どのような制約条件を緩めると希望子ども数と現実子ども数の差が縮小するのかを分析することが可能となる。人口学では出産意欲に関する研究の蓄積は存在するが、経済学の枠組みを用いた研究はほとんど存在しない。そこで、本稿では希望子ども数という概念を制約条件下の最適子ども数という枠組みを用いて解釈して、いかなる制約の緩和が希望と現実子ども数の差を収束させるのかを考察したい。

2. 先行研究

本節では先行研究を本稿の分析と関連付けてサーベイしたい。出産意欲に着目した海外の研究として、以下の研究が挙げられる。Westoff and Ryder [1977] は予定子ども数が将来の出生率の代理変数として有用であるかということを検証した先駆的な研究である。Freedman et al. [1980] は、当初の予定子ども数とその後の子ども数が一致した人は四割程度であることを示した。一方、O'Connell and Rogers [1983] は予定子ども数とその後の出産行動の関連性は低いとした上で、既婚女性の予定子ども数は期間出生率の予測には適さないが、コーホート出生率とは密接な関係があるとする。Schoen et al. [1999] では、予定子ども数は、将来の出生率を予測することに対して有用であることが示

された。Quesnel-Vallee and Morgan [2003] は、希望子ども数と現実子ども数一致した人が多いために、集計データとして希望子ども数と現実子ども数の一致が見られたわけではないことを示した。日本における理想子ども数や予定子ども数など、出産意欲を分析した研究として、守泉 [2004]、山口 [2005]、横山 [2007]、松浦 [2009]、佐藤 [2011]、松浦 [2013] などが挙げられる。

先行研究では、出産意欲の決定要因や出産意欲がその後の子ども数とどの程度一致するのかに焦点を当てており、出産のタイミングといった調整速度に着目した研究は存在しない。また制約条件下の最適子ども数の決定という枠組みを用いた研究も筆者がサーベイをする限りでは見当たらない。

3. 使用するデータと分析手法

希望子ども数のその後の子ども数への影響を考察するため、被説明変数は3年間における子ども数の増加として、説明変数として追加希望子ども数、本人と配偶者の年収、労働時間、家事時間の変化を用いた以下の式を推定する。

$$\Delta n_{i,t} = \alpha \times \text{int_fert}_{i,t-1} + \sum \Delta x_{i,t} \beta + c_i + u_{i,t} \quad (1)$$

$\Delta n_{i,t}$ は $n_{i,t} - n_{i,t-1}$ で子ども数の増加を意味し、 int_fert は追加希望子ども数でその係数 α は調整速度を表している。 $\Delta x_{i,t}$ は $t-1$ 期から t 期にかけての説明変数の変化を意味する。

追加希望子ども数の定義は以下のとおりである。本稿で使用する調査では、質問項目として「将来、子どもを(もっと)欲しいですか」が存在し、選択肢は「1. 是非、欲しい、2. 条件によっては欲しい、3. 欲しくない」である。「1. 是非、欲しい」を1として、それ以外を0としたものを「子ども欲しい(無条件)」ダミーとし、「2. 条件によっては欲しい」を1として、

それ以外を0としたものを「子ども欲しい(条件付)」ダミーとする。また、「1. ぜひ欲しい」や「2. 条件によっては欲しい」を選択した回答者には、「(あと)何人ぐらい子どもは欲しいですか」について質問しているため、これを「追加希望子ども数」と定義する²⁾。そして、「子ども欲しい(無条件)」ダミーと「追加希望子ども数」の交差項を「無条件追加希望子ども数」、「子ども欲しい(条件付)」ダミーと「追加希望子ども数」の交差項を「条件付追加希望子ども数」と定義し、説明変数として用いる。

追加希望子ども数を制約条件下での最適子ども数の決定という枠組みを用いると以下のように解釈できる。無条件追加希望子ども数とは、将来予想される収入や労働時間などの条件を考慮した上での家計にとっての追加希望子ども数である。一方、条件付追加希望子ども数は、将来予想される条件を考慮すると現在の子ども数が最適である家計が、制約条件を仮想的に緩和した場合の追加的に欲しい子ども数と解釈できる。そこで本稿では、他の属性をコントロールした上でも希望子ども数が出産行動に影響するのにか、また収入等の属性の変化が子ども数の変化に影響するのにかについて分析したい。

推定手法はパネル操作変数法を使用する。理由は、子ども数の変化に合わせて本人や配偶者の収入、労働時間、家事時間の変化が決まるために、子ども数の変化と収入、労働・家事時間の変化は同時決定で内生的に決定されるためである。操作変数としては、説明変数の1期前ラグ変数を用いる。1期前の収入、労働時間、家事時間は収入、労働時間、家事時間の変化に影響する。一方、子ども数の増加は1期前の収入、労働時間、家事時間には影響しないためである。

使用するデータは、(公財)家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」の1994年、1997年、2000年、2003年の4年分の有配偶者

1) この式は部分調整モデルから導出されるものである。詳しくは松浦 [2012] を参照。

2) 子どもを欲しくないと回答した場合の追加希望子ども数は0である。

表1 推定結果(被説明変数：子どもの増加数)

	[1] 全サンプル		[3] 無条件		[5] 条件付	
	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果
Δ 本人収入	-0.022 [0.008]**	-0.016 [0.009]*	-0.018 [0.009]*	-0.025 [0.008]**	-0.015 [0.008]*	-0.021 [0.007]**
Δ 配偶者収入	-0.045 [0.036]	-0.014 [0.043]	-0.021 [0.062]	-0.043 [0.148]	-0.043 [0.030]	-0.112 [0.043]**
Δ 本人労働時間	-0.007 [0.006]	0.025 [0.007]**	-0.003 [0.007]	0.003 [0.006]	-0.011 [0.006]*	-0.004 [0.005]
Δ 配偶者労働時間	0.026 [0.015]*	-0.003 [0.016]	0.006 [0.023]	-0.013 [0.034]	0.029 [0.014]*	-0.016 [0.019]
Δ 本人家事時間	-0.048 [0.019]*	-0.024 [0.019]	-0.041 [0.022]*	-0.025 [0.021]	-0.066 [0.018]**	-0.055 [0.016]**
Δ 配偶者家事時間	0.104 [0.036]**	0.022 [0.042]	0.069 [0.043]	0.052 [0.041]	0.086 [0.035]*	0.037 [0.034]
無条件追加希望子ども数	0.399 [0.028]**	0.324 [0.017]**	0.393 [0.031]**	0.298 [0.017]**		
条件付追加希望子ども数	0.238 [0.030]**	0.19 [0.020]**			0.256 [0.027]**	0.2 [0.016]**
year_dummy	yes	yes	yes	yes	yes	yes
test of exogeneity		4.26**		2.94**		3.76**
F test		1.26**		1.20**		1.16*
Hausman test		84.14**		32.28**		21.28*
Observations	1872	1872	1435	1435	1468	1468

(注) 有意水準：1%**, 5%*, 10%*
括弧内は標準誤差である。

サンプルを使用している。その理由は、追加希望子ども数に関する質問項目が3年おきに存在するためである³⁾。

4. 結果

全サンプルの推定結果は表1 [1] [2] に示される。Hausman 検定の結果、固定効果法が採択される。無条件追加希望子ども数は0.399であり統計的に有意である。つまり、無条件で欲しい子ども数が1人増えると3年間の間に子どもが約0.4人増えることを意味する。また、条件付追加希望子ども数は0.238であり、条件付で欲しい子ども数が1人増えると、3年間の間に子ども数が約0.24人増えることを意味する。

次に無条件で子どもを欲しいとする人の追加希望子ども数に注目したモデルをみてみたい。そこで、条件付で子どもを欲しいと回答したサンプルを除外して推定を行った。その結果が表1 [3] [4] である。先ほどと同様に固定効果法が採択される。無条件追加希望子ども数の係数は0.393であり先ほどとほとんど同じである。その他の変数に注目すると本人収入と本人家事時間の変化は有意であるが、それ以外の変数は有意ではない。さらに、条件付で子どもを欲しいとする人の追加希望子ども数に注目するために、無条件で子どもを欲しいと回答したサンプルを除外して推定を行った。その結果が表1 [5] [6] である。条件付追加希望子ども数の係数は0.256であり、全サンプルの条件付追加希望子ども数の係数とほぼ同じである。その他の変数に注目すると本人収入、本人労働時間、配偶者労働時間、本人家事時間、配偶者家事時間

3) ただし、2003年は出産意欲に関する質問項目は存在しない。

の変化が有意である。

要約すると以下ようになる。無条件で子どもを追加的に1人欲しいと考えている人は3年後に0.4人程度子どもを産む傾向が観察され、条件付で子どもを追加的に1人欲しいと考えている人は3年後に0.25人程度子どもを産む傾向が観察される。また、無条件で子どもを欲しいと考えている人はその後の所得や労働時間、家事時間といった制約条件の変化にかかわらず子どもを増やす。しかし、条件付で子どもを欲しい人は、その後の制約条件の変化によって子ども数を増加させている。この結果を制約条件下での最適子ども数の決定という枠組みで考えると以下ようになる。無条件の希望子ども数とは将来予想される制約も考慮した上での最適子ども数と解釈できるため、その後の条件の変化の影響を受けないと考えられる。一方、条件付の希望子ども数とは将来予想される制約を仮想的に緩めた場合の欲しい子ども数と解釈できる。このため、条件の変化が子ども数の増加に寄与すると考えられる。

これらの結果から、以下のことが示された。第1に、希望子ども数はその後の出生行動に強く影響している。無条件の追加希望子ども数が1人増えると3年後の子ども数の増加が0.4程度増加し、条件付ならば0.24程度上昇する。また、これらの係数の標準偏差も小さいことから、追加希望子ども数は子ども数の変化を予想する手段として有用であると考えられる。第2に、無条件で子どもを欲しい、条件付きで子どもを欲しいという情報を用いることで、希望子ども数を制約条件付きの最適子ども数の選択というミクロ経済理論の枠組みで解釈することが可能であり、実証結果もミクロ経済理論と整合的な結論が導き出された。

参考文献

佐藤晴彦 [2011], 「出生意図と代替的要因を含んだ変数との相関関係ならびにその変数の順序」『国際公共経済研究』22号。

松浦司 [2009], 「出生意図と出生行動」『経済分析』第181号, pp. 1-22.
 松浦司 [2012], 「希望子ども数が出生行動に与える影響」*KIER Discussion Paper*, No. 1201.
 松浦司 [2013], 「希望子ども数の決定要因分析」『経済学論叢』第53巻第5・6合併号, pp. 551-569.
 守泉理恵 [2004], 「「予定子ども数」は出生力予測に有用か?」『人口問題研究』pp. 32-52.
 森田陽子 [2006], 「子育てに伴うディスインセンティブの緩和策」樋口美雄編『少子化と日本の経済社会』日本評論社, pp. 49-80.
 山口一男 [2005], 「少子化の決定要因と対策について」『季刊家計経済研究』第66号, pp. 57-67.
 横山由紀子 [2007], 「出産意欲と生活環境—夫婦が出産計画を変更する要因」楠木俊詔編『日本経済の実証分析』東洋経済新報社, pp. 241-257.
 Freedman, R., D. S. Freedman, and A. D. Freedman [1980], "Changes in Fertility Expectations and Preferences between 1962 and 1977: Their Relation to Final Parity," *Demography*, 17 (4), pp. 365-378.
 Morgan, S. P. and H. Rackin [2010], "The Correspondence of U. S. Fertility Intentions and Behavior," *Population and Development Review*, Vol.36, Issue 1, pp. 91-118.
 O'Connell, M. and C. C. Rogers [1983], "Assessing Cohort Birth Expectations Data from the Current Population Survey, 1971-1981," *Demography*, 20 (3), pp. 369-384.
 Quesnel-Vallee, A. and S. P. Morgan [2003], "Missing the Target?: Correspondence of fertility intentions and behavior in the US," *Population Research and Policy Review*, Vol.22, No.4-5, pp. 497-525.
 Schoen, R., N. M. Astone, Y. J. Kim, and C. A. Nathanson [1999], "Do Fertility Intentions Affect Fertility Behavior?" *Journal of Marriage and the Family*, 61, pp. 790-799.
 Westoff, C. F. and N. B. Ryder [1977], "The Predictive Validity of Reproductive Intentions," *Demography*, 14 (4), pp.431-453.

【研究論文/家計行動】

有配偶女性就業者の時間配分モデルについての考察*

A Theoretical Model on Time Allocation of Married Female Workers

坂西明子 (奈良県立大学地域創造学部)

Akiko SAKANISHI, Faculty of Regional Promotion, Nara Prefectural University

1. はじめに

本研究では、パネルデータを利用して、家族形態と生活時間配分に関する属性の変化との関わりを考察する。

家事育児の時間配分に影響を与える出産や子ども数、その年齢の変化、夫の家事育児時間などの生活時間配分が、有配偶女性の就業やその形態に与える影響について分析する。

未婚女性と比べて、有配偶女性は家事や育児に要する時間が多く、1日の生活時間の中でこれらの制約が大きい。そのため、通勤時間を減らす職場の選択や、生活時間の自由が利く職種を選択が行われやすい。このような特徴を前提にした有配偶女性就業者の従業地選択の理論モデルを本稿では提示する。

従前の研究では就業に関する複数の属性の同時決定について取り扱ったモデルは非常に少なかった。しかし、就業の場所の選択や働く時間、受け入れる賃金などは、各々が絡み合って選択の決定がされている。複数の属性の同時決定に注目した生活時間配分と就業に関するモデルの構築によって、女性の生活時間配分と就業形態の選択との関係を提示できる。その上での政策的インプリケーションについても考察する。

* 本稿は日本経済政策学会第70回大会での報告に基づく。討論者の小崎敬男先生(東海大学)と座長の荒山裕行先生(名古屋大学)から、論文の修正と今後の研究の発展につながる大変貴重なコメントをいただいた。ここに記して感謝申し上げる。

2. 配偶、就業状態と生活時間配分：初年度のデータをもとに

本研究では、公益財団法人家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」のデータを用いる。調査初年度の1993年と、その10年後の2003年のデータを用いて分析を行う。この2年のデータを選択する理由は以下の通りである。

第1に、サンプル脱落の問題が生じるため、初年度を基準にすることに利点がある。第2に、この調査は1993年に25~34歳であった女性を追跡している。M字型労働力率カーブの窪みに相当する女性の経年後の就業に影響を与える要因の検討が可能となり、女性の就業促進政策を考える上で意義が大きい。特に常勤就業者がなぜ非就業や非正規の仕事に転じるのか、その要因の考察に重点をおく。

以下では初年度調査のデータから、配偶状態、就業状態、生活時間配分を分析する。全回答者1,500人の平均年齢は28.9歳である。有配偶者は1,002人で全体の67%を占める。配偶者無しの女性は、約90%が就業しているのに対し、有配偶で子どもがいる女性では39%、専業主婦・無職が61%で、就業状態に違いがある。

就業者のみを抽出すると、常勤の職員・従業者は、無配偶者で82%を占めるが、有配偶者では49%である。パート・アルバイトは、有配偶者で43%、子どもがいる女性では46%と多い。配偶者、子どもの有無などの家族の形態と職務形態とに、関わりがあることがわかる。

次に、配偶状態と職務形態別に、通勤時間、

表1 配偶、職務形態別に見た平日1日の生活時間の基本統計量

	常勤の職員・従業者				パート・アルバイト				嘱託その他			
	平均値	25%点	50%点	75%点	平均値	25%点	50%点	75%点	平均値	25%点	50%点	75%点
通勤時間 (分)	52.24	20.0	40.0	60.0	31.90	10.0	20.0	40.0	44.71	20.0	30.0	60.0
通勤時間 (分) 配偶者あり 配偶者なし	71.69	30.0	60.0	100.0	70.20	30.0	60.0	120.0	96.32	60.0	90.0	120.0
仕事時間 (時)	8.23	8.0	8.0	9.0	5.69	5.0	6.0	7.0	6.18	5.0	6.5	7.0
仕事時間 (時) 配偶者あり 配偶者なし	8.62	8.0	8.3	9.0	6.98	6.0	7.0	8.0	8.03	7.0	8.0	9.0
家事時間 (時)	4.31	2.2	4.0	5.2	5.71	3.7	5.0	7.7	6.38	4.0	6.0	7.5
家事時間 (時) 配偶者あり 配偶者なし	0.63	0.0	0.0	1.0	1.93	0.0	1.0	3.0	0.73	0.0	0.5	1.3
サンプル数	143				126				17			
配偶者あり 配偶者なし	338				51				19			

