

# 季刊 社会保障研究

Vol. 51

Summer 2015

No.1

## 研究の窓

成功は失敗の元? ..... 荻谷剛彦 4

## 特集：若者の就業安定モデルの変化と社会保障制度の役割

### 教育システムと就業

——「教育の機会均等」と社会保障をどうつなげるか—— …… 森直人 6

若年無業者と地域若者サポートステーション事業 ..... 宮本みち子 18

若者の第2職の重要性-「初職からの移行」における現代の課題  
..... 香川めい, 西村幸満 29

### 職業能力開発施策の現状と課題：

OECD諸国における若年支援の在り方から ..... 黒澤昌子 44

### 中小企業における新卒採用の実証分析

——どのような企業が採用難に直面しているのか—— ..... 太田聡一 53

## 投稿（論文）

失業給付が再就職先の賃金に与える影響 ..... 田中康就 71

年金制度改正と老後不安：家計のマイクロデータによる分析  
..... 小川一夫, 関田静香 86

## 投稿（研究ノート）

都道府県別国民健康保険医療費の増加率に関するパネルデータ分析  
..... 今村晴彦, 印南一路, 古城隆雄 99

## 判例研究

社会保障法判例 ..... 橋爪幸代 115

## 書評

西村淳著

『所得保障の法的構造——英豪両国の年金と生活保護の制度史と法理念——』  
..... 長沼建一郎 123

新川敏光著

『福祉国家変革の理路～労働・福祉・自由』 ..... 渡辺雅男 127

季刊  
社会保障研究

Vol.51 Summer 2015 No.1

国立社会保障・人口問題研究所

## 『季刊社会保障研究』と『海外社会保障研究』の統合のお知らせ

『季刊社会保障研究』は、1965年の創刊以来社会保障に関する学術研究の発展に貢献して参りました。1998年に創刊された『海外社会保障研究』もまた、その前身である『海外社会保障情報』を引き継ぎ、海外における社会保障制度に関する情報発信ならびに研究発表の場として機能を果たして参りました。

他方、この半世紀の間に我が国は人口高齢化のフロントランナーとなる一方、欧米以外の諸国でも制度の構築・発展がみられるなど、国内外の社会保障をとりまく環境は変化を遂げてきました。さらにインターネットの発達により、国内外のデータへのアクセスは格段に向上し、研究のありようにも大きな進展がみられます。国内・海外という対象国に基づく研究上の区別は稀薄になり、読者の多くも特定のテーマに関する双方の情報を同時に求めるようになってきています。

こうした変化を踏まえ、国立社会保障・人口問題研究所（社人研）では、これら2つの雑誌が築いてきた基盤の上に日本の社会保障研究をよりいっそう推進していくことを目指し、2015年度をもちまして、両誌を発展的に統合することといたしました。2016年度以降は、統合による相乗効果を活かした、社会保障に関する学術性、学際性、国際性、情報発信機能を備えた政策指向の雑誌として新たに生まれ変わります。

新しい雑誌の名称ならびに編集体制につきましては、決定され次第、本誌および社人研のホームページにてお知らせいたします。

読者の皆様、これまでご寄稿いただきました皆様、編集にご協力いただきました皆様方におかれましては、長年のご高配に心より感謝申し上げますとともに、新雑誌につきましても、引き続きご指導、ご愛読くださいますよう、何卒よろしくお願い申し上げます。

### ご挨拶

このたび『季刊社会保障研究』と『海外社会保障研究』は、現代社会に求められる学術性、学際性、国際性、情報発信機能を備えた政策指向の新たな雑誌へと生まれ変わるべく、2016年4月に統合することとなりました。両誌のこれまでの蓄積を踏まえ、学界と政策立案の双方にいっそう大きな貢献をする雑誌となるよう努めて参る所存です。今後もご愛読くださいますよう、どうぞよろしくお願い申し上げます。

## 投稿論文の募集について

○『季刊社会保障研究』『海外社会保障研究』に論文等の投稿を検討中の方は、新しい雑誌の投稿規程が決定されるまでは、現在の各誌の投稿規程・執筆要領にしたがって原稿を作成し、投稿してください。

○新雑誌への移行に伴い、投稿論文の採用が決定される時期によっては、新雑誌に掲載となる場合もあります。予めご了承くださいますようお願いいたします。

○既に投稿され、現在審査中のものについても、場合によっては新雑誌に掲載される可能性があります。急な変更となりますこととお詫び申し上げます。

○新しい投稿規程が決定されましたら、社人研ホームページにて発表いたします。発表は2015年秋頃になる予定です。それ以降は、新しい投稿規定に沿って原稿を受付いたします。

○引き続き多くの皆様からの投稿をお待ちしております。

## 今後のスケジュール

時期	新雑誌	季刊社会保障研究	海外社会保障研究
2015年3月末	統合のお知らせ	第50巻第4号	第190号
2015年4月 6月末 9月末 秋頃	編集準備委員会の発足  誌名・編集体制の決定	第51巻第1号 第51巻第2号	第191号 第192号
2016年2月頃		第51巻第3・4号	第193号
2016年4月 6月末	編集委員会の発足 創刊第1号の刊行		

## 研究の窓

### 成功は失敗の元？

過去の成功体験が、その後の変化の桎梏となる。こうした見方は、とりわけ高度成長期を支えた「日本的」慣行に向けられる。「遅れている」と見なされた慣行が、別の局面では効率的だ、機能的だと賞賛され、時が経つに従い、今度は時代遅れの遺物、変化の妨げとして批判の対象となる。時間差を伴う毀誉褒貶の典型といってよい。

さらに、日本に特徴的な慣行の場合、時に応じて毀誉褒貶が生じるのは、日本の外側に別の評価基準が設定されることにも対応する。「欧米」に比べて遅れているといわれた慣行が、日本経済が好調の時代には「日本的」であることがかえって優位性と見なされ、経済が下降線をたどると、今度は「グローバルスタンダード」に照らして変化に適応できないと貶められる。こうして時間と空間の二つの次元で、毀誉褒貶が繰り返される。新規学卒者の就職の仕組みを含め、「日本的経営」と呼ばれた人事管理に関する慣行にはこうしたものが少なくない。

しかし、この種の手のひら返しは、決して毀誉褒貶の単調な繰り返しではない。日本経済の好不調の波と、必ずしもそれとの因果関係が確定されないまま、日本に特徴的だと見なされる人材育成や人事管理のあり方とが、その時々を持ち出される外的基準に照らして評価され、さらにはそれに基づく改革案が提案される。こうしたプロセスの中で、とくに人材育成に関わる部分については、その日本の特徴と経済のパフォーマンスとの因果関係を確定することがそもそも困難であることから、いきおい、恣意的に選ばれるその時々海外の基準（脅威といってもよい）に照らして、日本のシステムが評価され、改革の議論が前のめりで行われる。昨今の「グローバル人材」育成論議はその典型といってよい。国内向けの人材育成の従前の仕組みが経済のグローバル化に対応できていないという判断が前提となり、とくにアジア周辺国との競争関係を意識して、日本の遅れが指摘される。

どのような能力を持った人びとがグローバル人材なのか。そうした能力育成に適した方法は何か。グローバル人材の需要はどれだけあるのか。その育成に失敗すれば日本経済のパフォーマンスは低下するのか。こうしたことについてはほとんど明らかにされないまま、前のめりの議論が先行

し、改革が実施され、予算がつき込まれる。スーパーグローバル大学やスーパーグローバルハイスクールといった政策は、経済の再生を謳った政策パッケージの一環であるにもかかわらず、経済のパフォーマンスと人材育成の因果関係についてはブラックボックスのまま、高校間、大学間の差異化（格差化）を促進する政策に終始している。

他方で、新規学卒者の就職の仕組みは、基本的に大きな構造変化を伴わないまま今日に至っている。在学中に教育の多大な時間を犠牲にして行われる就職活動は、日本に特徴的な仕組みだが、それがあつた時期「スムーズな移行」を可能にする一定の機能を果たしていたのは、ほぼ全員が正社員として就職し、就職後に長期にわたるオンザジョブトレーニングを通じて職業能力が獲得されることが日本の前提としてあつたからである。単純化していえば、だから学校や大学においても、一授業時間を犠牲にしても、専門的職業訓練が提供されなくとも一般的な職業訓練能力の育成を図っていればよかつたのだ。

ところが、その前提は大きく崩れてしまった。にもかかわらず、兩者をつなぐつなぎ目の就職の仕組みの硬直さだけは変わらない。教育の出口と職業の入り口とが「間断なく」結びつく仕組みは、これだけ教育も雇用も多様化しているのにほとんど変化しない。そこから漏れる人びとが増えていっても、セカンドチャンスを保証する仕組みはなかなか機能しない。しかも漏れた人びとは非正規雇用に着く可能性が高く、それが社会の不平等化とも、少子化の原因とも関係していると指摘されている。どこに問題があるのかは明確なのに、ローカルな問題を抱えたローカルな仕組みが維持される。問題の所在が不明確なグローバル人材の育成が、にもかかわらず前のめりに行われるのとは対照的である。だが、いずれも高度成長期に確立した日本の仕組みがいまや桎梏と化し、変化を妨げていると見なされる点では共通する。

成功は失敗の元なのか。変化の実態を冷静にたどることによってしか、安易な毀誉褒貶から逃れる道はない。それはまた日本的であることの詳細な分析によって可能になる。

荻谷剛彦

(かりや・たけひこ オックスフォード大学教授)

## 教育システムと就業 ——「教育の機会均等」と社会保障をどうつなげるか——

森 直 人

はじめに

国際的にみて低い若年失業率と学校から職業への円滑な移行、初期キャリアの安定性を特徴とした日本で、1990年代後半に「高卒進路未決定」「高卒無業」として最初に顕在化した若者の就業移行における「変調」が指摘されてすでに約20年が経った。2000年代に入ると内閣府など公的实施主体による大規模調査をはじめ広く実態調査が行なわれ、実証的な分析知見が蓄積されてきた。それらの多くは何らかの政策提言を伴い、ここ10年は文部科学省・厚生労働省・経済産業省・内閣府など省庁横断的な若者支援策も構想・実施の段階を迎え、新たな支援策の政策効果を検証する実証研究も積み重ねられつつある。個々の知見と提言にみられる異同を超えて、それらはいずれも従来型の教育と雇用／労働と福祉との関連構造を問い直し、その再設計に向けた編成原理を模索せざるをえなくなっている。それは福祉レジーム総体のなかで教育システムをどう位置づけ直すかという課題に直結するが、さしあたり本稿は若者の就業移行の局面に問題を限定し、個々の実証的知見の網羅的なレビューと政策提言の精査とを目的とはせず、教育システムに視座を定位しつつ教育－雇用／労働－福祉の関係整理を行なったうえで、現代の課題を抽出することを目指す<sup>1)</sup>。

結論を先取りしていえば、「教育の機会均等」の理念の捉え直しを含む議論が一つの焦点となる、というのが本稿の主張である。今後の施策を導く大枠の原則は、社会保障の重心を「人生前半期」にも配置しつつ、労働市場を媒介とした教育と社会保障の結びつきを再編するという方向性に

なるだろう。雇用保険と生活保護との間に「第二のセーフティネット」を張り巡らし、その基盤に教育・訓練ないし支援の拡充・強化を据える。だが、その方向での再設計に対して教育システムの変革をどう対応させる／させないのか、全体の再編構想のもとで教育システムをどのように位置づけるか、といった論点では対立の契機がある。たとえば、ジョブカード制など職業能力の育成・評価に関する新たな仕組みの提案が有効に機能するために、その基盤となる教育システムにもそれと連動した相応の変革を要請することには一定の合理性があるが、こうした「要請」と相対的自律性を有する教育システムに内在する固有の論理とが抵触する可能性はつねにある。最終的には教育訓練＝スキル形成レジーム総体の再編問題へと通じるだろうが、その制度構想においては「教育の機会均等」理念の再構成が必要となるのではないか。

本稿の構成は以下のとおりである。まず1節では、教育と社会の他の下位領域との間に成り立ちうる機能的連関のありようを論理的に整理する。「人生前半の社会保障」を強化し、教育と社会保障とを結びつけることが重要だとしても、その相互関係には微妙で複雑な関連の複数性がある。それは教育の社会的機能に認められる根本的な多面性と両義性とのゆえであり、それゆえ教育システムには多種多様な要求が突きつけられることにもなる。この多様性の関係整理を踏まえたうえで、戦後日本の教育システムに成立した固有の論理・意味論の歴史的意義を導く。2節では、「教育と職業／就業」をテーマとする問題関心の系譜を社会学の「社会階級／階層と社会移動」研究に求め、

世代間流動性の高さに照準して社会の開放化・流動化の趨勢を検証する問題関心から、学校から職業への移行の円滑性と初期キャリアの安定性を問いに設定した制度論的アプローチへとシフトする経緯を概観する。国際比較にもとづく研究が問題の焦点とする教育システムの制度的特徴、わけでも「階層化」の観点から研究成果の含意を敷衍し、就業への移行が困難な条件を提示する。3節では、2節で概観した国際比較研究の枠組みに立脚して日本に固有の「学校から職業への移行」システムが成立する歴史的経緯を整理し、その特徴を「弱い」学歴シグナルしか産出できない教育システムの機能的な代替物として捉え直す。この観点から現在の日本の教育システムの状況を照射して、産出する学歴シグナルをさらに弱める方向への変容が進んでいるとする現状分析を示し、移行ルートに何らかの形での「分断」を（再）設定することが要件となる可能性に言及する。最後に、それまでの検討から導き出された論点が、戦後教育改革の際に分岐型から単線型への学校体系の「転換」をめぐる展開された議論に内在した問題提起と通底することを指摘し、その問題を二つの「教育の機会均等」理念のパラドクスの追求として定式化した議論を紹介したうえで、その現代的意義を主張する。

## 1. 教育と社会保障

日本の社会保障政策が年金や医療など主として高齢者対象のものに大きく偏り、子どもの貧困対策や若者の職業訓練・就労支援など「人生前半の社会保障」が手薄であることはつとに指摘されている（広井 2006）。その「人生前半の社会保障」の基盤となるべき教育についても、教育費の公的支出額の対GDP比がOECD諸国で最低水準であり私費負担の割合がきわめて高く、とくに就学前や後期中等以上の教育段階で私的セクターへの依存度が高い。Busemeyerによれば、Esping-Andersenが福祉国家レジームの分類軸として用いた「脱商品化」と「階層化」の2つの次元は教育システムの特徴を理解するうえでも重要だが〔Busemeyer (2014), pp.29-33〕、日本の教育システムは「商品

化」の度合の高さを特徴とする（「階層化」については後述）。「人生前半の社会保障」の基盤が教育となること、したがって教育政策と社会保障政策とを結び付けていくことの重要性について異論の余地はないだろうが、すでに個別歴史的な経緯のもとで形成された教育システムにも、さまざまな社会保障制度の組み合わせからなる福祉レジーム全体にも一定の経路依存性が認められ、それが初期条件となって新たな制度変革の試みを拘束することになる。さらに留意すべきことは、教育と社会保障との間には必ずしも順接的な関係性に限らない、微妙で複雑な関連の複数のあり方が想定されうる点である。

教育社会学の教科書風にいえば、教育システムには「社会化」と「選抜・配分」との2つの社会的機能がある。社会化は、他者との相互作用を通して当該社会の成員として生活を営むうえで必要な文化、規範・価値観や知識・技能を習得する過程を指し、他方、選抜・配分機能とは、教育システムを通じた人材の選抜と社会的地位への配分、すなわち、成績・学力や適性・意欲など特定の基準に則して人びとが振り分けられ、進路分化しつつ、やがて職業への移行を果たす過程の総体を指していう。もちろん、社会化と選抜・配分とは、特定の知識・技能の習得がそれに対応した特定の職業的地位の配分を帰結するという形で相互に関連しているが、その機能的関連を具体的にどのような教育システムの様態として実現するかについては、歴史的な可変性と地域的な多様性とはある。

教育システムが歴史上最初に誕生した近代ヨーロッパでは、大学進学を前提とするアカデミック教育に特化したエリート教育ルートと、それ以外の大衆向け職業教育ルートとに制度的に分離した複線型の学校体系が実現した。その限りでいえば、近代当初の教育システムは階級的再生産の装置として成立する。20世紀に入って共通化された初等教育と中等レベルでの複線化とを併存させた分岐型への移行や、さらに中等教育段階での「統一」をも図る総合制中等学校への転換が模索されるなど、人生早期での選抜と進路の分化を回避しようという大きな流れは存在するが、中等レベルでの



アカデミック教育／職業教育の制度的な分岐による複線化が一つの標準型として明確にある。それとは対照的に、アメリカは歴史的にきわめて早い段階で、大学進学／非進学の別に対応したアカデミック教育／職業教育ルートへの分岐の制度化を廃棄する。初等・中等段階でどのような種類の教育機関を経由しても高等教育への進学可能性が担保された単線型学校体系の成立という事態に、19世紀後半から顕著になる移民流入の増大に対応した「統合」の意志の顕れをみることは間違いではないが、同時に、そこには「教育の機会均等」の理念が刻み込まれてもいるという事実は改めて強調しておく必要がある。後者があってはじめて前者に説得力を与えるという点では、「機会均等」理念のほうがより基底적であるともいえる。

教育システム内部に視野を閉じるのではなく、その社会的機能を俯瞰する視角に立てば、必ずしも単線型が「平等主義」的で「親・福祉国家」的であり複線型はそうでない、といった単純な評価は下せない。単線型であれ複線型であれ、教育システムとりわけ初期の教育段階での公教育には、「人生初発時点での格差是正のための装置」としての一面があり、さらにそれが無償で提供される場合、教育それ自体が国家による公的な「給付」の一環という性格をあわせもつことにもなる〔橋本(2013), p.22〕。この点では教育システムと福祉国家の平等理念との整合性を指摘できる一方で、現実には「福祉国家は、ただ不平等に介入しこれを是正するメカニズムであるばかりではなく、それ自体が階層化の制度なのである」〔エスピン-アンデルセン(1990=2001), p.25〕。教育システムに備わる選抜・配分機能、とりわけ知的卓越性にもとづき人びとを差異化・階層化する機能の反平等主義的性格を通じてこそ、能動的に不平等構造の形成に寄与する福祉国家と教育とが順接するという面も指摘しておく必要がある。

教育システムが労働市場を媒介として社会保障システムとどのような関係性を取り結ぶかについては複数の道筋がありうる。むしろ、教育システムと社会保障との間には基本的なトレードオフの関係が存在するのではないかという可能性がまず

は検討課題として挙げられる。Heidenheimer(1981)は、ドイツ型とアメリカ型とを対比して、前者が充実した公的社会保障を整備する一方で、中等教育以上は複線化にもとづく階層的・閉鎖的な機会構造を維持する抑制的教育政策を採用したモデルであり、後者は単線型学校体系による教育の機会均等を最大限に保障する一方で、公的社会保障の整備・拡充は限定的なモデルとする類型論を提示する。公的支出額に着目した検証では教育と社会保障との間には一定のトレードオフが認められるともいうが〔Hega and Hokenmaier(2002), Hokenmaier(1998)〕、1990年代以降にOECD各国で高等教育の拡充策が採られたのちには、高等教育と社会保障とが相互に排他的な関係を示す福祉レジームもある一方で(自由主義と保守主義)、社会民主主義レジームでは必ずしもそうならない〔Pechar and Andres(2011)〕。福祉レジームをもたらした政党政治の歴史的な脈が同じく教育改革にも影響を与えたとして、それぞれの福祉レジームと対応した教育訓練レジームの類型論も提示されている〔Busemeyer(2014)〕。

教育システムと社会保障との結合関係にみられる複数性は、教育の社会的機能とりわけ社会化機能にみられる多面性をもたらす帰結である。広田(2013, pp.242-246)によれば、福祉国家と教育との関係が微妙になるのは、教育が労働力の商品化と脱商品化の双方にかかわっており、福祉国家に対して果たす役割・機能も順接的關係と対立的關係との両面性を備えているからである。教育と労働力商品化とのかかわりは、人的資本論的な枠組みでいえば知識・技能の付与を通じて個人の労働生産性を高めることにあるが、同時に、労働力商品としての差異化を通じた人びとの競争を喚起し、社会的な連帯を破壊し、低賃金や失業を正当化する側面がある。他方で、労働生産性の高まりは福祉国家による再分配の原資を生み出すことにもなるので、教育に備わる「人生初発時点での格差是正」の側面と噛みあえば福祉国家にプラスにも働く。さらに、教育には他者との交流や相互作用を通じて社会認識を育み、労働力の商品化に抗い、能動的に社会連帯を創造しようと試みる個人

の形成にかかわる側面もある。「脱商品化する主体」を生産する機能だという。

こうした社会化機能の多面性と両義性とのゆえに、教育システムには相互に矛盾や葛藤をはらむ多種多様な「要求」が突きつけられることにもなる。それは教育のありうる機能的連関のうちの一側面のみを焦点化し、複雑で多様な諸要素間の相関関係を捨象した局所的な像を過大に拡大視する「論理」を伴う。たとえば〈経済〉の論理である。一般的能力への志向であれ、個別の職業・職種に特化した知識・技能への志向であれ、人的資本論的な文脈における知識・技能の付与や労働力の商品化といった側面には、教育システムと〈経済〉の論理との拮抗関係が伏在する。「産業界の要請」といった教育言説上の表現や、日本では後景化しているが労働組合側から提示される要求もありうる。第二に、〈社会〉の論理である。弱者の保護や人びとの生活の質の保障に積極的にかかわろうとする福祉国家が、同時に、能動的に社会を階層化するメカニズムである以上、絶対的な平等主義のみで存立しうるものではない。福祉国家の平等原則と現実面での階層化の実態とを理念レベルで調停するための教育システム上の解の表現型が「教育の機会均等」理念である。〈社会〉の論理がこれに尽きるものではないにせよ、教育システムの差異化・卓越化の機能と社会的連帯の理念・組織との間の緊張関係は基底的なものである。第三に、〈政治〉の論理である。福祉国家のあり方そのものを選択する個人の形成といった問題群は、この次元に属する。社会的連帯のあり方や相互扶助の権利義務の設定などについて選挙や運動を通じて関与していくために必要な知識の伝達や資質の育成といった課題は、多様にありうる社会構想のなかから何を選択するか、あるいはその選択肢そのものの創造といった過程と深く関連する。ここには教育システム外部の現実政治の力学が直截に持ち込まれる可能性がつねに存在する。

他方で、教育が一つの自律的なシステムである以上、これら外部の論理に一方向的に従属するだけのものではなく、教育それ自体に内在する固有の原理や価値に沿って組織化されて存立する。教育

学とは、まさにこの教育に固有の価値や社会関係の解明、技法の開発に知的資源を供給する領域学として、いわば〈教育〉の論理に理論的・実践的な根拠と正統性を付与する言説の供給源として制度化される。日本の場合、教育学が大学のなかの独立した学部として制度化されるのは第二次世界大戦の敗戦後というタイミングと重なり、戦前の国家主義的教育への強烈な反省を伴って実現した。そのため、戦後に展開される「教育的価値」「全面発達」「教育権」などをめぐる議論は、時の政治による教育への介入や経済界の要請に教育が従属することへの抵抗の論理として、教育の自律性を主張していくことになる<sup>2)</sup>。本稿の論脈において重要なのは、戦前の初等後教育のレベルで複雑化した分岐型から戦後の単線型学校体系への「転換」も、こうした歴史的文脈のもとで達成された点である。戦後改革の主要な柱ともなった単線型学校体系は戦後日本の「民主化」を占う賭金ともなり、複線型につながりうる政策案は戦前への回帰・復古主義的文脈で理解される意味論が成立する。それは戦後日本に固有の学校から職業への移行システムの確立をもたらす重要な初期条件の一つとなった。

## 2. 教育と職業／就業

「教育と職業／就業」とは、社会学では「教育と社会階級／階層」研究の文脈において扱われてきた古典的なテーマである。個人の社会的地位の変化を「社会移動」と定義づけ、社会移動にみられる機会の平等／不平等の経験的検証を主な課題としてきた。社会移動研究では通常、親と子の二世代にまたがる社会的地位の変化／継承性をみる世代間移動と、個人が学歴取得後に初職に就き現職に至るまでの「学校から職業への移行」と職業キャリアとからなる世代内移動とが区別される。古典的な研究関心は主に世代間移動の観点から、階級／階層的な出自や家族的背景のさまざまな属性的地位が教育達成・職業達成における機会の（不）平等性にどの程度影響を与えており、さらには社会の開放化・流動化がいかなる趨勢にあるかを検証することに置かれた。1960年代までは産

業化と教育拡大の進展とが社会の開放性・流動性をもたらすとする楽観的な見通しが支配的であったが、70～80年代には一転して、教育の拡大と高学歴化にもかかわらず階級／階層による不平等な格差構造は維持・再生産されるとみる悲観論へと転回する。その後の経験的研究の蓄積は、産業社会における相対的な移動機会の不平等には一定の共通パターンへの収斂が認められることを示した〔Erikson and Goldthorpe (1992)〕。国際比較を通じた産業社会の世代間移動に共通する安定的な移動レジームの析出は、翻って、そのコア・モデルから乖離するパターンの発見とそれをもたらす要因への関心を惹起する。各国の教育システム、労働市場規制、社会保障制度や総体としての福祉レジームなど、「制度 institutions」に注目して国ごとの偏差の生成過程を解明する方向に研究の重点がシフトする。

世代間移動の流動性を賭金として機会の開放性を問うことに主眼を置いた問題設定とは別に、個人の世代内移動に研究上の関心が集まった経緯と文脈は、日本とそれ以外の産業諸国とで違いがある。日本以外の先進産業社会では1970年代の後半にはすでに若年者の失業問題や雇用の不安定化が顕在化しており、学校から職業への移行を主要な焦点とする世代内移動への着目、とりわけ初期キャリアの(不)安定性の差異をもたらす制度的要因について国際比較を通じた探究へとつながっていく。それに対して日本では、「学歴社会」論と名指され、ジャーナリスティックな言説との独特の混淆を示す研究領域が事実上の世代内移動研究として1970年代以降に興隆する。それは戦前の分岐型から戦後の単線型へと急転換した学校体系に内在する学校間格差＝学校ランクの存在を問題視する視線を伴いつつ、学歴・学校歴という必ずしも「実力」を反映しない指標が職業キャリアに「不当に」大きな影響力を及ぼしていないかを検証し、学歴・学校歴の差異化を目指して狂奔する激しい競争社会の「病理」を批判的に検討するものとなった。

国際比較によって、いかなる制度的特徴を備えた教育システムが若者の円滑な学校から職業への

移行と初期キャリアの安定化に効果的に寄与するかの解明を目指した研究は、問題の焦点を労働市場における求職・求人とのマッチングの効率化、すなわち求職者の所持する学歴・教育資格のシグナルとしての機能の強化に設定する。この観点から教育システムの類型化を試みる分類軸としては「標準化」と「階層化」とが提案されてきた〔Allmendinger (1989)〕。標準化は、供給される教育の質が全国規模の基準にどの程度統一されているかで測られる。カリキュラムや統一修了試験の有無、教員の養成・採用の仕組み、学校予算や施設・設備などを指標として、それらの基準に地域ごと、学校ごとの違いが認められるか、逆に全国統一の基準が設けられ画一化が進展しているかの度合いを示す。他方、階層化とは、中等教育以後の大学進学を前提としたアカデミック教育とそれ以外の職業教育への制度的な分岐の程度、同一コーホート内に占めるそれぞれのコースの在籍率を指標として測られる。すでに述べてきた学校体系の複線型／分岐型と単線型との対比におおむね対応する。標準化の程度が高ければ、地域や学校の違いによらず求職者の所持する学歴・教育資格が習得されている知識・技能の内容と質とを正確に反映している信頼性を高めるし、階層化の程度の高さは、学歴・教育資格の別が特定の職業と結びついている度合いについての情報の精度を高めるため、標準化と階層化の程度の高さはいずれも学歴・教育資格のシグナルとしての機能を強化する。

階層化と密接に関連しつつも教育システム類型を構成する独立の要素として考慮されるのが、中等教育レベルを中心に行なわれる職業教育・訓練の内容と方式の相違である。同じ職業教育・訓練でも、ドイツのデュアル・システムでは徒弟制度に歴史的淵源をもつ職場での職業訓練と学校での職業教育とが組み合わせられ、職業教育・訓練の実践に企業が積極的に関与するのに対して、フランスでの職業教育は企業による協力や関与がなく、学校中心に行なわれ、職場での職業訓練の規模は小さい。ドイツでは、企業の関与のもとで特定個別の職業に特化した資格を取得することが職業へ

の移行をスムーズにし、それがより専門性の高い資格を目指した訓練とキャリアの基盤となる「資格空間 *qualificational space*」移動が支配的となる。それに対して、より一般性が高く特定の職業志向的でないフランスの職業教育システムのもとでは、職業キャリアと学歴・教育資格の結びつきは弱く流動的となり、むしろ企業が提供する教育訓練やOJTを経験することが重要になる「組織空間 *organizational space*」移動が顕著となる〔König and Müller (1986)〕。