仕事時間、家事時間の平日生活時間を分析する。表1より、すべての職種で有配偶者よりも無配偶者の通勤時間が長い。配偶者なしの女性は、職務形態間での通勤時間の差がほとんどない。有配偶者では、明らかにパート・アルバイトの場合に通勤時間が短い。家事時間については、無配偶者は有配偶者と比べ、際立って少ない。とりわけ親と同居している場合には、平日に家事を自分で行う時間がゼロのケースが多い。家事育児の時間制約が小さい無配偶者は常勤の長時間就業を行い、通勤時間も長い傾向にある。常勤の職員・従業者では、配偶状態を問わず、仕事時間8時間未満のものは15%未満しかなく、8時間以上が大半を占める。パート・アルバイトは仕事時間のバラツキが大きく、長時間就業は少ない。特に有配偶者では仕事時間8時間以上のサンプルは全体の12%にすぎない。

以上より、家族形態によって職務形態や生活時間が異なった特徴を示していることがわかる。

3. 有配偶女性の通勤と雇用形態選択に関するモデル

就業者の仕事時間調整の自由度が雇用形態によって異なるという日本の雇用システムがあり、これを考慮に入れた有配偶女性の生活時間と職務形態決定に関するモデルを以下では提示する。なぜ1日の家事育児時間を多く必要とする女性は、短時間就業で自宅から近い職場に通勤し、パート・アルバイトの職務形態を選択するのかをモデルで理論的に説明する。

夫と妻をそれぞれ上付き文字 m と f で表す。夫婦の住宅立地、夫の職場の立地点、夫の賃金

率と1日の時間配分は、すべて所与と仮定する。まず、家計の効用水準 U が、世帯の総収入 I 、夫と妻の余暇時間 l^m および l^f 、家庭内生産の生産量=消費量 F 、子どもの有無やその年齢、親との同居等、世帯の属性 FC に依存すると仮定する。効用関数は次のように表される。

$$U = (I, l^m, l^f, F, FC) \quad (1)$$

家事・育児の時間を $k (=k^m + k^f)$ とすると、家庭内生産の生産量 (=消費量) は家事・育児時間の関数 $F=f(k)$ となり、 $f'(k) > 0$ である。

世帯の総収入 I は、賃金率 w 、就業時間 h 、世帯の賃金以外の所得を N とすると、以下になる。

$$I = w^m h^m + w^f h^f + N \quad (2)$$

妻の賃金率の関数は、住居から職場までの距離 z 、労働市場の需給の状態 L 、職種 T 、年齢や学歴などの個人の属性 PA に依存して決定され、以下のように表されるものとする。

$$w = g(z, L, T, PA) \quad (3)$$

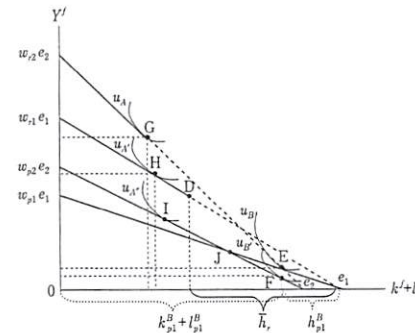
ここで $\partial w / \partial z > 0$ として $\partial^2 w / \partial z^2 < 0$ であり、かつ住居から直線距離にある職場に通勤が行われると仮定する。往復の通勤時間を c とすると、 $c=c(z)$ かつ $dc/dz > 0$ である。

以下のような1日の時間制約の下で、(1)式の家計の効用を最大化するように、妻は就業地と就業時間ならびに就業形態の選択を行う。

$$24 = c^f + h^f + k^f + l^f \quad (4)$$

妻の立地点 x の職場への通勤時間を c_x^f 、市

図1 2種類の雇用形態を仮定したときの生活時間配分と所得



場で提示される賃金率を w_x 、 $e_x = 24 - c_x^f$ とすると、労働所得は下式である。

$$Y^f = w_x (e_x - (k^f + l^f)) = w_x h^f \quad (5)$$

以下では、賃金率と就業者側の仕事時間調整の行きやすさが異なる2つの雇用形態を取り上げる。正規の社員の雇用形態を r 、パートタイム・アルバイトの非正規雇用を p とする。同一の立地点 x の職場でそれぞれに提示される賃金は、 $w_{rx} > w_{px}$ である。そして、雇用形態 r の場合に就業時間が必ず \bar{h}_r 以上で、短時間就業が選択できないという制約 ($h_r \geq \bar{h}_r$) をおく。

図1には、 $k^f + l^f - Y^f$ 平面上に、立地点1の職場における雇用形態 r, p それぞれの(5)式の制約式と、家庭内生産の消費量が小さい世帯Aの無差別曲線 u_A 、子どもの年齢が低い場合など消費量の多い世帯Bの無差別曲線 u_B を描いている。雇用形態 r の場合には、就業時間の下限制約のため、D点より左側のみ選択可能である。 $(k^f + l^f, h^f)$ の最適な需要量の組み合わせ (E点, H点) を見ると、Bは就業時間の配分が少なく所得が低い。Aは利用可能な時間の多くを就業時間に使い、所得も高い。

さらに、立地点2の職場で提示される賃金率をそれぞれ $w_{r2} (> w_{r1})$ 、 $w_{p2} (> w_{p1})$ 、通勤時間を $c_2^f (> c_1^f)$ 、かつ $w_{r2} e_2 > w_{r1} e_1$ 、 $w_{p2} e_2 > w_{p1} e_1$ とすると、図1に示すように、家庭内生産の需要

量が多い就業者は、非正規雇用を選択する。J点よりも右側 (短時間就業者のケース) では、余暇と家事・育児の時間が同じであれば、地点1で就業した方が、効用も所得も高くなる。長い通勤時間をかけて賃金率の高い就業地に通勤するよりも、通勤時間の短い職場を選択して就業の時間を増やすことが最適な行動となる。

なお、ここでは有配偶女性のモデルであるが、家事・育児の家庭内生産の需要量が小さく余暇愛好者でない未婚女性は、正規雇用を選択してより長い時間かけて通勤することになる。

本稿と関連する研究として、地域労働市場における有配偶女性の労働市場の需給を考察した吉田 [2007] や、アメリカの既婚男女の通勤・居住を調査した Hanson and Pratt [1995] がある。Sakanishi [2011] では、賃金と時間配分について、子ども数が多いかなどの女性の属性と関連付けたモデルを提示している。坂西 [2007] は有配偶女性について、就業形態別に通勤時間や通勤交通手段の特徴を分析している。ここでは、日本の雇用システムを鑑みて就業時間調整が自由になるかどうかに着目し、通勤、家事育児、就業の生活時間を考慮した上で、正規・非正規の雇用形態の選択と決定について考察した。

4. 経年後の職務形態選択についての実証分析

1993年と2003年のデータに基づくと、両年に無配偶の女性は、大半が一貫して常勤就業であるが、2003年に有配偶となった女性は、10年前に常勤であっても、過半数がパート・アルバイトや非就業に転じている。これは家族形態変化に伴う必要な生活時間の変化によって、就業と通勤の制約が生じ、女性の就業・非就業、職務形態の選択に影響を及ぼしたためである。

そこで、1993年に常勤であった女性がその後就業形態を変化するときには、どのような家族形態からみた要因があるのか分析を行う。1993年に常勤であったサンプルを、配偶状態を問わずに抽出し、多項ロジット分析を行った。

表2 常勤就業者の経年変化に関する多項ロジット分析

	常勤→パート・アルバイト(03年)		常勤→非就業(03年)	
	推定値	Wald	推定値	Wald
切片	-2.404**	5.07	-5.165**	21.4
有配偶×ln(夫の平日家事時間(分))	-0.188*	2.8	-0.266**	6.86
有配偶×ln(夫の年収(万円))	-0.134	1.4	0.026	0.03
ln(03年の平日通勤時間(分))	0.118	0.24	0.664**	7.73
93年無配偶→03年有配偶	2.974**	11.25	3.119**	8.81
93年有配偶→03年有配偶	2.080**	5.1	2.307**	4.42
93年子どもなし→03年子どもあり	0.593	0.73	2.019**	10.07
93年子どもなし→03年子どもなし	0.753	1.33	0.484	0.47
93年借家→03年持家	0.322	0.35	-0.12	0.06
93年借家→03年借家	0.602	1.3	-0.119	0.04
有配偶者×親と同居	-0.502	1.01	-0.819*	3.5
末子が3歳以下	1.244	1.3	1.466*	2.71
専門・短大	-1.079**	6.75	-1.103**	6.71
大卒以上	-2.519**	9.5	-1.402**	6.58
対数尤度	-190.545			
サンプル数	289			
(擬似 R ²)Nagelkerke 値	0.484			

(注) **は5%水準、*は10%水準で有意であることを表す。

結果を表2に示している。「1993年：常勤→2003年：常勤」を基準として、どのような変数が就業状態に影響を及ぼすのかを推定した。表2から、無配偶から有配偶となった場合に、有意にパート・アルバイトの職務や非就業に移行する確率が高くなる。当初から有配偶者の場合にも、一貫した無配偶者よりもパート・アルバイトの職務や非就業に移行する確率が高くなる。さらに、無子から2003年に有子となった場合に、非就業となる確率が高くなる。3歳未満の子どものがいれば、その傾向がより強くなる。そして、有配偶者で親と同居している場合には、10%水準で非就業となる確率が低下する。同居の場合には、親から家事育児の協力を得やすいので、女性本人の家事育児時間が減少するためである。ただし実際には、小崎[2007]によると、同居の親の年齢も関係しており、75歳以上など非常に高齢の場合は、就業確率が下がることが考えられる。本人の属性に関する「専門・短大卒」、「大卒以上」の変数は有意に負である。これは、常勤の仕事から辞めること

の機会費用と関連している。また、1993年時点の通勤時間が長いほど、2003年に非就業となる確率が大きくなる。夫の平日家事時間は有意に負であり、夫の家事時間が多くなるほど、常勤の就業継続の確率が高い。妻の就業とその形態の選択に対して、夫の家事育児の協力が有意な変数となっているという結果が得られた。

5. おわりに

生活時間配分に関する理論モデルから、家事育児の時間配分の違いにより、無配偶者と比べて有配偶者、さらに末子の年齢が低いときには、就業時間の自由度が高い非正規の雇用形態と短時間の通勤が好まれることが示された。

分析の結果を鑑みると、常勤就業の継続について、特に無配偶から有配偶となった後で、家事育児の時間制約を減らす政策が重要となる。生活時間配分の上では、短時間正社員等の新しい働き方の導入は、常勤就業時間の下限制約を緩和するため、女性の常勤就業の継続を促すことが示唆される。夫の家事育児に対する取り組みを支援する政策も、女性の常勤就業継続に対して有効である。そして、公共交通の駅周辺等に保育施設を設けるなど、通勤の制約を減らす政策が効果的と言える。有配偶女性の生活時間制約を踏まえた就業促進政策の検討が重要であり、本稿での考察はそれに寄与するものである。

参考文献

- Hanson, S. and G. Pratt [1995], *Gender, Work and Space*, Routledge.
- Sakanishi, A. [2011], "Employment Status and Time Usage of Female Workers", Proceeding CD-ROM of the 10th International Conference of JEPA, pp. 1-13.
- 小崎敏男 [2007], 『家計と非典型労働』古郡頼子編『非典型労働と社会保障』中央大学出版部。
- 坂西明子 [2007], 『女性の就業と通勤形態に関する考察』『生活経済学研究』第26巻, pp.77-83.
- 吉田容子 [2007], 『地域労働市場と女性就業』古今書院。

【研究論文/国際経済】

為替レート及び実質利子率が日本企業の設備投資に与える影響

—財務データに基づくパネルデータ分析—

The Effects of Exchange Rate and Real Interest Rate on Corporate Investment in Japan: Panel Data Analysis Using Firm Level Financial Data

蟹澤啓輔 (明治大学大学院商学研究所)

Keisuke KANISAWA, Graduate School of Commerce, Meiji University

1. 背景と目的

リーマンショックによるアメリカの不況に端を発した世界同時不況は、欧州のギリシャ危機などに波及し、各国の需要の縮小を招いたことから、日本の企業も受注の急激な減退を受け業績が低迷した。その中で円高基調が固定化された結果、不況下の日本企業は業績に大きなダメージを受け、設備投資にも影響があったといわれている。しかし、輸出企業であっても原材料や部品を輸入しているケースもあり、為替レートの設備投資への影響は単純ではない。

他方、企業の設備投資は実質利子率や資本ユーザーコストなど様々な要因にも影響を受けるといわれているが、たとえば、インフレ目標の導入などの金融政策による設備投資への影響は未知数となっている。

本稿では、企業の公表財務諸表に基づいた財務データをパネルデータとして、為替レートや資本ユーザーコスト、実質利子率等の変動が企業の設備投資に与える影響について定量的に実証分析を行い、検討することを目的としている。

2. 先行研究

為替レートや利子率等の企業の設備投資への影響に関する研究はこれまで数多く実施されている。本稿と同じマイクロデータを用いた分析としてはNucci and Pozzolo [2001]がある。同論文はイタリアの企業レベルデータをパネルデータとして用いて分析している。布袋 [2011]

は、Nucci and Pozzolo [2001]の理論モデルに基づいて日本の企業の個別データをパネルデータとしてシステムGMMを用いて推定を行っている。本稿では、布袋 [2011]と異なり資本ユーザーコストを明示的に導入して、為替レートや実質利子率等が設備投資に与える影響を検証する。

3. 理論モデルと推定方法

本稿では、為替レートと実質利子率が設備投資に与える影響を比較するため、資本ユーザーコストを用いた最適資本ストックの水準と実際の資本ストックの差を設備投資が埋めるJorgenson型の投資関数を考える¹⁾。企業が右下がりの需要曲線に直面して、生産技術がコブダグラス型のとき、最適資本ストック K^* は次のように表せる^{2),3)}。

$$K^*(t) = \left\{ \frac{\theta \pi(t)}{(r + \delta - \mu_2) P_t(t)} \right\}$$

右辺の分母は資本ユーザーコストでここに実

- 1) Jorgenson型投資関数についての基本文献はJorgenson [1963]。
- 2) 導出はAbel and Eberly [1998]、Bertola and Caballero [1994]に基づいている。
- 3) ここで、 π は売上、 r は割引率、 δ は物理的減耗率とともに一定、 μ は投資時価格上昇率、 P は投資時価格で企業物価指数の平均と建設デフレクターを固定資本マトリックス表(2000年基準)から得られる投資額をウェイトとして加重平均して算定、 θ は生産関数と需要関数のパラメータの関数である。

質利子率が含まれる。また、為替レートは分子の利潤を通して最適な資本ストックに影響を与える。実証分析では、利潤、ユーザーコスト、為替レートの3変数と投資率のラグ項を説明変数とする以下の推計式を用いた⁴⁾。

$$ik_{it} = \sum_{j=1}^p \alpha_j ik_{it-j} + \beta_1 rexr_{it} + \beta_2 uc_{it} + \beta_3 cfk_{it} + cons + \varepsilon_{it}$$

〈推計式II〉

$$ik_{it} = \sum_{j=1}^p \alpha_j ik_{it-j} + \beta_1 rexr_{it} + \beta_2 uc_{it} + \beta_3 aq_{it} + cons + \varepsilon_{it}$$

〈推計式III〉

$$ik_{it} = \sum_{j=1}^p \alpha_j ik_{it-j} + \beta_1 rexr_{it} + \beta_2 rint_{it} + \beta_3 cfk_{it} + cons + \varepsilon_{it}$$

なお、 i は企業、 t は時点を表す。

実証分析において利用した企業の財務データ⁵⁾は日経NEEDS(DVD版)から、実質実効為替レート、名目利子率⁶⁾、企業物価指数等のデータは日本銀行統計月次データから、固定資本マトリックス表は総務省統計局から取得した。データの期間はバブル期の影響を除く観点から1992年から2008年までとなっており、決算期を変更するなどデータが不連続なサンプルを除外したバランスパネルデータとなっている。使用データの記述統計は表1の通りである。

4) 推計式は、投資率 ik 、実質実効為替レート $rexr$ 、実質利子率 $rint$ (=名目利子率-投資財デフレーター変化率)、キャッシュ・フロー比率 cfk (=キャッシュ・フロー/[資本ストック×投資財価格])、名目資本ユーザーコスト uc (=投資財価格×[実質利子率+資本減耗率])、定数項 $cons$ 等の変数から構成され、 $\varepsilon = u_t + e_t$ で u_t は企業の個別効果、 e_t は誤差項であり、全サンプルに共通の標準偏差を持ち独立に同一の分布に従うと仮定する。また、平均 q は資本ストックの再取得価格/企業の市場価値で計算した。なお、 $rint$ において投資財デフレーター変化率を用いているのは、資本ユーザーコストの特定化と整合性を持たせるためである。また、完全予見を仮定して実績値を予想値として取り扱っている。

5) 企業データは連結ベースの値を採用した。

6) 名目利子率は貸出約定平均金利を用いた。

表1 記述統計量

変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ik	6511	0.134048	0.120758	-0.7793	3.6312
$rexr$	6511	109.6506	14.34152	83.0675	134.5067
uc	6511	0.163407	0.055795	-0.09288	0.579002
cfk	6511	0.205121	0.276964	-3.5528	5.8028
aq	6511	2.228912	1.750093	0.1007	32.6758
$rint$	6511	0.038146	0.019092	-0.0037	0.075

実際の推計においては、操作変数として説明変数のラグ項⁷⁾を用いている。全期間(1992年-2008年、期間I)以外に、ゼロ金利政策以降の期間(1999年-2008年、期間II)についても推計を行った。また、為替の影響を特に受けると考えられる産業(機械、電気機器、輸送用機器、精密機器、その他製品)を輸出産業と仮定し、当該産業に属するサンプルについて推計を行い、全産業の推計結果と比較を行った。

推定方法としては、特に効率的な推定量を得ることができるシステムGMM⁸⁾を用いる。

4. 推定結果及び考察

推定結果は、表2及び表3⁹⁾に示されている¹⁰⁾。推計式I及びII、IIIの結果から、既存の研究と同様に為替レートの変動が企業の設備投資に影響を与えていることが考察される。当期の為替レートの係数が負値となっていることから、実質実効為替レートが円高で上昇した場合、当期の設備投資は減少することになる。為替レートが設備投資に即座に影響を与えている結果となっているのは、為替の変動による将来の収益見込みに関する経営者のマインドへの影響を通じて設備投資に関する意思決定が影響を

7) ラグ期は長期影響を考慮せず1期とした。

8) Blundell and Bond [1998] 及び Arellano and Bover [1995] の研究が基礎となっている。

9) 推計式IIIについては全産業と輸出産業の符号及び有意性に大きな変化がないため記載を省略した。

10) すべての推計式に関するArellano-Bond test及びSargan testの結果から、推定に利用したデータに関して ε が系列相関を持たないこと、使用するモーメント条件が妥当であることが確認されている。

表2 推計式I、推計式II、推計式IIIの結果

推計式	推計式I		推計式II		推計式III	
	期間I	期間II	期間I	期間II	期間I	期間II
産業	全産業	全産業	全産業	全産業	全産業	全産業
〈係数〉						
ik_{t-1}	0.1127** (0.0452)	0.1766** (0.0303)	0.0914** (0.0419)	0.1504** (0.0320)	0.1796 (0.2895)	0.1935** (0.0580)
$rexr_t$	-0.0018*** (0.0004)	-0.0013*** (0.0002)	-0.0014*** (0.0003)	-0.0008*** (0.0002)	-0.00004 (0.0014)	-0.0003*** (0.0001)
$rexr_{t-1}$	0.0007*** (0.0002)	0.0007*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)	0.0004*** (0.0001)	0.001 (0.0014)	0.0025*** (0.0002)
uc_t	0.5666** (0.3181)	0.6398** (0.1797)	0.4829** (0.2865)	0.6190** (0.1395)		
uc_{t-1}	0.111 (0.3356)	-0.3899** (0.1844)	0.0508 (0.2111)	-0.3627** (0.1622)		
$rint_t$					-1.197 (1.7884)	-1.9457** (0.3965)
$rint_{t-1}$					0.3719 (1.0168)	-0.4070** (0.2473)
cfk_t	0.0312 (0.0445)	0.0338** (0.0197)			0.0169 (0.3016)	0.0351 (0.0514)
cfk_{t-1}	0.004 (0.0244)	-0.0122 (0.0224)			0.0041 (0.1515)	-0.0043 (0.0329)
aq_t			0.0141*** (0.0041)	0.0139** (0.0038)		
aq_{t-1}			0.006 (0.0053)	0.0067*** (0.0022)		
$cons$	0.1231*** (0.0225)	0.1206** (0.0123)	0.0872*** (0.0242)	0.0635*** (0.0164)	-0.0312 (0.2889)	-0.0789** (0.0374)
〈Arellano-Bond test〉						
2階階差	0.8778	0.4955	0.9989	0.4092	0.8311	0.8759
〈Sargan test〉						
chi2	0.9531	0.4921	0.9549	0.5038	0.9529	0.4474
〈サンプル数〉						
	6128	4213	6128	4213	6128	4213

(注) () は WC-Robust 標準誤差。有意水準: *10%, **5%, ***1%。

受けているためと考えられる。他方、為替レートの1期ラグにおいて係数が正値となっているのは、当該見込みに対する修正の影響が働いているためと考えられる。なお、係数の絶対値は当期の方が大きい点に留意が必要と考えられる。

推計式IIIについて実質利子率の係数は有意な負値であることから、実質利子率の上昇は設備投資を減少させる影響が示された。推計式I及び推計式IIにおいて当期の資本ユーザーコストの係数が正値であることは、資本ユーザーコストを構成する実質利子率に関しては係数が負値であるものの、投資財価格の上昇から来期の投資財価格のさらなる上昇を予想した経営者が投資を増加させたため、資本ユーザーコスト全体では正値となったものと考えられる。

各推計式の期間Iに係る資本ユーザーコスト、推計式IIのキャッシュ・フロー比率の係数が推定期間IIでは有意であるのに対し、期間Iでは有意でないこと、企業固有の要因を含む定数項が期間IIよりも期間Iの方が大きいことは、推計期間Iが1990年代前半のバブル崩壊の影響を含んでおり、資本財価格や売上・利益の増減、資金制約の影響の外で1990年代前半に設備投資が減少したことが要因として考えられる。平均 q については各期間で有意であり、平均 q が設備投資に影響を与えることを示している。

全産業に係る推計結果と輸出産業に係る推計結果の比較から、為替レート、資本ユーザーコストについて全産業に比して輸出産業の方が各

期間とも当期の係数が大きいことから、輸出企業の方が為替や資本財価格等外部の経営環境の変化の影響を受けやすいと考えられる。

5. 結論

本稿では為替レートや資本ユーザーコスト、実質利子率等の設備投資への影響を定量的に分析した結果、先行研究と同様に為替レートが企業の設備投資に影響を与えていることが明示的に示され、企業の設備投資に関する経営者の意思決定に為替レートが影響を与えていることが確認された。円高は企業の設備投資に負の影響を与えるため、直近の円安は当期の設備投資を

表3 推計式I, 推計式IIの結果(輸出産業)

推計式	推計式I	推計式I	推計式II	推計式II
期間	期間I	期間II	期間I	期間II
産業	輸出産業	輸出産業	輸出産業	輸出産業
ik_{t-1}	0.1210** (0.0572)	0.1191*** (0.0267)	0.0974** (0.0593)	0.0943** (0.0483)
$re.r_t$	-0.0021*** (0.0004)	-0.0021*** (0.0004)	-0.0018*** (0.0005)	-0.0017*** (0.0004)
$re.r_{t-1}$	0.0007*** (0.0002)	0.0006*** (0.0002)	0.0005*** (0.0002)	0.0005*** (0.0002)
uc_t	0.8961*** (0.2063)	0.8887*** (0.2759)	0.7140*** (0.1749)	0.723*** (0.2241)
uc_{t-1}	-0.1435 (0.2174)	-0.1322 (0.2550)	-0.1222 (0.1986)	-0.1303 (0.2487)
cfk_t	0.0399 (0.0249)	0.0406** (0.0243)		
cfk_{t-1}	0.0132 (0.0289)	0.0128 (0.0232)		
aq_t			0.0143*** (0.0039)	0.0149*** (0.0040)
aq_{t-1}			0.007*** (0.0027)	0.0069*** (0.0025)
cons	0.1409*** (0.0342)	0.1458*** (0.0248)	0.1109*** (0.0384)	0.1081*** (0.0341)
〈Arellano-Bond test〉				
2階層差	0.8017	0.785	0.6725	0.6586
〈Sargan test〉				
chi2	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
〈サンプル数〉				
	3488	3353	3488	3353

(注) () は WC-Robust 標準誤差, 有意水準: *10%, **5%, ***1%.

増加させる可能性が高いが、円安から円高に転調した場合、転調した期の設備投資が相対的に大きく減少すると考えられることに留意すべきである。特に輸出企業の場合、海外企業等との競争が激しいため、外部の経営環境の変化に比較的大きな影響を受けるものと考えられる。

バブル崩壊後の数年間は、不良債権の存在等によって日本の金融制度全体が危機に瀕していたこともあり、企業の設備投資が為替レートや資本ユーザーコスト以外の要因から影響を受けた可能性が高い¹¹⁾ことも示された。また、実質利子率が設備投資に影響を与えることが示さ

11) たとえば小川 [2007] では企業の過剰債務や金融機関の貸出態度の厳格化が企業の設備投資に負の影響を与えたことを示している。

れたことから、名目利子率がゼロ制約となる状況下でも、期待インフレ率の上昇による実質利子率の低下によって設備投資を増加させることができるが、インフレ目標政策を導入した結果、名目利子率が上昇し、設備投資が減少する影響も想定されるため、両者の影響を十分に加味して政策意思決定を行う必要があると考えられる。

参考文献

小川一夫 [2007], 「金融危機と設備投資—1990年代における日本の経験—」林文夫編『金融の機能不全』勁草書房, pp. 35-63.
 布袋正樹 [2011], 「為替レートが日本企業の設備投資に及ぼす効果—企業レベルのパネルデータを用いた分析—」『フィナンシャル・レビュー』平成23年第6号, 財務省財務総合政策研究所, pp. 82-96.
 Abel, A. B. and J. C. Eberly [1998], "The Mix and Scale of Factors with Irreversibility and Fixed Costs of Investment," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 48, pp. 101-135.
 Arellano, M. and O. Bover [1995], "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models," *Journal of Econometrics*, Vol.68, No.1 pp. 29-51.
 Bertola, G. and R. J. Caballero [1994], "Irreversibility and Aggregate Investment," *Review of Economic Studies*, Vol. 61, pp. 223-246.
 Blundell, R. and S. Bond [1998], "Initial Conditions and Moment Restriction in Dynamic Panel-Data Models," *Journal of Econometrics*, Vol.87, No.1, pp.115-143.
 Jorgenson, D. W. [1963], "Capital Theory and Investment Behavior," *American Economic Review*, Vol. 53, pp. 47-56.
 Nucci, F. and A. F. Pozzolo [2001], "Investment and the Exchange Rate: An Analysis with Firm-Level Panel Data," *European Economic Review*, Vol.45, No. 5, pp. 259-283.

【研究論文/経済発展と開発】

圧縮型経済発展と中国の成長*

—台湾の経験との比較を通して—

Compressed Economic Development and Economic Growth in China: Through the Comparison with Taiwan

連 宜萍 (麗澤大学経済学部)

Yiping LIEN, Faculty of Economics and Business Administration, Reitaku University

1. はじめに

圧縮型経済発展とは、アジアの経済発展をリードする工業化の波が欧米から日本へ、そしてアジアNIEsとASEAN諸国へと順次に伝播していく中で、発展プロセスが次々と圧縮されていく形態を意味する。大川 [1976] をはじめとする先行研究では国レベルないし企業レベルで、日本は発展期間が欧米諸国より短く、台湾と韓国は日本より更に短い時間で経済発展を遂げたことが実証された。

近年、中国の目覚ましい経済発展が世界の注目を浴びている。1978年に改革・開放政策へと転換して以来、中国は高い経済成長率を記録し、2010年に世界第二の経済大国に躍進し、国際経済への影響力が高まっている。

本研究は日米欧と、とりわけ台湾の後に追いついて発展してきた中国が台湾より発展期間を圧縮したという仮説を立て、先行研究が実証した圧縮型経済発展に中国を加え、中国の発展過程を台湾の経験と比較することを目的とする。

比較するに当たって、産業構造の変化、貿易構造の変化と国際投資の変化という3つの指標を用いる。分析期間として、台湾については1952年から2007年までのデータを使用し、中国については1978年から2010年までのデータ

* 本稿は日本経済政策学会第70回全国大会にて行った報告に基づき、加筆・修正したものである。討論者の園本康寿教授(梅光学院大学)より、貴重なコメントを頂いた。この誌面を借りて感謝を申し上げたい。

を使用する。

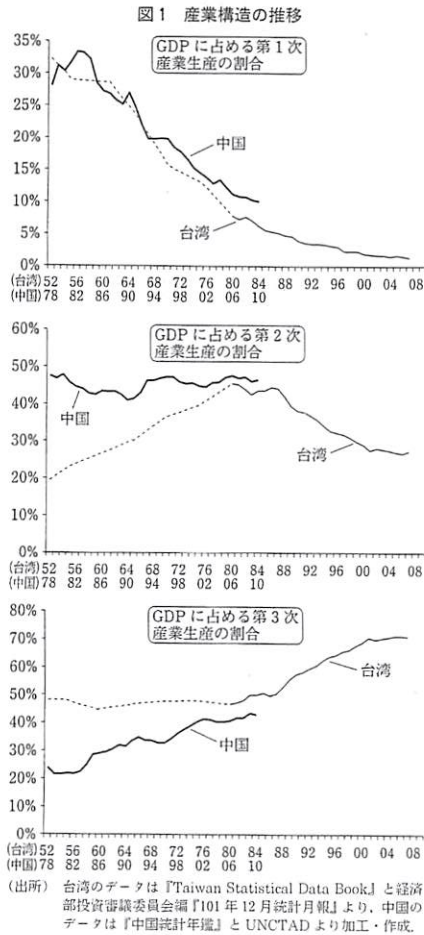
2. 圧縮型経済発展に関する先行研究

大川 [1976] は「圧縮過程」を仮説にし、日本の経済発展を欧米諸国と比較した。具体的には、(1)GNPから見た長期的な成長率、(2)労働の部門別配分、(3)投資スパート、(4)個人消費及び企業投資の成長率、(5)国内の貯蓄率、(6)産出から見た構造的変化の速度といった6つの指標を用いた。分析結果として、(1)と(2)の分析結果を除き、他の指標から見た結果、日本の発展過程は欧米諸国に比べて圧縮されたことを明らかにした。

渡辺 [1985]¹⁾は「後発性利益」を命題にし、1960年代初頭から経済が急成長した韓国を取り上げ、複数の工業化指標を用いて欧米諸国や日本と比較した。用いられた指標は「資本形成率」、「ホフマン比率」、「製造業雇用数に対する輸出誘発雇用数」、「農家1戸当たりの総収入指数」と「農家のエンゲル係数」などである。その結果、韓国の経済発展は確かに日米欧より比較的短時間で実現し、先発国の経験より圧縮されていることを実証した。

朝元 [1996] は大川と渡辺の研究成果を踏まえ、経済関連指標9指標と社会関連指標3指標を用い、台湾の経済発展を日本の経験と比較した。分析期間は、日本について1900年前後からのものが使われ、台湾について1950年前後