経験的検証の結果はおおむね仮説を支持した。13ヵ国比較によって上述の研究アイデアを総合的に検討したMüller and Shavit (1998) は、「標準化」「階層化」「特定職業志向的な教育・訓練」「中等後教育人口の割合」<sup>3)</sup>の4つの制度的諸変数が、学歴・教育資格がその後の労働市場における結果とりわけ初職に与える影響にどのような差異をもたらしているかを検証した。「標準化」の効果は不明瞭だが「階層化」「特定職業志向的な教育・訓練」は学歴と職業達成との関連を強め、とくに後者の効果は明瞭であり、逆に「中等後教育人口の割合」は弱める効果を示す。「標準化」が明瞭な効果を示さなかった点について分析者はその指標作成の困難に言及し、カリキュラムや教員資格などの公的基準は全国で高度に統一されていても、教育システムの諸領域に教育の質の統一性と相反するインフォーマルな多様性が観察される場合があるとして、その代表例の一つに日本を挙げている<sup>4)</sup>〔Müller and Shavit (1998), p.38〕。この点は日本独自の就業移行システムの成立ともかかわる論点なので次節で詳述する。その後、1990年代後半のデータによる国際比較分析も、「階層化」の強さは若年失業と初期キャリアの移動に及ぼす学歴・教育資格の効果を強めるという結果を示している<sup>5)</sup>〔Breen (2005)〕。

他方で、教育における公的セクターの関与の度合いで測られる「脱商品化」と「階層化」との2軸で教育システムを把握し、労働市場における帰結も「就業への移行の円滑さ」だけでなく「収入格差などの社会経済的不平等度」で測定する国際比較によれば、事態はもう少し複雑である。「階

層化」の度合いの高さは社会経済的不平等を低減するが、「脱商品化」の程度さえ高ければ「中等レベルの職業教育・訓練」と「高等教育の拡大」のどちらに重心があっても労働市場での収入格差の縮小に寄与する。一方、職業教育・訓練が公的関与の大きい学校ベースで行なわれるか（社会民主主義レジーム）、企業の職場ベースで行なわれるか（ドイツなど集合主義レジーム）では重要なトレードオフがあり、前者は高等教育への教育移動と社会経済的不平等の低減には効果的だが若年失業率は高くなり、後者はその逆となる。すなわち、職業教育・訓練であれ高等教育であれ、公的支出の拡大は教育移動を促進し階層化を低めるが就業への円滑な移行には効果的ではなく、若年失業を防ぐには雇用主が職業教育・訓練に関与し、その要望を反映した、より「階層化」の度合いの高い教育訓練システムのほうが有効であるという〔Busemeyer (2014), pp.213-214〕。

ここまでの議論の含意を、その問題設定、理論的視角、分析知見の三つの側面から整理しよう。第一に、教育システムの階層化について、従来は機会の開放性と社会的流動性の観点から不平等を固定ないし拡大させると否定的に評価されがちだったが、若者の初期キャリアの安定化や労働市場での収入格差の低減にはポジティブに働くと、その肯定的側面に照準する問題設定へと重心が移っている。階層化された教育システムでは人生早期に職業ごとに分岐した後、相互の障壁を越えた移動が困難になり、学歴・教育資格と職業とが密接に対応するので、労働市場にでたあとの職業生活のみに依拠した職業「越境」的移動は起きにくい。だがそれは裏を返せば、職業キャリアの初期において頻繁に繰り返される探索的な職業移動を経験することなく、早期に安定した職業経歴の軌道に入ることができるということでもある〔Allmendinger (1989), p.245〕。階層的教育システムが供給する職業トラックの学歴・教育資格は、非熟練職に転落するリスクを明らかに低減し、熟練職など安定した職業に就く機会を拡大し、さらにそれを職業キャリアの初発の基盤とした専門・管理職への到達可能性も高める〔Müller and

Shavit (1998), pp.23-28]。逆にいえば、特定職業志向的な職業訓練が発展していない国では、それ以外の「教育的なオルタナティブ」がない [Müller and Shavit (1998), p.39]。中等レベルの階層化を廃して高等教育の拡大を進めても、高等教育セクター内部の序列的分化を伴い、かつその脱商品化の度合いが低ければ、労働市場における不平等は却って強まる場合がある [Busemeyer (2014), pp.189-190]。

第二は理論的視座に関するもので、学歴・教育資格と職業／就業とのマッチングを説明する二つの理論的立場の二項対立を廃したところに洞察の軸が置かれている点である。一方に、教育の効果をどのような知識・技能を習得したかの実質で捉える社会化モデルに立脚してマッチングを説明しようとする人的資本論や「賃金競争」モデルの立場がある。他方に、教育の効果を個人の潜在能力や訓練可能性によってふるいにかける配分モデルで捉えるシグナル理論・訓練費用理論や「仕事競争」モデルの立場がある。前者によれば仕事に必要な知識・技能は教育システムが供給するし、後者では企業・職場で与えられることになる。前者のモデルは複線型学校体系に適合的で、単線型は後者に合致するように思われるが、ここまでみてきた「階層化」指標はむしろ、教育システムがいかに有効な「シグナル」を供給できるかの制度的特徴を示すものであった。「特定職業志向的な教育・訓練」の効果も、内容の実質的な職業的専門性ではなく、制度の特殊な「形態」がもたらすものなのかもしれない [Müller and Shavit (1998), p.41]。教育システムの階層化は、職業教育コースが提供する教育・訓練がもたらす社会化の実質よりも、「そのような実質が存在するという現実の構築」という側面に深くかかわる。いいかえれば、学歴・教育資格のシグナル性に対する信憑が社会的に共有されるか否かに、教育システムの制度的特徴が関与する。完全な配分モデルを採れば、いかに教育システムを改革・拡充しようとも雇用のパイが増えないかぎり学歴インフレが起るだけだが、労働市場の情報の不完全性ゆえにマッチングの非効率が存在すると考えれば、シグナルを強

化する制度改革には埋もれた雇用可能性を掘り出すだけの意義はある。

第三に、若者の学校から職業への移行の円滑化と初期キャリアの安定化という課題の解決を学歴・教育資格シグナルの強化を媒介にして図るなら、「階層化」や「特定の職業志向的な教育・訓練」の制度化が有効であることを経験的な分析知見は示しているが、これらはいずれも〈経済〉の論理への従属であるとして、あるいは戦前回帰の復古主義を志向する〈政治〉の論理だとして——「標準化」を国家統制の強化とみなす抵抗もここに含まれるだろう——、戦後日本の〈教育〉の論理が抵抗の対象としてきたものである。学歴・教育資格のシグナルとしての機能強化をもたらさういづれの軸についても、戦後日本の教育システムは負の制度的特徴を描えていることになる。かわって日本では学校と職場とをつなぐことで教育システムが産出する学歴シグナルの弱さを補完する「制度的リンケージ insitutional linkages」 [Rosenbaum and Kariya (1989), pp.1336-1338] を主軸とした独特の移行システムが成立することになる。

### 3. 日本的な「学校から職業への移行」システムの成立と現在

前節で概観したような国際比較にもとづく統計分析のなかに日本の事例を位置づけることは難しい。1990年代に至るまで長くドイツと並んで若年失業率の低さと学校から職業へのスムーズな移行で知られた日本は、しかし、学歴・教育資格のシグナル機能を強めない制度的特徴を備えた教育システムが成立している。学校体系は戦前の分岐型から戦後改革を経て単線型へと大枠は転換しており<sup>6)</sup>、後期中等教育で普通教育／職業教育のいずれのコースに進学しても高等教育への進学機会は保障され、職業教育コースの在籍者比率は低く、かつそのカリキュラムは普通科目の比重が高い。したがって階層化の程度は低い。その一方で、中等教育の前期と後期の間での入学試験の実施を特徴としており、学校間の威信と入試難易度には戦前期分岐型の時代の学校種別や設立年といった要素を継承する格差と序列の構造がある。同様の序

列構造は、戦前の「二元的、さらには重層的な高等教育制度と設置認可方式」〔天野（1986）、p.66〕から戦後に新制大学への再編・拡大を経験した高等教育にも認められ、さらに中等教育修了=大学入学資格の統一試験は実施されていない。これら「偏差値」に象徴される学校ランクの存在と統一化された中等教育修了=大学入学資格試験の不在とは、教育システムの標準化の程度を低くする。

シグナルとしての機能の弱い学歴・教育資格しか産出しえない教育システムの制度的特徴にもかかわらず、日本の若者の失業率の低さと初期キャリアの安定性をもたらしたのは、「実績関係」と呼ばれた、学校と企業という組織間の継続的な信頼関係にもとづいた「制度的リンケージ」である〔菅山（2011）、荻谷・菅山・石田編（2001）、荻谷（1991）〕。とくに重要なのは、高度な専門性や稀少性を伴わない汎用性の高い労働力、取引費用理論的にいえば「資産特殊性」の大きくない大衆的労働力まで広範に含んで成立した制度的リンケージとそのもとで展開する新規学卒労働市場の雇用慣行によって——教育段階別の差異は小さくないが——、結果として相対的に学歴水準の低い若者に対する「就労支援サービス」に類似する機能が教育システム内部に埋め込まれることとなった点である。しばしば強調されるように、若者の学校卒業後の進路の指導までを重要な教育活動の一環として引き受け、学校自ら生徒に就職斡旋することを自明視する、国際的には異例の制度・慣行である。逆にいうと、この「異例の制度・慣行」に揺らぎや範囲の収縮が生じれば、現行の教育システムそれ自体は若者の安定的な就業移行を産出しにくい制度的特徴を備えているということである。

日本の企業と学校との制度的リンケージを基盤とする、学校から職業への「間断のない移動」のシステムの歴史的な起源と拡大の過程を追った菅山（2011）によれば、確立にまで至る契機はおおよそ三つに大別される。高度な知識・技術の専門性を有する上級ホワイトカラーを超えて中・下級ホワイトカラーにまで広がった戦間期には、中等レベルの実業学校を中心とする教師の「教育的

な情熱に支えられた学校から企業への組織的な働きかけと、企業がそれに応じるだけの「学校や教育に対する社会的な信頼、ある種の「思い入れ」といった「教育」の論理」が背景にあった<sup>7)</sup>〔菅山（2011）、p.171, p.460〕。その後、戦時計画経済下の高等小学校との連携による新規学卒・少年職業紹介の広域化を「遺産」として継承した戦後の職業安定行政のもとで、新制中学校と職業安定所との緊密な連携にもとづく「全国需給調整会議」を軸とした広域紹介・就職斡旋の仕組みが確立し、低学歴・大衆労働力の「間断のない移動」の制度化にとって決定的契機となる。それは労務「動員」、すなわち労働力の「輸送」の発想を起源とするが、「ハードな制度的枠組みとソフトな「教育的作用」にもとづく求職生徒の誘導」〔荻谷・菅山・石田編（2001）、p.271〕からなる仕組みは、1960年代の売り手市場への転換を背景に、年少労働者の「保護」を根拠とする積極的な求人指導と「強力な需給調整」とによって、市場の「自由」への介入と職業紹介の統制とを強化していく。こうした流れが60年代後半に進展する非農就職者の中卒から高卒への学歴代替のもと、戦間期を起源とする高校と企業との実績関係へと接続することで「学校経由の就職」（本田2005）システムが完成する。

高度成長期に確立した高卒と大卒の新規学卒就職にみる日本のメカニズムは、いずれも教育システムが産出する「弱い」学歴シグナルを前提としてジョブマッチングの効率化を帰結すべく発達したものだともみることができる。高卒就職を扱った荻谷（1991）は、「就職協定」「一人一社主義」「実績関係」といった制度・慣行に埋め込まれ、学校に委ねられた職業選抜と高卒者の職業への配分とは、教育が独自の価値と論理に従って経済的論理に対抗しようとした結果、逆説的に経済的に合理的なジョブマッチングを生み落すことになったという<sup>8)</sup>。高校と企業の間での制度的リンケージが、求人求職双方の情報に精度と信頼性を加え、マッチングの確度を高めるということである。竹内（1995）が明らかにした大卒就職のメカニズムはもう少し微妙である。通常の「仕事競争」モデルにもとづくシグナル理論や訓練費用理論では日本

の新規大卒労働市場は説明できない。むしろ実績関係をもとにした採用目標大学／人数と採用実績との整合性の高さを特徴とする採用方式は、採用目標大学の「偏差値」下限にみる補充原理には訓練可能性説が妥当しても、その後の学校歴ごとに分断化された選抜原理にはむしろ偏差値ランク別の「均等主義」が観察される。それまでの通説は「学生母集団の偏差値別構成比」と「企業の均等主義的採用」と「偏差値に応じた採用企業数の遞減傾向」との「思わざる合成効果」を誤認しているという〔竹内（1995）、pp.131-148〕。OBOG面接やリクルーター制なども含め、日本の新規大卒労働市場も実績関係を基盤に据えており、学校歴シグナルの限定性を前提とした均等主義的な分断を選抜原理とする制度と慣行から編成されているというわけである。

制度的リンケージに着目して学校から職業への移行を捉える分析視角は、シグナルの生成・伝達とその信頼性・有効性との間の密接な関係に焦点化するより一般化された理論的視座として<sup>9)</sup>、前節で検討した国際比較研究〔Müller and Shavit（1998）〕へと引き継がれた。アメリカの単線型と対比すれば、日本の制度的リンケージによるシグナルの「生成」を述べて間違いではないが、本稿の論脈によれば、むしろそれは「階層化」など他に有効な学歴シグナルを産出する制度的特徴を備えていない教育システムにとって機能的な代替物である。したがって「実績関係」に生徒個人の資質・能力・意欲と無関係な機会の閉鎖性が付随し、学校による就職斡旋に伴う諸慣行に個人の職業選択の自由を制約する側面があることは、階層化した教育システムにおける教育達成・職業達成の機会の平等に加わる強い限定性——早期の選抜ほど家庭環境の影響が色濃くでる——と機能的に等価である。移行の円滑化と初期キャリアの安定化という課題を、探索的職探し期における地位変動の振幅を一定レベルに収束させることと捉え、さらにそれをマッチングの効率化の問題へと還元するなら、教育システムから労働市場へと接続する移行ルートのどこかの段階で何らかの「分断」を挿入せざるをえない。問題はどの程度の、

どのような形での「分断」を理念的に許容し、実質化と可視化を伴った制度設計へと反映させるかにある。学歴・教育資格のシグナル性に対する信憑の社会的共有という課題は、そのように言い換えることができる。

高度成長期に日本的な「学校から職業への移行」システムが確立した後の教育システムに生じた変容は、その産出する学歴シグナルをさらに弱める方向にある。日本の教育システムと労働市場とを接続する制度的リンケージは、階層化された教育システムと異なり、「メリトクラシーの大衆化」（荻谷）や「マス競争状況」（竹内）をもたらす基盤ともなった。1990年代後半に「揺らぎ」をみせる直前の日本の若者が経験する学校から職業への移行の仕組みを描いた両者はともに、1970年代以降に興隆した学歴社会論の背景にあり、またその対象でもあった、学歴や微細な学校歴の差異にまで拘る日本に特異な「学歴競争」をもたらすメカニズムの解明を目指していた。この競争状況は「一元的能力主義」として、「画一的教育」と並んで〈教育〉の論理によって問題視され、教育運動・教育政策の双方から強い批判の対象となっていく。1980年代半ばには提起され、90年代後半から本格的に実現していく教育改革は「自由化」「個性化」「多様化」路線を基調とし、高校・大学の入学試験の多様化や設置基準の緩和などが少子化や大学授業料の継続的高騰のもとでの進学率上昇とあわせて進展し、教育システムの標準化と脱商品化の程度は一層の低下をみている。大学生の就職活動における企業との接点がインターネット上に移ったことは、一時的に従来の制度的リンケージに埋め込まれていた「分断」原理を混乱させ、また学生からの不可視化の度を深めたかもしれない。高卒者の就業移行システムに埋め込まれていた「就労支援サービス」的機能は、大学進学率の上昇と高卒労働市場の条件悪化などを背景に縮小する傾向が指摘されている。

高卒就職にみられた学校・教師による職業斡旋の慣行を「就労支援サービス」だとして、そこに社会政策／社会福祉的機能の代置をどの程度認めようかについては議論の余地がある。もちろん、

個々の教師の実践が「教育的」熱意や情熱に駆られたものであったことを疑うものではない。だが、「就労支援」が教師と生徒という教育的な関係と文脈において遂行されることによる〈教育〉化の功罪について、われわれはまだ十分な知見を得ているとはいいがたい。教育達成に階級的出自の影響が及ぶのはほぼ自明の普遍的な事象であるとはいえ、学校ランクや学科ランクが社会政策の対象としての「特定の特徴をもった集団」概念の内実とどの程度対応していたか、高校の教師による就職指導・職業斡旋をどこまで社会福祉的な個別援助の実践と同等視してよいかは検討の余地がある。仮にそこは肯定的に評価されたとしても、就労支援サービスが教育システム内部に埋め込まれることから必然的に帰結する支援期間の時限性や、教育システム外部との往復を欠きがちになる対応の硬直性、さらに教師の労働時間の有限性を前提とした際の教育実践それ自体とのトレードオフによる功罪など、検討課題は多い。就労支援の〈教育〉化は、それが「普遍的権利」の保障ではなく「恩恵」として観念され、機能するような相互作用をもたらす危険性はないか。すでにみたように、教育と福祉・社会保障とは順接の関係と対立的関係の両面性がある。むしろ素直に教育システムには教育を、**human security** につながる基礎教育や職業的自立を保障する教育実践それ自体の徹底・充実を要請すべきであるのかもしれない。

#### おわりに

近現代世界の歴史を大きく俯瞰していえば、人生早期の選抜と進路の分岐を廃した学校体系へと向かう潮流と高学歴化の進展とは不可逆の歩みであろう。出自によらず教育機会が開かれてあることは、近代がもたらした貴重な財産である。だがそれゆえに現代の若者の学校から職業への移行と初期キャリアの安定化に困難が生じているとするなら、労働市場を媒介とした教育と社会保障との結合のあり方を改めて問い直す必要がある。そこから発した本稿の検討は、教育システムの制度的諸変数、わけても「階層化」に照準する論脈を辿ってきた。「教育の機会均等」と「階層化」との間

にある対立をどのように調停すべきか。これは戦後直後の日本で、分岐型から単線型への学校体系の「転換」が企図されたときすでにあった教育と就業／職業とをつなぐシステム構想が投げかけた問題提起にも、根底でつながる論点である。

佐々木(1987)によれば、戦後教育改革の方針を具体化する内閣総理大臣諮問機関として1946年に設置された教育刷新委員会の議論のなかで、単線型学校体系に結実するそれとは異質な「教育の機会均等」概念が提起されていた。教刷委第一三回建議第三項は、「学校」でない技能者養成所や見習工教習所などでの教育・訓練に対し高校の単位制クレジットを与えることで、労働者が高校さらには大学へ進むうる途を開こうとする。しかもこの技能連携制度<sup>10</sup>の構想は、単位制クレジットの授与条件に教育・訓練施設の機関指定を前提としない、「個々の教育行為それ自体の実質を重視する」ものであった。重要なのは、ここに認められる「教育の機会均等」の実質的な保障に関する方法論上の対立である。一つは、単線型学校体系こそ「教育の機会均等」の実質的保障の近道であり、それ以外の教育を制度的に認めることは新学制下の「教育の機会均等」理念そのものを否定するという立場であり、もう一つは、教育の営みが学校制度外においても存在するという前提に立って、この教育を制度的に保障しないかぎり、「教育の機会均等」は実質的に保障されたことにはならないとする立場である。佐々木はこの二つの教育制度観、すなわち「学校制度内教育の機会均等」と「学校制度外教育の機会均等」、あるいは「組織志向による「教育の機会均等」論」と「個々の教育行為志向の「教育の機会均等」論」とのパラドクスを追求し、その対立を発展させることで、両者の制度理念がどのような構造をなすべきかを明確化する必要があったと述べる〔佐々木(1987), pp. 187-285〕。だが実際の展開は前者のみを軸とした制度化が進み、後者に伏在した理念的潜勢力が現実の教育システムに反映されることはなかった。以下の引用が提起する論点は、省庁横断的な若者支援が構想される今日において顧みられてよい現代的意義を有する。



建議の教育制度観によれば、「教育の機会均等」を保障する教育制度とは、個々の具体的な教育行為を捨象した、制度的整合性を持ったシステムにあるのではなく、個々の教育行為それ自体の実質を重視するシステムでなければならないと捉えられた。従って、同建議が一見多様な制度あるいは「袋小路」を構想しているかのように見えても、それは個々人の教育プロセスでの多様化であり、個々人の教育ゴールでは単一な制度として、止揚されるのである。〔佐々木 (1987), p.285〕

他方で、教育システムの「脱商品化」もまた「教育の機会均等」理念を制度的に実現するもう一つの表現型であることは銘記されなければならない。階層化・標準化とも弱く、脱商品化の度合いも低い教育システムはそのままでは、若者の就業への移行の面でも労働市場での社会経済的不平等の面でも負の効果しかもたないことを示唆する。「階層化」と職業教育・訓練の「脱商品化」には、収入格差の平等化と移行の円滑化（若年失業率の低減）との間にトレードオフが存在する可能性があるなど複雑な関係性を慎重に検討する必要があるとはいえ、単線型学校体系への拘泥が唯一の道ではない。「教育の機会均等」を表現する別様の可能性が検討されてよいのではないだろうか。

## 注

- 1) この点についてBusemeyer(2014)は、比較福祉レジーム論を援用した政治経済学の視角から、教育訓練レジームの形成と労働市場における社会経済的不平等との関連などについて包括的な議論を行っている。そこには日本の教育訓練＝スキル形成レジームをどう捉えるか、あるいは政策課題としての「若者の就業移行の安定化」を福祉レジーム総体の再編のなかどう位置づけるかをめぐり根底的な問いを呼び起こす潜勢力が認められるが、その全面的な検討は本稿の射程を超える。
- 2) 徳久 (2008) は、「真善美を知る師表としての教師の教育権」としての「教権の確立」という戦前以来の日本特有の理念が、戦時期に内務省統制に服し軍国主義の台頭を許した教育行政への反省とあいまって、戦後占領期における「日本型教育シ

ステムの誕生」をもたらしたことを論じる。戦後の教育政策をめぐる激しい保革イデオロギー対立も、「教権」という制度理念に対する支持を根底で共有したうえでのものであったという。教育の自律性を主張する〈教育〉の論理とは、進歩的な教育アカデミズム限定のものではなく、行政や実践を含め広く教育界に共有され、その組織化を促す価値・理念を基盤とする。

- 3) Allmendinger (1989) が当初提案した「階層化」変数は、「当該教育システムのもとで可能な最長教育年数を達成した者の同一コーホート内に占める割合」と「各教育段階にみられる職業教育やアカデミック教育への制度的な分岐の程度」という二つの要素からなっていたが、Müller and Shavit (1998) はそれを「中等後教育人口の割合」と「中等教育レベルでの制度的分岐の程度（狭義の階層化）」との二変数に分節した。Busemeyer (2014) は両者の相互関係にも留意した教育システム把握を試みている。
- 4) 太郎丸 (2009, p.161) は、日本の教育システムを標準化されていないケースと見なせば、標準化も有意な効果をもつとしている。
- 5) 雇用保護の労働市場規制が強い場合、「階層化」の程度の高さがもたらす学歴・教育資格シグナルの強さは、「雇用保護」による効果を相殺して、若年失業率を下げる効果があるという〔Breen (2005), p.132〕。
- 6) この「転換」を占領下でのアメリカの影響に還元して捉えることは誤りであり、昭和初期の学制改革論議から教育審議会答申を経て1943年中等学校令に至る「中等学校一元化」の流れの延長上に理解するのが通説である。
- 7) 1920年代後半から30年代にかけて高等小学校に職業指導（輔導）が導入されるプロセスを検討した石岡 (2011) も、「教育愛」といったレトリックが職業輔導を教育的営為として位置づける正当化に用いられたという。この次元での「教育の論理」とは、何らかの要素が教育システムへと内部化される際に付随する正当化のレトリックという側面がある。
- 8) 荻谷 (1991) の具体的な実証部分が「実績関係」や「学業中心のメリトクラティックな選抜」の一部の実態を過大視する傾向にあったことへの批判は本田 (2005) 第3章などを参照。ここでは「高卒就職の日本のメカニズム」の理念型的な全体像を得ておくに留める。
- 9) 荻谷は、それまでのシグナル理論が求職者の所持するさまざまな指標に職業遂行と関連する何らかの実体を想定しているという意味で「実体論的アプローチ」であるのに対し、シグナルの生成と伝

達の社会的過程に焦点をあてる「関係論的アプローチ」が重要であるという〔苧谷 (1991), pp.229-230〕。竹内もまた、人的資本論・シグナル理論いずれの底流にもある教育システム内在的な実体視を廃した新制度学派的な視座の妥当性に言及したうえで、自らの分析知見を敷衍している〔竹内 (1995), pp.149-150〕。

- 10) ここでは1961年の学校教育法一部改正で実現した「現存する」技能連携制度（施設指定を伴う）ではなく、教刷委第一三回建議が構想し、実現に挫折したそれを指す。なお、佐々木 (1987) の引用にあたり明らかな誤字と思われるものはすべて修正した。

### 参考文献

- 天野郁夫 (1986)『高等教育の日本的構造』玉川大学出版部。
- 石岡学 (2011)『「教育」としての職業指導の成立：戦前日本の学校と移行問題』勁草書房。
- エスピン-アンデルセン, G., (1990=2001) 岡沢憲美・宮本太郎監訳『福祉資本主義の三つの世界：比較福祉国家の理論と動態』ミネルヴァ書房。
- 苧谷剛彦 (1991)『学校・職業・選抜の社会学：高卒就職の日本的メカニズム』東京大学出版会。
- 苧谷剛彦・菅山真次・石田浩 (2000)『学校・職安と労働市場：戦後新規学卒市場の制度化過程』東京大学出版会。
- 佐々木輝雄 (1987)『学校の職業教育：中等教育を中心に』(佐々木輝雄職業教育論集 第二巻) 多摩出版。
- 菅山真次 (2011)『「就社」社会の誕生：ホワイトカラーからブルーカラーへ』名古屋大学出版会。
- 竹内洋 (1995)『就職と選抜』『日本のメリトクラシー：構造と心性』東京大学出版会, pp.121-153。
- 太郎丸博 (2009)『若年非正規雇用の社会学：階層・ジェンダー・グローバル化』大阪大学出版会。
- 徳久恭子 (2008)『日本型教育システムの誕生』木鐸社。
- 橋本伸也 (2013)「近現代世界における国家・社会・教育：「福祉国家と教育」という観点から」広田照幸・橋本伸也・岩下誠編『福祉国家と教育：比較教育社会史の新たな展開に向けて』昭和堂, pp.3-76。
- 広井良典 (2006)『持続可能な福祉社会：「もうひとつの日本」の構想』筑摩書房。
- 広田照幸 (2013)「福祉国家と教育の関係をどう考えるか」広田照幸・橋本伸也・岩下誠編『福祉国家と教育：比較教育社会史の新たな展開に向けて』昭和堂, pp.230-248。
- 本田由紀 (2005)『若者と仕事：「学校経由の就職」を超えて』東京大学出版会。
- Allmendinger, Jutta (1989) "Educational Systems and Labor Market Outcomes," *European Sociological Review*, 5 (3), pp.231-250.
- Breen, Richard (2005) "Explaining Cross-national Variation in Youth Unemployment: Market and Institutional Factors," *European Sociological Review*, 21 (2), pp.125-134.
- Busemeyer, Marius R. (2014) *Skills and Inequality: Partisan Politics and the Political Economy of Educational Reforms in Western Welfare States*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Erikson, Robert and John H. Goldthorpe (1992) *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford: Clarendon Press.
- Heidenheimer, Arnold J. (1981) "Education and Social Security Entitlement in Europe and America," Peter Flora and Arnold J. Heidenheimer eds., *The Development of Welfare States in Europe and America*, New Brunswick, London: Transaction Books, pp.269-304.
- Hokenmaier, Karl G. (1998) "Social Security vs. Educational Opportunity in Advanced Industrial Societies: Is There a Trade-off?" *American Journal of Political Science*, 42 (2), pp.709-711.
- Hega, Gunther M. and Karl G. Hokenmaier (2002) "The Welfare State and Education: A Comparison of Social and Educational Policy in Advanced Industrial Societies," *German Policy Studies*, 2 (1), pp.1-29.
- König, Wolfgang and Walter Müller (1986) "Educational Systems and Labour Markets as Determinants of Worklife Mobility in France and West Germany: A Comparison of Men's Career Mobility, 1965-1970," *European Sociological Review*, 2 (2), pp.73-96.
- Müller, Walter and Yossi Shavit (1998) "The Institutional Embeddedness of the Stratification Process: A Comparative Study of Qualifications and Occupations in Thirteen Countries," Yossi Shavit and Walter Müller eds., *From School to Work: A Comparative Study of Educational Qualifications and Occupational Destinations*, Oxford: Clarendon Press, pp.1-48.
- Pechar, Hans and Lesley Andres (2011) "Higher-Education Policies and Welfare Regimes: International Comparative Perspectives," *Higher Education Policy*, 24, pp.25-52.
- Rosenbaum, James E. and Takehiko Kariya (1989) "From High School to Work: Market and Institutional Mechanism in Japan," *American Journal of Sociology*, 94 (6), pp.1334-1365.