1) 一部の分析では台湾も比較の対象となる。



からのものが使われた。その結果、「1万人当たりの自動車生産量」だけは、台湾の発展期間が日本の経験とほぼ同じ速度で成長したが、他の指標から得た結果がどれも台湾は日本より10年～40年ほど圧縮されていることを示した。

上述の大川、渡辺と朝元の研究は国レベルの視点から分析したものである。一方、川上[2012]は企業レベルの視点から先進国企業の戦略的な行動と後発国企業の学習を考察し、台

湾におけるノートパソコン企業の成長メカニズムを明らかにした²⁾。

以上の研究から、日本は欧米より発展過程が圧縮され、台湾と韓国は日本より更に圧縮されたことが示された。本研究は先行研究の成果を踏まえ、中国の発展過程を加えて、台湾の経験と比較する。

3. 中国の経済発展と台湾の経験

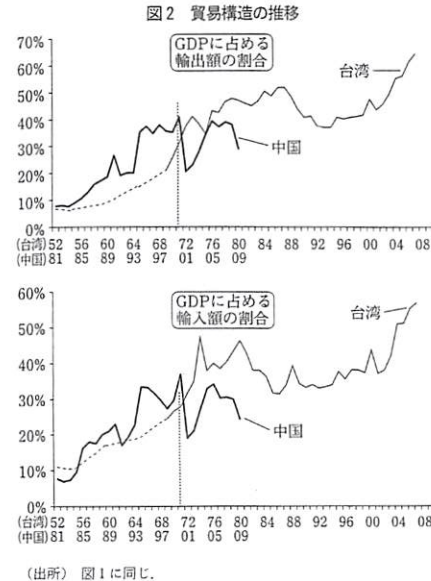
本節は中国と台湾の産業構造(図1)、貿易構造(図2)と国際投資(図3)の推移を分析し、発展期間を比較する。図に示す横軸の時系列に関して、台湾は1952年以降のものを示し、中国は1978年以降のものを示す。ただし、1952～1980年の間、台湾のデータが不連続なため、点線でリンクさせた。縦軸ではそれぞれの実数データをGDPで除したパーセンテージを示す。

3.1 産業構造の推移

ペティ=クラークの法則によれば、一国の産業構造の変化が経済成長とともに第1次産業から第2次産業へと移行し、そして第3次産業へと展開する。以下では中国と台湾の産業構造の長期的な推移を見て、中国の産業構造の転換が台湾に比べて圧縮されたか否か、また中国と台湾はペティ=クラークの法則に沿った展開であるか否かを確かめる。

図1の上段はGDPに占める第1次産業の生産割合を示すものである。1978年における中国の第1次産業の生産割合は28%であり、それは台湾の1952年(32%)に相当する。第1次産業の生産割合で経済発展の起点を決めるなら、中国は台湾より30年ほど遅れたと推測できる。1952年以降、台湾は第1次産業の生産割合が大きく低下し、1984年には6%まで低下している。一方、中国は1978年以降、第1次産業の生産割合が低下傾向を示し、2010年

²⁾ 企業レベルの先行研究についての詳細は、川上桃子[2012]『圧縮された産業発展—台湾ノートパソコン企業の成長メカニズム』を参照。

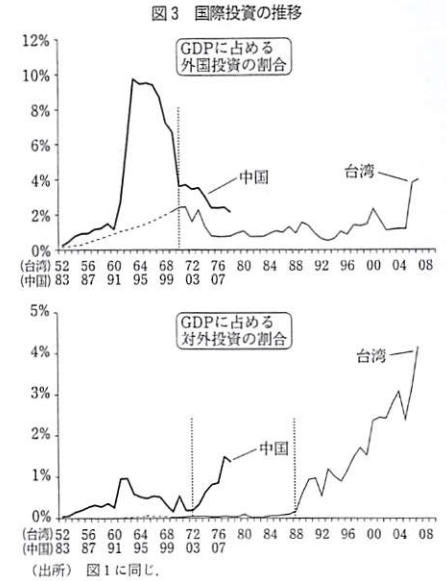


には10%まで低下した。この推移から、中国は台湾とほぼ同じテンポで第1次産業の生産割合を低下させたことが分かる。

次に、図1の中段に示すGDPに占める第2次産業の生産割合を見ると、1952～1984年の間、台湾は第2次産業の生産割合を20%から44%に大きく上昇させている。一方、中国は1978年から2010年までの32年間でほとんど変化なく、40%台を維持している。

続いて、図1の下段はGDPに占める第3次産業生産の割合を示すものである。1978年における中国の第3次産業の生産割合は24%であった。その後、第3次産業の生産が大きく拡大し、2010年には40%台に上昇した。一方、台湾は1952～1980年の間、第3次産業の生産割合にほとんど変化がなく、50%台を維持していた。その後、第3次産業の生産が急激に上昇し、2007年には台湾の第3次産業の生産割合が7割を超えた。

台湾の産業構造の変化については、1952年



から1980年代初頭まで、第1次産業から第2次産業へと展開し、1980年代初頭から現在にかけて、第2次産業から第3次産業へと展開した。ペティ=クラークの法則に沿った展開であることが図1から確認できる。一方、中国は経済成長とともに第1次産業の生産が減少し、第3次産業の生産が増加した。中国と台湾の産業構造の転換が異なるので、この観点から中国が台湾より発展期間を圧縮させたとは確認し難い。

3.2 貿易構造の推移

図2の上段はGDPに占める輸出額の割合を示すものである。同図から中国の1981～2000年の推移は台湾の1952～1971年の水準を大きく上回っていることが分かる。1981年に中国の輸出額の割合が8%であり、それは台湾の1952年の7%に相当する。その後、1990年に中国の輸出割合が27%に成長し、9年間で19ポイント上昇したのに対して、台湾は同じ上昇分を達成するのに、18年間(1952年7%～

1970年26%)かかった。

アジアにおける経済発展の特徴は、発展の初期段階において生産に必要な機械設備や原材料がほとんど外国から輸入されたことにある。その意味で、経済発展の初期では輸出が拡大すると同時に輸入も増加すると考えられる。次に、図2の下段のGDPに占める輸入の割合を見ても、1981~2000年の間で、中国の輸入割合が上下しているが、全体から見れば台湾の1952~1971年の変化を上回る傾向にある。中国は1981年に輸入の割合が8%であり、それは台湾の1952年の11%とほぼ同じである。その後、中国は1993年に輸入の割合が23%に成長し、12年間で15ポイント上昇したのに対して、台湾は同じ上昇分を達成するのに、17年間(1952年11%~1969年24%)を要した。

貿易構造の推移結果から、中国の輸出成長は台湾より9年間圧縮し、また中国の輸入拡大は台湾より5年間圧縮したことが明らかとなった。

3.3 国際投資の推移

雁行形態論によれば、アジアの経済発展は輸入期→輸入代替期→輸出期という展開である。すなわち、発展の初期段階において外国投資を導入するという輸入期を経て、国内の産業が成熟したのち、対外投資が始まるという発展プロセスである。

図3の上段はGDPに占める外国投資の割合を示すものである。1983年に中国の外国投資がゼロに近いほど低かった。それに対応する1952年に台湾もほとんど外国投資を誘致することができなかった。その後、両地域の外国投資が上昇した。中国は急上昇の部分を除き、1992年までの9年間で外国投資が2.6%に上昇した。台湾は同じ上昇分を達成するのに、18年間(1952年0%~1970年2.4%)を費やした。外国投資の観点から、中国は台湾に比べて約9年間圧縮した。

また、図3の下段はGDPに占める対外投資の割合を示すものである。発展の初期段階にお

いて、中国は台湾と同じく外資依存国であり、対外投資の余裕がなかった。台湾の対外投資が本格的に動き始めたのは1988年以降であった。一方、中国の対外投資が急上昇したのは2003年以降であった。対外投資の観点から中国は台湾に比べて16年間圧縮した。

4. おわりに

本研究は「圧縮型経済発展」という仮説に着目し、中国の目覚ましい経済発展が台湾と比較して圧縮を実現し得たか否かを分析した。その結果、中国は日本や台湾、韓国などの国より遅く発展してきたにもかかわらず、台湾より短期間で経済パフォーマンスを実現し、発展期間を更に圧縮したことが確認できた。

しかしながら、国際経済環境の変化や各国の経済政策、産業戦略がアジア経済の圧縮型発展にどのように影響を与えているか、極めて重要な研究課題であると考えられる。この点については今後の課題として残したい。

参考文献

- Council for Economic Planning and Development [2002, 2005, 2008], *Taiwan Statistical Data Book*, Executive Yuan, R. O. C. (Taiwan).
- UNCTAD, Inward and outward foreign direct investment flows, annual, 1970-2012, <http://unctadstat.unctad.org>, (2012年9月21日アクセス).
- 經濟部投資審議委員会編 [2012], 『101年12月統計月報』, <http://www.moeaic.gov.tw>.
- 川上桃子 [2012], 『圧縮された産業発展—台湾ノートパソコン企業の成長メカニズム』名古屋大学出版社。
- 大川一司 [1976], 『経済発展と日本の経験』大明堂, 第1部第2章。
- 中華人民共和國国家统计局編 [各年版], 『中国統計年鑑』中国統計出版社。
- 朝元照雄 [1996], 『現代台湾経済分析—開発経済学からのアプローチ』勁草書房, 第1章。
- 渡辺利夫 [1985], 『成長のアジア, 停滞のアジア』東洋経済新報社, 第4章。

【研究論文/経済発展と開発】

ラオス北部における中国投資の農業と貧困削減に与える影響

Impacts of Chinese Investment on Agriculture and Poverty Reduction in Northern Laos

駿河輝和 (神戸大学大学院国際協力研究科)

Terukazu SURUGA, Graduate School of International Cooperation Studies, Kobe University

オンパンダラ パンパキット (ラオス国立大学経済経営学部)

Phanhpakit ONPHANHDALA, Faculty of Economics and Business Management, National University of Laos

1. はじめに

ラオスは東南アジアの海に面さない内陸国であり、人口は626万人(2010年時点ADB Key Indicators 2012による)という小国であるが、近年、自然資源の輸出と直接投資を中心に著実な経済発展をとげている。2010年までの3年間の経済成長率は、8%前後と安定して高い成長率を達成した。一人当たりGDPは2000年には326ドルに過ぎなかったものが、2010年には1,069ドルにまで上昇している。鉱業部門の主な生産物は金と銅であり、輸出に占める鉱業製品の割合は60%を超えている。大きな額の直接投資は主に鉱業部門と水力発電に向かっているが、ラオスではいまだ3分の2の人々は農業に従事しており、むしろ海外からの小額の農業への投資が農業の転換と地方社会の開発に大きな影響を与えている。

中国やタイといった近隣諸国の経済発展とラオスの開放政策により、一般国民にも経済機会が広がっている。近隣諸国からの農業生産物への需要は拡大し、メイズ、ゴム、タバコ、果物などの契約栽培のために外国人商人が来ることも多くなった。この論文で研究の対象としているラオス北部では、雲南とラオス北部を結ぶ道路が整備されたこともあり、中国の商人が来て契約栽培を行っている。これにより従来自給自足型の農業を行っていた地域に商業作物が栽培されることになり、現金収入が入ることとなっ

た。現金収入は貧困、教育や健康の水準を改善している。経済機会は広がっているが、すべての村や人がその恩恵を受けているわけではなく、失敗するリスクも存在して、そのことが不平等度を高めることとなる。また村のコミュニティや生活にも大きな影響を与えつつある。

中国の投資の影響については、土地利用変化に関する研究(Thongmanivong and Fujita [2006])やゴムに関する研究(Manivong and Cramb [2008])はあるが、北部ラオスにおける農業の多様化、格差のある地方開発に与える影響に関する論文は極めて少ない。この研究はそのギャップを埋めるためにサーベイ調査を行ったものである。

2. ウドムサイ県と中国投資

ラオスへの直接投資は、中国、ベトナム、タイの3国が多く、この3国は累積の金額で非常に接近している。ただし、直接投資は資源部門が中心である。ウドムサイ県では、中国からの直接投資が圧倒的に多い。農業部門では、中国の投資家の関心はゴム、お茶、バナナ、タバコなどである。ほとんどの中国の商人は、“2+3”モデルの形で契約を結んでいる。すなわち、ラオスの農民は土地と労働を提供し、中国商人は資本、技術、市場を提供するという意味である。サーベイ調査の対象としたのは、ウドムサイ県の2つの村である。ウドムサイ県は北部ラオスの核となる位置にあり、中国と国境を接して

いる。ラオス統計年報 2010 よれば、この県は、7 郡とその中に 471 村があり、世帯数は 48,446、人口は 299,935 人である。ウドムサイ県の報告書によると、GDP に占める農業部門の割合は 56%、鉱工業 21.7%、サービス 22.3% となっている。最近の成長は海外直接投資が大きな役割を果たしている。この 5 年間の海外直接投資は 81 百万ドルであるのに対し国内投資は 21 百万ドルにすぎない。投資の 57% は鉱工業部門に対してであり、33% が農業部門に対して行われている。輸出量も増加しており、特に農業生産物の増加が著しい。

ウドムサイ県では農業生産物の転換が生じている。米を栽培している面積は 12.9% 減少したのに対し、その他作物の栽培面積は 122% 増加している。その他作物は、大豆、ゴマ、キャベツ、ニンニク、果物、タバコなどを含んでいる。

3. サーベイの概要

2009 年 9 月、及び 2011 年 8 月に中国と国境を接しているナモー郡 (Namor district) のマイナータオ村 (mainatao) とナサヴァン村 (Nasavang) で調査を行った。マイナータオ村は国道 13 号線から 20 km のところに位置し、クムー族の村である。ナサヴァン村は国道 13 号線から 24 km 離れているヤン族の村である。村の詳細については駿河ほか [2012] 参照。各村において、村の主だった人々にインタビューを行うとともに、各家計に、家計構成、農業の状況、教育、健康、資産、社会資本について聞いている。

両村ともに中国の投資から重要な影響を受けていたが、その影響はかなり異なっていた。2009 年時点でマイナータオ村の発展は遅れて自給自足から抜け出していないのに対して、ナサヴァン村は中国からの投資を受け入れたバイオニアであり、この契約栽培受入は村の発展に大きな影響を与えた。

2011 年 8 月の調査の結果では、ナサヴァン

村の成功を見てマイナータオ村も積極的に中国の投資を受け入れ、その結果現金収入を大きく増加させていることがわかった。

ナサヴァン村は、急速な農業の転換と開発を進めている村である。近年、中国投資家との様々な契約栽培を行ってきた。2008 年の統計では、この村は 144 家計があり、749 人が住んでいる。村の米の耕地面積は 246ha、その他の作物は 22ha 以上である。2000 年以前は、この村は完全な自給自足農業であった。2001 年に正式な契約なしに中国の商人にメイズを売り始めた。これが最初の市場経済との接触であったが、商業化した栽培の浸透はゆっくりとしたものであった。

村役場の情報によると、2006 年以降、農民はタバコ、パッションフルーツ、ピーマンなどを契約栽培により生産し始めた。2006 年の初めに 5 家計 (村長とその親類) がタバコの生産を始めた。タバコ生産による収入増加の成功を見て、2009 年には 68 家計が生産を行っていた。この数は村の家計の半数に達する。栽培面積は、2006 年の 0.3 ha から 2009 年には 5.0 ha にまで増加した。パッションフルーツは、生産家計が 10 家計から 64 家計に、ピーマンの生産家計は、50 家計から 107 家計にまで増加している。中国の投資がこの村の農業転換に重要な役割を演じていたことが分かる。

4. 契約栽培と現金収入

ナサヴァン村は 2008 年時点の家計数は 144 であり、そのうち 2009 年は 104 家計、2011 年は 81 家計からデータを取った。農業生産物からの一家計当り平均年間現金収入は 2008 年で 432 万キップ (540 ドル)、その内訳は米の販売 62.7%、メイズ販売 11.8%、その他作物販売 25.57% で米の販売が中心であったものが、2010 年には合計収入が 926 万キップ (1,158 ドル) と 2 倍以上に増加し、その内訳は米 35.50%、メイズ 2.60%、その他作物 61.90% とタバコを中心としたその他作物の販売のウエイ

トが急増していた。現金収入の中心が米から商業作物に移っていることがよく分かる。

これに対し、土地の質が悪く相対的に貧しいマイナータオ村は 2008 年時点の家計数は 37 であり、そのうち 2008 年は 37 家計、2010 年は 26 家計からデータを取った。2008 年で収入合計は 66 万キップ (83 ドル)、その内訳は米販売 21.6%、メイズ販売 50.1%、その他作物販売 28.3% でメイズ中心であったものが、2010 年には収入合計 636 万キップ (796 ドル) と 10 倍近くに急増している。その内訳は、米 11.7%、メイズ 24.9%、その他作物 63.4% であり、米やメイズからの収入も増加しているが、それ以上にその他作物の収入が伸びていた。この村では現金収入の中心がメイズから商業作物に移っていることが分かる。

注目すべき点は、現金収入が 2 つの村で、2008 年には 6.53 倍の格差があったものが、2010 年には 1.44 倍にまで縮小している点である。この格差縮小の大きな要因は、タバコを中心としたその他作物からの収入がマイナータオ村で急速に増加したことである。

5. 契約栽培の便益と問題点

中国商人との契約栽培の進展は、現金収入の増加や貧困削減はもちろんのことそれ以外にも多くの便益を生み出している一方、問題も生じている。まず、村への追加的な便益としては、様々な農産物に対する技術的移転がある。第 2 に、生産物の質に応じて販売価格は異なっているため、生産物の質の改善に対する認識が高まるといえる。第 3 に、契約栽培の導入に対して村に手数料が支払われて、それが村の共同資金となっている。

村人にとっての便益として次のものがあげられる。1 番目に、現金収入を得ることにより、教育や健康への投資が増加し、消費の平準化や耐久財の購入が可能となっている。第 2 に、農業生産物の多様化が進み、リスクの分散につながっている。第 3 に、トラクターの購入や肥

料・農薬の購入により農業の現代化が進んできている。

他方で、契約栽培はいくつかの問題を生み出しつつある。第 1 に、中国商人との契約栽培の水準により村間や村人間に所得格差が広がっている。第 2 に、契約栽培は、中国国内の需要及び商人の事情に大きく依存しており、価格決定の不明確さと突然買い取りに現れなくなるといったリスクが生じる可能性がある。第 3 に、ゴムやタバコの栽培、化学肥料や農薬の使用による環境への悪影響の不安がある。第 4 に、地方の生活の動態的变化も生じている。村の中で移動が限られており、相互に助け合って共同体を営んでいたものが、現金収入により各家計の独立性が高まりつつある。このことにより社会関係資本が弱まる傾向が見られる。

6. おわりに

ラオス北部では、中国からの大きな農産物需要があり、中国からの商人が来て契約栽培が広がってきている。ここでは、ラオス北部のウドムサイ県の 2 つの村でサーベイを行い、契約栽培の進展と経済的影響を見ようとした。

ナサヴァン村は村のクラスターの中で契約栽培受け入れの先駆的な村となっている。2006 年からタバコ、パッションフルーツ、ピーマンなどを契約栽培により生産し始め、少数の家計から始まったが、その成功を見て多くの家計が契約栽培を始めまた栽培面積を拡大している。2008 年にはまだ現金収入の 62.7% は米販売であったが、2010 年には現金収入が倍以上になるとともに、61.9% はその他作物で、契約栽培による商品作物が中心となっている。ナサヴァン村の成功を見て、近隣の村も契約栽培を始め、現金収入を増加している。マイナータオ村では、2008 年において現金収入は年間平均 83 ドルしかないという自給自足の村であり、現金収入の中心は 50.1% を占めるメイズ販売であった。しかし 2010 年には現金収入は 10 倍近くに増え、63.4% をその他作物が占めるようにな

って、商品作物の生産が拡大していた。

現金収入の増加は、健康、教育、貧困削減、耐久財購入に役立っている。また、契約栽培は農業生産物の多様化、技術の移転、農業の近代化、農産物の質への認識をもたらしている。他方で、すべての村、すべての村民が契約栽培より便益を受けているわけではなく、格差の拡大をもたらしている。また自然環境への影響、共同体や社会関係資本への影響なども懸念される材料である。農業への中国からの投資を巡って持続可能な発展のための政策形成が必要とされるであろう。

参考文献

- Manivong, V. and R. A. Cramb [2008], "Economics of Smallholder Rubber Expansion in Northern Laos," *Agroforestry System*, Vol.74, No.2, pp. 113-125.
- Thongmanivong, S. and Y. Fujita [2006], "Recent Land Use and Livelihood Transitions in Northern Laos," *Mountain Research and Development*, Vol. 26, No. 3, pp. 237-244.
- 駿河輝和, P. Onphanhdala, and A. Phonvisay [2012], 「ラオス北部における経済の発展と子どもの健康状況」『国民経済雑誌』第205巻第6号, pp. 29-39.

【研究論文／地域再生と交通】

地域振興と鉄道サービス*

——東京近郊地域を対象として——

A Study on the Effect of Railway Service on the Development in the Suburbs of Tokyo

庭田文近 (城西大学現代政策学部)

Fumichika NIWATA, Faculty of Contemporary Policy Studies, Josai University

1. はじめに

鉄道の整備が地域開発に与える影響は、歴史的に見ても、よく知られている。首都圏においても、国鉄(JR)および民鉄の整備によって、その路線に沿って都市化・郊外化が進展していった。こうした鉄道整備と地域開発の関係性については、経済学をはじめ、土木工学や地理学でもしばしば分析されてきており、鉄道整備が地域発展に大きく寄与することが理論的にも証明されている¹⁾。

しかしながら、昨今わが国の都市域においては、鉄道整備計画はほぼ完成形に近づいており、大規模な新路線の整備はほとんど行われなくなってきている。また、長い経済の停滞と少子高齢化の進展によって、これまで開発されてきた郊外地域の経済・人口が衰退する様相も現れてきている。

ところで、大都市地域では鉄道の利便性の高い街に、住宅や商業等が集積することが、経験

的に知られている。ここで、鉄道の利便性とは、単に線路や駅があるというだけでなく、都心へのアクセス時間や運賃、運行頻度等が大きな要素となっているようである。

そこで、本研究では、都心と郊外を結ぶ鉄道路線において、各駅ごとの鉄道の利便性の違いに着目し、鉄道輸送サービスが及ぼす地域経済への影響を検証する。

2. 既存研究

鉄道輸送サービス水準と地域の関係に着目した研究としては、長尾・中川ほか[2010]が大都市圏を除く地方都市を対象に、鉄道の運行頻度が高い駅ほどその周辺に多くの人口が居住し、また人口の増加傾向も見られることを明らかにしている。また、戸川・加藤ほか[2009]では、名古屋市の住宅地をケースに、公共交通と自動車交通の利便性が地域の住民の主観的満足感と地価の双方に影響を与えており、特に地価に関してはその形成要因のかなりを説明できるということを見出している。同様に、名古屋の住宅専用地域の地価要因を分析した津上・兼田[2011]では、都心までの鉄道の所要時間・乗換回数といったアクセシビリティや、鉄道整備計画の有無が地価を決定させる大きな要因であることが示されている。中村・日比野ほか[2002]は、所要時間や距離、利用可能な駅の数といった通勤鉄道の利便性と土地利用の関係性を分析し、利便性が高くなると、商業・住宅としての土地利用が増加するが、極めて利便性が

* 本稿は、2013年5月26日に東京大学で開催された日本経済政策学会第70回全国大会の企画セッション「地域再生と交通」における報告をもとに加筆・修正を行ったものである。報告に際しては、座長の小淵洋一先生(城西大学)・討論者の古川克先生(埼玉県立和光国際高校)、フロアから安田八十五先生(関東学院大学)・和田一範先生(国土交通省)・大橋正寛先生(鉄道情報システム(株))・松野由希先生(一般社団法人運輸調査局)から有益なコメントを頂戴した。また、匿名のレフリーからは、特に分析における頑健性に関して重要なご指摘を頂戴した。ここに記して感謝の意を表したい。

1) たとえば、為国・樺沢[1992]。

表1 分析対象の沿線自治体の人口規模

西武鉄道の沿線自治体				東武鉄道の沿線自治体				
自治体	人口	世帯数	人口密度*	自治体	人口	世帯数	人口密度*	
東京都	豊島区**	167,420	286,571	22.027	東京都 板橋区	273,606	535,078	16.633
	練馬区**	337,745	716,046	14.868	和光市	37,540	80,791	7.318
	西東京市	88,591	199,038	12.558	朝霞市	57,278	130,682	7.110
	東久留米市	49,201	115,828	8.965	新座市	65,666	160,455	7.038
	清瀬市	31,256	74,211	7.283	志木市	28,630	69,641	7.687
	東村山市	64,366	153,616	8.947	富士見市	45,157	107,075	5.435
	所沢市	142,687	342,366	4.756	ふじみ野市	43,299	106,338	7.249
埼玉県	狭山市	61,282	154,842	3.158	川越市	139,734	345,206	3.162
	入間市	57,526	149,593	3.344	鶴ヶ島市	27,990	70,056	3.951
	日高市	21,440	57,411	1.209	坂戸市	41,946	101,739	2.483
	飯能市	31,177	83,008	430	東松山市	35,606	90,336	1.383
	秩父市	24,176	65,991	114	滑川町	6,318	17,565	591
					嵐山町	6,732	18,673	626
					小川町	11,797	32,626	540
				寄居町	12,729	35,310	550	
				毛呂山町	15,670	38,677	1,137	
				越生町	4,623	12,413	307	

(注) *人口密度の単位は、人/km²。
 **豊島区と練馬区は東武鉄道の沿線自治体でもある。
 (資料) 東京都推計人口平成24年1月1日、
 埼玉県推計人口平成24年1月1日。

高くなると逆に住宅地は減少するということが見出している。

以上の先行研究に対して、本研究の特徴は、①東京近郊の住宅地・商業地を対象としていること、②一般化費用やアクセシビリティといった合成化されたものではなく鉄道サービスの各指標を明示的に用いていること、③特に運行本数と地価の関係に着目していること、が挙げられる。

3. 分析の概要

3.1 分析対象とする路線と地域

本研究では、東京の近郊として発展してきた埼玉県の中西部地域に路線を有し、JR山手線の池袋駅を起点とする東武鉄道の東上線・越生線および西武鉄道の池袋線・秩父線・狭山線・豊島線を分析の対象とする²⁾。

東武鉄道の東上線は、東京の池袋駅をターミナルとし、東京都豊島区・板橋区・練馬区を通り、埼玉県和光市・朝霞市・新座市・志木市・

富士見市・ふじみ野市・川越市・鶴ヶ島市・坂戸市・東松山市・滑川町・嵐山町・小川町を経て、寄居町の寄居駅へ至る75kmの電化路線である。また、越生線は、東上線の坂戸駅から鶴ヶ島市・毛呂山町を通り、越生町の越生駅へ至る10.9kmの電化路線である。

西武鉄道の池袋線は、池袋駅から東京都豊島区・練馬区・西東京市・東久留米市・清瀬市・東村山市を通り、埼玉県所沢市・狭山市・入間市・日高市を経て、飯能市の吾野駅に至る57.8kmの電化路線である。また、秩父線は、池袋線の吾野駅から横瀬町を通り、秩父市の西武秩父駅に至る19.0kmの電化路線である。そして、狭山線は池袋線の西所沢駅から所沢市内を西武球場前駅まで結ぶ4.2kmの電化路線であり、豊島線は池袋線の練馬駅から練馬区内を豊島園まで結ぶ1.0kmの電化路線である。

2) 西武鉄道の西武有楽町線は、東京地下鉄の有楽町線の延長のような列車運行形態であるため、今回の分析の対象からは外した。

表2 東武・西武鉄道全線の住宅地の分析結果

説明変数	係数	標準誤差*	P-値
最寄り駅からの距離	-82.174	13.525	0.000
ターミナルまでの運賃	-374.616	83.788	0.000
平均所要時間	-1566.542	831.205	0.012
運行本数	15.454	26.876	0.548
自由度調整済決定係数	0.830		
サンプル規模	272		

(注) *Whiteの分散不均一に頑健な標準誤差。

以上各路線の沿線自治体の人口規模は表1のとおりである。

3.2 分析の方法

本研究では、各駅の利便性を表す鉄道サービス水準の指標と、地域の活性状況を表す指標の間の関係性について、対象とする2つの鉄道の起点駅である池袋を除く全駅に関するデータを使って、重回帰分析を試みる。

地域の活性状況を表す指標(被説明変数)としては、資本化仮説³⁾に基づき、鉄道サービスの利便性の相違が駅周辺の土地取引に影響すると想定し、起点以外の駅の周辺の地価を用いることにした。すなわち、本分析では、両鉄道の起点である池袋駅を除き、地価データの入手可能な東武鉄道東上線・越生線の各駅と、西武鉄道池袋線・秩父線・狭山線・豊島線の各駅の周辺地域について、直近のダイヤ改正の影響を受けない2012年の住宅地(標準地)の地価データを作成した。また同様に、データが入手できる各駅について、商業地(標準地)の地価データも作成し、別途分析を試みた⁴⁾。

地域の状況に影響を与えるであろう鉄道サービス水準指標(説明変数)には、利便性や旅客の交通行動への影響を考慮して、各駅から都心に位置するターミナル(起点)である池袋駅ま

3) 詳細は、Rosen [1974] および肥田野 [1997] を参照されたい。
 4) 地価データは、住宅地・商業地ともに、国土交通省土地総合情報システムより、各駅から1,000m以内の複数の国土交通省地価公示(標準地)を使用した。

表3 東武・西武鉄道全線の商業地の分析結果

説明変数	係数	標準誤差*	P-値
最寄り駅からの距離	-127.627	34.075	0.000
ターミナルまでの運賃	-465.167	208.546	0.036
平均所要時間	-1839.864	2118.439	0.360
運行本数	148.437	69.677	0.028
自由度調整済決定係数	0.790		
サンプル規模	83		

(注) *Whiteの分散不均一に頑健な標準誤差。

での運賃と平均所要時間、各駅における列車運行本数(上りと下りの合計)を採用することにした。また、被説明変数に複数の標準地の地価データを利用していることから、最寄り駅から各標準地までの距離も説明変数に加えた。

したがって、住宅地に関する分析では、池袋駅を除く東上線・越生線・池袋線・秩父線・狭山線・豊島園線の地価データが入手可能な74駅について、2012年当時の運行ダイヤをもとに、4つの説明変数データを使用した。また、商業地に関する分析では、同50駅について、同様の説明変数データを使用した。

4. 分析結果

住宅地価データが入手可能な東武鉄道・西武鉄道全駅を対象とした分析結果は、表2のとおりとなった。これによると、最寄り駅からの距離とターミナルまでの運賃が1%有意、平均所要時間が5%有意で説明力のある変数であるといえることがわかる。

また、同様に商業地に関する分析結果は、表3のとおりとなった。この分析結果では、最寄り駅からの距離が1%有意、ターミナルまでの運賃と運行本数が5%有意で説明力のある変数であるといえることがわかる。

5. 考察

上記の分析の結果、鉄道の運行サービス水準を表す指標のうちターミナルまでの運賃は、沿線の地価に影響を与える可能性が大きいことが検証された。ただし、分析対象とした両鉄道の

運賃は輸送距離に応じて加算される対距離制を採用しているため、地価を下落させる影響が、輸送サービスの利用に対する負担の大きさを示す運賃によるものなのか、あるいは単純に都心からの物理的な距離によるものなのかは、本研究では分析できていない。

沿線各駅から都心ターミナルまでの平均所要時間は、住宅地の地価に影響を与える可能性があることが検証された。すなわち、都心からの所要時間が短い地域ほど、住宅地価が高くなる傾向があることが示されている。分析対象とした両鉄道とも、快速や急行など速達サービスを実施しており、こうした優等列車の停車駅は、都心への通勤者にとって魅力的な住宅地となっていると考えられる。ただし、今回の分析では、所要時間について平均値を計算して用いたが、両鉄道とも時間帯および方向（上り・下り）によって所要時間に大きな違いが見られる。所要時間は、鉄道サービスの速達性を示す指標であり、交通の一般化費用を構成する重要な要素であるため、そのデータの計算・扱い等にさらなる検討を加える必要が今後の課題として残る。

列車運行本数は、住宅地の地価には影響を与えないものの、商業地の地価には影響を与える可能性があることが検証された。両鉄道とも、都心ターミナルに近い東京都区内の各駅よりも、近郊の優等列車停車駅の方が運行本数が多く設定されているため、この結果は都心からの物理的な距離があっても、運行本数の多い地域では商業地の地価が高くなる傾向があることを示している。運行本数は、駅利用者にとって利用の機会を表す指標となり、それが多ければ、他地域の人々にとっては当該地域への来訪の可能性が高まることになる。そのため、列車運行本数の多い駅周辺は、商業地としての魅力が高まり、集積をもたらすのであろうと考えられる。

なお、住宅地・商業地いずれの分析でも、地価に影響を与える可能性が最も大きいのは、駅からの距離であることが示された。このことは、自動車への依存が高いといわれている郊外にお

いてもなお、駅ないしは鉄道の存在が地域の魅力につながっているということを表しているのではないかと考えられる。

参考文献

Rosen, Sherwin [1974], "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition", *The Journal of Political Economy*, Vol.82, No. 1, pp. 34-55.