(もり・なおと 筑波大学准教授)

## 若年無業者と地域若者サポートステーション事業

宮本 みち子

### I. はじめに

#### 1. 問題の設定

本稿は、若年無業者（“ニート”）を対象とする国の事業として2006年にスタートした地域若者サポートステーションの経緯を整理し、若年無業者問題の本質と、地域若者サポートステーション事業の政策評価をすることを目的とする。

日本でニートという用語で無業の若者問題が指摘されるようになった当初、ニート状態の若者はパラサイトシングルと結び付けられ、扶養してくれる経済的に余裕のある親が存在していることが暗黙の前提とされ、それゆえ「幼く意欲のない若者」とイメージされた。

無業者（不就業者）問題は、多くの工業化された国で危惧されるテーマであった〔勇上（2004）〕。2011年に発表されたOECDの分析によれば、学校教育を離れた後、安定した仕事に就くことが困難な若者には、「取り残された若者」と「うまく入り込めない若者」の二つの集団がある。「取り残された若者」は、さまざまな不利益が累積している若者たちである。仕事に就かず、職業訓練を受けておらず、後期中等教育を受けていない若者（NEET）がその核をなしている。高校中退者、移民や少数民族の出身者、貧しい地域・農村・過疎地の若者のなかに見られる。一方、「うまく入り込めない若者」は、修了資格はもっていることが多いが、好調な経済成長期でさえ、安定した仕事に就くのが難しい状態にあり、一時的な仕事、失業、無業状態の間を頻繁に行ったり来たりする〔OECD（2010）〕。

このような実態が日本においても腑に落ちるよ

うになるのは、サポステ支援が年月を重ね、その過程で社会格差の拡大や貧困が社会的テーマとなってからである。サポステ事業が生活困窮者支援法や子どもの貧困対策推進法に基づく事業と接近する近年を待たねばならなかった。つまり、ニートを「意欲のない怠け者」とレッテルを貼り、精神論や社会体験一般で解決できるような幻想が払拭されるほど、社会的格差の拡大に伴う諸現象が顕在化したためである。その間、典型的な雇用ルートに乗れないだけでなく、就労そのものが困難な若者を、そのような政策のなかに位置づけ、どの程度の対策を進めるかという点で、“および腰”の姿勢が現在まで続いている。その意味について順次述べていくことにする。

#### 2. 若者無業者対策：若者自立塾から地域若者サポートステーションへ

2005年に若年無業者を対象とする施策として若者自立塾（2009年の事業仕分で廃止された）が始まった翌年、地域若者サポートステーション（通称サポステ）が開始された<sup>1)</sup>。厚生労働省から出されている支援内容としては、①支援対象者の把握、②個別・継続的な相談、③支援プログラム、④保護者へのサポート、⑤ほかの支援機関との連携、の5項目である。共通して、「コミュニケーションスキル・トレーニング」「ソーシャルスキル・トレーニング」「ジョブ・トレーニング」などのプログラム名で実施されている。特に、対象者の特徴といえる対人不安や自信の欠如を取り払うためのトレーニングが実施されている。ただしその実態は、実施団体の成り立ちや地域性による違い

もある〔南出(2013)〕。そのなかで劣位にあるのは「ジョブ・トレーニング」である。設備が伴わないことが原因となっていて、充実させるには企業や地域の事業所との連携や受け入れが必須である。それでも、事業開始以来少しずつ前進は見られる。実施団体が運営するレストランやベーカーリー、農場での研修に取り込んだり、ヘルパー養成講座などを実施している例、あるいは発達障がいのある若者に対する就労継続支援事業との連携による研修など、本格的なジョブトレ・プログラムが動いているサポステもあるが、団体間の差は大きい。

サポステは開始当初から、地域のネットワークを構築することが要件とされ、教育・福祉・保健医療そのほかの専門諸機関との連携体制のなかで機能するものと位置付けられてきた。サポステの最も大きな課題は、ただちには働けない諸条件を有する若者の出口を確保することであったが、就労困難度の高い若者が多くなるほど、しかも、行政の評価が就労率を重視すればするほどサポステのジレンマは強まる。その点に関して順次述べていくことにする。

## II. サポステ利用者の実態

サポステは、「ハローワークへ行けない(つまり求職活動を開始できない)若者の後押し」をする機関という大雑把な目的をもって開始されたが、その実像がはじめからわかっていただけではない<sup>2)</sup>。その点でサポステ事業のひとつの功績は、不利な状況にある若者の実態が把握できたことにあるといえるだろう。

世間一般が無業者に抱く「平和で豊かな社会ゆえの意欲のないなまけ者」という認識は、サポステ利用者の詳細なデータによって覆すことができる〔社会経済生産性本部(2007)〕。ここで、サポステ登録者の実態を、筆者らが実施した12のサポステの登録者データの分析結果でみてみよう<sup>3)</sup>。

### 1. 概況

サポステを利用する若者は、男性が全体の64.0%を占め、女性に比して多い。また、年齢は、20代前半が31.2%、後半が25.5%、30代前半が18.4%、後半が10.4%で、10代は11.2%と少数にと

どまっている。学歴でみると、高卒以下の学歴(中卒6.3%、高校中退7.9%、高卒21.4%)が35.6%で、最終学歴が高校・専門学校・短大・四年制大学いずれかの中退である者は19.7%である。また、在学していた高校の課程を見てみると、定時制課程・通信制課程に在籍していた者が21.0%と同年齢の若者全体の比率と比較しても高い割合を占めている。

### 2. 負の学校経験

無業と学校経験との間には明らかに関係がある。いじめを受けた体験している者は25%であり、可能性ありの者を含めると、実に4割の者が学校段階でいじめにあっている。不登校を経験している者も4割と非常に高い。また、成績が振るわなかったと明言している者は17%であり、可能性ありの者も含めると32%が学校の勉強についていけないという経験をしている。教師や友人との関係に困難をかかえていたり、学校に馴染めなかったりした者も、43%と非常に高い割合を占める。いじめ・不登校などの困難な学校体験をもっていないと思われる若者は4分の1(25.9%)と少なく、逆に、4項目すべての困難に該当した者は15.5%である。

サポステ来所時点でまったく就労経験がなかった者(30.2%)、また正規雇用でなかった者は、学校での困難が多かった場合に目立って多い。また、家族以外の他者関係をもっていない者が、学校での困難項目数が多いグループで半数を超えている。また、継続的に参加している場の有無については、どのグループでも多くの者がサポステ来所時点でそのような場をもっていないが、なかでも「学校困難が多い」グループでは72.1%と割合が高くなっている。

### 3. 家族での負の経験

家族が有するさまざまな事情との関係も軽視できない。家族の状況として、①DV・虐待、②親の離婚再婚・死別、③家族の精神疾患や介護を要する疾患、④そのほかの問題(家族関係の不和など)をあげて、①から④の要因がいくつあるかを、「なし」、「あり」(1~2)、「重複」(3~4)の3段階に分けてみると、なし(57.1%)、あり(23.6%)、

重複（19.2%）で、何らかの負の家族要因をもっている例が4割を超えている。

家族要因があるほどサポステにおける初回の見立てレベルが重い傾向がみられ、同様に、発達障がいがあるか疑いがある傾向がみられる。同様に、精神疾患などの診断ありか疑いがもたれる傾向がみられる。

家族の経済状況を「困窮」「生活保護」の有無でおさえ、家族要因の有無との関係を見ると、家族要因が重複しているグループは、困窮（26.4%）、生活保護受給（21.8%）という状況で、これらを合わせた経済困窮は4割を超えている。経済的困窮は、そのほかの家族要因と密接に関係し、問題からの脱出を難しくしていると思われる<sup>4)</sup>。家族要因が重複しているグループの場合は、中卒（10.7%）、高校中退（13.0%）、高卒（26.5%）の数値がほかのグループに比べて高く、複雑な家族要因が低学歴の原因になっていることが推測される。また、学校における負の経験（いじめ・不登校・成績不振など）と家族要因の有無との関係を見ると、いじめ、不登校、成績不振、そのほかのいずれについても、一定の関係性がみられる。

#### 4. 心身の状態

発達障がいやメンタル・精神疾患の診断や疑いも含めた課題をもつ若者はサポステの利用者全体の3割～5割弱と非常に大きな利用者像である。発達障がいの診断もしくは手帳を取得している者は全体の8.2%と1割に満たないが、相談員が疑いありと判断したものは25.9%に及んでおり、合わせると全体の3割以上となる。またメンタル・精神疾患の診断については3割弱あり、疑いありも入れると43%となる。一方で、知的障がいについては手帳の有無についてだけ聞いているが、手帳ありと答えたのは全体の3%とごく少ない。発達障がいの診断がある人のうち9割以上（92.4%）が学

校時代に困難を抱えており、疑いありについても8割以上（83.8%）が学校時代に困難を抱えていた。注目すべき点は、「手帳あり」より「疑いあり」のほうが、困難が多い人の割合が大きい<sup>5)</sup>。

#### 5. 困難な就労支援

サポステAの事例をみてみよう。2007年5月の開所から2013年2月現在1,104名が登録している。就労率の内訳をみると、就労・アルバイト・短期就労・就学・高校卒業認定取得など“進路決定”した者が321人（29%）である（表1）。ここでいう就労とは1日8時間、週5日間を一般企業や店舗で勤務することと定義しておく。つぎに、「電話のみで来所せず」、「一回本人が来所」、「保護者の来所のみ」を合わせると220人（20%）で、残る563人（51%）は現在相談中または中期から長期の滞留状態にある。そのうちの309人（総数の28.0%、現在相談中または滞留者の55%）はなんらかの障がいや疾病を抱えているのではないかと疑われるケースである。但し、サポステには障がいの診断ができる専門家がいるわけではなく、あくまで「疑い」の域を出ない。

障がいや疾病が疑われるケースはかなり多い。上記と集計期間が少しずれるが、同サポステで2012年10月までに新規登録した995人をみると、約500人が滞留している。参加者の属性をみると、自力でハローワークに行けない人たちが多く、病气、障がい、貧困、DVなどのいわゆる問題がない者は100名中32名しかいない。

（健康や家庭に）問題がない人でも8年とか15年引きこもりなどを抱える人がうちに来る。これらの若者は、やがて親が働けなくなり、生保が始まるだろう。親が働いているうちに子ども（若者）を社会に出していかないと生保にいつてしまう。これから未来がある人たちを何とかここで下支え

表1 サポステ登録者の内訳

進路決定（就労・バイト・短期就労・就学・高校認定）	321人（29%）
現在相談中または中長期滞留	563人（51人）
来所せず・1回のみ・保護者のみ	220人（20%）
計	1,104人（100%）

（障がい・疾病の疑いあり 55%）

注：データは2007年5月～2013年2月

して、社会に押し出す中間的就労が必要。これを成立させるためにも、諸条件で難しいところもあるが、皆さんのお知恵を借りたい(サポートステーションAスタッフ)。

要約すると、就労に距離があると見立てられた若者は約半数を占めている。さらにそのうちの半数は支援をしても出口が相当むずかしいことが見込まれる者で、残る半数は一般就労に到達するまでに、体験や訓練を丁寧に継続することが必要とされる者である。これらの若者には、中間的就労の必要性和有効性が認識されている。

表2は、サポートステーションBにおける障がい者手帳の有無、精神科受診歴の有無、発達障がいの疑いの有無別の支援の見通しを示したものである。

表2：障がい・疾病別支援の見通し

障害者手帳

	ハローワークへつなぎ可	プログラムが必要	困難度が高い
精神	1	15	11
知的	0	1	3
その他	0	1	1
計	1 (3.0%)	17 (51.5%)	15 (45.5%)
なし	0	0	224

精神科受診歴

	ハローワークへつなぎ可	プログラムが必要	困難度が高い
あり	15	37	71
過去にあり	5	10	13
なし	16	29	43
計	36 (15.1%)	76 (31.8%)	127 (53.1%)

発達障害の疑い

	ハローワークへつなぎ可	プログラムが必要	困難度が高い
疑い	12	40	70
あり	8	18	25
なし	15	20	37
不明	2	7	3
合計	37 (14.4%)	85 (33.1%)	135 (52.5%)

る。

表3は、支援の見通し別の支援方法を示したものである。「ハローワークにつなぐことが可能」な場合は面談のみが多い。「プログラムが必要」な場合は、37.6%が中間的就労を想定している。「困難度が高い」場合は7割が面談のみで終わっている。

### Ⅲ. サポステ=積みすぎた方舟<sup>ほこぶね</sup>

サポステ事業が始まって以後、来所する若者の多様性が認識されるようになり、それぞれの特性に応じた支援の効果を高めるための方策も進化していった。例えば、来所年齢が30代に達するような若者が少なくないことから、早期発見・早期予防の必要性が認識されるようになった。また、高

表3：支援の見通し別支援の方法

	ハローワークへつなぎ可	プログラムが必要	困難度が高い	合計
面談のみ	21 (56.8%)	28 (32.9%)	95 (70.4%)	144 (56.0%)
プログラム参加	7 (18.9%)	23 (27.1%)	33 (24.4%)	63 (24.5%)
中間的就労	6 (16.2%)	32 (37.6%)	6 (4.4%)	44 (17.1%)
不明	3 (8.1%)	2 (2.4%)	1 (0.8%)	6 (2.4%)
計	37 (100%)	85 (100%)	135 (100%)	257 (100%)

校中退者が多くしかも中退後何年も経てようやく来所している実態から、学校と連携して中退を防止する取り組みや、中退直後にサポステにつなぐ必要が認識され、2013年度には学校連携に特別予算が付くまでになった。そのほかにも困窮する家庭の若者、履歴書を書くなどの基礎学習支援が必要な若者、慢性疾患を抱える若者、精神病棟を退院した後の居場所を求める若者など、不利な状況のなかで、働けないだけでなく社会から孤立している若者の状況が見えてきたのはサポステ事業の功績であった。

しかし、そのことはサポステの抱えるジレンマともなった。ほかに引き受け手がない若者たちは、国の基準から外れる場合でも、引き受けざるをえない状況にある。特に、支援機関が少ない地域では、サポステは何もかも引き受けざるをえない状況にある。しかし、“自立支援”のキャパシティには限度がある。つまり、サポステは“積みすぎた方舟”<sup>ほこぶね</sup>という様相を深め、“就労率”という評価基準とのせめぎ合いに立たざるをえなくなった。

就労困難な若者が就労に達するのは難しい仕事である。そのことを総括コーディネーターはつぎのように語っている。

本来であればサポステの就労率をもっと高いのではないかとされていますが、実際のところは登録して就労してもまた戻ってきてしまうことが少なくありませんので、やはり努力してもそのまま就労に繋がっているのは約30%とみて妥当ではないかと思います。

現場を中心に動いておりますのでどうしても厚生労働省が目指す進路決定率や発表している就労率などは腹に落ちない思いでございました。支援を続けないと複合的にリスクを抱えている若者はあつ  
という間に退職したり、ひきこもってしまいます。そのリスクが多ければ多いほど支援側の時間と労力はかかるわけで、そこを丁寧に行っていくと、規定時間での支援などでは到底いかない。うちのサポステの進路決定率は国で中くらいなのに、相談件数だけは圧倒的に多く、全国2位の数字にな

るのもそこに理由があります。もちろん我々のような支援形態は本来のサポステではなく、それこそ子ども若者育成支援推進法であったり、今回の生活困窮者支援法の方が当てはまるのはわかっておりますが、今まではサポステとしてかかわる若者の中に、複合的なリスクを負う者があまりにも多くおります。私どものサポステが進路決定者には全対応せざるを得なかったので相談件数が多くなっています。(2013年、サポートステーションA総括コーディネーターの語り)

就労に距離のある若者は障がいや疾病以外にも多様な就労阻害要因をもっている。それらの重なり具合によって就労への距離に違いが出てくる。サポステによって比率にばらつきはあるものの、通常就労は困難（福祉就労が必要）と予想される者、中間的就労で媒介すれば就労可能という若者を多数抱えている。しかも、就労後も支援を継続する必要がある例も少なくない。行政施策上、サポステはこのような重度の就労困難者を対象とする機関ではないと位置受けられれば、これらの若者たちを対象とする別の施策が必然的に必要となる。

#### IV. 支援手法の模索

この10年間でサポステを含む若者支援サービスはある程度の段階にきたが、これらの支援サービスのカバレッジは低い。しかも、多様な若者のニーズに応えるためには、より多くの社会資源を整備することが必要である。一般社団法人キャリアブリッジが豊中市を中心とする支援機関を整理してみたところ、中間支援が最も多く、出口支援の機関（職場のマッチング、定着支援）は非常に少ないことがわかった〔一般社団法人キャリアブリッジ(2013), p.57〕。就労困難な若者に関していうと、サポステを含めた支援体制は出口の見えない体制になっている。ここでいう出口とは、生きていくための安定的な場と収入を得られている状態とする。その際、出口として就労は非常に重要であるが、すべての若者にとって出口が就労ということの意味するものではない。

従来のいわゆる就労支援は、公共職業紹介や職業訓練機関や職場における訓練が中心であった。ところが、日常生活の立て直しや社会関係を作るスキルなどの生活基礎訓練なしには職業訓練に入れない人、低学力を補うことなしには職業訓練も雇用労働も難しい人、経済給付や福祉サービスで補うことなしに職業訓練や就労が難しい人、疾病や障がいのハンディを補うことなしの職業訓練や就労が難しい人など、制度のはざまにある就労困難な要因をもった人には、失業者対策とは異なる手法が必要となる。

その手法に関して豊中市市民協働部の西岡正次はつぎのようにいう。失業対策の延長でもなく、福祉サービスなどに付随する就労支援とも異なる「ソーシャルワークとしての就労支援」が必要である。その中核に、例えば複合的リスクをもつ人々に対しては、多様な主体が関与するケア(ケース)マネジメントが位置づけられる必要がある。また、それを支える組織間関係への配慮が不可欠である。また、就労支援では、面接への同行、職場の見学や体験就労などのメニュー、求人内容を本人に合わせてアレンジする作業(つまり援助付きマッチング)という支援が必要で、時には求人企業との共同作業が必要である〔西岡(2012), pp.60-62〕。

サポステ事業が開始された初期の段階では、入口から出口までのシステムが地域内に整備されてはいなかった。入口以後のプロセスは、従来の失業者対策をベースにしつつも、独自のメニューや取組を追加しなければ効果があがらない。就労支援メニューは障がい者の雇用・就労支援で蓄積されてきた支援モデルや事業、「雇用型訓練」の経験のほかに、一般就労でも福祉就労でもない「中間的労働市場」を追加しなければ包摂できない若者が相当数存在する。

これらの若者の支援には多様な支援メニューが必要である。特に就労への距離がある若者に関しては、一般就労への迂回した道筋が必要という認識は支援現場で共有されている。サポステや若者自立塾(2009年度で廃止)を受託した団体の多くは、一般就労へとわかには入っていけない若者

のために、一般就労へと橋渡しする中間的就労の場(農場・環境保全・食堂・カフェその他)を確保してきた。それは、支援上の必然的なニーズだった。

サポステCの例でいえば、2013年から、①3か月の集中訓練プログラム、②3か月の基礎訓練プログラム、③中間就労、というステップを整備した(ただし、サポステ事業ではない)。集中訓練プログラム(①)は、生活管理や生活自立ができず、それなしには働くことが困難な若者を対象にするもので、生活訓練(自炊実践、家電品整備、GIY実践)を通し、自立心を養うと共に、集中訓練(グループ・ワーク、コミュニケーション訓練など、社会参加訓練、職場体験、職場実習(OJT)、資格取得講座、就職活動の基礎知識講習、模擬就職活動、ビジネスマナー講習)により自信を芽生えさせ、将来の目標を描き、就職をめざすことができることを目標に掲げている。10人編成で、4泊5日の合宿を含む。合宿の費用は1万5000円であるが、家庭の年収が300万円以下の場合には免除される。

以上の生活訓練があってはじめて、つぎの基礎訓練プログラム(②)を受ける準備ができる。基礎訓練は、県が専修学校・社会福祉法人・NPO法人などに業務委託して実施する。2012年度に開始され、3か月の知識・技能習得コース(座学を中心とした職業基礎訓練)と3か月の実践能力習得コース(起業実習を中心とするコース)で構成されたが、翌年は3か月に短縮した。幹旋や訓練期間中の相談・支援はサポートステーションがやっている。

この2つの訓練事業へ参加するのは、地域若者サポートステーションへの相談の結果、職業訓練の必要性があり、受ける力があると認められ、そこでの訓練指示を受けた者である。2012年度の県事業である6か月の若年無業者基礎訓練事業の実績をみると、訓練受講者は57人で、そのうち就職者が26人(45.6%)、ほかの職業訓練受講が2人、進学が3人、就職活動中が19人(33.3%)、その他(軽作業)が1人、未定が6人であった。2013年度は3か月へと短縮されている。支援者によれば、訓練



の時間は要するが、参加した若者は表情が明るくなり参加しなかったより参加した方が確実に成果はあがっているという。

そのほかに、地元の事業所における中間的就労という選択肢がある。ただし、厚生労働省の事業としてのサポートステーション事業の範囲に中間的就労という機能は含まれていない。支援する民間団体の独自事業として広がっていったというのが正しい。以上は、就労への距離が長く就労困難な若者の場合であるが、条件がもっと良好な場合は直ちに企業でのインターンに入るというメニューもある。

複合的な要因のために就労困難者になっている若者に対して、福祉の要素を加味した就労支援を実施するには多くの人材と社会資源が必要であるが、予算の制約からサポステはそれに比べられるだけの十分な体制があるとはいえない。

## V. 地域若者サポートステーション施策の推移

### 1. サポステの評価基準

サポステの功績としてあげることができるのは、支援の必要な若者をつぎつぎと掘起し、社会政策の対象としての認識を迫ってきたことである。例えば高校中退者問題、児童養護施設を出る子どもの問題、生活保護世帯の子どもの低学力問題、家族崩壊問題などの多様性をもつ若者に対して、NEETという空疎な用語を充てることが非現実的であるという実感が、関係者の間では高まったということもできるだろう。しかし、掘り起こすことが社会政策の対象として認められるとは限らない。

地域若者サポートステーションは全国160か所にあり、大半は民間団体が受託して運営している<sup>6)</sup>。新成長戦略でサポステは、2011年度から10年間で、10万人の就職等進路決定を達成することが目標値となったが、10万人という数値は決して容易なものではなかった。

そこで、委託団体の公募の際に、厚労省がどのような評価基準を用いてきたかを見てみよう。2006～2007年（平成18-19年）度は評価基準が示されなかった。2008年（平成20年）度に「運営して

いる年数」が入ったが、翌2009～2010年（平成21-22年）度には再びなくなった。2011年（平成23年）度には評価基準が、①ニート数の推計値の算定、②サポステ来所者数、③就職等進路決定者数の3本になり、その評価をもとに委託費は大小2レベルの金額へと振り分けられるようになった。2012年（平成24年）度は、①相談件数、②就職等進路決定者数の2本になり、2013年（平成25年）度には就職等進路決定者数（進学者を含む）の1本に絞られ、委託費は4つの金額へと振り分けられた。

このように、サポステの成果基準は順次明確化され、やがて就職等進路決定率に絞り込まれ、翌年の採択基準となったことは、就労困難者を多数抱えるサポステにとっては大きな悩みとなった。その一方で、早期発見の重要性に対する政府の認識が高まり、2013年（平成25年）度には就職等進路決定率に加えて学校との連携事業が推進されることとなり、そのための人件費が大幅に拡大した。この年サポステは全国で160か所に拡大し、総予算は2倍を超えた。

### 2. 行政改革推進会議の評価

ところがサポステの予算規模が最大になった2013年の秋ごろ、行政改革推進会議の「秋レビュー」はサポステ廃止との評価を下した。秋レビューは、外部有識者と各府省の担当者によって、「PDCAサイクルの徹底」がなされているかについて評価されるもので、特に、「事業目的の明確性」「事業の有効性・実効性」「より低コストな手法への改善可能性」の観点から議論するものである。秋レビューの結果はつぎの通りであった。

「地域若者サポートステーション関連事業については、対象や地方自治体などとの役割分担が明確ではなく、また、事業の有効性、運用対効果に関しての説得的な分析もされておらず、PDCAサイクルの活用による適切な事業運営が行われているとは言い難い。今後、各サポステの実績の把握・評価やサポステ卒業者の就労状況やその後の継続性についての把握などに取り組むべきではないか。本事業以外にも地方自治体および民間による取り組み、生活困窮者自立支援の枠組みづくり

が進められているなか、事業は有効とは言い難く、事業に終期を設けるなど事業の出口戦略が必要ではないか。さらに学校連携事業については、ニート予備軍をサポステに誘導するような内容になっており、見直しが必要ではないか。

この指摘には2つの論点がある。論点1は、事業目的に沿った適切なPDCAサイクルの活用がないという点である（評価者5名全員）。改善策として、①サポステ卒業者の就労状況の把握（2名）、②各サポステの実績の把握（3名）、③グッドプラクティスの共有（2名）である。

論点2は、本事業以外にもセーフティネット事業の拡充や地方および民間による取り組みが進んでいるなか、事業が有効といえるかという点で、評価者5名全員が「いけない」という評価を下している。改善策として、①地方自治体および民間支援団体が支援している（4名）、②生活困窮者自立促進の枠組みで対応できる（2名）、その他（2名）である。

財政支出の削減を主な目的とする行政改革推進会議の秋レビューからみれば、サポステは、ハローワーク、ひきこもり自立支援、生活保護自立支援、生活困窮者自立支援、その他民間の類似の活動と重複する部分があると見られたのである。

その結果サポステは廃止されることにもなりかねなかったが、サポステ存続を求めさまざまな働きかけが効を奏して翌2015年度には大幅な方向転換をもって存続することになった。

### 3. 就労率を重視する方向への転換

秋レビューが示した方向とは、進学などを含む進路決定者ではなく明確に「就職者数」を増やすことを目的としてPDCAサイクルを回すこと、つまり出口支援を強化することであった。2015年度実施要項によれば、支援対象者は、「雇用保険被保険者資格を取得し得る就職」に向けた意欲が認められ、ハローワークにおいても就職を目標にし得ると判断した者と断定された。2013年度の1年間盛り上がりを見せた学校連携事業は2014年度には完全に廃止され、中退のリスクのある生徒・学生は対象としないこととなった。つまり、予防あるいは早期支援開始という重要な観点は事業か

ら外されたのである。就労支援が必要とされる高校中退者などの問題に関しては、中退が決まって以後に限ってサポステは対象とし、ハローワークとともに中退者情報を共有して支援の対象とすることとされた。それに代わって強化されたのは、就職のための支援および就職後の継続性を高めるためのフォローアップ事業であった。

このような方向性に関わって2015年度に強化されたのは、「チャレンジ体験」と「若年無業者等集中訓練プログラム」である<sup>7)</sup>。従来サポステの訓練は、数回のセミナー程度の規模であり、1か月から数か月に及ぶ連続した訓練プログラムはなかった。その点では一歩前進といえるだろう。ただし、募集人員は限定されている。利用限度が定められていて何度も参加することは許されない。また参加者への経済給付は一切ない。プログラムに参加し続けるためには、家庭の経済的援助が不可欠となる。先進諸国にみられる経済給付をともなう職業訓練プログラムは最後まで実現しなかった。

就職等進路決定者数が評価指標として強調されるのは、つぎのような事情があるものと思われる。①2020年までにNEETを10万人減らすという政府の数値目標が掲げられ、達成することが厚労省のタスクとなっていた。②サポステが増加するにつれて、支援の力量のない団体が混じるようになり、それを引き上げるために評価基準を示す必要があった。③成果のあがらない団体と成果をあげている団体とが一律の委託費を受けることへの不満が後者から出ていた。④生活困窮者支援施策の進行のなかで、子どもや若者の貧困対策が政策課題となりサポステへの期待が高まるようになるが、期待が高まるだけ数値目標が示され、成果をあげることへのプレッシャーも強まった。

しかし、「成果をあげる」ことを一律の基準で測定することはむずかしい。労働市場の条件によって成果をあげにくい地方は窮地に立たされることになる。また、専門機関など社会的資源が少ない地方では、例えば精神疾患、ひきこもりなど、ほかの受け皿がない若者がサポステに集中するという現象がみられ、それを受け入れざるをえない

団体は「成果があがっていない」と追及される。受託団体の多くは小規模のNPOであるが、単年度ごとの契約更新と予算制約、就労率を高めるといった評価基準による圧力で、疲弊する例が少なくないというのが実態である。

## VI. 地域若者サポートステーションはどこへ向かうのか？

### 1. 若者就労対策vs社会的包摂政策

サポステには多くの課題がある。そのひとつは、経済的支援の手段を一切持っていないことである。経済的に困窮している若者に対してサポステが取れる手段は限られている。訓練に参加するための経済給付、通所のための交通費などはない。そのことが、サポステ利用率を上げられない原因のひとつとなっている。

この間、欧米諸国では権利と義務をバーターする「ワークフェア」の傾向が強まった<sup>8)</sup>。オーストラリアの“国家と若者の契約関係”という表現が良く表している。国家は若者に経済給付付きの就労支援サービスを提供する。それに応えて若者は就労に向けて努力するという契約関係である。この政策には、就労や訓練への参加を強制する弊害もあるが、若者のカバレッジが高いという点でサポステの比ではない。一方、2000年代に登場した日本の若者支援政策、特にサポステは、経済給付なしの就労サービス機関として開設されたから、来る人もいれば来ない人もいて（後者の方が圧倒的に多い）、困難度が高い若者ほど来ないことは必然である。サポステのカバレッジは低い。それが原因となってサポステに来ない若者の量もそのニーズも把握することができない。

サポステの利用者は、親による経済的扶養を受けることができ、親がサポステ利用を支援していること、そして若者自身が助けを求めて行動を起こした若者に限られがちであった。このように、過去10年に及ぶ若年無業者対策は、福祉国家政策の枠内にその着地点を見出したのではなかった。欧米諸国における「ワークフェア」よりも素朴で“腰のひけた”政策展開だったということが出来る〔児美川（2010）, pp.18-20〕。

### 2. 重複する困難を有する若者への支援の限界

地域若者サポートステーションの体制では、重複する要因をもつ若者に、経済給付や住宅支援を併用しつつ就労支援をすることはできない。制度的裏付け、陣容、ノウハウに欠けているからである。その点で、2010年～2012年に実施されたパーソナルサポート・モデル事業は、サポステに来ない若年生活困窮者に対するサポートを可能にした〔湯浅（2011）〕。全国のモデル事業のうち、若者に重点をおいて支援を実施した豊中市パーソナルサポート・モデル事業から、その実態を見てみよう。

この事業は、既存の相談窓口からの「リファー（照会）」方式で支援対象者を受け入れ、単体の相談窓口では支援しにくい、就労阻害要因が複数・多重化している人たちに、短期でインテンシブな支援をし、出口へ誘導し、一人ひとりの「居場所と出番」を用意することに特徴があった〔白水・高見（2013）, pp.54-57〕<sup>9)</sup>。

パーソナルサポートの長所は、相談⇒専門家集団によるケースアセスメントと支援策の策定⇒出口チームによる地域資源発見・誘導・定着までの一連の支援を1か所の組織で対応できる点である。しかも重要なポイントは、出口が用意されていることである。出口のない支援機関は福祉制度に当事者を閉じ込めてしまう危険性を孕んでいるからである。パーソナル・サポートモデル事業は、当初から対象者を明確に絞ったことから、サポステにはできないことが可能になった。このモデル事業は、2015年度からスタートした生活困窮者自立支援事業に引き継がれ、すべての基礎自治体で取り組むことになった。

しかし、この事業の展開にも不安はぬぐえない。予算の制約から生活困窮者と定義される者が絞られ、親と同居する若者の多くは除外されることが懸念される。その一方で、サポステは生活困窮者自立支援事業と重ならないように生活困窮者を対象としないことが求められているので、グレーゾーンの若者はどちらの制度にも入れない（制度の狭間）ことになりかねない。

同じことが、発達障がい者にもいえる。障がい

が認定されれば発達障がい者自立支援法の対象になり、そうでなければ、就労可能と見立てられた若者だけがサポステの対象となり、そのどちらにもはまり難いグレーゾーンの若者は、インテンシブな支援サービスを受けることができない。

### 3. 見えない、社会的包摂政策への転換

「働く意欲のない若年無業者＝ニート」対策として始まった地域若者サポートステーション事業は、就労を阻害するようなさまざまな不利な事情をもち、社会から排除されている若者たちを発見してきた。しかし、サポステ事業の限界も見えている。

第一に、就労支援という政策によっては100%の自立ができない若者の存在が発見された以上、賃金を補う多様な所得保障と住宅保障などの現物を組み合わせた自立の道を想定すべきなのだが検討は始まっていない。これらの若者の生活保障をどうするのかという問題は残されたままである。

第二に、社会的包摂政策になりえない政策上の限界がある。2000年代に広がった社会的格差の拡大は、若者自立挑戦プランの段階では予想されなかったほど、若い社会的排除層を生み出した。それゆえ、サポステを含む若者自立支援策は、社会から排除される若者の増加に歯止めをかけ、社会的統合を回復するという使命を課せられている。しかしサポステをはじめとする若者支援策は、親（家族）の扶養を暗黙の前提としたうえで、支援サービスを提供するというスタンスに終始している。親に頼れない若者は、公的保障のないなかで自己責任によって自立することを迫られているが、それができないまま若者期が終わる層を公的責任で引き受けざるをえない時期がやがて来るだろう。しかしその事態に直面することを危惧して、一定の財政支出をしてでも社会的包摂策を推進するという若者政策にはなっていない<sup>10)</sup>。地域若者サポートステーションは隘路（あいろ）にはまっている。

#### 注

1) フリーターが労働政策の対象として本格的に位置づけられた2004年初頭から、失業者でもフリーターでもない若年無業者が急ピッチで増加してい

ることが一部で話題となりましたが、本格的に議論されるようになったのは玄田有史の著書〔玄田・曲沼（2004）〕であった。

- 2) 玄田有史が、「ニートになっている若者の姿や表情が、具体的に伝わってこない」〔玄田（2004）、p29〕と書いた感覚を、多くの人々はもっていた。
- 3) 各サポステにおいて、2012年10月～2013年2月の新規登録者を、各月20名ずつ、ランダムに抽出し、5ヶ月で100名分の利用者データを入力してもらった。調査は2014年2月中旬～3月中旬で、12団体のサポステを利用する若者1,140名のデータである。
- 4) ただし、対象者の13%は経済状況が把握されていない。捕捉率が低いひとつの理由は、サポステ側に、家庭の経済状況に対する問題意識が低く、把握することが申し合わせ事項になっていないことにあると思われる。
- 5) このことは、内閣府が実施した高校中退調査の結果などとも符合する〔内閣府（2011）〕。進学率が低く、就職も困難な定時制高校や偏差値の低い普通高校では、就職が決まらないまま卒業（または中退）していく生徒が、心身のハンディや複雑な家庭事情を抱え、アルバイトに追われたまま卒業して不安定就労者（無業期間を含む）になるか、アルバイトに就くことさえ困難なケースが少なくない。
- 6) サポステの実施体はつぎの通りである。政府の事業主体は厚生労働省である。厚生労働省は、事業全体を管理する「中央サポートステーション」を1団体、個々の事業を行う地域サポートステーションを年度ごとに企画競争により選定する。事業期間は1年間である。民間シンクタンクが中央サポートステーションを受託している。地域サポートステーションの企画競争に応募するには、地方自治体の推薦が必須であり、厚生労働省からの募集に先立ち、地方自治体が推薦を受けたい団体の公募を行い、書類選考により推薦団体を決定、厚生労働省への応募に必要な推薦書を発行する。協働主体となる地方自治体は、都道府県・市町村（東京23区含む）いずれでもよい。
- 7) 前者は、サポステで相談支援を受け、今後、連続して同一事業所での就労体験（チャレンジ体験）を行えると判断できる若者を対象に、協力する事業所で就労体験をするもの。その期間は原則3週間以上4週間以下とし、体験時間は週20時間以上40時間以下である。体験先事業所には経費を支給する。後者の「若年無業者等集中訓練プログラム」は、基礎的能力を付与した場合に、就労が可能であると、ハローワークおよびサポステのキャリア・コンサルタントが判断した若者を対象に、1か月以上3か月以下（必要な場合は6か月）、週4日以上、1日の訓練は平均して5時間以上の訓練を実施する。
- 8) ドイツの社会法典（2編）には、若者が社会的・

個人的不利を克服し、就労できるよう支援する条項がある。また25歳未満で、就業可能ではあるが職業に就くのが特に難しい若者には法律による支援を拡充することが可能である。同じく社会法典(8編)には、“社会的な不利の克服や個人的障壁の除去のためにより多くの支援が必要な若者”に対して、学校教育、職業教育、職業への参入の観点からソーシャルワーク支援が提供されなければならないという条項がある。さまざまな不利な状況にある若者は、就労支援・職業訓練の措置とソーシャルワーク的な支援を連動させることによって、長期的に職業生活へ入ることが可能となるとされている。また、社会的に不利な状況に置かれ、個人的な障がいを持つ若者が、ほかの組織や団体で職業教育を確保できない場合は、青少年支援を担当する青少年局が、青少年の特別な状況に即した適切なソーシャルワークを伴う職業教育と雇用措置を提供することができる。近年ではジョブセンター(日本のハローワーク)と地方自治体青少年局が協働するようになってきた。ジョブセンターは就労支援に特化し、青少年局は若者が抱える個別問題に対応する。この2つがうまく補完するコンビネーション・モデルはそれなりの成果を収めてきており、将来性を有するといわれている(ベルリン工科大学名誉教授ヨハネス・ミュンダー教授の2014年11月14日東京講演より。法政大学布川日佐史教授訳)。

- 9) 支援の実施体制は、ケース応援チーム(包括的に個別の支援策を立てる専門家集団)、出口応援チーム(出口を開拓する)の2つのチームの連結型支援スタイルをとった。ケース応援チームは、地域医療に詳しい看護師、構造化ができる発達障がい支援員、障がい者の生活相談経験がある臨床心理士・社会福祉士、就労困難者の支援経験の長いキャリアコンサルタントで構成される。出口チームは、ケースチームによって出口設定ができた時点でバトンタッチする。出口は、①企業就労、②訓練や地域活動、③医療や福祉現場などで、個々の状況に応じた適所を設定する。そのためには地域にどれだけ社会資源があるのかを探し、不足するものを創造し、そこにつなぐことが仕事になる。多様な出口があることは、地域の豊かさを表すものである。
- 10) 2015年4月に成立した「青少年の雇用の促進等に関する法律」では、職業生活を円滑に営む上での困難を有する、いわゆるニートなどの青少年にた

いて、自立を支援するための施策の整備などの必要な措置を講ずるよう、国はつとめなければならないことが定められた。しかし、社会的包摂政策というよりも、就労可能者に的を絞って就労自立支援を進める方向が強化された。

#### 参考文献

- 内閣府(2011)『若者の意識に関する調査(高校中退者の意識に関する調査)報告書』。
- OECD(2010) *Off to a Good Start? Job for Youth*; OECD Publishing (OECD編、濱口桂一郎監訳・中島ゆり訳(2010)『日本の若年と雇用—OECD若年者雇用レビュー:日本』明石書店。
- 勇上和史(2004)「欧米における長期失業者対策」『日本労働研究雑誌』2004年7月号, pp.19-26。
- 玄田有史・曲沼美恵(2004)『ニート:フリーターでもなく失業者でもなく』玄冬舎。
- 児美川孝一郎(2010)「『若者自立・挑戦プラン』以降の若者支援策の動向と課題—キャリア教育政策を中心に」『日本労働研究雑誌』N0.602, pp.17-26。
- 社会経済生産性本部(2007)『ニートの状態にある若年者の実態及び支援策に関する調査報告書』。
- 白水崇真子・高見啓一(2013)「豊中市におけるパーソナルサポートとコミュニティ経済」横浜市『調査季報』Vol.171, pp.54-57。
- 西岡正次(2012)「基礎自治体における就労支援と貧困—豊中市の場合—」『貧困研究』Vol.9, pp.49-62。
- 南出吉祥(2013)「地域若者サポートステーションにおける支援の実態」『岐阜大学地域科学部研究報告』第32号, pp.125-142。
- 宮本みち子(2008)「『成人期への移行』政策と若年者支援」日本社会福祉学会編『福祉政策理論の検証と展望』中央法規出版, pp.146-172。
- (2012)『若者が無縁化する—仕事・福祉・コミュニティでつなぐ—』ちくま新書。
- 湯浅誠(2011)「雇用保険でも生活保護でもない第2のセーフティネットと伴走型支援」宮本みち子・小杉礼子編『二極化する若者と自立支援』明石書店, pp.171-184。
- 一般社団法人キャリアブリッジ『豊中版若者支援ガイドブック(2013)』。
- 若者政策提案検討委員会・ビッグイシュー基金(2015)『若者政策提案書』。  
<http://www.bigissue.or.jp/pdf/wakamonoteiannsy.pdf> (2015年3月31日最終確認)  
 (みやもと・みちこ 放送大学副学長)

## 若者の第2職の重要性－「初職からの移行」における現代の課題

香 川 め い  
西 村 幸 満

### 1. 問題の所在

若者の生活基盤の不安定化についての懸念が長期化している。この問題は、雇用における非正規<sup>1)</sup>雇用者割合の増大、その収入・処遇の正規に比べて低水準化だけではなく、非正規雇用により獲得できるスキルの市場価値の低さ、長期的なキャリアの見通しが無いという意識、近年の雇用先のローカリズム志向、未婚化などにも波及している。日本では新規学卒労働市場が形成されており、新卒予定者は、新卒以外の若年労働者や一般労働者とは区別されて就職が決まってきた。この新規学卒労働市場はさらに学歴段階ごとに分かれており、企業は学歴段階別に若者を採用することができ、新卒者は卒業前に同じ学歴・同世代とのみ雇用を巡る競争をするという特別な状況を享受してきている。企業は、毎年、新規の採用を実施することにより、新卒者は職業へのスムーズな移動を達成し、マッチングを高めることで諸外国と比べて失業率を抑制してきたのである〔白川(2005)〕。このように日本の若者は、新卒か否かによって、就職への経路が異なっているのである〔荻谷(1991), Muller and Gangl (2004), 濱口(2012)〕。

この新規学卒労働市場における仕事と労働者のマッチングは、教育システムと職業紹介サービスとの協力・連携という社会的な支援によっても支えられてきた〔荻谷(1991), 荻谷・石田・菅山(2000), 荻谷・本田(2007)〕。現在の若年の雇用の不安定化の背景には、従来の協力・連携関係に綻びが生じていることがある。しかし、公的な

支援という幅広い文脈で見ると、就労の側面にとどまらない課題もみえてくる。あまり意識されることはないが、若者の不安定化が社会問題となる理由には、需要側と供給側の個別の事情にとどまらない公的な支援のあり方にも再検討が求められるからである。こうした考えはそれほど不思議なことではない。たとえば、日本の社会保障制度を始めとする支援サービスの仕組みの多くは支え合いの方式をとることで知られている。そして、支え合い社会の安定には、現役世代を社会経済的に強くすることが求められており、それゆえに新たに社会に参入する若者への社会の期待は大きい。若者の不安定化は、現行制度の下では、長期的に社会全体の不安定化につながる可能性がある。われわれの生活を安定させるには、供給側の若者だけを強靱にするだけではなく、需要側の企業の雇用のあり方、公的支援の適切な配置・構築、さらにはそれらのバランスの良さが必要なのである。

戦後、長い間にわたって、日本の若者の雇用は比較的安定していたといえる。欧州の若年失業率の高まりが1970年代以降の社会政策の 이슈でありつづけたこととは対照的であった〔OECD 訳書(2011)〕。地域間移動のしやすさ・職場での適応性の高さ・労働対価が安価であり、毎年教育システムから輩出され、産業転換が著しい戦後の雇用において未熟練労働力であった若者は、政策担当者にとっても便利な存在であった〔三治(1964)〕。さらに、未熟練の新卒者の育成は、採用後に企業側に抱え込ませ、過度に企業に任せる

ことができたという〔佐口(2005)〕。1990年代後半に入ると若者の雇用が悪化したことにより、長期間にわたって企業を中心に構築されてきた彼らの生活安定は、急激にバランスを崩してしまう。企業は従業員の雇用について正規・非正規のどちらにするかという選択に悩むなか、「限定社員」など雇用のあり方を模索した。厚生労働省・経済産業省・文部科学省は若者自立・挑戦戦略会議において『若者自立・挑戦プラン』(2003)を取りまとめ、若者支援のあり方は官民一体でジョブ・カフェやヤング・ハローワークの支援、官民提供の職業訓練など試行錯誤が続いている。2015年からは生活困窮者自立支援法の施行により、就業していない(あるいは無業の)若者は生活保護の受給前に自立を促すための、中間的就労など、段階的な支援が受けられるようになっている<sup>2)</sup>。教育システムも、その教育内容に「職業的な意義」を付加しようと議論が試みられ〔本田(2009)〕、一部は職業教育として提供するようになったものの、一般教育か職業教育かという対立図式を超えた教育のあり方も模索されている〔広田(2015)〕。

しかしながら、このような若者の就業支援の広がりなかで、これらの施策は新規学卒者だけではなく、30代までの若者を含んだ幅広い年齢層を対象とするようになっていく。正規職と比べて雇用条件の不安定な非正規職では雇用継続は難しい。できれば転職して正規職に就きたいと考えている若者は多い<sup>3)</sup>。ところが、初職に就いたあとに離(転)職をしようとする、新卒者ではない若者は、年齢あるいはスキルのより高い、経験年数の長い一般労働者との競争に投げ出されてしまうことになる<sup>4)</sup>。「学校から職業への移行」という、新規学卒者のみを対象とした支援制度から始まり、その後の公的支援の枠組みは、無業・失業・離職・転職希望者を包括した支援制度へと拡張している。この公的支援の拡張は、社会が抱える若年の不安定問題が、新卒者のジョブ・マッチングだけでは不十分であるために要請された。若者の初職だけではなく、より長期的なキャリア形成にまで支援(の要請)の範囲は及んでいる。企業間移動回数が2回に満たない日本<sup>5)</sup>では、初職同様

に第2職の重要度が高いことがわかる。ここに「学校から職業への移行」という観点に加えて、「初職からの移行」の解明が課題として浮き上がるのである。

## 2. 第2職へのアプローチ

第2職の実態はこれまで研究対象としても社会問題としても関心を引いてこなかった。最大の理由は、若者の雇用が安定的であり、長期化する初職の解明に課題が集中していたことにあるが、ほかにも理由はある。その理由のひとつは、第2職を特定できる、職業経歴に関する公的な統計調査はなく、学術目的で実施された社会調査データでは利用の制限があったことである<sup>6)</sup>。第2職の実態がデータで確認できなければ、その重要性に気づいても実証する方法はない。隣接する転職研究では、たとえば、「就業構造基本調査」を使って、1980年代以降の一貫した転職率上昇を確認することはできる。しかし、対象とする転職者には第2職以降のすべての移動が混在しており、どの時点で移動が把握されるか(横断性)によって、第3職以降が分析に含まれてしまう。もともと転職研究の主眼は、転職による移動が人的資源の最適な配分を実現することを検証することであり、その関心は、移動前と移動後との限界生産力(賃金)の上昇にある〔大橋・中村(2001)〕。若者の第2職のみを取り上げる理由がないだけでなく、若者の移動の多くは技能と生産性の格差が拡大する前に生ずるので、遺失する企業特殊熟練のコストとベネフィットも小さく、転職の効果が測定しにくい。

もうひとつの理由は、第2職の実態は、「初職からの移行」というように、初職の離職と第2職への再就職という2つのイベントを包括したものであり、双方に配慮した分析が必要となることである。たとえば、「1990年代における新規学卒就職者の3年以内に離職する割合が、中学卒で7割、高校卒で5割、大学卒で3割にのぼる状況」(p.4)であることを明らかにして衝撃的な問題提起をした黒澤・玄田(2001)は、初職の離職に注目した典型であろう。彼らの分析は、若者を対象に初職の入職と離職、現職と転職前の職を扱っているが、

学歴別の動向に特化し、第2職への再就職を念頭においたものではない。

濱中・荻谷(2000)は、社会移動における重要なイベントとして初職と転職(セカンド・ジョブ)をあげ、なかでも日本においては初職の解明に偏ってきたことを指摘しており、職歴データを用いている点でも、本分析の問題関心とも近い。ただし、彼らのいうセカンド・ジョブとは、20歳から64歳までの個人のキャリアのなかで把握されている。セカンド・ジョブは、ずっと第2職にとどまったものを指し、第3職以降は別の分類に配分している。また分析の焦点は、初職とセカンド・ジョブそれぞれに対する社会階層(父の職業階層・本人の学歴階層)との関係が問われている。分析に使用したデータは、1985年と1995年の「社会階層と社会移動調査」(以下、SSM調査)であるが、本分析では、2005年のデータを付加している。2005年データは、1995年以降の若者の実態を把握することができる。なお、分析の目的からすると、本来ならば、2005年以降の最新のデータを併せて用いることが望ましい。最新のSSM調査は今年実施されるので、より丁寧な分析は今後に期待したい。

### 3. データと変数

#### 3.1 データ

本分析では1985年、1995年<sup>7)</sup>、2005年のSSM調査のデータを使用する。本稿の関心の対象は若年期の移動にあるため、対象は20歳から39歳(39歳までの移動)に限定している。それぞれの調査時点の年齢と出生年の関係は表1に示すとおりである。4章では、3つの調査それぞれについて30代までの移動の様相を比較検討し、5章では、85年と95年の2つのSSM調査を用い、1946年以降に生ま

れた人々の39歳までの移動を対象に初職と第2職の関係を検討していく。5章の分析対象を1946年以降に生まれた人にしたのは、4章の分析で使用する中で最も古いデータである85年調査の30代が1946-1955年生まれであり、二つの章の対象を合わせるためである。

#### 3.2 変数

本論文の第2職とは、職業経歴の中の2つ目の従業員と定義する。女性の職業キャリアを考えるうえで、再就職するか否かも重要な要素であるので「離職後無職」もカテゴリーに加えている。以下の分析では特に断りのない限り、この「離職後無職」も含めて第2職としている。

第2職の実態を把握するにあたり、本稿では従業員上の地位、その中でも正規雇用か否かに注目する。4章の分析では、初職については「正規雇用」、「非正規雇用」「自営」第2職については「正規雇用」、「非正規雇用」、「自営」、「離職後無職」に分類し直している<sup>8)</sup>。

第5章で分析に用いる学歴については、中退の有無を考慮し、中卒と高校中退を合わせて「中卒／高校中退」、「短大・専門卒」、「大学・大学院卒」、そして短期高等教育(短大・高専以上)中退の者を「短大以上中退」とした。学歴に応じて標準的な教育年数<sup>9)</sup>を算出した上でそれを元に学校を出た年(離学年)を作成した。

### 4. 初職時の企業間移動と第2職の特徴

ここでは、SSM調査データを用いて、初職から第2職への移動を多面的に把握する。はじめに、初職における「移動なし」を含めた企業間移動経験者の動向を確認し、企業間移動については従業員上の地位(正規、非正規、自営業)との関係をみた。

表1 各SSM調査時点の年齢と出生コホート

調査時年齢	1985年SSM	1995年SSM	2005年SSM
20-29歳	1956-1965年生	1966-1974年生	1976-1985年生
30-39歳	1946-1955年生	1956-1965年生	1966-1975年生
40-49歳		1946-1955年生	1956-1965年生
50-59歳			1946-1955年生



「移動なし」の動向は、高度経済成長期以降の初職における企業定着傾向をみるもので、その動向は日本の雇用慣行の概要を確認する作業であり、先行研究がもっとも注目してきた指標である。同じ手続きで企業間移動が時代の推移とともにどのように変遷しているかをみているが、これは転職傾向－第2職の重要性の増大を確認する作業になる。日本の雇用慣行はそもそも第2職の移動の少なさと表裏一体の関係にあり、これらの移動の相対的な多寡によって雇用が特徴づけられている。

ついで、移動経験をもつものを取り出し、初職と第2職間で生じた従業上の地位移転の動向を確認する。従業上の地位の移動の確認は、「正規雇用」という日本の雇用慣行の前提の是非を問うものである。最後に離職理由と企業間移動後の収入の変化について確認した。

#### 4.1 企業間移動のトレンド

先行研究から、日本の企業間移動が2回前後であることはこれまで指摘されている〔濱中・荻谷2000, 林2011, 吉田(2011)〕。ここでは1985年, 1995年, 2005年のデータ・セットを用いて、年齢を5歳で区分してその動向を確認している。表2は、第一に、調査時点間の比較によって同年齢層の企業間移動のトレンドを把握することができる。人々の転職傾向－第2職の重要性－は高まったのだろうか。結論からいうと、男性の場合、20-39歳までのどの年齢コホートにおいても「移動なし」

割合が最も低いのは、直近の2005年であることを確認できる。すなわち、年齢コホートで把握することで単年度の増減は相殺されているものの、2005年では、20-39歳の初職からの移動傾向は高まっているといえる。ただし、20-24歳に限ると、1995年－2005年間の「移動なし」の割合は変わらない。雇用不安が高まり始めたこの時期には、初職にとどまる傾向に変化はみられない。第二に、初職の離職と第2職の入職の事実を確認できる。男性の場合には、初職から離職した場合にほぼ全員が第2職に就いている。これは驚くべき事実である。就業からの退出は30代までの初期のキャリアにおいて、男性は就業形態に拘らなければ就業継続をしている（非労働力化していない）ことになる。

女性の場合、同年齢層の企業間移動は男性ほどにはパターン化されていない。女性の企業間移動には、労働市場要因以外の影響が働いていると思われる。男女雇用機会均等法の改正施行(1986年)、募集・採用、配置・昇進における男女差の撤廃(1999年の改正)など女性を取り巻く環境が整備されてきた。若い世代はこうした社会状況の影響を受けているはずだが、その結果を調査で把握するのは難しい<sup>10)</sup>。

第一の「移動なし」のトレンドをみると、1995-2005年間に「移動なし」割合が減少した20-24歳を除いて、大きな変化をみせていない。男性に比べると25歳以上で企業間移動が激しくなる。西村

表2 各調査の年齢層別企業間移動傾向

	20-24 歳				25-29 歳				30-34 歳				35-39 歳			
	移動なし	1 番目から離職	2 番目へ入職	(N)	移動なし	1 番目から離職	2 番目へ入職	(N)	移動なし	1 番目から離職	2 番目へ入職	(N)	移動なし	1 番目から離職	2 番目へ入職	(N)
男性																
2005 年 SSM	56.3	43.8	40.6	(96)	46.5	53.5	51.2	(129)	37.0	63.0	63.0	(238)	40.4	59.6	59.2	(250)
1995 年 SSM	58.7	41.3	41.3	(63)	47.6	52.4	52.4	(84)	44.7	55.3	55.3	(94)	46.4	53.6	53.6	(110)
1985 年 SSM	64.3	35.7	34.1	(126)	60.7	39.3	39.3	(211)	46.7	53.3	52.5	(259)	46.2	53.8	53.0	(351)
女性																
2005 年 SSM	47.1	52.9	42.2	(102)	28.6	71.4	59.6	(203)	19.3	80.7	66.6	(290)	14.4	85.6	74.1	(263)
1995 年 SSM	60.8	39.2	30.4	(79)	23.5	76.5	51.0	(98)	14.6	85.4	58.5	(123)	15.6	84.4	67.3	(147)
1985 年 SSM	57.6	42.4	30.3	(99)	30.1	69.9	45.5	(123)	14.3	85.7	59.1	(154)	13.0	87.0	69.0	(200)

(2007) が指摘するように、女性の場合は、結婚や出産などのイベントに伴う離職が顕著である。第二に、初職の離職と第2職の入職の事実を確認すると、2005年調査で第2職移動の割合が高くなっている。これは、以前は離職して非労働力化していた女性のなかに、離職後に再就職する層が出てきたことを示している。この変化は20代において顕著である。離職の理由が、結婚・出産だけではない可能性が生じているのかもしれない。

男性の企業間移動は高まっているが、ほとんどが第2職へ就職している。女性はもともと高い離職傾向は変わらないが、離職して再就職する傾向が高まっている。

#### 4.2 初職の従業上の地位別の検討

「移動なし」割合の傾向についてさらに従業上の地位別にわけてみた。雇用の不安定化の実態を探るためである。年齢はサンプル規模の関係で20代と30代に括りなおした。表3と表4は、初職で正規、非正規、自営という3つの従業上の地位ごとに、「移動なし」を含めた企業間移動経験者の割合を確認している<sup>11)</sup>。

男性の20代正規について初職「移動なし」割合のトレンドをみると、どの調査年でも60%前後を占めている。30代正規の「移動なし」割合も、45%前後であり、20代に比べ15%ほど低下する。2005年で30代正規の「移動なし」の割合はさらに5%ほど小さくなっている。1995年に20代の若者

表3 初職の従業上の地位別企業間移動傾向 男性のみ

初職従業上の地位	移動なし	2005年SSM			移動なし	1995年SSM			移動なし	1985年SSM		
		1番目から離職	2番目へ入職	(N)		1番目から離職	2番目へ入職	(N)		1番目から離職	2番目へ入職	(N)
20代												
正規	60.3	39.7	38.5	(156)	55.7	44.3	44.3	(131)	61.6	38.4	38.4	(289)
非正規	16.4	83.6	76.4	(55)	21.4	78.6	78.6	(14)	35.7	64.3	57.1	(14)
自営	84.6	15.4	15.4	(13)	50.0	50.0	50.0	(2)	76.0	24.0	20.0	(25)
合計	50.9	49.1	46.4	(224)	52.4	47.6	47.6	(147)	61.6	38.4	37.8	(328)
30代												
正規	40.7	59.3	59.0	(420)	46.2	53.8	53.8	(184)	45.7	54.3	53.9	(523)
非正規	8.7	91.3	91.3	(46)	0.0	100.0	100.0	(8)	23.5	76.5	76.5	(17)
自営	66.7	33.3	33.3	(21)	72.7	27.3	27.3	(11)	48.0	52.0	48.0	(25)
合計	38.8	61.2	61.0	(487)	45.8	54.2	54.2	(203)	45.1	54.9	54.3	(565)

表4 初職の従業上の地位別企業間移動傾向 女性のみ

初職従業上の地位	移動なし	2005年SSM			移動なし	1995年SSM			移動なし	1985年SSM		
		1番目から離職	2番目へ入職	(N)		1番目から離職	2番目へ入職	(N)		1番目から離職	2番目へ入職	(N)
20代												
正規	40.1	59.9	49.2	(197)	39.9	60.1	40.5	(148)	41.8	58.2	39.8	(196)
非正規	21.6	78.4	65.7	(102)	38.5	61.5	50.0	(26)	46.7	53.3	40.0	(15)
自営	83.3	16.7	0.0	(6)	66.7	33.3	33.3	(3)	33.3	66.7	33.3	(6)
合計	34.8	65.2	53.8	(305)	40.1	59.9	41.8	(177)	41.9	58.1	39.6	(217)
30代												
正規	16.8	83.2	68.8	(464)	12.9	87.1	64.2	(232)	9.0	91.0	68.1	(310)
非正規	15.2	84.8	81.0	(79)	11.5	88.5	76.9	(26)	46.7	53.3	40.0	(15)
自営	40.0	60.0	50.0	(10)	66.7	33.3	16.7	(12)	47.1	52.9	41.2	(17)
合計	17.0	83.0	70.2	(553)	15.2	84.8	63.3	(270)	12.6	87.4	65.5	(342)

であったこの層が2005年までにそれ以前の20代よりも企業間移動（転職）を多く経験している。非正規の初職からの「移動なし」割合は、20代では1985年で36%，1995年で21%，2005年では16%となっており、離職傾向は高まっている。30代非正規では1995年以降、ほぼすべてが離職している。

女性の20代正規の場合には、どの調査年でも「移動なし」の割合は40%前後、30代になると、1985年に1割（9%）にも満たなかった「移動なし」の割合が、1995年で13%，そして2005年で17%となり、30代正規の「移動なし」割合は上昇傾向にある。女性の若者に定着層が拡大している。非正規の初職からの「移動なし」割合は、20代では1985年で47%，1995年で39%，2005年では22%となっており、男性よりも大幅に離職傾向は高まっている。30代でもそれぞれ47%，12%，15%であり、非正規の離職傾向は高い。