高津俊司・佐藤馨一 [2006], 「都市鉄道整備とまちづくりとの連携に関する実証的研究—開発者負担の評価と課題」『交通学研究/2005年研究年報』Vol. 49, pp. 171-180.

田中絢人・高見沢実 [2010], 「大手民間鉄道事業者による沿線価値向上に向けた取り組みに関する研究」『日本都市計画学会都市計画報告集』No. 8, pp. 213-216.

為國孝敏・橋沢芳雄 [1992], 「鉄道が都市の発展に与えた影響に関する史的研究—渋谷を中心として」『土木史研究』No. 12, pp. 65-79.

津上博行・兼田敏之 [2011], 「低層住宅地における地価の要因分析—名古屋15km圏における第一種低層住居専用地域の地価を対象として」『土地総合研究』第19巻1号, pp. 20-24.

戸川卓哉・加藤博和・林良嗣 [2009], 「都市域における住宅地価とQOL指標との関係分析」『日本不動産学会平成21年度秋季全国大会論文集』pp. 79-84.

中村悟・日比野直彦・内山久雄 [2002], 「アクセシビリティと各種地域属性との関係に関する一考察」『土木学会年次学術講演会公演概要集』第57巻第4号, pp. 329-330.

長尾基哉・中川大・松中亮治・大庭哲治・望月明彦 [2010], 「地方都市における鉄道・軌道の運行頻度に着目した駅周辺人口分布の経年変化に関する研究」『土木計画学研究・論文集』Vol. 27, pp. 399-407.

肥田野登 [1997], 『環境と社会資本の経済評価—ヘドニック・アプローチの理論と実際』勁草書房.

松浦克己 [1999], 「応用計量経済学—分散不均一」『郵政研究所月報』No. 130, pp. 156-171.

【研究論文/地域再生と交通】

地域活性化と税制度*

—現状と課題—

A Survey of the Taxation System for the Regional Development

大場智子 (文教大学)

Tomoko OBA, Bunkyo University

庭田文近 (城西大学)

Fumichika NIWATA, Josai University

1. はじめに

地方の時代が叫ばれるようになって久しいが、国も地方自治体も地域活性化に資するさまざまな制度を模索してきている。

活力のある地域づくりのためには、生活・経済の基盤となる基礎施設の整備や公共サービスの拡充のための用地の確保が必要であるとともに、地域の経済取引を活発化するために、土地の有効活用を推進する必要がある¹⁾。地域活性化には土地の流動化が必須であり、当然にインセンティブとなりうる効果的な課税制度も求められる。

都市の駅前など本来は高度に利用されるべき土地が未利用のまま放置されている状況や、地域の開発・発展を阻害するような低利用の土地が維持されている状況について、土地の流動性を促進するような土地関連税制の変更は、こうした状況を改善し、地域の活性化に資すると思

* 本稿は、2013年5月26日に東京大学駒場キャンパスで開催された日本経済政策学会第70回全国大会の企画セッション「地域再生と交通」における報告をもとに加筆・修正を行ったものである。報告に際しては、座長兼討論者の小淵洋一先生（城西大学）、フロアから大橋正寛先生（鉄道情報システム㈱）に有益なコメントを頂いた。また、匿名の査読者からも貴重なコメントを頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。

1) 例えば、東日本大震災の被災地では、用地取得が困難なために復興が遅れているケースも多く見られる。

われる。

そこで本稿では、土地に関連する現行税制度を概観するとともに、それら諸税の土地取引に与える影響を検討することで、土地の有効活用ひいては地域活性化をより促進するような税制度の在り方を考察する。

2. 現行の土地関連税制の概観

土地取引の大まかなフローは、①土地を取得し、②保有し、③売却することである。我が国の土地取引では、このすべての段階で税制が絡んでくる。ここでは、それら3つの段階に分けて、土地関連諸税を概観する。

2.1 土地取得段階の主な課税制度

(1) 不動産取得税

不動産取得税は、不動産を取得した人に対して、その不動産の所在する都道府県が課す都道府県税である。その課税標準は、原則として、取得時における不動産の価格（すなわち、適正な時価）とされる²⁾。

(2) 登録免許税

登録免許税は、不動産を取得した者に対して、所有権保存登記や移転登記、抵当権設定登記をする際に課される国税である³⁾。

2) 地方税法（昭和25年法律第226号）第73条第5号。

3) 登録免許税法（昭和42年法律第35号）。

2.2 土地保有段階の主な課税制度

(1) 固定資産税

固定資産税は、毎年1月1日時点の土地・建物などの所有者に課される市町村税である。現行の税額は、課税標準に1.4%を乗じた額である。ただし、課税標準が30万円未満の土地は非課税となり、また小規模住宅用地の課税標準は登録価格の1/6となる減免措置がある。なお、農地および生産緑地については、収穫される農作物からの収益を基に税率が算定されるため、結果として宅地に比べると税額がかなり小さくなっている。

(2) 都市計画税

都市計画税は、都市計画区域内の1月1日現在の土地・建物の所有者に対して、条例によって課することができる市町村税であり、固定資産税と一括して納税することになる。現行の税額は、課税標準に0.3%を乗じた額になるが、固定資産税と同様に、小規模住宅用地や農地に対しては課税標準を減免する特例措置がある。

2.3 土地譲渡段階の主な課税制度

(1) 所得税（分離譲渡課税）

所得税は、所得税法⁴⁾に基づき、個人の所得に対して課される国税であり、土地譲渡に際しては、分離譲渡課税となっている。

すなわち、土地などの資産を譲渡することによって得た収入からその取得費・譲渡費用・特別控除額を差し引いた譲渡所得に対して課されることになる。

なお、この譲渡所得は、所有期間が5年を超える資産を譲渡した場合の長期譲渡所得と、所有期間が5年以内の資産を譲渡した場合の短期譲渡所得に区分され、長期譲渡所得の税率が15%であるのに対して、短期譲渡所得の税率は30%となっており、土地の所有期間が5年を超えると、税負担がかなり軽減されるようになっている。

4) 昭和40年法律第33号。

(2) 法人税

法人税は、法人税法⁵⁾に基づき、法人の所得金額を課税標準として課す国税である。法人の所得金額は、益金から損金を差し引いた差額で求められる。

法人が土地を譲渡した場合は、個人の場合とは異なり、分離課税とはされない。すなわち、土地の譲渡価額から取得価額や特別控除額を控除した残額について、それが譲渡益だった場合は益金として、譲渡損だった場合は損金として算入されることになる。

3. 地域活性化に対する土地関連税制の課題

現行の土地取引に関連する税制度は、上述したもののほかにもあり、また租税特別措置法による特例なども含めると、その内容・算定実務は非常に複雑・煩雑である。

地域の開発・活性化を推進するために土地の流動性を高めるには、土地所有者に対して未利用・低利用の土地の保有を抑制させるとともに、土地の売買のコストを削減させて取引を活性化させる必要がある。また、その一方で、地域の経済活動の基盤となる地方の税収入も着実に確保できなければならない。

現行制度では、上述の諸税のうち、不動産取得税と固定資産税と都市計画税は地方税であり、とくに不動産取得税と固定資産税は一般財源に入る普通税となっているため、地方公共団体の重要な歳入となっている。

しかしながら、土地取得段階で課される諸税は、土地の流通コストを引き上げ、土地取引を抑制する効果を持つため、土地の流動化・有効利用を妨げる要因になっている⁶⁾。また、これら諸税は、土地の所有権の移転のたびに課されるため、土地取得者は土地の長期保有を考慮して購入するようになるため、やはり土地の流動化を妨げる要因になる⁷⁾。

5) 昭和40年法律第34号。

6) 例えば、荒井[2007]では、不動産取得税の取引阻害効果を指摘している。

一方で、土地保有段階で課される諸税は、都市計画税が市街化区域内の都市施設整備のための受益者負担の趣旨を持つ目的税であり、固定資産税が地方公共団体にとって貴重な安定的財源とはなっているものの、いずれも宅地に比べて農地の税額が低く抑えられているため、都市域において土地の高度利用を妨げていることが指摘される⁸⁾。

土地譲渡段階で課される諸税については、所得税における長期譲渡所得のより低い税率が、土地の投機的取引を抑制する効果は持つものの、土地の長期保有へのインセンティブとなり、したがって土地の効率的利用を阻害する可能性を持つと考えられる。

4. 土地の高度利用・流動性を高める税制

現行の土地関連税制に対しては、土地の有効利用の観点から、税負担の軽減による土地の流動化を意図したさまざまな租税特例措置の提案がなされている⁹⁾。

そこで、税負担変更の特例措置が、納税者にとって土地取引を促すインセンティブとなりうるのかを検討していく。ここでは、地域活性化を目的とした開発事業のための土地取引を想定し、それに伴う納税者として、土地の提供者（地権者）と土地の取得者（開発事業者）の2者について考察する。

4.1 地権者

土地を譲渡する地権者は、土地売却の譲渡益に応じて所得税負担も大きくなる。現行制度で

7) 例えば、青野[2006]。

8) 経済企画庁経済研究所編[1991]は、市街化区域内の農地に対する固定資産税の宅地並み課税が、農地から宅地への土地利用の転用を促進する効果を持つことを計量的に分析している。また、荒井[2008]は、固定資産税の引き上げが、地価下落を促すこと、保有している土地を未利用のままに放置しておくデメリットを高めることを指摘している。壁谷・伊多波[2009]は、農地の固定資産税を宅地並みに課税した場合の自治体の税収増額を試算している。

9) 例えば、国土交通省[各年]。

は、特別控除額を設け、譲渡益よりも特別控除額の方が大きい場合には、譲渡所得額はゼロとなり、税負担の軽減を図るように配慮している。こうした所得税の軽減措置は、地権者に対して、地域開発のために土地を提供しやすくする効果を持つ。

また、地価が下落ないしは下げ止まっている状況においては、土地の長期譲渡所得と短期譲渡所得の税率に差を設ける理由が薄れてきている。したがって、その差をなくす措置をとることで、地権者に対して所有期間に関係なく土地の転売を促す効果が得られると思われる¹⁰⁾。

さらに、固定資産税および都市計画税における農地・生産緑地に対する宅地並み課税は、地権者の持つ収穫の低い農地を、他用途の開発用地として転売することを促進させる効果が期待される。

4.2 開発事業者

事業者は、営利目的で地域開発事業を展開するが、利益が生じると、法人税・住民税および事業税が課されることになる。もちろん、開発用地の売買によって生じた利益も、それらの課税対象となる¹¹⁾。

(1) 用地を転売する場合

地権者が法人である場合、土地の譲渡益は他の収益と合算されたものが課税所得となる。現行制度では譲渡する土地の所有期間に応じて重課される土地譲渡益重課税が存在する¹²⁾。こうした土地譲渡益に関する税を減免する措置は、法人の所有する未利用地の整理を促進し、より効果的な地域開発を可能にしようであろう。

10) なお、土地を国・地方公共団体等に譲渡した場合には、現行でも短期譲渡所得の税率は長期譲渡所得の税率と同じに減免される（租税特別措置法32(3)）。

11) 2013年1月現在の法人所得税の実効税率は35.64%である。

12) ただし、当重課税は不動産市場の低迷等のため2013年12月31日まで適用停止となっており、さらに適用停止期間が延長される見込みである。

(2) 開発用地を購入する場合

不動産取得税や登録免許税の軽減措置ないし廃止は、開発事業者にとって土地取得費用の低下につながるため、開発予定地の積極的な買収を促し、速やかな開発を可能にすると考えられる。

(3) 土地を所有している場合

固定資産税は、土地を所有しているだけで毎年課される税金であり、その税額は課税標準(固定資産税評価額)に税率を乗じて算定されるため、その課税標準あるいは税率を上昇させる措置は、資金力のある開発事業者に土地を集約させる効果があると同時に、所有している土地の効率的・高度利用を促進すると期待される。

5. おわりに

本稿では、現行の土地関連税制を概観することで、土地取引ひいては地域開発を抑制している要因を探ってきた。そして土地の流動化を促進し、地域を活性化するためには、主として、土地取得段階の課税(不動産取得税や登録免許税)を軽減・廃止し、土地保有段階の課税(固定資産税・都市計画法)を強化していく必要があると思われる。特に、地方税である固定資産税・都市計画法の強化は、地域振興政策を執行する自治体の財源確保にも有効な手段であると考えられる。

参考文献

DHB 制作委員会 [2013], 『税務・経理・人事ハンドブック』C & R 研究所。
 Henderson, J.V. [1985], *Economic Theory and the Cities*, Academic Press (J.V. ヘンダーソン著, 折下功訳 [1987], 『経済理論と都市』勁草書房)。
 青野勝広 [2006], 「不動産取得税・登録免許税と凍結効果—不動産取得税・登録免許税の税法と経済学」『松山大学論集』第18巻第2号, pp. 1-18。
 荒井貴史 [2007], 「土地税制と課税の経済効果」

(1) 不動産取得税」『尾道大学経済情報論集』第7巻第2号, pp. 71-91。
 荒井貴史 [2008], 「土地税制と課税の経済効果」(2) 固定資産税」『尾道大学経済情報論集』第8巻第1号, pp. 233-250。
 金子宏 [2012], 『租税法(第17版)』弘文堂。
 金本良嗣 [1997], 『都市経済学』東洋経済新報社。
 壁谷順之・伊多波良雄 [2009], 「土地税制と地方財政収入—農地に対する優遇税制を巡って」『会計検査研究』第40号, pp. 79-96。
 川崎一泰 [2012], 「固定資産税を活用した地域再生ファンドの可能性」『ゆうちょ資産研究』第19巻, pp. 47-69。
 経済企画庁経済研究所編 [1991], 「土地税制の理論的・計量的分析—固定資産税が宅地供給と地価に及ぼす影響についての計量分析」『経済分析』126号。
 国土交通省 [各年], 『国土交通省税制改正要望(平成20年度~平成25年度)』。
 桜井良治 [1993], 「地価税の実態と低未理用地課税としての改革」『静岡大学法経研究』第42巻第1号, pp. 160-188。
 税務大学校編 [2011], 『税法入門—税務大学校講本』税務大学校。
 宮尾尊弘 [1995], 『現代都市経済学(第2版)』日本評論社。
 森信茂樹 [2002], 「譲渡所得課税の経済効果と政策課題」『日税研論集』第50号(電子版)。
 山下孝一編 [2012], 『法人税—決算と申告の実務』大蔵財務協会。
 山田浩之・徳岡一幸編 [2007], 『地域経済学入門』有斐閣。

【共通論題】

リスク社会における経済政策*

—原発のリスクを考える—

Economic Policy in the Face of Big Risks: A Case of Nuclear Power Plants

柳川 隆 (神戸大学)

Takashi YANAGAWA, Kobe University

1. はじめに

東日本大震災における原発事故を境に、巨大リスクに対する関心が高まり、原発のあり方やエネルギー政策のあり方について多くの議論がなされている。ここでは、原発のあり方を念頭に置きながら、リスク社会における経済政策について述べていきたい。