男女ともに20代の初職正規の「移動なし」は調査年間で大きく変わっておらず、初職非正規からの離職は近年高まり続けているなかで、初職で正規に就いた30代女性で「移動なし」割合が増えている。

離職したあと、正規と非正規の第2職への移動にはどのような特徴があるだろうか。4.1で確認し

たように、全就業者では、男性はほとんどが離職後に第2職へ就職し、女性はもともと高い離職傾向は変わらないが、離職して第2職へ再就職する傾向が高まっていた。従業上の地位を考慮すると、男性正規の離職者は、ほぼ第2職へ再就職していた。一方で男性非正規の離職者は、20代では10%程度が第2職に就けないが、30代ではすべて再就職していた。1995年では、20代非正規においても再就職率は100%であり、非正規が景気変動に敏感に反応していることを示しており、男性の新卒以外の若者にとっても移動のしやすさを実感できたと考えられる。図1は、表4をもとに、変化の大きい女性の場合をみたものである。正規・非正規ともに2005年SSMで第2職の就職率がもっとも高くなっていることがわかる。女性は、もともと高い離職率に付随して非労働力化していたが、近年、第2職への再就職をするようになってきている。

#### 4.3 従業上の地位の構成変化

ここでは初職・第2職の従業上の地位について、調査時点の年齢コホート別の分布を確認した（表5、表6）。4.1で見たように、女性では初職離職後に多くが無職化しているため「離職後無職」を含めると、純粹に2番目の従業先としての第2職の状

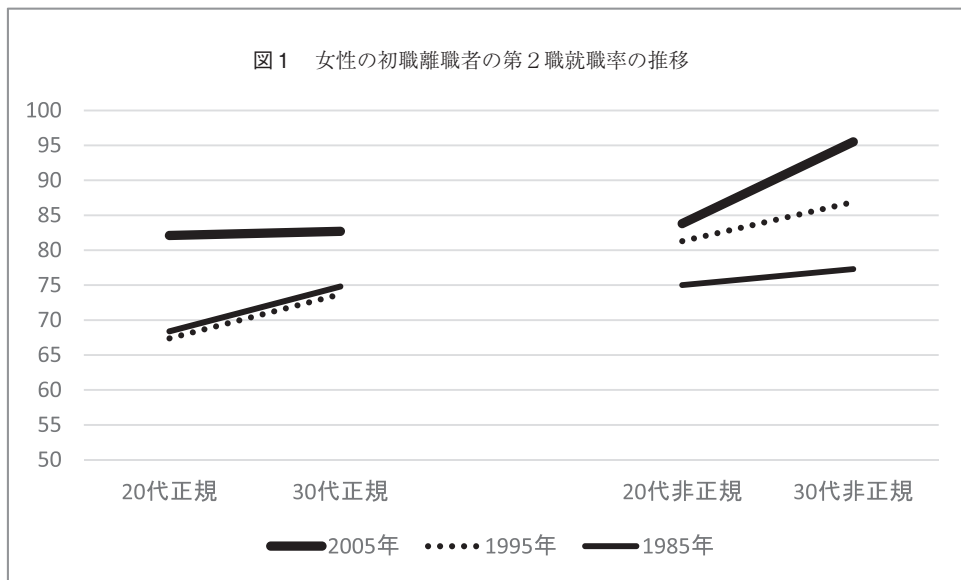


表5 初職と第2職の従業上の地位 男性

	2005年SSM		1995年SSM		1985年SSM	
	初職	第2職	初職	第2職	初職	第2職
20代						
正規	69.6	49.0	89.1	74.3	88.1	77.8
非正規	24.6	45.2	9.5	15.7	4.3	8.7
自営	5.8	5.8	1.4	10.0	7.6	13.5
(N)	(224)	(104)	(147)	(70)	(328)	(126)
30代						
正規	86.2	72.8	90.6	84.7	92.4	80.1
非正規	9.4	18.1	3.9	10.8	3.2	2.5
自営	4.3	9.1	5.4	4.5	4.4	17.4
(N)	(487)	(298)	(203)	(111)	(567)	(322)

表6 初職と第2職の従業上の地位 女性

	2005年SSM		1995年SSM		1985年SSM	
	初職	第2職	初職	第2職	初職	第2職
20代						
正規	64.6	40.5	83.6	42.5	90.3	72.9
非正規	33.4	57.7	14.7	47.9	6.9	16.5
自営	2.0	1.8	1.7	9.6	2.8	10.6
(N)	(305)	(163)	(177)	(73)	(217)	(85)
30代						
正規	83.9	46.9	85.9	53.8	90.6	54.2
非正規	14.3	46.6	9.6	35.1	4.4	24.7
自営	1.8	6.5	4.4	11.1	5.0	21.1
(N)	(553)	(386)	(270)	(171)	(342)	(227)

況が不明確になる。そのため、本節では、2番目の従業先への入職者に限って従業上の地位別構成比を示した。すなわち、ここで確認された傾向は、新卒以外の若者が参入した労働市場の結果であるとみることができる。

男性の場合、2005年の20代で初職・第2職ともに他の調査年よりも非正規の割合が際立って高くなっている。特に、2005年の第2職非正規は、1995年の2.8倍(45/16)の規模になっている。30代でも第2職非正規の割合は高まっており、1995年に対して1.6倍(18/11)ほどである。1985年と比較すると非正規の拡大はさらに大きい。これは初職の非正規が増えたことで初職にとどまる理由が低下し、離職傾向が高まっているのではないだ

ろうか。

4.2において確認したように、女性の場合、初職・第2職ともに非正規の割合は高い。表6でも明らかのように、初職・第2職ともにその傾向は強まっている。2005年の第2職の20代非正規は58%と際立って高く、30代非正規においても半数近い(47%)。

#### 4.4 企業間移動のクオリティ

2005年SSMデータでは最初の企業からの離職の主な理由と、移動前後の収入変化がわかる。初職の離職理由は、これまでほとんど取り上げられておらず、記述分析だけでも重要な知見を与えてくれる。前節までの分析対象の最年長は1985年に39

歳であった者、すなわち1946年に生まれた者になる。分析対象をそろえるため、39歳以下で最初の企業を離職した20から64歳（1946年～1985年生）を取り出した。若年（39歳まで）期の企業間移動がどのような理由によるものかを確認し、その理由を出生年コホート別に比較することにしよう。

全体的な傾向として、男性の場合、離職理由として上位にあるのは、「良い仕事が見つかる」と「職場への不満」である。この2つでほぼ半分を占めている。これに対して女性の場合は、「家庭の理由」が圧倒的に多く、この理由だけで半分を占める。男女ともに「倒産・廃業」といった本人の意思によらない理由は少ない。男性の場合には、「家業を継ぐ」という特殊な理由も数%ある。

出生年コホート別に離職理由をみると、どの年齢でも共通している理由と、出生年によって理由が変化していることがわかる。男性の場合、どの年齢でも共通しているのは、「良い仕事が見つかる」という理由である。まだ1つの職業経験しかもたない若者にとって、今以上の仕事があるかもしれない（初職でのミスマッチを解消したい）、と期待するのは不思議ではない。他方で、「職場への不満」を出生年の若い年齢コホートほど離職理由としてあげるのは、勤労観が変わってきたからだろう。同じように、若いコホートでの「家業を継ぐ」の減少は、そもそも「家業を継ぐ」機会の希少化の反映であると考えられる〔香川（2011）〕。

女性の場合は、半数を占める「家庭の理由」が、

出生年の若い年齢コホートほど低下している。特に46-55年生と56-65年生では6割前後が離職理由とするが、その割合は66-75年生で上の出生年コホートから半減し、76-85年生では全体の2割以下にまで急減している。「家庭の理由」の内容が結婚・出産・育児だとすると、もっとも若い出生コホートの結果は過少な結果かもしれない。しかし、「職場への不満」は男性以上に急激に高まっている。

労働省（1993）の転職コストの試算結果が出されて以降、日本では転職の生涯賃金の減少は、年齢が高いほど大きいという説が通説となっている<sup>12)</sup>。表8によると、第2職では、転職後の賃金変化について、男性で収入が「増えた」のは58%、女性では44%である。出生年を考慮すると、出生年齢が若いコホートほど、「増えた」と回答する割合は小さくなる。必ずしも転職の効果とはいえないが、戦後生まれの第2職は、賃金上昇期に重なっており、「増えた」理由が景気変動部分なのか、転職効果なのかは判別が難しい。若い世代になると、転職後の賃金は、「増えた」割合は小さく、「減った」割合も小さい。男女とも収入が「増える」転職というのは、最近になると少なくなっているといえる。

## 5. 初職と第2職の関係

本章では、初職と第2職の関係、具体的には初職が正規雇用であった場合に第2職でも正規雇用に就きやすいのかを検討する<sup>13)</sup>。まず、初職離職

表7 初職からの離職理由

	定年、 契約終了	倒産、廃業	良い仕事 見つかる	家庭の理由	家業継ぐ	職場への 不満	その他	(N)
男性								
46-55年生	1.1	6.3	28.1	8.0	10.5	19.6	26.4	(363)
56-65年生	1.7	5.8	26.8	6.2	7.9	20.3	31.3	(291)
66-75年生	0.7	8.0	24.0	5.9	6.9	31.9	22.6	(288)
76-85年生	4.0	5.1	25.3	2.0	5.1	34.3	24.2	(99)
合計	1.4	6.5	26.3	6.3	8.3	24.6	26.5	(1041)
女性								
46-55年生	1.4	1.7	11.6	59.9	0.9	7.1	17.3	(636)
56-65年生	1.1	1.1	10.0	60.9	0.2	12.4	14.3	(460)
66-75年生	2.9	5.0	17.7	32.7	0.5	20.8	20.3	(379)
76-85年生	4.9	4.3	19.1	18.5	1.9	32.7	18.5	(162)
合計	2.0	2.6	13.3	49.8	0.7	14.3	17.3	(1637)

表8 初職から第2職への移動にともなう収入変化

	第2職移動後の収入変化			(N)
	増えた	変わらない	減った	
男性				
46-55年生	60.1	20.2	19.7	(361)
56-65年生	59.2	16.4	24.3	(292)
66-75年生	54.8	21.1	24.1	(294)
76-85年生	51.9	25.0	23.1	(104)
合計	57.6	19.9	22.5	(1051)
女性				
46-55年生	50.5	16.2	33.3	(598)
56-65年生	42.2	14.6	43.3	(446)
66-75年生	37.6	19.1	43.3	(372)
76-85年生	37.7	20.8	41.5	(159)
合計	43.8	16.9	39.3	(1575)

者に限定して、初職の従業上の地位ごとに第2職の従業上の地位の分布を確認する。その上で、同じく初職離職者についてKondo (2007) のモデルを参考に、学校を出る前年の都道府県ごとの有効求人倍率を操作変数とする二方程式プロビット・モデル分析を行い、初職で正規雇用であることの第2職への影響をみる。

表9は、第2職を経験した若者について初職の従業上の地位をみたものである。男女ともに初職と第2職の従業上の地位が同じ場合が多いことがわかる。初職が正規雇用であると、第2職も正規雇

用になり、非正規であると非正規になりやすい傾向がみえてくる。これに対して女性では、初職の従業上の地位に関わらず離職後無職になるケースが相当程度いる。正規と非正規を比較すると、初職が正規雇用だった者の方が若干無職化しやすい傾向にある。女性は、第2職で非正規になりやすい傾向があるため、初職が正規であったとしても第2職で引き続き正規であるものは約41%に過ぎない。男性では、正規雇用者の約8割の第2職が正規雇用であるのとは対照的である。ここから、初職が正規雇用であれば、第2職でも正規雇用にな

表9 初職別第2職従業上の地位 (30代以下で離職した者のみ)

	第2職従業上の地位 (無職含む)				合計	(N)
	正規	非正規	自営	無職		
初職従業上の地位						
男性						
正規	77.9	9.1	11.8	1.1	100.0	(1192)
非正規	55.1	31.4	10.3	3.2	100.0	(185)
自営	74.2	9.7	14.5	1.6	100.0	(62)
合計	74.8	12.0	11.7	1.4	100.0	(1439)
女性						
正規	40.5	29.8	10.1	19.6	100.0	(2144)
非正規	34.9	45.3	7.7	12.1	100.0	(298)
自営	18.0	24.0	24.0	34.0	100.0	(50)
合計	39.4	31.5	10.1	19.0	100.0	(2492)

りやすい（逆も然り）傾向が男女ともにあるが、その傾向は男性でより顕著であるといえる。

表10は第2職正規雇用の規定要因を見たものである。通常のプロビット分析に加え、Kondo(2007)を参考にした二方程式プロビットモデル（プロビットIV）の結果も掲載している。Kondo(2007)では、離学時の都道府県別の有効求人倍率を操作変数とし、初職の就業状態の内生性の問題に対処している。本分析では、初職従業員先の都道府県の離学時前年の有効求人倍率<sup>14)</sup>を操作変数として用いた。前年の値を用いたのは、新卒採用一括採用は一般に卒業時前年に行われるためである。サンプルの離学年は1963年から2001年までの長期間にわたっている。高度経済成長期から安定期にかけて、バブル経済をへて景気が低迷する時期では様相が異なる可能性があるため、1979年を境にサンプルを分け、それぞれに対し、同様の分析を行った。

$\rho$  が有意に0と異なるのは全体と1980年以降に離学したサブサンプルの結果である。1979年以前離学の場合はWald検定で $H_0: \rho = 0$ を棄却できないため、プロビット分析の結果を参照する。

初職正規雇用の係数を確認すると、全体でも離学年で分けたサブサンプルの場合についても初職が正規雇用であることは第2職正規雇用であることに有意なプラスの効果をもっている。すなわち、初職で正規雇用に就いている場合、第2職でも正規雇用に就くチャンスが高まるといえる。そして、その傾向は程度の差はあれ、1960年代の高度経済成長期からバブル経済崩壊後の景気低迷期を通じて見られるものである。

統制変数の結果も確認しておこう。女性であることは時代を通じて第2職で正規雇用に就くチャンスを引き下げる効果を持っている。第2職移動時既婚との交互作用の係数も有意に負である。すなわち女性である場合は第2職で正規雇用に就きにくく、結婚していればなおさら就きにくくなるということである。離学年は全体と1980年以降離学のサブサンプルの係数がマイナスで有意である。総じて離学年が小さいほど、つまり古い時期に離学した人ほど第2職で正規雇用に就きやすかったことを示している。1980年以降のサブサンプルでこの係数が有意になるのは、90年代以降の非正規が急拡大した時期に特に正規雇用に就きに

表10 第2職正規雇用（離職者のみ）の規定要因

	全体		1979年以前離学		1980年以降離学		
	プロビット	プロビットIV	プロビット	プロビットIV	プロビット	プロビットIV	
学歴	初職 正規雇用	0.401 ***	1.146 ***	0.302 **	0.479	0.432 ***	1.384 ***
	離学年	-0.016 ***	-0.011 ***	-0.006	-0.005	-0.023 ***	-0.010
	中卒／高校中退	-0.040	0.080	-0.008	0.008	-0.067	0.198
	短大・高専卒	-0.022	0.004	0.000	0.012	-0.045	-0.029
	大学・大学院卒	0.077	0.059	-0.142	-0.141	0.166	0.135
	短大以上中退	0.193	0.348	0.039	0.071	0.263	0.497 *
	女性ダミー	-0.328 ***	-0.307 ***	-0.299 **	-0.302 **	-0.346 ***	-0.279 **
	第2職移動時既婚ダミー	-0.008	-0.033	-0.217	-0.218	0.324 *	0.240
	女性×第2職移動時既婚	-1.263 ***	-1.241 ***	-1.173 ***	-1.173 ***	-1.472 ***	-1.423 ***
	離学前年の有効求人倍率		0.178 ***		0.157 ***		0.417 ***
初職 正規雇用の限界効果	0.127 ***	0.347 ***	0.091 **	0.145	0.141 ***	0.420 ***	
$\rho$		-0.427 *		-0.095		-0.580 **	
[s.e.]		[ 0.163 ]		[ 0.282 ]		[ 0.156 ]	
LR $\chi^2$ /Wald $\chi^2$	1025.50 ***	1231.21 ***	636.78 ***	625.45 ***	412.41 ***	664.74 ***	
N	3758		2028		1730		

くくなったことを意味しているのかもしれない。学歴については、総じて有意な効果を示していない。初職を離職して企業間移動を行う人びとの間に限れば、学歴による正規雇用の就きやすさには違いはなく、大卒や大学院卒の高学歴者であるからといって優遇されることはないといえる。

次に男女別の結果を見ていこう。男性のみにサンプルを限った場合(表11)でも1979年以前離学者ではWald検定で $H_0: \rho = 0$ を棄却できないため、プロビット分析の結果を参照する。初職正規雇用が1979年以前離学者では有意な効果を持っていないことが、先ほどみた男女計の結果と異なる点である。男性についても全体としてみれば、初職が正規雇用である者の方が第2職でも正規雇用になりやすい傾向があるものの、1979年以前に離学した人々についてはあてはまらない。これは労働市場の状況が比較的良好な状況下において男性であれば、初職が正規雇用であるか否かにかかわらず、第2職では正規雇用に就いていたことを反映しているのであろう。実際、4.3で見たように、男性の場合第2職の正規雇用の割合は初職に比べれば低くなるものの、最も若い2005年の20代を除いて正規雇用は7~8割を占めている。その意味で古いコ

ホートでは正規雇用の就業機会がそれほど希少なものではなく、初職の失敗を挽回できていたのだととらえることもできる。

一方女性では(表12)、全体、1979年以前離学、1980年以降離学のすべてにおいてWald検定で $H_0: \rho = 0$ を棄却できないため、プロビット分析の結果を参照する。結果をみると、全体と二つの離学年コホートいずれについても初職正規雇用の正の効果を確認できる。男性の場合は1979年以前離学コホートでは有意はなかったが、女性ではこのコホートでも初職正規雇用は第2職での正規雇用就業確率を引き上げる効果を持つ。ただし、限界効果の値が若干低めになっているので、女性でも古いコホートの方が初職正規雇用の影響力は若いコホートに比べて小さかった可能性が指摘できる。

新規学卒一括採用が支配的な日本の文脈に照らすと、初職が正規雇用であることは、すなわち新卒採用のもとで就職したものととらえることができる。本節の分析から、この初職が第2職に与える影響力は持続してみられるものの、男女とも非正規雇用が拡大した若いコホートで強まっていると考えられる。

表11 第2職正規雇用(離職者のみ)の規定要因 男性のみ

		全体		1979年以前離学		1980年以降離学	
		プロビット	プロビット IV	プロビット	プロビット IV	プロビット	プロビット IV
学歴	初職 正規雇用	0.451 ***	1.624 ***	0.275	0.879	0.543 ***	1.683 ***
	離学年	-0.014 **	-0.007	0.003	0.005	-0.024 *	-0.009
	中卒/高校中退	-0.251 *	-0.057	-0.303 *	-0.226	-0.137	0.082
	短大・高専卒	-0.133	-0.117	0.279	0.238	-0.424	-0.288
	大学・大学院卒	0.082	0.010	-0.090	-0.130	0.161	0.102
	短大以上中退	0.305	0.433	-0.099	-0.044	0.629	0.799 *
第2職移動時既婚ダミー		-0.029	-0.059	-0.277 *	-0.267 *	0.309 *	0.203
離学前年の有効求人倍率			0.194 **		0.175 *		0.439 **
初職 正規雇用の限界効果		0.152 ***	0.579 ***	0.078	0.303	0.190 ***	0.592 ***
$\rho$			-0.674 **		-0.330		-0.695 **
[s.e.]			[ 0.163 ]		[ 0.607 ]		[ 0.164 ]
LR $\chi^2$ /Wald $\chi^2$		51.45 ***	222.51 ***	16.91 *	50.45 ***	49.35 ***	193.68 ***
N		1363		702		661	



表12 第2職正規雇用（離職者のみ）の規定要因 女性のみ

	全体		1979年以前離学		1980年以降離学		
	プロビット	プロビットIV	プロビット	プロビットIV	プロビット	プロビットIV	
学歴	初職 正規雇用	0.351 ***	0.982 *	0.269 *	0.336	0.341 **	1.380 ***
	離学年	-0.017 ***	-0.013 **	-0.009	-0.009	-0.024 **	-0.009
	中卒／高校中退	0.166	0.263 *	0.229	0.233	0.038	0.463
	短大・高専卒	0.005	0.032	-0.004	0.002	0.003	0.017
	大学・大学院卒	0.030	0.050	-0.425 *	-0.415	0.167	0.147
	短大以上中退	-0.032	0.192	0.157	0.182	-0.170	0.233 *
	第2職移動時既婚ダミー	-1.268 ***	-1.277 ***	-1.380 ***	-1.381 ***	-1.134 ***	-1.161 ***
	離学前年の有効求人倍率		0.156 **		0.135 *		0.392 ***
	初職 正規雇用の限界効果	0.108 ***	0.272 **	0.082 *	0.099	0.112 **	0.368 ***
	$\rho$		-0.361		-0.036		-0.643 **
	[s.e.]		[ 0.225 ]		[ 0.339 ]		[ 0.239 ]
	LR $\chi^2$ /Wald $\chi^2$	529.70 ***	646.90 ***	362.49 ***	366.67 ***	181.24 ***	357.34 ***
	N		2395		1326		1069

## 6. 第2職の重要性の高まりと若者の生活不安

若者の雇用不安が生活基盤の不安定化を引き起こすなか、初職からの離職によって一般労働市場で仕事を探す若者の第2職の重要性を提起して、その実態を把握してきた。本分析の結果を、長期的な動向と1990年代の半ば以降に初職入職した層を中心に、整理しておきたい。

第2職の重要性については、SSM調査を実施した1985-2005年間で、男女ともに若者の第2職の経験が高まっていることが確認された。正規・非正規という従業上の地位の差異を考慮した結果、正規の離職傾向には大きな変動はなく、女性では離職しなくなっている傾向があり、上記の第2職経験の重要性は、非正規の離職によるところが大きい。初職の離職理由を検討すると、「良い仕事が見つかる」あるいは「職場への不満」という理由の高さが確認でき、あるいは転職後に収入の増加もないこともわかった。若者は、第2職への移動によって初職のジョブマッチに対する不満を解消しようとしている。その意味でも、第2職の重要性が高まっていることが確認された。

初職と第2職との関係を見ると、非正規から正

規の移動がないわけではないが、正規から正規への移動はかなり強固であり、かつ強まっている。第2職が正規であることに対して、本人学歴の影響力はほぼないので、初職の正規であることが正規へのなりやすさに影響するため、いわゆる、経路依存性という特徴が確認される。第2職を経験する人は非正規の拡大とともに増加していて、離職理由からみると初職のミスマッチを解消しようとして移動している傾向にあるが、別に収入が増えているわけでも、初職の失敗を挽回して非正規から正規へ多く移動しているわけでもないのである。

他方で、本論のはじめで触れたように、1995年以降の急激な経済の停滞を背景に若者の生活が不安定化し、その背景には雇用の非正規割合の高まりがあると考えてきた。調査年別にトレンドを確認した結果、第2職への移動は1995年から2005年の間では大きな変化はしておらず、第2職の重要性は高いままであった。この結果を従業上の地位別にみると、男性は2005年の20代正規では初職からの離職を若干多く経験するが、同時に、非正規の離職傾向も高まっている。女性の20代正規は、むしろ定着傾向を拡大しており、非正規の離職傾

向の高まりによって二極化が進んでいる。第2職への再就職は男性20代正規で、過去にはほぼ100%再就職したが、2005年では減少し、非正規でも10%程度が再就職できなくなっている。女性の20代は過去には非労働力化していたものが正規・非正規ともに再就職をするようになってきている。

総じて、若者の不安定化は、第2職への移行の増大という趨勢と1990年代半ば以降に生じた非正規化(初職・第2職)によって確実に引き起こされている。同じように、若者の自立の長期的趨勢を確認した西村(2014)は、1963年以降に出生した若者の初職時の自立度合いが二段階で低下していくことを確認している。若者の生活の不安定化傾向と自立不全という状況は、時期的にも重なっており、近年になって急激に生じたのではなく、少なくとも1980年代から進行してきたと考えられるのである。

2000年以降の若者雇用対策の帰結は雇用の正規化(自立)で意見の一致をみている。本分析の結果は、若者の雇用対策にこれまでなかった第2職の重要性を提起した点で新しい。しかし、一般労働者と同じ労働市場に参入する若者の移動の結果は第2職では改善せず、また1995年以降に社会に参入した若者の初職非正規は増大しており、今回は分析できなかった2005-2015年間により深刻な問題を生じている可能性がある。2015年に入ってから新規学卒者の労働市場が改善傾向にあるなか、すでに労働市場に出ているこれらの人々は見過ごすことはできない層となっている。正規から正規というプレミアをもたず、非正規で得たキャリアが正規につながりにくい若者に、企業と雇用政策はどのような支援を構築していくか。そもそも若者だけを切り出して支援するか否かを含めて検討する必要があるだろう。生活困窮者自立支援の施行によって若者の自立支援は、中間就労などに厚くなったが、正規化については従来のジョブマッチの枠組みのままである。就職率の高い公共職業訓練などの採用枠を拡大するなど、この20年の間に初職で躓いた若者は、徐々に中年化しており、正規化と自立はますます難しくなりつつある。早急な対応が必要であろう。

### 【付記】

本稿の分析は、香川と西村が共同で行った。香川の1985年、1995年、2005年のSSM調査データ使用にあたり、2015年SSMデータ管理委員会の許可を得た。記して謝意を表したい。西村の1985年、1995年の利用にあたり、1995年SSMデータ管理委員会の許可を得た。また、西村は2005年の〔二次分析〕に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJデータアーカイブから〔「2005年SSM日本調査、2005」(2005SSM研究会データ管理委員会)〕の個票データの提供を受けました。記して謝意を表したい。

### 注

- 1) 非正規は、労働力調査の定義にしたがい、「パート、アルバイト、派遣社員、契約社員、嘱託、その他」を指す。雇用者全体では平成26年時点で1,962万人(37.4%)となり増え続けている。15~24歳、25~34歳、35~44歳の規模をみると、それぞれ231万人(11.8%)、300万人(15.4%)、397万人(20.2%)であり、15~24歳では平成11年以降、人数・構成比は減少傾向にあり、25~34歳では人数・構成比ともに平成16年以降減少傾向にある。しかし、35~44歳では人数・構成比ともに平成11年以降増加傾向にある。景気回復により、年齢の若い層から雇用環境が改善するので、非正規の高齢化には注意が必要である。
- 2) 生活困窮者自立支援は、若者に限らない。
- 3) 総務省の「労働力調査」では、現職が非正規である理由を、「正規の職員・従業員の仕事がないから」と回答したものは、全体で18.1%おり、15~24歳では15.1%に過ぎないが、25~34歳では28.4%、35~44歳では18.7%となっている。
- 4) たとえば、「第2新卒」という不可思議な類型は、教育システムを卒業後に就職したものの、短期間(1年未満~3年)のうちに転職(就職)しようとするもので、新規学卒者と労働市場において同等に取り扱われることを期待された。
- 5) 林(2011, pp.253-254)によれば、男性の平均経験企業数は、1955年の2.35から10年ごとに、2.37, 2.23, 2.23, 2.26, 2.46となっていることを示している。特に、20代では、1.81, 1.72, 1.74, 1.59, 1.71, 1.90, 30代では2.51, 2.15, 2.14, 2.04, 1.97, 2.24と推移し、1985年までひとつの会社に勤める傾向が高まり、その後流動化したと分析している。
- 6) 職歴データを収集している調査は、1955年から10年ごとに実施している、「社会階層と社会移動に関する調査」(SSM)、旧日本労働研究機構が実施した「職業経歴に関する調査」が代表的であるが

懐古的に職歴情報を収集している。近年は、調査情報のパネル化が進んでいるが、過去の情報は把握できていない。

- 7) 95年調査で職歴を調査しているのはA票のみであるため、分析にはA票のサンプルのみを使用した。
- 8) それぞれの調査について以下のようにリコードした。  
1985年SSM調査：経営者（重役）・役員、常時雇用されている一般従業者を「正規雇用」、臨時雇用・パート・アルバイトを「非正規雇用」、自営業主（雇用者なし）、自営業主（雇用者あり）、家族従業者、内職を「自営」、最初の従業先離職後（39歳までに）再就職していない場合を「無職」とした。  
1995年SSM調査：経営者、役員、常時雇用されている一般従業者を「正規雇用」、臨時雇用・パート・アルバイト、派遣社員を「非正規雇用」、自営業主、自由業主、家族従業者、内職を「自営」、最初の従業先離職後（39歳までに）再就職していない場合を「無職」とした。  
2005年SSM調査：経営者、役員、常時雇用されている一般従業者を「正規雇用」、臨時雇用・パート・アルバイト、派遣社員、契約社員、嘱託を「非正規雇用」、自営業主、自由業主、家族従業者、内職を「自営」、最初の従業先離職後（39歳までに）再就職していない場合を「無職」とした。
- 9) 中学は9年、高校は12年、短大・高専の場合は14年、大学の場合は16年、大学院の場合は19年とした（95年SSM調査と05年SSM調査では大学と大学院に別の選択肢が設定されているため、両者を区別できる）。
- 10) 男性側にも女性の社会進出による影響があるはずだがここでは問わない。
- 11) 自営はサンプル規模が小さいこと、本分析の焦点が雇用にあるという理由から分析からは除外している。
- 12) 大橋・中村（2001, p.146）ではその遺失分を、端的に「転職時25歳で約1,200万から1,700万円、転職時35歳で約2,000万から3,000万円（1991年時データによる）」と示す。
- 13) 本章後半の分析で用いる初職従業先の所在地（都道府県）の情報は1995年SSM調査と2005年SSM調査でのみ尋ねているので、この2つのデータ・セットを用いている。
- 14) 有効求人倍率は（厚生）労働省『労働市場年報』各年版に掲載の「都道府県別職業紹介状況」（出典は（厚生）労働省職業安定局「職業安定業務統計」）掲載のものを用いた。