リスクを3つの視点から分類し、原発のリスクの特徴を確認することから始めよう。第1に、加害者がいるか否かである。交通事故などと同様に原発事故にも加害者がいる。福島原発の事故原因は自然災害に誘発されたものではあるが、東京電力が事故の加害者であることは間違いのない。これに対し、地震や雷などの自然現象による被害には加害者がいない。高齢化社会の日本では長生きも加害者のいないリスクの一つである。第2に、確率的に起こるか否かである。確率的に起こるものとしては、交通事故、火事、長生きが挙げられる。1件ごとのリスクは測れなくとも、社会全体としてはこれらのリスクは確率的に予測できる。これに対して、確率的な予測が難しいものとしては、大規模地震や原発事故が挙げられる。第3に、被害が生じたときに自力ないし保険でカバー可能な範囲か否かである。小さな事故は自己責任で済むし、交通事

故や火事の場合には個人的に被害の補償をすることが難しい場合でも、社会全体では保険でカバーできる。これに対して、大規模地震や原発事故の場合、被害額が甚大となるため、保険でカバーすることが事実上不可能である。地震保険は実際にはあるが、そのカバーできる範囲は限定されたものでしかない。このような3つの観点から原発事故の特徴を分類すると、加害者の存在、確率的な予測の困難さ、保険による被害の回復の困難さ、にまとめられる。こうした特徴をもつ原発に対してどのような政策が考えられるかについて考えていきたい。

2. 過失責任と厳格責任

この節では、加害者による不法行為の賠償責任の考え方について整理しておこう¹⁾。不法行為を行った加害者は、被害者に対する賠償責任を負うが、賠償責任ルールは過失責任と厳格責任(無過失責任)に分けられる。不法行為による損害賠償については、民法709条で「故意又は過失によって他人の権利又は法律上保護される利益を侵害した者は、これによって生じた損害を賠償する責任を負う」と定められている。

過失の概念とは、損害発生の予見可能性があるのにこれを回避する行為義務(結果回避措置)を怠ることであり、過失の判断基準として経済学者にも理解しやすいのが、アメリカの裁判官によって示され、広く受け入れられている

* 本稿は2013年5月25日に東京大学にて行われた日本経済政策学会第70回大会全国大会における共通論題「経済政策に関する信頼性」での講演に基づくものであるが、一部には講演では述べられなかった点も含まれている。

1) 内田 [2007], 古谷・宮澤 [2014].

ハンドの定式である。これは、「(回避コスト B) < (損害の発生の蓋然性 P) × (被侵害利益の大きさ L)」のときに過失ありと判断するものである。例えば、 $B=1$ 千万円、 $P=15\%$ 、 $L=1$ 億円の場合には過失ありとなる。しかし、ハンドの公式の利用には留意すべき点がある。第1に、 B 、 P 、 L の算定は容易ではない。第2に、過失がなければ予見されていた損害を与えても賠償責任はなく、被害者は救済されない。過失責任制度は、一方で行為者に過失がないように配慮することを求めるが、他方で他者に被害をもたらすかもしれないような行動の自由を保証する。

一般に、過失の立証責任は被害者が行わなければならないが、それでは被害者の救済が困難になりうる。過失の推定をもとに、過失の立証責任を加害者側に転換する動きが現れてきた。たとえば、自動車損害賠償保障法(強制責任保険制度)や知的財産権の侵害(特許法103条、商標法39条、意匠法40条)がその例となる。さらに、厳格責任(無過失責任)も導入されるようになってきた。例として、製造物責任法、鉦業法(109条)、環境法(大気汚染防止法25条、水質汚濁防止法19条)、国家賠償法がある。原子力損害賠償法3条も、「原子炉の運転等の際、当該原子炉の運転等により原子力損害を与えたときは、当該原子炉の運転等に係る原子力事業者がその損害を賠償する責めに任ずる。ただし、その損害が異常に巨大な天災地変又は社会的動乱によって生じたものであるときは、この限りでない。」と規定しており、原則としてこれに該当する。厳格責任は、リスクを生み出したものは賠償責任を取るべきであるという考え方に立つ。

3. 過失責任の問題

経済学的には、加害者が最安値回避者(least-cost avoider)であれば、厳格責任ルールが効率的でもある。一方、過失責任は加害者の注意

水準と活動水準に問題が生じるので、このことを見ておこう²⁾。

まず賠償責任ルールと注意水準についてから始めよう。ある原発の社会的に最適な注意水準(回避コスト x)は社会的総費用の最小化から求められる。社会的総費用は

$$\begin{aligned} \text{社会的総費用} &= (\text{回避コスト } x) \\ &+ (\text{損害発生の蓋然性 } p(x)) \\ &\times (\text{被侵害利益の重大さ } h) \end{aligned}$$

によってあらわされ、これを最小化する回避コスト x の条件は、 $1+p'(x)h=0$ となり、これを書き直すと、 $-p'(x)=1/h$ が社会的費用最小化条件式となる。

責任ルールとして、無責任ルール、厳格責任ルール、過失責任ルールを取り上げ、その注意水準との関係についてみると、第1に、無責任ルールのもとでは、行為者は注意しないであろう。注意するにはコストを要するのに、それによるメリットがないためである。第2に、厳格責任ルールのもとでは、社会的に最適な注意水準を選ぶ。目的関数が社会的コストと同一のためである。第3に、過失責任ルールのもとでは、結果回避義務に相当する注意水準を選ぶ。つまり、免責となる範囲で最低の水準の注意水準を選ぶのである。そこで、社会的最適を実現するには、過失の判断基準を社会的に最適な注意水準とすればよい。しかし、社会的に最適な注意水準を見つけることが容易でない場合、過小な注意水準や過大な注意水準を強いることになる。

次に、賠償責任ルールと活動水準について見ることしよう³⁾。ただし、ここでは注意水準は最適な水準 x^* にコントロールされているものとする。原発を何か所設置すべきかといった社会的に最適な活動水準 z は社会的便益 $b(z)$ の最大化で求められる。社会的便益は

$$\text{社会的便益} = b(z) - z(x^* + p(x^*)h)$$

2) シャベル [2010] 第8章。

3) シャベル [2010] 第8章。

で表され、この最大化条件は、 $b'(z^*)=x^*+p(x^*)h$ となる。これに対し、まず、無責任ルールのもとでは $b(z)$ を最大化する、すなわち、 $b'(z)=0$ となる活動水準 z を選ぶので、過大な活動水準を選ぶことになる。次に、厳格責任ルールのもとでは、社会的に最適な活動水準となる。ただし、それは $b(z)$ が企業利潤であったり社会的な外部性がない場合であり、もし正の外部性があると活動水準は過小となる。そして、過失責任ルールのもとでは、 x^* が免責となる注意水準であると、 $b(z)-zx^*$ を最大化する、すなわち $b'(z)=x^*$ となる水準を選択するので、過剰な活動水準となることがわかる。

4. 損害賠償責任保険、無資力

加害者が損害賠償責任を負う場合には損害賠償責任保険を利用することにより、また、被害者が損害を賠償してもらえない場合には損害保険を利用することにより、それぞれ事故が発生した場合の負担を回避できる。損害賠償責任保険があると、厳格責任のもとで、リスク回避的な加害者は損害賠償責任保険に加入するだろうし、損害保険(地震保険など)があると、過失責任のもとで、リスク回避的な被害者は損害保険に加入するだろう。このように、通常のリスクへの対応として保険は有効であるが、巨大なリスク(地震や原発事故)への対応として損害賠償責任保険や損害保険には限界がある。保険・再保険の引き受け手が巨大なリスクを負えないからである⁴⁾。

加えて、保険制度が機能しない場合として、原発事故のような巨大な賠償額が発生する場合には、加害者が賠償額を支払えずに破綻する無資力(judgment-proof)の問題が生じる。加害者が損害額を負担できない場合、リスクを減少させるインセンティブが低下し、注意水準が弱まり、活動水準が高まるというモラルハザードが生じる⁵⁾。

5. 福島原発の事故原因・事故処理・安全管理

福島原発事故に関しては、民間、東京電力、国会、政府による4つの事故調査委員会が設けられた。これらの報告から、事故原因・事故処理・安全管理について若干の整理をしておく⁶⁾。

第1に、事故原因については、「想定外」の津波による(東電事故調)とされる。しかし、直接の原因が地震でなく津波であったとしても、東北電力女川発電所は、東京電力福島発電所よりも十分な津波対応をとっていたため事故を避けることができた⁷⁾。竹森 [2011] は、両社の行動の違いを、「女川は東北電力にとって『地元』であったが、福島は東京電力にとって単なる『植民地』に過ぎなかった、という事実で説明できるかもしれない」という。

第2に、事故処理については、政府の対応の不十分さを指摘するものが多い。たとえば、官邸からの指示や命令がしばしば現場を混乱させた(東電事故調)。官邸の過剰な介入が現場の指揮命令系統を混乱させ、官邸の危機管理体制が機能せず、東電と政府の責任の境界があいまいだったことが被害を最小化できなかった(国会事故調)。首相以下の関係閣僚や原子力安全・保安院長、原子力安全委員長らと、各省庁の幹部らを集めた緊急参集チームが別室にわかれていたため、十分な情報がないままに意思決定をせざるをえない場合も生じた。首相の翌朝の現場視察には疑問が残り、首相が同日夕の海水注入の是非を検討させたことも適切でなかった

5) 損害賠償責任保険がある場合にも、モラルハザードの可能性は否定できない。

6) 日本科学技術ジャーナリスト会議 [2013]。

7) 竹森 [2011] による朝日新聞の引用記事によると、女川発電所は、1号機の申請の際に想定される津波の高さを3メートルとしたが、敷地を14.8メートルの高さに造っておいた(その後の調査技術の進歩により、津波の想定を9.1メートルに変更している)。今回の地震で地盤が1メートル沈下し、13メートルの津波が来たが、80センチの壁で直撃を免れた。

4) シャベル [2010] 第11章。

(政府事故調)。民間事業者が事故対応に当たることが、民間だけで対応しきれない問題ではなかったにもかかわらず、政府との連携は不十分であった。

第3に、安全管理に関しては、十分な備えができていなかった。たとえば、津波対策で国の明確な基準がなかった。原子力関係者全体が、想定事象を大幅に上回る事象を想定できなかった(東電事故調)。規制する立場とされる立場の逆転関係が起き、規制当局は電気事業者の虜になっていた(国会事故調)。東電の初動対応の不手際、政府の非難指示や情報発信の不備など、東電や政府に複合的な問題があった。津波による全交流電源喪失が招く過酷事故(シビアアクシデント)への備えが圧倒的に不足していた(政府事故調)。もし虜の理論が当てはまっていたなら、政府の規制当局が十分な安全規制を怠っていたことになる。

6. 原発の賠償責任について

ここで原発の賠償責任の評価をしてみよう。第1に、無資力が原発の安全性を低下させた可能性がある。ここで、Ramseyer [2012] の指摘を引用しておくことにしよう。

Tokyo Electric wildly underplayed the risk of a large earthquake and tsunami, but it did not underplay it carelessly or negligently. It underplayed it rationally — wildly, but rationally. By incorporating, it limited the extent of its liability to the fire-sale value of its net assets. Beyond that amount, any losses fell on its victims — or, if the government so chose, on taxpayers. Once losses climbed beyond its fire-sale value, Tokyo Electric escaped all liability.

第2に、無資力は原発供給(原子力発電所)を過剰に拡大させた可能性がある。第3に、原発を産業政策とらえた場合、受益者と事故時の被害者とは一致せず、被害者保護の観点から

は、原発の賠償責任が無過失責任となっていることに正当性がある。そして、無資力故に賠償不能となる賠償額を国が負担する正当性がある。

7. 原発は公的所有とすべきか

これまで述べてきたように、原発を民間で保有・運営することはリスクの点から問題がある。橘川 [2011] は、国策民営方式の矛盾として、次の4点を挙げている。①電源三法の枠組みがなければ立地確保できない、②使用済み核燃料処理問題、③非常事態発生時の危機管理(自衛隊、消防、警察、米軍の出動)、④国と電力会社間の責任の所在が不明確である。このうち、①の産業への介入は鉄道の敷地買収などと同様のことであり、原発国有化の直接の理由とはならない。②は民間企業だけでは手に負えず、国が率先して行うべき事業であり、国がこの問題から手を引くと民間では原発を維持できなくなるが、これも原発国有化には直接にはつながらない。③は今回の原発事故で明らかになったことである。④も非常時における問題である。

このように、原発のリスクのことを考えると民営より国営のほうが望ましいと思われる。特に、①無資力によるモラルハザード、すなわち原発の安全性への配慮が不足するかもしれないことや過剰に原発に依存するインセンティブを避けることに役立つ。②不確実な事態=原発事故が生じたとき、国が国権の発動により迅速に責任をもって事故処理にあたることのできることも重要である⁸⁾。③民営ではリスクのある原発事業によって平時に利益を得るのが主として事業者と安価な電力の利用者であるのに対し、巨大事故の被害を受けるのが原発立地の住民と賠償のための国費を負担する国民であるというように、受益者と被害者が異なる。さらに、④電力自由化における競争基盤としても重要であ

8) Williamson [1999] は予測できない事態への対処という観点から、適切なガバナンスの形態について述べている。

る。大手電力会社は水力発電や原子力発電といった限界費用の低い電源を有しており、新規参入事業者は限界費用の高い火力発電を用いるだけでは競争になりにくい。原発を国有化し、その電力を卸売市場で取引することにより、電力小売への参入が容易になり、小売の競争は活発化するだろう⁹⁾。

8. 価値観・国家観と経済政策

リスク社会での意思決定について、震災のようには確率が使えない場合の意思決定について、酒井 [2007] の理論的説明を紹介しよう。プロジェクトが3つ(X, Y, Z)あり、その結果について、良いシナリオ(シナリオI)と悪いシナリオ(シナリオII)があるとする。各プロジェクトとシナリオ別の利得が次の表のようであるとする。Xはハイリスク・ハイリターン、Yはミディアムリスク・ミディアムリターン、Zはローリスク・ローリターンである。

プロジェクト	シナリオ	
	I	II
X	10	-12
Y	5	-3
Z	1	-1

3つのプロジェクトのうちどれを選ぶかは意思決定者の価値観、すなわち良いシナリオと悪いシナリオが実現したときの効用への評価に依存するとして、3つの判断基準を示している。第1に、最善の中の最善を選ぶマクシマックス基準によると、Xを选好し、平均の中で最善を選ぶマキシ平均基準によるとYを选好する。そして、最悪の中で最善を選ぶマクシミン基準によるとZを选好する。このように成功と失敗に対する評価との置き方が異なると、リスクに対してどのような態度をとるかが変わる。

リスク回避への価値観は、一般に政策を決定

9) フランスでは卸電力市場の競争促進のため、フランス電力(EDF)の原子力発電の3分の1を市場にすることを義務化する法律(NOME法)ができた(山田 [2012] p. 98)。

する際の大きな基準の一つである。安心・安全や弱者保護をどれほど重視するか、すなわち、事故・事件のリスクの回避のための安全規制や貧困のリスク回避のためのセーフティネットをどれほど整備すべきか、逆に、自由と自己責任をどれほど重視するかは政策の重要な決定事項である。原発の将来についても、公的所有のもとで原発の利益を享受し負担を荷うことになる国民の選択に委ねられるべきであろう。

価値観と並んでもう一つ重要な社会的な意思決定の要素は国家観である。経済学では一般的に政府とは社会的厚生を最大化する博愛的統治者と考えられるのが一般的である。しかし、虜の理論のように、公務員(政治家・省庁・官僚)は自己ないし自己の所属する集団の利益を重視して行動すると考えることもある。ここで再びRamseyer [2012] から引用しよう。

Regulated electricity prices, NIMBY siting politics, and the progressive tax regime will combine to cause voters to elect politicians who build inefficiently dangerous power plants. Given these three factors, voters will select politicians who rig the rate-setting process to sell themselves cheap power. They will select politicians who site dangerous plants near a small minority of other voters. And they will select politicians who will charge any resulting catastrophe to the public fisc — and, thereby, to the small minority of taxpayers who fund the bulk of that fisc. They will not select politicians who equalize the cost and returns to the country as a whole.