#### 参考文献

- 濱中義隆・苅谷剛彦（2000）「教育と職業のリンケージ労働市場の分節化と学歴の効用」近藤博之編『日本の階層システム3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会、pp.79-103。
- 林 雄亮（2011）「転職時の収入変化－高度経済成長期から2000年代までの構造と変容」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会1 格差と多様性』東京大学出版会、pp.253-269。
- 広田輝幸（2015）『教育は何をなすべきか－能力・職業・市民』岩波書店。
- 本田由紀（2009）『教育の職業的意義－若者、学校、社会をつなぐ』ちくま新書。
- 岩井八郎（2011）「学歴と初期キャリアの動態」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会2 階層と移動の構造』東京大学出版会、pp.205-222。
- 香川めい（2011）「日本型就職システムの変容と初期キャリア」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会2 階層と移動の構造』東京大学出版会、pp.189-203。
- 香川めい（2005）「学校から職業への移行形態とキャリア形成-初職・昇進・現職」『東京大学大学院教育研究科紀要』第44巻、pp.119-127。
- 苅谷剛彦（1991）『学校・職業・選抜の社会学－高卒就職の日本的メカニズム』東京大学出版会。
- 苅谷剛彦・石田浩・菅山真次編著（2000）『学校・職安と労働市場－戦後新規学卒市場の制度化過程』東京大学出版会。
- 苅谷剛彦・本田由紀（2010）『大卒就職の社会学－データからみる変化』東京大学出版会。
- Kondo, Ayako（2007）"Does the First job Really Matter? State Dependency in Employment Status in Japan", *Journal of the Japanese and International Economies*, 21, pp.379-402.
- 黒澤昌子・玄田有史（2001）「学校から職場へー『七・五・三』転職の背景」『日本労働研究雑誌』No.490, 5月号, pp.4-18。
- 前田佐恵子・濱秋純哉・堀雅博・村田啓子（2010）「新卒時就職活動の失敗は挽回可能か？家計研パネルの個票を用いた女性就業の実証分析」ESRI Discussion Paper Series No.234 ([http://www.esri.go.jp/jp/archive/e\\_dis/e\\_dis234/e\\_dis234a.pdf](http://www.esri.go.jp/jp/archive/e_dis/e_dis234/e_dis234a.pdf))。
- 三治重信（1964）『日本の雇用の展開過程』労務行政研究所。
- 中澤 渉（2011）「分断化される若年労働市場」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会1 格差と多様性』東京大学出版会、pp.51-63。
- 西村幸満（2007）「男性の仕事と生活の調和に関する実態分析」労働政策研究・研究機構編『仕事と生活－体系的両立支援の構築に向けて』労働政策研究・研究機構、pp.234-250。
- 西村幸満（2014）「変貌する若者の自立」『季刊社会保

- 障研究』Vol.49, No.4, pp.384-395。
- OECD (2011)『世界の若者と雇用-学校から職業への移行を支援する』(濱口桂一郎監訳・中島ゆり訳) 明石書店。
- 大橋勇雄・中村二郎 (2002)「転職のメカニズムとその効果」玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム』東洋経済新報社, pp.145-173。
- 太田聡一 (2010)『若年就業の経済学』日本経済新聞社。
- 佐口和郎 (2005)「福祉社会と雇用」佐口和郎・中川清編『福祉社会の歴史-伝統と変容』ミネルヴァ書店, pp.145-174。
- 佐藤 香 (2011)「学校から職業への移行とライフチャンス」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会1 格差と多様性』東京大学出版会, pp.65-79。
- 佐藤嘉倫・林 雄亮 (2011)「現代日本の格差の諸相」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会1 格差と多様性』東京大学出版会, pp.3-17。
- 白川一郎 (2005)『日本のニート・世界のフリーター-欧米の経験に学ぶ』中央公論新社。
- 梶澤健史・太郎丸博 (2011)「若年不安定就労層にみる地域格差」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会1 格差と多様性』東京大学出版会, pp.81-96。
- 浦坂純子 (2011)「ジョブホッパー」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会1 格差と多様性』東京大学出版会, pp.35-50。
- 渡邊 勉 (2011)「職歴からみる雇用の流動化と固定化」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会2 階層と移動の構造』東京大学出版会, pp.173-187。
- 吉田 崇 (2011)「初期キャリアの流動化と所得への影響」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会1 格差と多様性』東京大学出版会, pp.19-33。
- Walter Muller and Markus Gangl (2004) *Transitions from Education to Work in Europe: The Integration of Youth into Eu Labour Markets*: Oxford Univ Press.  
(かがわ・めい 東京大学)
- (にしむら・ゆきみつ 国立社会保障・人口問題研究所)

## 職業能力開発施策の現状と課題： OECD諸国における若年支援の在り方から

黒澤 昌子

### 1. はじめに

金融危機以降、世界的にはいまだ多くの国で厳しい情勢が続いている中、我が国の失業率は、2014年には金融危機前の3.8%を下回り、若年層の雇用状況にも改善が見られる。しかしながらほとんどの若者が学校卒業と同時に正規雇用者へ移行するというバブル崩壊以前のパターンに戻る兆しは見られず、15～34歳の人口に占めるフリーターは182万人、ニートが60万人とそれぞれ高止まりしている。非正規雇用者比率で見ても、15～24歳においては若干の減少が見られるが、25～34歳については増加傾向が続いたままである。その一方で、ものづくりや医療・福祉、建設業など、特に中小企業では人手不足の問題を抱えるところも増えつつある。

若者は我が国の将来を支える貴重な存在である。人生で最も豊富な人的投資が行われるべき若年時に、十分な人的資本の蓄積がされないまま年齢を重ねる人々が景気の拡大にもかかわらず減っていない状況は、経済格差の拡大、ならびに社会不安の増大などのとりかえしのつかない大きな社会的コストを生むことになりかねない。また、労働力人口が目減りする中で、スキルのミスマッチを緩和し、若年層の能力を最大限に活かすことは、我が国の経済的基盤にとっても喫緊の課題である。本稿では、そのために我が国の職業能力開発施策として今何をすべきかについて、最近のOECD諸国の事例を踏まえながら考えてみたい。

なお、本稿で対象とする職業能力開発施策とは、人的投資が効率的かつ公平的に実施されるために

必要な政策的介入を指す。すなわち、いわゆる積極労働政策に見られる職業訓練の提供や雇用助成、労働者の能力情報や求人・求職情報の偏りを緩和するための求職活動支援のみならず、外部性を伴う企業内訓練への支援や、人的投資コストを負担する資金制約に見舞われやすい中小企業や個人への訓練資金支援、そして労働市場で通用する能力情報の整備なども含まれる〔黒澤（2001）〕。

### 2. OECD諸国における若年向けの積極労働政策の概況：Youth Guarantee

就業経験が少ない若年求職者や無業者に最も有効な職業能力開発施策とは何か。国によって労働市場の制度上の仕組みにも違いがあり、それによって施策の在り方も千差万別であるが、欧米諸国の多くでは、ある程度の所得保障を提供しつつ、個別カウンセリングを通して求職活動支援を行い、すぐに仕事を見つけれない者には職業訓練などのより踏み込んだプログラムへの参加を義務付けるといった形の積極労働政策が実施されてきた。

2009年の金融危機を契機に、若年の雇用情勢は多くのOECD諸国で急激に悪化した。OECD（2010）は欧州と米国について、若年層が学校を離れてから5年間の進路を分析し、特に就業可能性の低いグループを、高卒以上の免許を持っていても、失業や無業の間を行き来し、安定した雇用に至らない「就職困難者（poorly integrated new entrants）」と、高卒以上の学校・職業免許を持たないだけでなく、家庭環境や居住地域の面などで

も不利な点を複数抱えている「取り残された若者 (left behind youth)」という2つのグループと定義したが、それらの該当者が金融危機以降、各国で増大したとしている。こうした若年グループにおいては、若年期の無業や失業が長期的にその人の賃金や就業状況に影響を与えるという烙印効果（あるいは世代効果）がとりわけ大きいだけでなく、医療コストや犯罪の増加、社会不安の増幅などを通じた社会的かつ経済的なコストも大きくなることから [Eurofound (2012b)], なるべく早い段階で失業あるいは無業の状況から脱出させることが肝要であると強調している。

これまで欧米で盛んに実施されてきた一連の積極労働政策の評価研究は、求職活動支援が成人の就業率を高める上で最も有効な手段であることを示しているが、この傾向は若年についても該当する<sup>1)</sup>。例えば成功を取めたとされる若年向けの英国のNew Dealプログラムでは、導入部で提供されるパーソナル・アドバイザーによる頻繁な面談を通じた求職活動支援が就業率を有意に高めることが示されている [Blundell et al. (2004)]。

アドバイザーとの面談では、求職活動の実績が確認され、それが認められないときには金銭的支援が停止されるといった措置をとることで、求職意欲の継続を促す効果があるとされる（制裁効果）<sup>2)</sup>。それと同時に、カウンセリングを通して適職診断や履歴書の書き方の伝授、求人者の紹介が行われ、学校教育や訓練・企業実習プログラムなどへの参加計画も話し合われる。デンマークでは、アドバイザーとの頻繁な面談が就業率を高める効果が大きいという研究が豊富に蓄積され [Graversen and Van Ours (2008), Maibom et al. (2012)], それを受けて、アドバイザーとの面談が失業の登録後1か月以内に前倒しされることになったという [Maibom et al. (2014)]。特に金融危機以降、失業手当の加入・給付要件の緩和などの措置を通して若年層への所得保障を拡大した国々が多い中、モラルハザードを防ぐ上でもアドバイザーとの面談のもつ求職意欲のモニタリング効果や制裁効果の重要性は大きい。

その後EUでは加盟国に対し、「Youth Guarantees」

制度として、求職活動を積極的に行っているかどうかにかかわらず、すべての15~24歳の若年層が卒業あるいは失業後4か月以内に学業の継続、良質な雇用、あるいは徒弟訓練などの機会が得られるよう支援する総合的取組の実施を要請した（2013年の閣僚理事会で採択）。そこでは高校中退を未然に防ぎ、支援の必要がある若年者をできるだけ早い段階で見つけ出すことや、健康上の問題や住居の問題など、求職活動支援などを提供する前に立ち足るさまざまな壁を一つずつ取り除くような柔軟な支援を、本人だけでなく必要があれば家族に対しても提供すること、そしてモチベーションを維持し続け、互惠原則に沿うためにもモニタリングを厳正に行い継続的に支援することなどが提唱されている<sup>3)</sup> [Carcillo, et al. (2015)]。

こうした取り組みは、フィンランドやスウェーデンにおいては90年代から実施されてきた。その後数回にわたる改正を経て、フィンランドでは30歳以下の求職者は全員、職業安定所に登録をしてから3か月以内に、各自に合った就業可能性を向上させる計画をアドバイザーの下で立てることが職業安定所に義務付けられており、その計画にはカウンセリング、コーチング、学校教育、職業訓練、賃金助成付仕事、起業支援など、さまざまなメニューが用意されている (Youth Guarantee)。スウェーデンでも、職業安定所に登録した25歳以下の求職者全員に対する同じ様な個人計画の策定が実施されており (Job Guarantee for Young People)、例えば2008年時点では、24歳の求職者の方が、年上の求職者よりも平均的に早く仕事を見つけることができたとされている。いずれもワンストップ・サービスにおけるアドバイザーの個別面談が鍵となっており、そうしたアドバイザーの量的・質的確保が重要であることがわかる。

ただし、いくつかの課題も示されている。第一に、就業可能性の高い若者に対しても、長期的な視点から就業可能性を高める計画を立てる視点を忘れてはならないが [Eurofound (2012)], この取り組みの下では「就業第一主義 (work-first)」に走りやすい点である。第二に、アドバイザーと

の面談が就業確率を高める効果は、若年層の中でも学歴の高い者においてのみ大きく、高卒以下の者や長期失業者には認められていない点である〔Hägglund (2009)〕。すなわち、求職活動支援は、就業可能性の高い者には就業率を高める上で極めて有効な支援であるが、失業やニートの期間が長い者や高卒未満の者等に対しては、より包括的かつ踏み込んだ支援が必要だということになる。

### 3. 取り残された若年たちに対する包括的支援の重要性

取り残された若者たちのように、特に就業可能性の低い16歳から24歳の若者に対する包括的なプログラムとして、全米でも随一の規模をもつJob Corpsがある<sup>4)</sup>。これは平均8か月間、合宿形式でカウンセリングやメンタリングを受けながら高卒程度の一般教育（算数、読み書き）や職業訓練を受けるプログラムである。一般教育も職業訓練も個人指導が主流で、本人の状況を見ながら柔軟に提供されており、生活をともにする中で、健康維持活動や生活規範などについても学ぶことができるという包括的な支援に特徴がある。

このプログラムについて、90年代半ばに全米規模の実験データに基づく実証研究が実施された。それによると、学業継続や高卒資格および職業資格の取得、犯罪率の低下、さらにはプログラム終了後4年目までの賃金上昇に有意な効果が見られたという〔Schocket et al. (2008), Blanco et al. (2011)〕。賃金上昇率は12%で、米国の学校教育の限界効果とほぼ同じであるが〔Card (1999)〕、一人当たりのコストが高額なため、より効果の大きい20歳以上の対象者に対しのみコストに見合った効果が見られるという。それでも就業可能性の大変低い若者に対しても賃金を高める効果が見出された数少ないプログラムの一つとして注目を浴びている。

Job Corpsでは10種類程度の職種の訓練プログラムが提供されているが、おおよそ1/3が事務あるいは医療分野で学んでいるという。個人のペースで学ぶことができ、ある程度のレベルに達すると修了する形がとられている。座学が中心であるが、学んだスキルをJob Corpsの施設内外のコミュ

ニティーで実践する機会や6週間の企業実習も与えられている。ただし、プログラム修了後の就職支援が手薄になっていることが指摘され〔Johnson et al. (1999)〕、現在ではその充実が図られている最中であるという。地域差の大きい米国では珍しく、このプログラムは連邦政府の管轄で実施されており、全米110施設で提供されるプログラムの内容はかなり標準化されている。

Job Corpsのように合宿形式ではないが、就業可能性の低い若年層を対象にある程度の成果を取めているプログラムとして、英国で2012年から開始されたYouth Contract 16-17がある。これまで就業政策と社会保障の対象外となってきた高卒未満で16-17歳の取り残された若者（求職者を含むNEET）に対し、学校教育か徒弟訓練、あるいは企業内訓練を伴う就業機会へと導く集中的支援を盛り込んだプログラムである。同プログラムの効果を、傾向スコアマッチングを用いて計量分析したNewton et al. (2014)によると、2年目にしてすでに内部収益率が19.3~64.6%と大変高い。高い成果が得られた要因として、できるだけ早く支援対象者を見つけだし、アドバイザーによる精神的ケア（メンタリング）を集中的かつ継続的に行い、自信を持たせることの重要性が強調されている。それと同時に、対象者のアウトリーチには学校や自治体、家庭との連携が欠かせないが、ニート予備軍を学校から誘導することは、社会的損失<sup>5)</sup>を招くために避けなければならないこと、ならびに訓練実施機関への奨励金の支払いにおいては、支援対象者の特徴（就業可能性）だけでなく、どれだけ困難な進路を選んだかにも応じた成功報酬体系にすることなども提言されている。ちなみに成果指標には、就業だけでなく、学業や訓練への参加（パートタイム、フルタイム）も含まれている。

### 4. 徒弟訓練・企業実習の有効性と職業能力評価基準

取り残された若者や就職困難者のもつ烙印効果は、我が国のように流動性の低い労働市場を持つ国ではとりわけ大きくなりやすいが〔太田・玄田 (2007)〕、そうした硬直的な労働市場を持つ国こそ、企業現場での実習と座学による教育訓練を組

み合わせた徒弟訓練を積極的に活用することが労働市場の硬直性を補い、若年層の学校から職場への移行を助けるという〔Scarpetta et al. (2010)〕。

確かに、高校を離れてからの就業状況を欧米諸国について分析したQuintini and Manfredi (2009)によれば、ドイツやルクセンブルグ、オーストリアなど、徒弟訓練制度が浸透した国ほど若年のニート率や失業率が低く、より速やかに安定的な仕事に就きやすく、金融危機後の若年失業率の上昇も少ない。しかしこれだけでは徒弟訓練制度のみの効果なのか、それを補完する職業能力評価基準や労働市場の在り方の効果なのかを識別することはできない。

徒弟制度という訓練方法やそれを通じた採用のもたらす効果についてはいくつかの研究がある。例えばドイツで同じレベルの職業資格の取得に通じる徒弟訓練と職業高校でのフルタイム教育を受けた若者を追跡したデータを分析したParey (2009)によると、23-26歳時点での賃金は変わらないが、訓練が終了してしばらくの間は前者の方が失業する確率が有意に低いという。訓練した企業が倒産した場合にはこの効果が消滅することから、徒弟経由の採用がマッチングの質を高める効果を持っているとしている。また、同じ様な比較をフランスで行ったAlet (2011)は、徒弟訓練を受けた者の方が、職業高校に進学した者に比べて職業資格試験に合格する確率が高まり、さらに高度な職業資格に向けて学習を継続しやすいことから、企業現場での実習という学習形式の方が、座学よりも実践的能力が身に付きやすく、受講者のモチベーションを高めることに役立っているのではないかと結論づけている。

また、高校の卒業資格を持たない者の方が持つ者に比べて徒弟訓練の賃金への効果が大きいという英国の研究結果は〔McIntosh (2004)〕、学校教育で躓きを覚えた者にこそ徒弟訓練が有効であることを示唆している。就業可能性を高めるためには認知能力だけでなく、非認知能力も重要であるが、徒弟訓練や企業での就業経験は、職場での人間関係等を通して非認知能力の向上に寄与している可能性も考えられる〔Carcillo et al. (2015)〕。

こうした徒弟訓練制度をうまく機能させる上で重要なのは、資格などの職業能力評価基準の確立という労働市場の整備である。習得された技能が外部企業にも正しく評価されるような資格を目指す訓練であれば、訓練中に低い賃金を受けることを通して徒弟が訓練費用を負担するインセンティブも生まれやすいし、企業側も徒弟を受け入れやすくなる。企業内で行う訓練も、外部に認識される資格と対応していれば、低賃金を払っておきながら企業特殊な訓練しかならないという企業側のモラルハザードも生じにくい。この循環があつてこそ徒弟訓練制度はうまく機能する。

ただし一番の問題は、そうした資格をいかにして企業のニーズにマッチしたものにするかである。企業のニーズに合った資格でないと、そもそも企業がその資格取得を目指す訓練を行うインセンティブは生まれず、労働者も訓練に参加しようとは思わないだろう。企業の必要とするスキルを効率的に身に付けるためのカリキュラムも考案しなければならないが、それには業界や職種、地域単位で必要な人材を共有する事業主団体の積極的な関与が欠かせない。

例えばドイツでは、訓練内容や資格試験の内容が、政労使を含む関係者の合意のもとに構築され、多少のラグはあるが、それが時代の要請に応じて随時見直されてきたからこそ、資格と能力評価とが連結し、必要なスキルの供給を可能にできたといえよう。そこには業界関係者や労使などの利害関係者間の調整を行い、合意形成に中心的な役割を担う、職業教育訓練研究機構 (BIBB) のような機関が不可欠である〔JILPT (2012)〕。

## 5. スキル需要に働きかける施策

以上の施策は主に労働供給の質の向上に働きかけるものであったが、若年労働者の採用費用や訓練費用を補助することを通して、若者労働者のスキルに対する需要に働きかけるという支援方法もある。特に若者に対しては、職業訓練を助成するよりも賃金助成を通して就業機会を与えたほうが、最終的に就業可能性の高まることが多くの実証研究で示されている<sup>6)</sup>。就業機会を与えること



によって、徒弟制度と同様、マッチングの質や実践的能力、受講者のモチベーション向上も見込まれる。

未熟練労働者の多い若年や訓練中の徒弟の賃金を、最低賃金の対象外に置くことも賃金助成の一種であるが、それは訓練の過小性を緩和させるという点からも正当化される。最低賃金受給者に対しては、賃金をさらに引き下げて訓練費用を労働者に負担させることができないため、訓練が行われにくくなるからである。例えば英国やフランスなど、多くのOECD諸国では、徒弟や未成年者の最低賃金を成人に比べて低く抑える、あるいは社会保険料を免除するなどしている<sup>7)</sup>。ただし徒弟訓練の場合は、資格と連動することで訓練の実施やその質が担保されるが、その連動がないと、訓練が実際に行われるかどうかを担保するのは難しくなる。

こうした施策には、社会的損失や代替効果が伴うという問題もある。補助金がなくても雇うつもりだった人を、補助金を用いて雇う、あるいは補助金がなかったら別の人を雇うつもりだったが、代わりに補助金対象者を雇う、といったケースである。多くの国ではそうした損失を少なくするために、賃金助成の対象を就業可能性の低い属性を持つ人に限定することが多い。しかし対象者を限定するほど補助金を用いても採用しようとする雇用主が減り、結局、若年の就業機会の増加は見込めないというトレードオフに直面することになる。

訓練費用の補助にも同じような損失の生じる可能性がある。例えばこれは若年層に限定したものではないが、英国の前労働党政権下では事業主の訓練費用と訓練中の賃金を助成する施策、**Train to Gain**が実施されていた〔JILPT (2009)〕。対象は職業資格NVQレベル2以下の従業員で、NVQレベル2あるいは3の取得や読み書きなどの訓練を促進するものである（レベル2の場合は全額補助、レベル3の場合は半額補助）。英国の労働者全般の技能レベルが低いことを受けてLeitchレビューの提案ではじめられたが<sup>8)</sup>、この施策の試験的事業を分析したAbramovsky (2011)によると<sup>9)</sup>、補助金で実施された訓練のほとんどが、補助金がなくて

も実施されたであろう訓練であったとされ、連立政権に代わると同時に財源不足も相俟って廃止されるに至った。

しかしこの支援策には大変貴重な側面があった。それは事業主が従業員の訓練を行うにあたり、企業向けの訓練コンサルタント（スキル・ブローカー）から企業のニーズに合わせた訓練計画の作成や訓練提供機関の情報などのアドバイスを無料で受けることができたという点である。つまり、単に訓練コストを引き下げるだけでなく、訓練ノウハウの少ない中小企業の訓練需要を掘り起こし、資格取得と連動した汎用性のある技能を従業員に与えることを通して企業の生産性を高め、ひいては雇用の受け皿を広げる可能性までも内包した支援であった<sup>10)</sup>。ただし、それだけの社会的損失があったということ、ならびにレベル3の資格を取得するための訓練需要がほとんどなかったという事実は、そのコンサルティングに企業のスキルニーズを開拓する力がなかった、あるいは職業資格が企業のニーズに合っていなかった可能性が示唆される。

**Train to Gain**の廃止後、英国では事業主の行う職業訓練や人材活用への支援策として**Employer Ownership Fund**や**Employer Investment Fund**などの基金が生まれ、生産性向上とイノベーションをもたらし職業訓練プランを企業団体から募り、その取り組みを支援することになったが、その効果はまだわからない。

訓練に限定したものではないが、フィンランドでは人材の有効活用と職業能力開発を通して職場の生産性と職業生活の質の改善を促すことを目途としたコンサルタントの費用を支援する政策が1996年から始められている（**Finnish Workplace Development Programme**）。これまでのところ大変好評で、終了後の管理職・従業員アンケート調査によると、66%が生産性の向上、76%が生産物・サービスの向上、74%が職業能力開発機会の増加を評価しているという〔Payne (2004)〕。

6. 結びに代えて：我が国へのインプリケーション  
バブル経済崩壊以降の長期的な経済停滞の中

で、1990年代以降の我が国の若年層失業率は成人の約2倍となったが、金融危機後はむしろその数値は減少し、雇用情勢は相対的に成人の方が悪化した。金融危機を契機に若年の雇用情勢が急速に悪化しいまだ厳しい状況が続いている多くのOECD諸国に比べれば、我が国の若年層の失業率やニートの比率は国際的に見ても消して高いわけではなく、我が国は若年者雇用の問題に比較的うまく対処してきた国の一つといえる。この背景には、長期的雇用を前提とした企業内人材育成ニーズに支えられた新卒一括採用という雇用慣行や、学校の就職斡旋が未だ機能している部分があることは間違いないだろう。

しかしながら、そうした学校から職業への移行プロセスに当てはまらない人々が増えており、フリーターやニートの数が高止まりしている。特に最近是非求職無業者が長期滞留化する傾向もみられ、若い世代ほど初職が正社員という人が少なくなっている〔JILPT (2014a)〕。すべての若者が主体的に自らのキャリアを形成していけるような社会を築くために、我が国の職業能力開発施策に必要なことは何か。本稿でまとめてきたOECD諸国の経験を踏まえながら考えてみたい。

まず、失業や無業の状況に陥ったら、なるべく早い段階で各個人の直面している状況に応じた支援を始められるような体制を作ることが重要である。就業可能性の高い若者に最も有効なのは求職活動支援であるから、その意味では金融危機直後に、在学中あるいは卒業して3年以内の若者の求職活動をマンツーマンで支援するジョブ・サポーターの配置を倍増したことは評価に値する。しかし支援の必要な若者へのアウトリーチをより一層強化し、個人の事情に応じて必要があればきめ細かな支援を提供できるよう、支援体制をより一層拡充してゆくことが必要であろう。そのためには、包括的支援を行う地域若者サポートステーション(サポステ)の強化だけでなく、アドバイザー(キャリア・コンサルタント)の量的・質的拡充、さらには学校とハローワーク、サポステ、ジョブカフェやそのほかの保健・福祉機関間の連携強化が必要である。大学中退者が増えていることから、大学

との連携にも留意する必要がある。

第二は、職業訓練の方式についてである。若年層に対しては、企業現場での就業経験・実習が有効であるとOECD諸国の経験が示していることから、そうした要素を公共職業訓練の枠組みにおいてもできるだけ取り入れることが望ましい。中でも、ジョブ・カード制度における雇成型訓練<sup>11)</sup>は、訓練生を企業が雇用した上で、企業現場でのOJTと教育機関での座学を行う、まさに理想的な訓練方式であり、マッチングの質の向上や安定的な雇用を得る確率を高めることが期待される<sup>12)</sup>。

しかも効果はそれだけにとどまらない。この雇成型訓練を実施するためには、ジョブ・カードを用いた訓練カリキュラムの構築とジョブ・カードによる能力評価とを一体的に行わなければならないが、実はそのことが若年層にとって大変有効な職業能力開発機会を提供するとともに、我が国の少なくともエントリーレベルの能力評価基準の整備、さらには、中小企業の人材育成力の底上げにも寄与しうる大きな可能性を秘めている。

雇成型訓練の実施には、企業による訓練カリキュラムの策定が必要であるが、それは企業がどのような職業能力(職務遂行能力)を従業員に求めるかを明らかにすることにほかならない。企業はこれらをすべてジョブ・カードの「評価シート」に落とし込み、それぞれのスキルを育成するために必要な訓練プログラムを編成しなければならない。ジョブ・カード制度では、その作業を地域ジョブ・カードセンターなどに無料でアドバイスを受けながら行うことができるのであるが、ポイントは、そのことが訓練生への訓練だけでなく、社内に体系的な職業訓練や能力評価の仕組みを確立することにも役立つとされている点である〔JILPT (2013)、櫻井 (2012)〕。まさに、Train to Gainの当初の目的を達成する可能性をもつ取り組みなのである。評価シートの内容が労働市場での能力評価基準、共通言語として有効に活用されるようになれば、職業能力の見える化を通じた求人・求職のマッチングの促進や、個人、とりわけ若者による職業能力開発の促進にもつながるであろう。

しかし、各企業のニーズに合わせてカリキュラ

ムを「評価シート」に落とし込む際の支援を行う専門知識をもった人材が不足しているという〔JILPT (2011)〕。今後はジョブ・カードをキャリア・パスポート(仮称)として学生の就職時や、求職者情報の提示、在職労働者の実務経験の評価等にまで広げるとの提言がなされている〔JIL (2014b)〕。より多くの人々の活用が、能力評価基準の社会的通用性を高めることは確かである。しかしそれ以上に、より多くの企業や事業主団体がこの評価(訓練成果・実務成果)シートを自社の訓練カリキュラムや能力評価基準に用いることを通して、シートの能力評価基準の納得性を向上させ、事業主の使いやすい評価基準を構築してゆく、そのプロセスこそが普及への着実な道なのではないだろうか〔堀 (2012)〕。これらの観点からみれば、認定職業訓練機関、特に2つ以上の事業主が共同で行う共同職業訓練機関での公共職業訓練の強化・拡充とジョブ・カードの活用も検討されるべきであろう<sup>13)</sup>。

#### 注

- 1) 例えば欧州19か国において1980年代以降に積極労働政策の一環として提供された137のプログラムが就業率に与える効果を検証した96の研究をメタ分析したKluve (2010)によれば、労働市場の制度や雇用情勢による違いをコントロールした後でも、求職活動支援と賃金助成付の仕事に就業率を高める効果が最も高く、次に職業訓練という共通の傾向が見出されたという。そのうち35の若年層向けのプログラムを抽出した分析では、就業率を引き上げる効果は成人よりも総じて低いが、求職活動支援と賃金助成付の仕事で大きな効果があるというそのパターンは若年層に対しても見られ、その優位性は近年になるほど大きくなっているとされる。また、若年向けの英国のNew Dealプログラムでも、導入部で提供されるアドバイザーによる求職活動支援とそれに続く賃金助成付の仕事は就業率を有意に高めるが、職業訓練の効果は認められなかったという〔Dorsett (2006)〕。
- 2) これらのほかにも義務付けられているプログラムへの忌避感が求職活動の強度を高めるという、脅かし(threat)効果も確認されている〔Hägglund (2011)〕。
- 3) 金銭的給付を受け取る代わりに求職活動の実施や、職業訓練あるいは学校教育などへの参加が義

務付けられるという原則であり、OECDが提唱している。つまり、その義務を履行しない場合には金銭的給付の停止や削減という制裁的措置が伴う。

- 4) 1964年に開始された歴史の長いプログラムである。例えば1995年時点のJob Corpsの応募者(応募資格有)を見ると、高卒は23%、約1/4が犯罪歴を持ち、半分程度が前年、公的扶助(食糧費補助)を受けていた〔Schocket et al. (2008)〕。
- 5) 支援をしなくても学業や仕事に就くことができる若年を支援対象にしてしまうことによる資源の無駄を指す。
- 6) スウェーデンで半年程度の賃金助成付の仕事(work-practice)と職業訓練の効果を検証したLarsson (2009)は、長期的には前者の方が就業率を高める効果が大いとしている。ドイツのケースを検証したCaliendo et al. (2011)も、最も効果が大いなのは賃金助成付の雇用であり、公的セクターでの短期雇用は、短中期的にはかえって就業率を下げるとしている。
- 7) ドイツでは、徒弟の訓練手当はこれまで労働協約に基づいて一般労働者の賃金より低めに決められていたが、今年に入って法廷最低賃金が段階的に導入されることとなり、そこでも徒弟の最低賃金は一般より低く設定されている。
- 8) Leitch (2006)。
- 9) 約6割の事業主が同補助金についての情報を訓練プロバイダから受けていたため、以前の顧客で、そもそも訓練ニーズの高い事業主に声をかけた可能性や、NVQレベル2以外の訓練を希望していた事業主が補助金を用いてレベル2訓練を実施した可能性などが示唆されている。
- 10) この施策が導入された当初は、小規模企業に対する訓練受講者の賃金補助も実施されていたが、途中で廃止された。
- 11) より詳しくは、有期実習型訓練(正社員経験の少ない人を対象とした3か月から6か月以下、あるいは特別な場合は1年の訓練)と実践型人材養成システム(新規卒卒者を主な対象に、現場の中核となる実践的な技能を備えた職業人を育成する6か月以上2年以下の訓練)を指す。
- 12) 雇成型訓練の効果を実証的に検証したJILPT (2013)では、通常の公的訓練受講者あるいは公的訓練非受講者と比べて、就職率は有意に高いことが示されている。ただし適切な操作変数が利用できなかったため雇成型訓練受講の内生性を十分にコントロールできていない可能性もあるとされる。
- 13) 認定共同職業訓練の現状と課題については大木 (2013)を参照されたい。

## 参考文献

- Abramovsky, L., E. Battistin, E. Fitzsimons, A. Goodman, and H. Simpson (2011) "Providing employers with incentives to train low-skilled workers: evidence from the UK Employer Training Pilots", *Journal of Labor Economics*, Vol. 29, No. 1, pp. 153-193.
- Alet, E. and L. Bonnal (2011) "Vocational schooling and educational success: comparing apprenticeship to full-time vocational high school", *Toulouse School of Economics Working Paper*, March.
- Berg, van den, L. Kjarsgaard and M. Rosholm (2012) "To meet or not to meet (your case worker) —that is the question", *IZA DP*, No.6476, IZA Bonn.
- Blanco G., C. Flores, and A. Flores-Lagunes (2011) "Bounds on average quantile treatment effects of Job Corps training on wages", *IZA DP* No. 6064, IZA Bonn.
- Blundell, R., Costa-Dias, M., Meghir, C., & van Reenen, J. (2004) . "Evaluating the employment impact of a mandatory job search program", *Journal of the European Economic Association*, 2 (4) , 569-610.
- Caliendo, M., Künn, S. and Schmidl, R. (2011) "Fighting youth unemployment: the effects of active labour market policies", *IZA DP*, No.6222, IZA Bonn.
- Carcillo, S., R. Fernandez, S. Konigs, and A. Minea (2015) "NEET youth in the aftermath of the crisis: challenges and policies", *OECD Social Employment and Migration Working Papers*, No. 164, OECD Publishing.
- Card, D. (1999) "The causal effect of education on earnings", in *Handbook of Labor Economics*, Volume 3A, ed. Orley Ashenfelter and David Card, 1801-63. Amsterdam: Elsevier Science, North-Holland.
- Dorsett, R. (2006) "The New Deal for Young People: effect on the labour market status of young men", *Labour Economics*, 13: 405-422.
- Eurofound (2012a) *Youth Guarantee: Experiences from Finland and Sweden*, Eurofound, Dublin.
- Eurofound (2012b) *NEETs: Characteristics, costs and policy responses in Europe*, Eurofound, Dublin.
- European Parliament (2010) *European Parliament resolution of 6 July 2010 on promoting youth access to the labour market, strengthening trainee, internship and apprenticeship status* (2009/2221 (INI)) , Brussels.
- Graversen, B. K. and Van Ours, J. C. (2008) "How to help unemployed find jobs quickly: Experimental evidence from a mandatory activation program", *Journal of Public Economics*, 92 (10-11) : 2020-2035.
- Häggglund, P. (2009) "Experimental evidence from intensified placement efforts among unemployed in Sweden", *IFAU Working Paper*, 2009: 16.
- Häggglund, P. (2011) "Are there pre-programme effects of Swedish active labour market policies? Evidence from three randomized experiments", *Economic Letters*, Vol.112, No.1: 91-93.
- Johnson, T., M. Gritz, R/ Jackson, J. Burghardt, C. Boussy, J. Leonard, and C. Orians (1999) *National Job Corps Study: Report on the Process Analysis*, Princeton, NJ: Mathematica Policy Research, Inc.
- Kluge, J. (2010) "The effectiveness of European active labor market programs", *Labour Economics*, 17: 904-918.
- Larsson, Laura (2003) "Evaluation of Swedish youth labor market programs", *The Journal of Human Resources*, Vol. 38, No. 4: 891-927.
- Leitch, S. (2006) *Leitch review of skills: prosperity for all in the global economy—world class skills final report*, London: H M Treasury.
- Maibom, J., M. Rosholm, and M. Svarer (2012) "Experimental evidence on the effects of early meetings and activation", *IZA DP*, No. 6970, IZA Bonn.
- Maibom, J., M. Rosholm, and M. Svarer (2014) "Can active labour market policies combat youth unemployment?" *IZA DP*, No. 7912, IZA Bonn.
- McIntosh, S. (2004) "The impact of vocational qualifications on the labour market outcomes of low achieving school-leavers", *CEP Discussion Paper*, No.621.
- Newton, B., S. Speckesser, V. Nafilyan, S. Maguire, D. Devins, T. Bickerstaffe (2014) *The Youth Contract for 16-17 year olds not in education, employment or training evaluation*, September, Department for Education: London, UK.
- OECD (2010) *Off to a good start? Jobs for Youth*, OECD Publishing, Paris.
- Parey, M. (2008) "Vocational schooling versus apprenticeship training—evidence from vacancy data", Unpublished manuscript, University College London and Institute for Fiscal Studies, London, UK.
- Payne, Jonathan (2004) "Re-evaluating the Finnish Workplace Development Programme: evidence from two projects in the municipal sector", *Economic and Industrial Democracy*, Vol. 25 (4) : 485-524.
- Quintini G. and T. Manfredi (2009) "Going separate ways? School-to-work transitions in the United States and Europe", *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 90, OECD Publishing.
- Scarpetta, S., A. Sonnet, and T. Manfredi (2010) "Rising youth unemployment during the crisis: how to prevent negative long-term consequences on a generation?", *OECD Social, Employment and*

- Migration Working Papers*, No. 166, OECD Publishing.
- Schocket P., J. Burghardt, and S. McConnell (2008) "Does Job Corps work? Impact findings from the National Job Corp Study", *The American Economic Review*, Vol. 98, No. 5, pp.1864-1886.
- 大木栄一 (2013) 「認定職業訓練（共同職業訓練）が提供するサービスの規模・構造と課題—再編・強化の方向性を探る」日本労働研究雑誌No.631, pp.68-81。
- 太田聡一・玄田有史 (2007) 「失業率上昇をもたらす若年就業への持続的影響について」総務省統計局統計研修所リサーチペーパー第8号。
- 黒澤昌子 (2001) 「職業訓練・能力開発施策」『雇用政策の経済分析』大竹文雄・猪木武徳編著，東京大学出版社，第5章所収，pp.133-166。
- 櫻井純理「中小企業の教育訓練と雇用管理に対するジョブ・カード制度の影響—導入企業・受講生に対する調査で得られた知見と考察」大原社会問題研究所雑誌，No.644, pp.20-36。
- JILPT (2009) 「欧米諸国における公共職業訓練制度と実態—仏・独・英・米4か国比較調査」JILPT資料シリーズ，No.57。
- JILPT (2012) 「諸外国における能力評価制度—英・仏・独・米・中・韓・EUに関する調査」JILPT 資料シリーズ，No.102。
- JILPT (2013) 「ジョブ・カード制度における雇用型訓練の効果と課題—求職者追跡調査および制度導入企業ヒヤリング調査より」JILPT 資料シリーズ，No.153。
- JILPT (2014a) 「若年者の就業状況・キャリア・職業能力開発の現状②—平成24年版『就業構造基本調査』」より，JILPT資料シリーズ，No. 144。
- JILPT (2014b) 「能力開発/キャリア・パスポート（仮称）構想研究会」が中間とりまとめ案を報告」ビジネス・レーバー・トレンド12月，pp.40-41。
- 堀有喜衣 (2012) 「公共職業訓練とジョブ・カード制度—制度の特徴と意義および2010年度までの進捗状況」大原社会問題研究所雑誌，No.644, pp.9-19。  
(くろさわ・まさこ 政策研究大学院大学教授)

## 中小企業における新卒採用の実証分析 ——どのような企業が採用難に直面しているのか——

太田 聡 一

### 1. 問題意識

労働市場の状況が改善している昨今、日本企業は人材の確保に課題を見出しつつある。それは特に中小企業で顕著に見られる。日本銀行の「全国企業短期経済観測調査（短観）」によれば、2015年3月時点での雇用判断指数（「過剰」マイナス「不足」の割合）は大企業で-10、中堅企業で-18、中小企業で-20となっており、規模の小さい企業で人手不足の状況が深刻化しつつある。そうした傾向は新卒採用でも観察される。新卒求職者はしばしば「大手志向」と言われているが、「ワークス大卒求人倍率調査」（リクルートワークス研究所）によると最近は相当緩和しつつある。それでも2016年新卒者の調査では、従業員数5,000人以上の求人倍率が0.70倍であるのに対して300人未満の求人倍率は3.59倍と、依然として大きな差が存在する。もちろん、中小企業でも新卒者の採用に成功している企業も少なくないが、多くの企業が採用に困難を感じていることも間違いない。そこで、本稿では中小企業の新卒採用の実態を事業所別の統計データを用いて明らかにしたい。

そこで、これまでの研究の動向に触れておきたい。企業による採用の実証的な分析は数多い一方で、新卒採用に焦点を当てたものは必ずしも多くないが、大まかに、企業業績の動向の詳細に焦点を当てるもの、企業のそのほかの特性（特に教育訓練に対する姿勢）に注目するもの、さらには新卒者とほかの労働者タイプとの代替関係に注目するものなどに分けることができる。

まず、企業業績の動向に注目する研究を挙げる。浦坂・大日（1996）は、上場企業における新卒採

用の3時点パネルデータを利用することで、企業業績に対する新卒労働需要の弾力性を男女別に推計した。その結果、企業利益の黒字・赤字にかかわらず女性の弾力性が男性の弾力性を上回っており、女性新卒者が景気変動の緩衝材として用いられているとした。太田（2010）および太田・安田（2010）は、新卒採用と中途採用の同時決定モデルを分析する中で、将来の業績推移に対する予想が中途採用の変化にはほとんど影響を及ぼさない一方で新卒採用の変化に大きな影響を及ぼすことを見出した。これは、企業が新規学卒者を「投資」の対象としてみなしているという仮説と整合的である。

企業がどのような訓練スタンスをもっているかも、新卒採用に影響を及ぼす要因である。原・佐野・佐藤（2006）は、企業の個票データを用いて、新規高卒者に対する企業の育成方針と新規高卒採用の継続性との関係を検証した。分析の結果、企業の経営状況、業務内容の変化、大卒者・中途採用者・非正規労働力への置き換えの状況といった要因をコントロールしても、新規高卒者を長期的な育成対象として位置づけてきた企業ほど新規高卒採用を続ける傾向が強かった。奥西（2008）では、長期雇用の性格の強い企業ほど新卒採用が多いことを明らかにしたが、これも訓練の性格との関係を示唆する。実際、太田（2010）および太田・安田（2010）は、定着性をもたらす訓練の程度の高い企業では、中途採用よりも新卒採用が大きくなることを示している。

企業における中高年者と若年者との代替関係も、このところ関心をもたれてきたテーマであっ

た。例えば、玄田（2000, 2001）、原（2005）、井嶋（2004）、周（2012）などは、企業内の中高齢者の比率や、高齢者の継続雇用措置といった高齢化要因が、新卒採用を抑制していることを示している。

これらの既存研究と本稿は、以下の点で異なっている。第1に、これまで必ずしも十分な分析がなされてこなかった中小企業における新卒採用の規定要因を取り上げる。その際には、多くの中小企業において新卒採用が行われていないという現状を考慮した分析手法が必要となる。本稿では、カウントデータの分析手法を用いることで、この問題に対処する。第2に、採用予定者数と実際の採用者数のデータを組み合わせることにより、新規学卒採用の充足率を明示的に分析の対象とする。採用予定者数は、企業の労働需要の状況をより強く反映している可能性があるため、採用予定者数の決定要因を検討することは、中小企業の労働需要構造の理解に寄与することができるかもしれない。また、先に見たように、中小企業は大企業に比べて労働条件面で劣ると信じられているために、新規学卒者の採用において困難を経験する傾向が強いとされる。しかし、「中小企業」という大雑把な括りによってそうした事態が生じているのか、あるいは労働条件面の整った中小企業では採用の困難さが緩和されているのかといった論点は、今後の労働政策を考える上でも示唆を与えるのではないと思われる。

本稿は以下のように構成される。第2節では、本稿で用いるデータを紹介する。第3節では、採用者数、採用予定者数、充足確率についての推定を行う。第4節は、まとめにあてられる。

## 2. データの概観

本稿が用いるデータは、「中小企業労働事情実態調査」（全国中小企業団体中央会）の個票である<sup>1)</sup>。この調査は、中小企業における労働事情を把握するために1964年以降毎年実施されているが、本稿では項目の連続性を勘案して2005年から直近で入手可能な2013年までの9年分のデータを使用する。調査対象は福島県、栃木県、福井県、

高知県、大分県を除く全国の従業員300人以下（卸売業は100人以下、小売業は50人以下、サービス業は100人以下）の事業所となっている。2013年は約4万の事業所を調査対象とし、約1万9千事業所からの回答を得ている（回収率は47.0%）。サンプルは、「経済センサス-基礎調査」に基づき、従業員300人未満の民営事業所数（農業、林業、漁業を除く）に応じて都道府県ごとに数を割り振り、また業種別・従業員規模別の抽出比率を用いて抽出されている。通時的な調査項目は、経営状況と労働時間、新規学卒者の採用者数、初任給、賃金改定状況などであり、ほかにその年ごとのトピックが調査項目として付け加えられている。

中小企業の新卒者採用の動向を調べるに際して本データを用いることには、いくつかの利点が存在する。

第1に、中小企業の中で新卒採用を実施している割合は高くないが、比較的多くの事業所が集計されているために、統計分析に堪えうるだけのサンプルサイズが確保可能なことが挙げられる。

第2に、新卒採用の区分が詳細である。学歴4区分（高校卒、専門学校卒、短大卒（含高専）、大学卒）×職種2区分（事務系、技術系）の合計8区分についてデータが収集されているので、学歴区分や職種区分の違いによって生じる企業の採用行動の差を明らかにすることができる。それに加えて上記採用区分ごとに採用予定人数が尋ねられているので、新卒採用の充足率（採用者数÷採用予定者数）の規定要因を分析することが可能となる。本稿では、このメリットを生かした分析を行いたい。

第3に、新卒採用者の平均初任給（採用区分ごと）、所定内労働時間、平均残業時間、平均有給休暇付与日数といった労働条件を代表するいくつかの重要な変数が調査時点を通じて利用することが可能となっている。

その一方で、データの特性として留意すべき点がある。本稿に関連する最も重要な点は、採用人数について無回答であることと、実際の採用者数がゼロであることの区別が必ずしも明確ではないことが挙げられる。2009年までのデータでは、無

回答（欠損値）とゼロ記入が併存していたが、2010年以降はゼロ記入がなくなり、正の採用者数以外はすべて無回答として処理されている。さらに、2010年以降は採用者数が1人以上である場合のみに採用予定者数が把握されるように切り替えられている。したがって2010年以降は、何人か採用予定であったにもかかわらず実際の採用がゼロであったときには、採用者予定者数は不明となる<sup>2)</sup>。

こうしたデータ特性への対応策としては、採用ゼロのときでも正の採用予定者数が記載されていることもある2009年以前のサンプルに分析対象を限定することが考えられる。しかしながら、この場合には別の問題が生じる可能性がある。それは、調査票において採用者数を尋ねる調査項目で採用予定者数も同時に尋ねているために（表形式での記入となっている）、回答者の事業所の採用者数がゼロのときには採用者数のみならず採用予定数の記入もスキップしてしまうリスクが生じる点である。その場合には、特定の正の採用予定者数に対する実際の採用者数ゼロの比率が過小評価されてしまう<sup>3)</sup>。よって、2009年以前のデータのみを用いることが必ずしも状況を改善するとは言えない。

こうした事情を考慮して、本稿では以下のように分析を進めることにする。

(1) 基本的に2005年から2013年のデータをプー

ルして分析する。

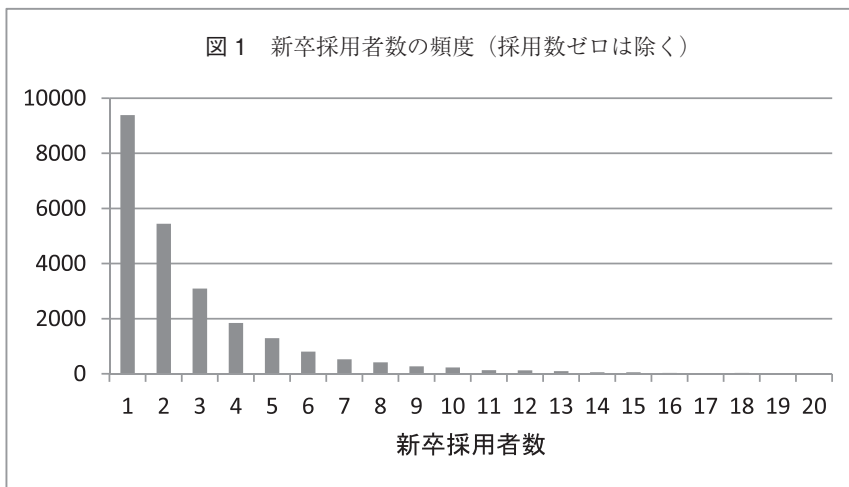
(2) 採用者数の分析に際しては、各採用区分における採用者数の無回答は「ゼロ」として取り扱う。ただし、採用者数が「ゼロ」であるときには、実際に採用者数がゼロである場合と、回答がなされなかったケースが混在しているものと推測する。

(3) 採用予定者数の決定問題を分析する際には、少なくとも1人の採用者数があるケースに焦点を絞る<sup>4)</sup>。

(4) 採用予定者数と採用者数の関連から採用充足率を分析する際には、採用者数1人以上、採用予定者数2人以上にサンプルを限定する（2010年以降、採用予定者数が1人の場合には採用者数は必ず1人になり、定義上完全な充足となるため、充足率を分析するときには採用予定者数は2人以上にする必要がある）。

したがって、採用予定者数を用いた分析を解釈する場合には、上記の条件のもとでの分析であることに十分留意する必要がある。

図1は、採用区分計の採用者数分布を示している。ここでは、後の回帰分析の説明変数の欠損データなどを除いてクリーニングしたサンプルを用いている。なお、採用予定者数が50人以上のサンプルもアウトライアーとみなして除いている。圧倒的に多い（無回答も含めた）採用者数ゼロの事業所数は表示していないが、それは106,695事業所で



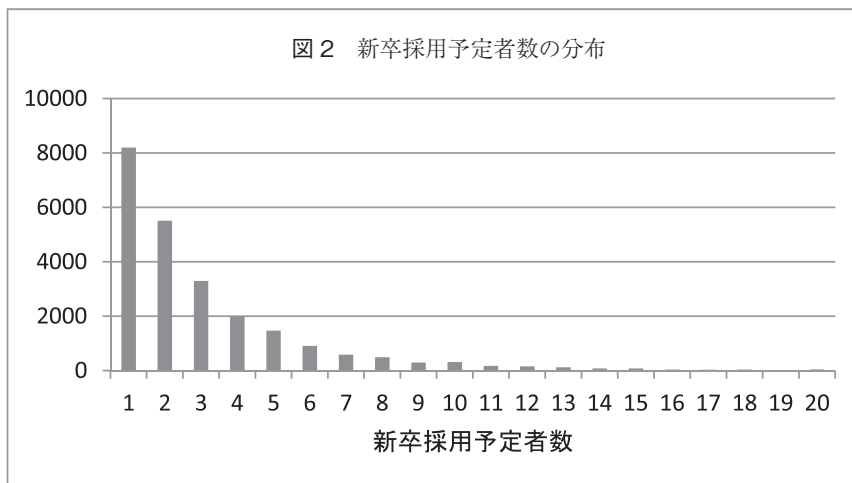
(注) 20人よりも多い新卒採用者数の企業はあるが、ここでは表示していない。



全体の81.6%を占める。図1からわかるように、次に多い採用者数は1（事業所数全体の7.2%）であり、採用者数が増えるにしたがって事業所数は少なくなっていく。結局、採用人数5人以下が調査事業所全体の97.8%を占める。採用者数1人以上の条件付きでも、採用人数5人以下が占める比率は87.8%となる。この点が新卒採用者数の多い大企

業との大きな違いとなっている。採用予定者数の分布（1人以上）は図2に示している。形状は、実際の採用数の分布に大変似ている。採用予定者数5人以下が全体（1人以上）に占める割合は、85.3%に達する。

採用予定者数と採用者数との関連を見るために、表1では採用予定者数ごとに採用者数の平均



(注) 20人よりも多い新卒採用予定者数の企業はあるが、ここでは表示していない。

表1 新卒採用予定者数と採用数の関係

採用予定数 (A)	採用予定数の頻度	採用者数の平均 (B)	比率 (B) / (A)
2	5510	1.85	0.92
3	3303	2.71	0.90
4	1992	3.63	0.91
5	1472	4.40	0.88
6	912	5.40	0.90
7	589	6.27	0.90
8	493	7.06	0.88
9	301	8.17	0.91
10	321	8.18	0.82
11	176	9.87	0.90
12	157	10.27	0.86
13	123	11.71	0.90
14	82	11.87	0.85
15	85	12.93	0.86
16	44	14.11	0.88
17	37	15.11	0.89
18	42	15.79	0.88
19	23	17.91	0.94
20	46	13.91	0.70

(注) 採用予定数はすべての採用区分の採用予定数を合計したもの。採用数が1以上のときに採用予定数がわかる形なので、採用予定数が1のときには必ず採用者数は1となる。

を示している。ここからわかるように、一部の例外を除いて採用者数の平均値は採用予定者数が増えるにしたがって増大している。平均的に見れば、より多く採用しようとしていた事業所ほど実際の採用者も多くなっている。ただし、採用者数ゼロが含まれていないので平均採用者数は上方にバイアスをもつ。ここで計算した平均採用者数が採用予定者数に占める割合を表1の4列目に示している。また、採用予定者数2を除いて前後3点移動平均を計算した結果を図3に示す。ここからわかるように、採用予定者数に占める平均採用数の割合は、採用者数が増えるにしたがって低下する傾向がある。この理由は必ずしも明らかではないが、需要独占の理論がひとつの解釈を与えようと考えられる。需要独占の理論においては、移動コストが存在する不完全な労働市場において採用者数を引き上げるためには労働条件の改善が必要となる。しかし、それが十分ではない場合には、採用予定者数の増加に採用者数の増加が追いつかず、充足率が低下してしまう。あるいは、採用予定者数が多い企業の中には、離職率が高い企業が含まれている可能性もあり、その場合には労働者側がそう

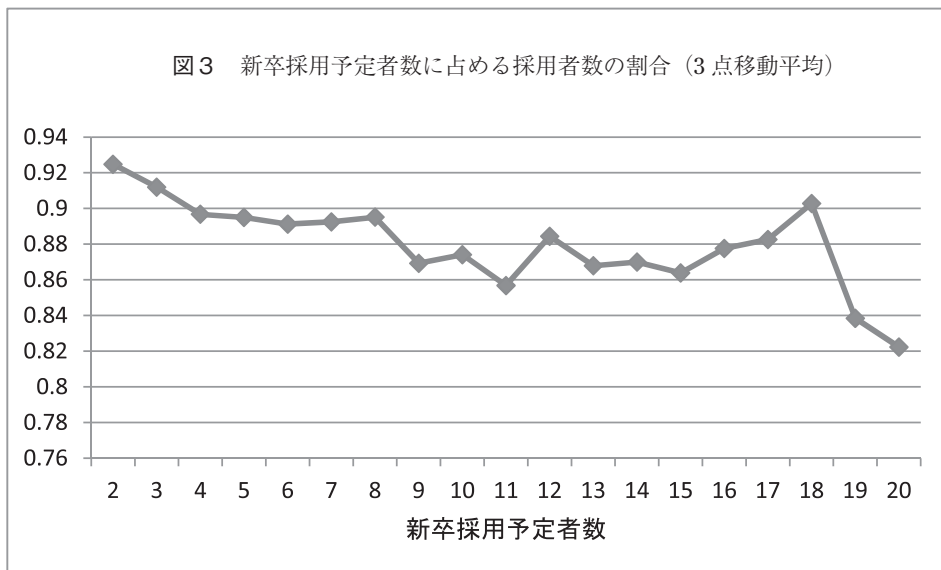
した企業を敬遠し、充足が困難になっている状況も考えられる。これらの点は、次節における検討課題のひとつとなる。

### 3. 実証分析

#### 3-1 採用者数および採用予定者数

前節で採用者数（採用予定者数）の分布は明らかになったが、事業所が置かれた状況によって採用者数（採用予定者数）は異なるはずである。本節では、さまざまな変数が採用者数や採用予定者数に及ぼす影響を回帰分析の手法によって明らかにしたい。

まず、用いる説明変数を選ぶ必要がある。新卒採用者数に影響を及ぼしうる変数は多数あるが、経営状況および今後の事業の見通しは真っ先に挙げられるべきものであろう。経営状況が好転した企業や、今後の見通しが明るい企業ほどより多くの新卒を採用しようとする予想される。ここで用いるデータでは、2種類の質問項目を利用することができる。まず、「現在の経営状況は1年前と比べていかがですか」という質問に対して「良い」「変わらない」「悪い」の3つの選択肢が用意され



(注) 新卒採用予定者数が2のときには原数値を示している。それ以降は、3点移動平均をとっている。

ている。そこで、「変わらない」をベースに、「良い」場合のダミー変数と「悪い」場合のダミー変数を導入する。もうひとつ、「現在行っている主要な事業について、今後どのようにしていくお考えですか」という質問項目から将来の事業見通しについての説明変数を構築する。選択肢は「強化拡大」「現状維持」「縮小」「廃止」「その他」であるが、本稿では「その他」のサンプルは用いず、また「縮小」と「廃止」を統合した上で、「現状維持」をベースに「強化拡大」ダミー変数と「縮小・廃止」ダミー変数を導入する。

企業規模も重要な変数となりうる。企業規模が大きいほど離職者が増えるので、通常は新卒採用者数も大きくなるだろう。さらに、規模が大きい企業ほど新卒者にとって安定性や労働条件面で望ましいと思われるならば、同じ数の採用を予定した場合にも充足可能性が高くなり、ひいては採用者数も多くなるかもしれない。本稿では男女計の常用労働者数から採用者数を差し引いたものを企業規模の代理変数とする。採用者数を差し引くのは、採用者数が多いほど労働者数が増えるという逆方向の因果関係を制御するためである。

また、地域労働市場の需給バランスを代理する変数として、地域別有効求人倍率を用いる。本データでは、地域を8区分に分類している（北海道・東北、関東・甲信、北陸、東海、近畿、中国、四国、九州・沖縄）。そこで、「職業安定業務統計」（厚生労働省）から得られた都道府県別の有効求人・求職者数（パートタイマーを含む）を地域区分ごとに集計して説明変数として利用する。地域労働市場の需給バランスが逼迫している状況では、思っただけの人数を採用することができず、結果的に採用者数が減少する可能性がある。