原発国営にも限界があることには注意しておかなければならない。公的所有の下で、国の議会が原発の数や立地を適切にコントロールできるかどうかは確かでない。

しかし、現代において、国家が博愛的統治者であるか否かは、国家のさまざまなパフォーマンス

ンスを決めるうえで最も重要であると言っても過言でない。経済学も、国家が博愛的統治者としてとしての信頼を得るべく、組織や制度（あるいは手続き）の整備に貢献することが重要である。震災後では、たとえば、原子力規制委員会の組織・役割を見直したことで、膚の理論が当てはまらないような原子力政策のガバナンスが実現することが重要である。

9. おわりに

第70回の記念すべき全国大会での共通論題報告として、最後に日本経済政策学会の今後への示唆を述べておきたい。これまで共通論題のなかで、成長を含む効率性以外の価値観も考慮した経済政策の研究としては、2006年全国大会の『「効率」と『安心』の経済政策』が目につく程度であるが、効率性追求を前提とした経済学を越えた部分の研究も重要である。これには価値観に立ち回らない経済データの実証研究だけでなく現実の人々の価値観を扱う実証的研究が必要となる。そしてそれ以上に、最大化原理を前提として視野の狭い問題を解く理論研究だけでなく、（それらに依拠しつつも）さまざまな要素を考慮した総合的な理論的論説が必要となる。日本経済政策学会でも全国大会をはじめとする研究報告や経済政策ジャーナル誌上での論文においても、こうした研究が行われ、複雑な現実問題の解決に貢献しうることが望まれる。

参考文献

- Ramseyer, J. Mark [2012], "Why Power Companies Build Nuclear Reactors on Fault Lines: The Case of Japan," *Theoretical Inquiries in Law*, Volume 13, Number 2.
- Shavell, Steven [2004], *Foundations of Economic Analysis of Law*, Harvard University Press (シャベル著, 田中亘・飯田高訳 [2010], 『法と経済学』日本経済新聞出版社).
- Williamson, Oliver [1999], "Public and private

bureaucracies: a transaction cost economics perspectives," *Journal of Law, Economics, and Organization*, 15, 1, pp. 306-342.

- 内田貴 [2007], 『民法Ⅱ・債権総論』東京大学出版会
- 橋川武雄 [2011], 『原子力発電をどうするか』名古屋大学出版会
- 酒井泰弘 [2007], 『経済学におけるリスクとは』橋木俊昭・長谷部恭男・今田高俊・益永茂樹『リスク学とは何か』岩波書店
- 竹森俊平 [2011], 『国策民営の罫』日本経済新聞出版社
- 日本科学技術ジャーナリスト会議 [2013] 『4つの「原発事故調」を比較・検証する—福島原発事故13のなぜ』水曜社
- 古谷貴之・宮澤信二郎 [2014], 『損害賠償ルールの機能とは』柳川隆・高橋裕・大内伸哉編『エコノミー・スタディーズのすすめ』有斐閣, 第7章
- 山田光 [2012] 『放送電分は切り札か』日本評論社

【大会記事】

第70回全国大会プログラム

日時 2013年5月25日(土) 9:15~17:40
5月26日(日) 9:00~16:00
会場 東京大学駒場キャンパス

大会テーマ
『経済政策に関する信頼性』

第1日目 5月25日(土)

開会の辞(講堂(900番教室))

9:15~9:30

I 加藤寛先生メモリアル・セッション: 経済政策学の先駆者

9:30~12:00

司会 小澤太郎(慶應義塾大学)

(1) 基調講演: 「加藤寛先生の業績, 学会への貢献」
報告者 横山 彰(中央大学)

(2) 加藤寛先生の経済政策学者としての生き方・あり方
報告者 丸尾直美(東京福祉大学)

(3) その後の経済政策学の発展

① 経済史における制度—比較歴史制度分析の革新

報告者 岡崎哲二(東京大学)

② 公共選択論の新潮流—非合理性への着目

報告者 小澤太郎(慶應義塾大学)

③ 行財政改革, 構造改革と現代日本の経済問題

報告者 奥野正寛(東京大学名誉教授)

④ 税制改革と最適課税論の展開

報告者 林 正義(東京大学)

II 昼食 12:00~13:00

III 理事会 12:00~13:00

IV 総会 13:00~13:30

V 会長講演 13:30~14:00

講演者 荒山裕行(名古屋大学)

VI 共通論題『経済政策に関する信頼性』 14:10~16:20

司会 内山敏典(九州産業大学)

(1) データ・インテンシブな科学はいかに経済政策 (2) 改正高齢者雇用安定法の施行と企業の「第二

に貢献できるか

報告者 須藤 修(東京大学)

(2) リスク社会における経済政策

報告者 柳川 隆(神戸大学)

VII ラウンドテーブル『全国大会の従心とこれら』 16:30~17:40

パネリスト(あいうえお順)

飯田泰之(明治大学)

鈴木伸枝(駒澤大学)

田中康秀(神戸大学)

中村まづる(青山学院大学)

福重元嗣(大阪大学)

前田 章(東京大学)(兼モデレータ)

第2日目 5月26日(日) 9:00~16:00

I 自由論題セッション 9:00~10:45

1 自由論題—市場情報と企業

座長 内山敏典(九州産業大学)

(1) 産業財メーカーの対顧客に対するブランディング効果に関する研究—顧客の視点から—

報告者 久保さな子(立教大学※)

討論者 誉 清輝(城西大学)

(2) 市場センチメント・インデックスの構築と株価説明力の分析—日次データによる検証—

報告者 石島 博(中央大学)

数見拓朗(大阪大学)

前田 章(東京大学)

討論者 塚原康博(明治大学)

(3) 広告宣伝費と企業業績の関係

報告者 戸塚裕介(立教大学※)

討論者 明石芳彦(大阪市立大学)

2 自由論題—社会保障制度

座長 小林甲一(名古屋学院大学)

(1) 観光・レジャー分野における第三セクターを対象にしたソフトな予算制約問題の検証—地方公共団体による補助金交付・損失補償契約・貸付は第三セクターのパフォーマンスに影響を及ぼしているか?—

報告者 松本 守(北九州市立大学)

後藤孝夫(近畿大学)

討論者 宮野俊明(九州産業大学)

- 定年」の取り扱いについて一望ましい雇用延長のあり方とは—
 報告者 加藤 巖 (和光大学)
 討論者 小峰隆夫 (法政大学)
- (3) 日本の生活保護制度について—大阪市の生活保護を中心に—
 報告者 任 琳 (桃山学院大学※)
 討論者 久下沼仁筭 (京都学園大学)
- 3 自由論題—震災復興
 座 長 野村宗訓 (関西学院大学)
- (1) 東日本大震災における復興予算配分とその空間性
 報告者 藤本典嗣 (福島大学)
 討論者 長峯純一 (関西学院大学)
- (2) 原子力損害の賠償に関する法律—我妻原案とその修正—
 報告者 日向 健 (山梨学院大学)
 討論者 村松幹二 (駒澤大学)
- (3) 県間産業連関表から見た被災地漁業の重要性と復興の方向性
 報告者 野呂拓生 (青森公立大学)
 討論者 黒倉 壽 (東京大学)
- 4 自由論題—地域経済と環境
 座 長 鳥居昭夫 (中央大学)
- (1) 中国の民間有力企業の社会的責任の動向と今後の展望
 報告者 程 天敏 (中央大学※)
 討論者 竹歳一紀 (桃山学院大学)
- (2) 地域におけるCO2削減策とその経済効果推計に関する考察—都道府県のシミュレーション研究—
 報告者 渡邊 聡 (名古屋大学)
 討論者 森岡 洋 (三重短期大学)
- (3) 日本の農業部門の再生に向けた分析と政策提言
 報告者 寺西都晃 (鈴鹿国際大学)
 討論者 狩野秀之 (宮崎大学)
- II 自由論題セッション 10:55~12:40
- 1 自由論題—産業組織
 座 長 土井教之 (関西学院大学)
- (1) 医療サービスの質に関する競争と診療報酬制度
 報告者 三浦 功 (九州大学)
 前田隆二 (九州大学※)

- 討論者 河野敏彦 (富士通総研)
- (2) タクシーの規制緩和に伴う料金と需要の動向
 報告者 松野由希 (一般財団法人運輸調査局)
 討論者 後藤孝夫 (近畿大学)
- (3) ブランド内競争の促進は消費者余剰を改善させるのか—国内自動車産業における予測—
 報告者 田中拓朗 (神戸大学※)
 討論者 村上礼子 (近畿大学)
- 2 自由論題—厚生と持続性
 座 長 永合位行 (神戸大学)
- (1) An Aging Society with the Declining Birth-rate: Japan (Moving toward a Sustainable Society)
 報告者 伊代田光彦 (桃山学院大学)
 討論者 吉田良生 (椋山女学園大学)
- (2) 満足度の要因分析—A. Senの厚生主義批判によせて—
 報告者 丸谷冷史 (京都産業大学)
 討論者 千田亮吉 (明治大学)
- (3) 教育選択, 所得制限, および人的資本蓄積
 報告者 村田 慶 (静岡大学)
 討論者 水野英雄 (椋山女学園大学)
- 3 自由論題—住宅政策
 座 長 酒井邦雄 (愛知学院大学)
- (1) 政策目的実現のために, より有効な補助金給付先に関する考察
 報告者 有賀 平 (MS&AD基礎研究所株式会社)
 討論者 角本伸晃 (椋山女学園大学)
- (2) 中古住宅の流通促進に関する考察
 報告者 廣野桂子 (日本大学)
 討論者 矢口和宏 (東北文化学園大学)
- (3) ドイツの借家人保護と転居行動—SOEPによるサバイバル分析—
 報告者 高倉博樹 (静岡大学)
 討論者 隅田和人 (東洋大学)
- 4 自由論題—エネルギー政策
 座 長 田中廣滋 (中央大学)
- (1) エネルギー政策と発送電分離後の企業形態
 報告者 秋山健太郎 (星城大学)
 討論者 谷口洋志 (中央大学)
- (2) 方向性のある価格付けの理論と電力取引への適

- 用
- 報告者 前田 章 (東京大学)
 長屋真季子 (昭和女子大学)
- 討論者 渡邊 聡 (名古屋大学)
- (3) 原子力発電所に対する評価の変化—福島第一原子力発電所の事故の前後を比較する—
 報告者 西川雅史 (青山学院大学)
 加藤尊秋 (北九州市立大学)
 高原省五 (独立行政法人原子力安全基盤機構)
 本間俊充 (独立行政法人原子力安全基盤機構)
 討論者 野村宗訓 (関西学院大学)
- 5 自由論題—企業イノベーション
 座 長 村上 亨 (追手門学院大学)
- (1) 職務発明報奨制度はイノベーションの質を高めるか?
 報告者 金間大介 (北海道情報大学)
 西川浩平 (摂南大学)
 討論者 村上由紀子 (早稲田大学)
- (2) 企業再生支援政策と産業構造
 報告者 和田美恵 (同志社大学)
 討論者 矢野浩一 (駒澤大学)
- (3) スピノフと事業譲渡における企業インセンティブと社会的効率性
 報告者 吉田友紀 (九州大学※)
 討論者 鈴木伸枝 (駒澤大学)
- III 昼食 12:40~13:40
- IV 自由論題セッション 13:40~15:25
- 1 自由論題—情報と通信
 座 長 井手秀樹 (慶應義塾大学)
- (1) 通信業における外資系企業の雇用と政策について
 報告者 鈴木章浩 (立教大学)
 討論者 穴倉学 (長崎大学)
- (2) Macroeconomic Analysis of Cloud Computing
 報告者 高木聡一郎 (東京大学※)
 田中秀幸 (東京大学)
 討論者 竹村敏彦 (佐賀大学)
- (3) 情報セキュリティ・インシデントによる経済損失の推計に関する研究

- 報告者 田中秀幸 (東京大学)
 竹村敏彦 (佐賀大学)
 飯高雄希 (情報処理推進機構)
 花村憲一 (情報処理推進機構)
 小松文子 (情報処理推進機構)
- 討論者 春日教訓 (甲南大学)
- 2 自由論題—家計行動
 座 長 荒山裕行 (名古屋大学)
- (1) 家計の子育て負担と教育支出
 報告者 増田幹人 (内閣府経済社会総合研究所)
 討論者 和泉俊彦 (嘉悦大学)
- (2) 希望子ども数が出生行動に与える影響
 報告者 松浦 司 (中央大学)
 討論者 佐藤晴彦 (平成国際大学)
- (3) 有配偶女性就業者の時間配分モデルについての考察
 報告者 坂西明子 (奈良県立大学)
 討論者 小崎敏男 (東海大学)
- 3 自由論題—国際経済
 座 長 千田亮吉 (明治大学)
- (1) 東アジアの貿易自由化と経済構造変化
 報告者 伴ひかり (神戸学院大学)
 討論者 伊藤俊泰 (名古屋学院大学)
- (2) わが国の為替政策について
 報告者 松本和幸 (立教大学)
 討論者 中澤正彦 (京都大学)
- (3) 為替レート及び実質利率が日本企業の設備投資に与える影響—財務データに基づくパネルデータ分析—
 報告者 蟹澤啓輔 (明治大学※)
 討論者 平賀一希 (東海大学)
- 4 経済発展と開発
 座長 小柴徹修 (東北学院大学)
- (1) アジア途上国の経済成長要因の検証—ASEAN後発諸国での対外開放及び産業構造の高度化—
 報告者 藤田 輔 (上武大学)
 討論者 大平 哲 (慶應義塾大学)
- (2) 圧縮型経済発展と中国の成長—台湾の経験との比較を通して—
 報告者 連 宜薄 (麗澤大学)
 討論者 國本康寿 (梅光学院大学)

- (3) ラオス北部における中国投資の農業と貧困削減に与える影響
 報告者 駿河輝和 (神戸大学)
 Phanhpakit Onphanhdala (ラオス国立大学)
 討論者 足立文彦 (金城学院大学)
- V 企画セッション『地域再生と交通』 13:40~16:00
 座長 小淵洋一 (城西大学)
- (1) 地域振興と鉄道サービス
 報告者 庭田文近 (城西大学)
 討論者 古川 克 (埼玉県立上尾橋高校)
- (2) 地域における高齢者の移動を考える~共助の視点から~
 報告者 柳澤智美 (城西大学)
 討論者 古川 克 (埼玉県立上尾橋高校)
- (3) 地域活性化と税制度~現状と課題~
 報告者 大場智子 (文教大学)
 庭田文近 (城西大学)
 討論者 維田隆一 (地球環境情報センター)
- (4) 地域再生における交通部門の役割
 報告者 田村正文 (八戸大学)
 討論者 小淵洋一 (城西大学)

所属の右の※印は学生会員であることを示す。

原稿の応募

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

投稿論文は未発表のものに限り、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.jepa-hq.com/jeps/indexj.html>に掲載されています。

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

〒101-8301
東京都千代田区神田駿河台1-1
明治大学商学部
千田亮吉 宛

同時に、投稿論文のファイルないしはpdf化したファイルをchida@kisc.meiji.ac.jpあてに添付ファイルでお送り下さい。ファイルのプロパティ等に作成者の氏名等が残らないようにご注意下さい。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

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

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

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

※投稿についてのお問い合わせは

千田亮吉
chida@kisc.meiji.ac.jp
までお願いします。

経済政策ジャーナル 第11巻 第2号 (通巻第72号)

2015年7月20日 第1刷発行
編者 日本経済政策学会
発行者 中村まづる

発行所 東京都渋谷区 日本経済政策学会
青山学院大学内
発売所 東京都文京区 株式会社 勁草書房
水道2-1-1
振替 00150-2-175253・電話(03)3814-6861

落丁本・乱丁本はお取り替えます。理想社・中永製本所
無断で本書の全部又は一部の複製・複製を禁じます。Printed in Japan

ISBN978-4-326-54913-9
<http://www.keisoshobo.co.jp>