労働条件を代理するいくつかの変数も導入しておきたい。賃金などの労働条件が良いことは、企業にとってコストとなることから採用者数は抑制される可能性がある。その一方で充足率が高くなることで、採用者数は増えることもありうる。よって、トータルの影響の把握は実証分析上の課題となる。本稿では、1人当たり平均初任給<sup>5)</sup>（採用区分ごとの人数で加重平均したもの。これは採用者

数が正の場合に記載される）、短時間労働者を除く従業員の週所定労働時間数<sup>6)</sup>、前年の従業員1人当たり週平均残業時間数（時間外・休日労働）、前年の従業員1人当たり有給休暇取得日数を用いる。それに加えて、労働組合の有無も労働条件変数として採用する。

さらに、その他の時点特有、地域特有、業種特有の影響を制御するために年ダミー、地域ダミー、業種ダミーを導入する。以上が、実証分析で用いる基本的な説明変数となる。

前節で述べたように、被説明変数の新卒採用者数は離散的な数値をとる変数であり、その分布は人数の少ない方に偏っている。こうした場合には、カウントデータの回帰分析の手法が適している。ここでは、典型的なポアソン分布ではなく、よりフレキシビリティの高い負の二項分布を想定する。さらにもうひとつ考慮すべき点がある。それは、採用者数「ゼロ」がきわめて多いことである。しかも、採用者数がゼロとカウントされるものの中には、回答をスキップしたものも含まれている可能性が否定できない。

こうした状況に対応するために、本稿ではハードルモデル（Hurdle Model）を用いることにする。ハードルモデルでは、被説明変数がゼロになるかどうかの確率と、正になった場合にどの数値をとるかについての確率をそれぞれ二段階で推定する。ここでは、第1段階目はロジットモデルを、第2段階目はゼロ切断負の二項分布モデル（Zero-Truncated Negative Binomial Model, 以下ZTNB）を採用する。前者は全サンプルを用いて推定するが、後者は正の採用者数のサンプルに限定して推定する。

Cameron and Trivedi (2009) が指摘しているように、第1段階目と第2段階目で同じ説明変数を使う必要はない。第2段階目では、正の採用者数のサンプルのみを用いることから初任給水準を用いることができるが、第1段階目では用いることができないので、初任給水準は第1段階の推定から外す。その一方で、アンケートの回答者が採用者数、採用予定者数、初任給などの数値情報を提供することを面倒に思い、記入をスキップしたこと

によって過剰なゼロが存在する可能性が否定できない。そこで本稿ではこうした点を考慮に入れるために、第1段階目に追加的な説明変数を導入することにした。それは、1月1日から7月1日までの間に賃金改定を実施したかどうかの設問に基づくものである。調査票においては、賃金改定について「引き上げた」「引き下げた」「今年は実施しない（凍結）」「7月以降引き上げる予定」「7月以降引き下げると予定」「未定」の項目から選択し、さらに「引き上げた」「引き下げた」「今年は実施しない（凍結）」を選択した場合には対象者総数、

従業員1人当たりの改訂前平均所定内賃金、改定後平均所定内賃金、平均引き上げ・引き下げ額を記入する形になっている。仮に数値情報の提供を面倒に思う場合には、そもそもこの項目について一切回答しないか、「引き上げた」「引き下げた」「今年は実施しない（凍結）」を選択した上で細かい数値情報を記入しないか、さらには「未定」を選んで数値情報の回答を回避するということが考えられる。そこで、そうした場合に該当するダミー変数をそれぞれ作成して、第1段階目の推定における説明変数に導入することにした。

表 2-1 主要変数の記述統計（その1）

変数	平均	標準誤差	最小	最大
採用総数	0.537	1.695	0	43
採用数（高卒・事務）	0.061	0.480	0	22
採用数（高卒・技術）	0.205	0.871	0	31
採用数（専門学校卒・事務）	0.014	0.190	0	20
採用数（専門学校卒・技術）	0.052	0.409	0	38
採用数（短大卒・事務）	0.014	0.175	0	15
採用数（短大卒・技術）	0.016	0.180	0	11
採用数（大卒・事務）	0.084	0.572	0	30
採用数（大卒・技術）	0.093	0.572	0	34
【採用者数1人以上に限定】				
採用総数	2.924	2.943	1	43
採用数（高卒・事務）	1.989	1.928	1	22
採用数（高卒・技術）	2.293	1.928	1	31
採用数（専門学校卒・事務）	1.432	1.310	1	20
採用数（専門学校卒・技術）	1.645	1.635	1	38
採用数（短大卒・事務）	1.406	1.052	1	15
採用数（短大卒・技術）	1.424	0.952	1	11
採用数（大卒・事務）	2.071	1.996	1	30
採用数（大卒・技術）	1.966	1.801	1	34
【採用者数1人以上に限定】				
採用予定総数	3.245	3.313	1	44
採用予定数（高卒・事務）	2.124	2.091	1	22
採用予定数（高卒・技術）	2.565	2.191	1	35
採用予定数（専門学校卒・事務）	1.515	1.431	1	20
採用予定数（専門学校卒・技術）	1.777	1.758	1	40
採用予定数（短大卒・事務）	1.493	1.145	1	15
採用予定数（短大卒・技術）	1.515	1.027	1	11
採用予定数（大卒・事務）	2.235	2.150	1	30
採用予定数（大卒・技術）	2.248	2.118	1	35
【採用者数1人以上に限定】				
平均初任給	167670.2	23467.96	81700	350000
平均初任給（高卒・事務）	151164.7	16647.13	95000	283250
平均初任給（高卒・技術）	155976.6	17585.97	80654	318000
平均初任給（専門学校卒・事務）	163481.9	19166.22	101000	254226
平均初任給（専門学校卒・技術）	167302.6	20407.52	95000	276000
平均初任給（短大卒・事務）	165083	16717.47	92453	240000
平均初任給（短大卒・技術）	170725.3	18493.72	89464	300000
平均初任給（大卒・事務）	187671.1	19281.59	110000	349961
平均初任給（大卒・技術）	191769.8	19021.92	116000	350000

(表 2.2 に続く)

表 2-2 主要変数の記述統計 (その 2)

変数	平均	標準誤差	最小	最大
変数	平均	標準誤差	最小	最大
地域別有効求人倍率	0.838	0.306	0.358	1.707
一年前と比べた経営状況 (良い)	0.111	0.314	0	1
一年前と比べた経営状況 (悪い)	0.473	0.499	0	1
主要事業の今後 (強化拡大)	0.261	0.439	0	1
主要事業の今後 (縮小・廃止)	0.080	0.271	0	1
常用労働者数	36.398	45.342	1	300
常用労働者数 (採用総数を引いたもの)	35.861	44.453	-15	300
所定労働時間	39.741	1.046	38	42
残業時間	2.658	3.032	0	36.782
平均有給休暇取得日数	7.156	4.555	0	40
労働組合 (あり)	0.084	0.277	0	1
賃金改定未定	0.291	0.454	0	1
賃金改定無回答	0.007	0.085	0	1
賃金改定額無回答	0.185	0.389	0	1
若手従業員 (35 歳未満) の定着率 (良い) [2008 年のみ]	0.425	0.495	0	1
若手従業員 (35 歳未満) の定着率 (悪い) [2008 年のみ]	0.066	0.248	0	1
<b>【年ダミー】</b>				
2006 年	0.106	0.308	0	1
2007 年	0.113	0.317	0	1
2008 年	0.112	0.315	0	1
2009 年	0.117	0.322	0	1
2010 年	0.109	0.312	0	1
2011 年	0.108	0.310	0	1
2012 年	0.111	0.314	0	1
2013 年	0.113	0.317	0	1
<b>【地域ダミー】</b>				
関東・甲信	0.191	0.393	0	1
北陸	0.083	0.276	0	1
東海	0.117	0.321	0	1
近畿	0.112	0.316	0	1
中国	0.112	0.315	0	1
四国	0.051	0.221	0	1
九州・沖縄	0.150	0.357	0	1
<b>【業種ダミー】</b>				
繊維・同製品製造業	0.041	0.199	0	1
木材・木製品, 家具・装備品製造業	0.042	0.200	0	1
印刷・同関連業	0.040	0.196	0	1
窯業・土石製品製造業	0.068	0.252	0	1
化学工業, 石油・石炭製品, ゴム製品製造業	0.016	0.127	0	1
鉄鋼業, 非鉄金属, 金属製品製造業	0.105	0.307	0	1
一般・電気・情報通信・輸送用・精密機械器具製造業	0.062	0.241	0	1
パルプ・紙・紙加工品, プラスチック製品等, その他製造業	0.041	0.199	0	1
情報通信業	0.013	0.115	0	1
運輸業	0.057	0.232	0	1
総合工事業	0.064	0.244	0	1
職別工事業	0.042	0.201	0	1
設備工事業	0.061	0.240	0	1
卸売業	0.094	0.291	0	1
小売業	0.071	0.257	0	1
対事業所サービス業	0.055	0.227	0	1
対個人サービス業	0.047	0.211	0	1

(注) 事業所レベルのデータを 2005 年から 2013 年にかけてプールしたデータセットから得られたもの。  
50 人を超える採用予定者数や説明変数で欠損が見られるサンプルを除外している。

主要な変数の記述統計量は表2に、新卒採用者数の推定結果は表3に示している。表3の「モデル1」は労働条件変数を導入していないケース、「モデル2」は「モデル1」に労働条件変数を追加したものを表す。第1段階のロジット推定の結果は、次のようになった。まず、主要事業の今後の予定として「強化拡大」の場合には採用実施確率の上昇、「縮小・廃止」の場合には採用実施確率の低下をもたらす。一年前と比べて経営状況については「悪い」とときには「変わらない」場合に比べて有意に採用実施確率が低下していたが、「良い」とときには必ずしも有意な結果は得られなかった。地域別有効求人数は、労働条件変数を導入したときのみ10%有意で負となった。企業規模を示す常用労働者数は、モデルにかかわらず正で有意であった。

興味深いことに、賃金改定未定ダミー、賃金回答無回答ダミー、賃金回答額無回答ダミーはすべて1%水準で有意に負であり、数値情報の提供を面倒に思う回答者の場合には、採用者数が無回答（したがってゼロ扱い）になる確率が高いことが判明した。労働条件面（モデル2）については、所定労働時間が負、残業時間が正、有給取得日数が負、労働組合の存在が正の符号をとっている。残業時間の正の効果については、それだけ仕事量が多く、労働需要が強いためであると解釈できよう。有給休暇取得日数の負の効果は、企業にとって有給休暇を取得させることが高コストであると考えられているのか、あるいは残業時間とは逆に仕事の少なさを代理しているのかもしれない。所定労働時間が長いと（ほかの条件を一定にすれば）労働条件は低下するので、それが充足率ひいては採用者数にネガティブな影響を及ぼしているとも考えられる。

第2段階のZTNBの推定結果は、基本的にはロジットの推定結果と大きく定性的に変わらない。違いとしては、ロジットの結果では一年前と比べて経営状況については「悪い」ときのみ負で有意であったが、「良い」ときも正で有意となっている。地域別有効求人倍率の係数は負であるものの有意ではない。労働条件関連変数では、残業時間が正、

平均有給取得日数が負で有意であったが、平均初任給と所定労働時間、そして労働組合では有意な結果は得られなかった。

採用予定者数がわかるのは1人以上の場合のみであることから、採用予定者の推定に際してもZTNBモデルを採用する。推定結果は表4に示されている。その結果によると、前年に比した経営状況や将来の事業見通しが良い企業では採用予定者数が増え、悪い場合には減る傾向にあることがわかる。経営状況が前年に比べて良い場合の係数の有意性が採用者数の場合よりも高いのは、採用予定者数が労働需要をより敏感に反映しているからであると思われる。企業規模も有意に正である。地域別有効求人倍率が有意に正となっていることについては、有効求人倍率が高いのは求人数が多いときなので、一般の求人が増えている地域では新卒採用予定も増える傾向があることを意味しているものと解釈しうる。所定労働時間、残業時間の係数は有意に正であり、このことは仕事量が多いときに採用予定者数を増やす傾向があることを意味する。有給休暇取得日数の係数が負である理由も、おそらく仕事量と関連しているものと推察される。一方で、初任給額や組合の有無は推定において有意ではなかった。

### 3-2 充足率

採用者数および採用予定者数の分析を受けて、ここでは採用予定者の充足を決定する要因を分析する。先に述べたように、ここで使用するサンプルは採用者数1人以上、採用予定者数2人以上に限定する。当然ながら、採用者数がゼロのデータが含まれないことが係数の推定値にバイアスをもたらすので、この点を考慮に入れつつ結果を見る必要がある。

ここでは、採用ターゲットの学歴や職種の違いによる充足率の差異も検討したいので、8つの採用区分を年次でプールした大きなデータセットを構築し、それをういて分析を行う。したがって、説明変数は既に導入したものに加えて採用区分ダミー変数も考慮する。さらに、採用予定者数が大きくなれば、労働条件などを一定に保てば充足率

表3 新卒採用者数に関する負の二項分布ハワードモデルの推定結果

	モデル1				モデル2			
	Logit		ZTNB		Logit		ZTNB	
	coef	dy/dx	coef	se	coef	se	coef	se
地域別有効求人倍率	-0.114	0.072	-0.033	0.071	-0.056	0.072	-0.041	0.070
一年前と比べた経営状況(良い)	0.019	0.026	0.060	0.022	0.102	0.026	0.050	0.022
一年前と比べた経営状況(悪い)	-0.232	0.019	-0.069	0.019	-0.117	0.019	-0.064	0.019
主要事業の今後(強化拡大)	0.664	0.018	0.165	0.017	0.278	0.019	0.177	0.017
主要事業の今後(縮小・廃止)	-0.627	0.046	-0.168	0.061	-0.284	0.046	-0.150	0.061
常用労働者数(採用総数を引いたもの)/100	2.194	0.025	0.985	0.013	1.628	0.026	0.946	0.013
賃金改定未定タミー	-0.623	0.022	-0.073	0.022	-0.088	0.022	-0.088	0.022
賃金改定無回答タミー	-0.777	0.116	-0.087	0.116	-0.087	0.116	-0.087	0.116
賃金改定無回答タミー	-0.574	0.025	-0.067	0.025	-0.062	0.025	-0.062	0.025
平均初任給/10000								
所定労働時間								
残業時間								
平均有給休暇取得日数								
労働組合(あり)								
【年々タミー、ベース:2005年】								
2006年	-0.037	0.036	0.030	0.034	0.053	0.036	0.034	0.034
2007年	-0.071	0.036	0.007	0.035	0.012	0.036	-0.002	0.035
2008年	-0.145	0.035	0.012	0.034	0.021	0.035	-0.002	0.035
2009年	-0.206	0.044	-0.017	0.045	-0.029	0.045	0.026	0.044
2010年	-0.237	0.050	-0.034	0.050	-0.219	0.050	-0.127	0.049
2011年	-0.112	0.042	-0.105	0.040	-0.174	0.042	-0.110	0.040
2012年	-0.084	0.036	-0.044	0.035	-0.074	0.037	-0.053	0.035
2013年	-0.084	0.035	-0.078	0.032	-0.130	0.035	-0.086	0.032
【地域タミー、ベース:北海道・東北】								
関東・甲信	-0.007	0.040	0.140	0.040	0.228	0.041	0.136	0.041
北陸	0.131	0.042	0.090	0.041	0.143	0.043	0.082	0.041
東海	0.197	0.053	0.239	0.054	0.409	0.054	0.218	0.054
近畿	-0.001	0.039	0.101	0.038	0.161	0.040	0.088	0.039
中国	0.235	0.045	0.085	0.044	0.135	0.045	0.073	0.044
四国	0.127	0.050	0.150	0.049	0.246	0.050	0.157	0.049
九州・沖縄	-0.068	0.032	-0.011	0.033	0.107	0.032	-0.019	0.033
【業種タミー、ベース:食料品、飲料、たばこ、卸売製造業】								
繊維・皮革製品製造業	0.046	0.051	0.005	0.056	0.416	0.052	0.229	0.055
木材・木製品、家具、製品製造業	0.088	0.053	-0.087	0.054	-0.143	0.053	-0.090	0.054
印刷・同関連業	0.198	0.060	0.033	0.068	0.059	0.061	-0.043	0.048
窯業・土石製品製造業	-0.342	0.062	-0.049	0.060	-0.501	0.063	-0.334	0.059
化学工業、石油・石炭製品、ゴム製品製造業	0.235	0.064	0.029	0.064	0.134	0.064	0.043	0.055
鉄鋼業、非鉄金属、金属製品製造業	0.428	0.037	0.008	0.036	-0.014	0.038	0.047	0.037
一般・電気・情報通信、輸送用・精密機械器具製造業	0.480	0.042	0.064	0.036	-0.038	0.042	0.054	0.036
パルプ、紙、紙加工品、プラスチック製品等、その他製造業	0.068	0.049	0.038	0.044	0.032	0.049	0.013	0.043
情報通信業	1.300	0.061	0.222	0.061	0.652	0.062	0.268	0.061
運輸業	-1.673	0.070	-0.101	0.074	-0.836	0.072	-0.754	0.075
総合工事業	0.278	0.044	-0.063	0.048	-0.569	0.044	-0.436	0.048
職別工事業	0.177	0.053	0.021	0.066	-0.236	0.054	-0.188	0.067
設備工事業	0.504	0.044	-0.118	0.044	-0.192	0.044	-0.164	0.044
卸売業	0.233	0.039	0.020	0.039	0.035	0.039	0.027	0.039
小売業	0.038	0.046	0.007	0.049	0.254	0.047	0.005	0.049
対事業所サービス業	-0.422	0.055	-0.040	0.053	-0.224	0.055	-0.166	0.054
対個人サービス業	0.467	0.048	0.441	0.047	0.955	0.048	0.406	0.047
定数項	-2.226	0.065	-0.290	0.065	0.024	0.065	-0.777	0.061
a			0.636	0.024			0.661	0.023
Log likelihood	-4821.439		-41069.957		-47598.357		2991	
サンプルサイズ	130748		24013		129673			

(注) 各モデルの最初のLogit-推定は採用数がプラスになる確率を推定したもので、続くZero-truncated negative binomial 推定は正の採用数の分布が負の二項分布に従うという想定のもとで採用数関数の推定を行ったもの。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。標準誤差 (se) は Huber/White/sandwich estimator として計算した。

表4 新卒採用予定者数に関するゼロ切断負の二項分布モデルの推定結果

	モデル1			モデル2		
	coeff.	se	dy/dx	coeff.	se	dy/dx
地域別有効求人倍率	0.176 ***	0.066	0.357	0.167 **	0.066	0.339
一年前と比べた経営状況(良い)【ベース:変わらない】	0.068 ***	0.021	0.137	0.056 ***	0.021	0.114
一年前と比べた経営状況(悪い)【ベース:変わらない】	-0.059 ***	0.018	-0.119	-0.054 ***	0.018	-0.109
主要事業の今後(強化拡大)【ベース:現状維持】	0.164 ***	0.016	0.332	0.152 ***	0.016	0.308
主要事業の今後(縮小・廃止)【ベース:現状維持】	-0.150 ***	0.057	-0.305	-0.132 **	0.057	-0.269
常用労働者数(採用総数を引いたもの)/100	0.929 ***	0.012	1.883	0.914 ***	0.013	1.859
平均初任給/10000				0.004	0.004	0.008
所定労働時間				0.015 *	0.009	0.031
残業時間				0.031 ***	0.003	0.063
平均有給休暇取得日数				-0.017 ***	0.002	-0.034
労働組合(あり)				-0.002	0.022	-0.004
【年ダミー, ベース:2005年】						
2006年	0.040	0.032	0.083	0.044	0.032	0.092
2007年	0.032	0.033	0.066	0.025	0.032	0.052
2008年	0.100 ***	0.031	0.214	0.084 ***	0.031	0.180
2009年	0.104 **	0.042	0.223	0.096 **	0.042	0.206
2010年	-0.070	0.049	-0.137	-0.062	0.049	-0.123
2011年	-0.075 **	0.038	-0.147	-0.078 **	0.038	-0.154
2012年	-0.043	0.033	-0.086	-0.051	0.033	-0.101
2013年	-0.070 **	0.030	-0.138	-0.078 ***	0.030	-0.153
【地域ダミー, ベース:北海道・東北】						
関東・甲信	0.128 ***	0.038	0.255	0.126 ***	0.039	0.253
北陸	0.044	0.039	0.085	0.041	0.039	0.079
東海	0.207 ***	0.051	0.429	0.190 ***	0.051	0.393
近畿	0.096 ***	0.036	0.189	0.088 **	0.037	0.173
中国	0.032	0.041	0.060	0.022	0.042	0.041
四国	0.085 *	0.046	0.165	0.092 **	0.046	0.182
九州・沖縄	0.058 *	0.032	0.111	0.051	0.032	0.099
【業種ダミー, ベース:食料品, 飲料・たばこ・飼料製造業】						
繊維・同製品製造業	0.331 ***	0.050	0.763	0.351 ***	0.049	0.842
木材・木製品, 家具・装備品製造業	-0.046	0.050	-0.088	-0.054	0.050	-0.105
印刷・同関連業	0.042	0.047	0.084	-0.033	0.046	-0.065
窯業・土石製品製造業	-0.302 ***	0.056	-0.506	-0.290 ***	0.055	-0.503
化学工業, 石油・石炭製品, ゴム製品製造業	-0.081	0.052	-0.151	-0.037	0.052	-0.072
鉄鋼業, 非鉄金属, 金属製品製造業	0.050	0.034	0.100	0.012	0.035	0.025
一般・電気・情報通信・輸送用・精密機械器具製造業	0.054	0.035	0.107	0.023	0.035	0.046
パルプ・紙・紙加工品, プラスチック製品等, その他製造業	0.055	0.042	0.110	0.051	0.042	0.105
情報通信業	0.426 ***	0.048	1.032	0.376 ***	0.048	0.913
運輸業	-0.565 ***	0.069	-0.838	-0.658 ***	0.069	-0.964
総合工事業	-0.296 ***	0.046	-0.498	-0.328 ***	0.046	-0.559
職別工事業	-0.013	0.059	-0.025	-0.056	0.060	-0.110
設備工事業	0.028	0.047	0.056	-0.014	0.048	-0.027
卸売業	0.054	0.039	0.108	0.041	0.039	0.084
小売業	0.199 ***	0.047	0.428	0.160 ***	0.047	0.347
対事業所サービス業	-0.047	0.051	-0.089	-0.072	0.051	-0.140
対個人サービス業	0.520 ***	0.045	1.326	0.489 ***	0.045	1.261
定数項	-0.342 ***	0.062		-0.942 **	0.378	
$\alpha$	0.606	0.020		0.585	0.019	
Log likelihood	-43942.555			-43666.737		
サンプルサイズ	24013			23911		

(注)  $\alpha$  は負の二項分布のパラメータで,  $\alpha \rightarrow 0$  のときにポアソン分布となる。\*\*\* は1%水準, \*\* は5%水準, \* は10%水準で有意であることを示す。標準誤差 (se) は Huber/White/sandwich estimator として計算した。



が低下するという需要独占の理論も考慮に入れて、説明変数には採用予定者数も入れることにする。推定方法は、グループデータにおけるロジット法を採用する<sup>7)</sup>。ここでも労働条件変数を導入しない「モデル1」と「モデル2」の2パターンで推定を行うことにしたい。

結果は表5に示されている。新たに導入した採用区分ダミー変数は、ベースを高卒・事務職にしているが、専門学校卒・事務職ダミーを除いてすべて有意に負の符号となっている。また、学歴が高い方が低い充足率になるかという点、必ずしもそうでもない。最も充足率が低くなるのは大卒・技術職であるが、それに次ぐのが高卒・技術職、さらに短大卒・技術職、短大卒・事務職が続く。大卒・事務職の場合には比較的高い充足率になる。この結果からわかるように、職種によって充足率が規定される傾向が強く、学歴の影響は存在するが職種ほど強いわけではない。

採用予定者数は両モデルとも負で有意となっており、採用予定人数の増加が充足率を低下させる傾向があらためて確認される。興味深いのは有効求人倍率の効果で、明確に充足率に対して負となっている。労働市場の需給が逼迫している時期・地域においては、充足率が低下する傾向がある。これは、マッチングモデルにおいて求人数が多いときに求職者との遭遇確率が低下することを通じて、求人にとって求職者とのマッチング確率が低下するという含意と整合的である。

1年前と比べた経営状況や主要事業の今後の方針などの変数については、1年前と比べた経営状況が悪い場合に有意に充足率が低下するが、それ以外については有意な結果は得られていない。採用者数や採用予定者数がこれらの企業経営にかかわる変数に比較的敏感に反応するのは異なり、それらの比である充足率の反応はやや鈍い。他方、企業規模（労働者数）は有意に正となっており、中小企業の中でも企業規模が大きい方が充足率は高くなる。つまり、企業規模が大きくなると採用予定者数の増加を通じて充足率にマイナスの影響を及ぼすが、その点をコントロールすると規模が大きいほど充足率が高くなる。労働条件変数はわ

ずかに労働組合ダミーが10%有意水準で正になっているだけで、充足率全体に対して強い規定要因になっているわけではない。

こうした説明変数の影響は、採用区分によって異なるかもしれない。表6では、8つの採用区分を「高校/専門学校卒・事務職」「高校/専門学校卒・技術職」「短大/大卒・事務職」「短大/大卒・技術職」の4つに分けて表5と同様の分析を行った。ただし、スペースの節約のために労働条件変数を導入した「モデル2」のみ掲載している。ここで判明するのは、学歴による顕著な違いである。高校／専門学校卒の場合には、採用予定者、地域求人倍率に加えて、企業経営にかかわる変数の一部、企業規模、労働条件の一部（事務職では残業時間で負、技術職では平均初任給と労働組合ダミーで正）で有意な係数が得られている。一方で短大／大卒の場合には、かろうじて技術職で採用予定者数と地域求人倍率が有意である以外には有意な係数が見当たらない。

ここにはいくつかの理由があるかもしれない。例えば、中小企業に関心を持つ大卒者は、大企業に就職する大卒者に比べて元々労働条件や規模などを気にしていない可能性がある（セレクションの問題）。あるいは、高校などで新卒者の進路指導が行われる際に、学校が就職希望者のためのフィルター役割を果たしており、労働条件や経営状況などで優良な中小企業に高校新卒者が集まりやすい構造になっているのかもしれない。この点については、今後の研究を俟つ必要がある。

### 3-3 追加分析—定着性の影響

最後に、若年者の定着性との関連について簡単な考察を行っておきたい。採用の一部は離職者の補充として実施されている側面がある。したがって、若年者の定着性が悪い企業ほど規模に比した採用者数を増やそうとする状況が生じて不思議ではない。その場合には先に見たように充足率は低下するだろう。それだけではなく、定着性が低いことは若年者にとっての職場環境（今回の調査で把握される以外のもの）が良くないことを意味しており、新卒者もそれを敬遠するために充足率が

表5 新卒充足確率に関するロジットモデルの推定結果

	モデル1			モデル2		
	coeff.	se	dy/dx	coeff.	se	dy/dx
採用予定者数	- 0.032 ***	0.007	- 0.010	- 0.033 ***	0.007	- 0.010
地域別有効求人倍率	- 1.106 ***	0.203	- 0.349	- 1.112 ***	0.202	- 0.351
一年前と比べた経営状況（良い）【ベース：変わらない】	- 0.074	0.059	- 0.023	- 0.077	0.059	- 0.024
一年前と比べた経営状況（悪い）【ベース：変わらない】	- 0.127 **	0.052	- 0.040	- 0.132 **	0.052	- 0.042
主要事業の今後（強化拡大）【ベース：現状維持】	- 0.001	0.045	0.000	0.000	0.045	0.000
主要事業の今後（縮小・廃止）【ベース：現状維持】	- 0.259	0.165	- 0.082	- 0.251	0.165	- 0.079
常用労働者数（採用総数を引いたもの）/100	0.179 ***	0.033	0.056	0.173 ***	0.035	0.055
平均初任給 /10000				0.248	0.153	0.078
所定労働時間				0.020	0.026	0.006
残業時間				- 0.005	0.008	- 0.002
平均有給休暇取得日数				- 0.007	0.006	- 0.002
労働組合（あり）				0.109 *	0.062	0.034
【採用区分、ベース：高卒・事務】						
高卒・技術	- 0.442 ***	0.084	- 0.123	- 0.448 ***	0.084	- 0.121
専門学校卒・事務	- 0.149	0.198	- 0.037	- 0.199	0.197	- 0.048
専門学校卒・技術	- 0.206 **	0.105	- 0.052	- 0.243 **	0.106	- 0.060
短大卒・事務	- 0.310 *	0.162	- 0.082	- 0.340 **	0.163	- 0.088
短大卒・技術	- 0.339 **	0.141	- 0.090	- 0.388 ***	0.142	- 0.102
大卒・事務	- 0.188 **	0.090	- 0.047	- 0.282 ***	0.099	- 0.071
大卒・技術	- 0.722 ***	0.087	- 0.226	- 0.816 ***	0.098	- 0.258
【年ダミー、ベース：2005年】						
2006年	- 0.133	0.095	- 0.037	- 0.138	0.095	- 0.038
2007年	- 0.256 ***	0.092	- 0.074	- 0.261 ***	0.091	- 0.075
2008年	- 0.501 ***	0.085	- 0.161	- 0.505 ***	0.085	- 0.161
2009年	- 0.685 ***	0.121	- 0.236	- 0.706 ***	0.121	- 0.244
2010年	- 0.343 *	0.186	- 0.103	- 0.356 *	0.186	- 0.107
2011年	- 0.120	0.121	- 0.033	- 0.139	0.121	- 0.038
2012年	0.005	0.105	0.001	- 0.004	0.105	- 0.001
2013年	- 0.160 *	0.094	- 0.044	- 0.169 *	0.094	- 0.047
【地域ダミー、ベース：北海道・東北】						
関東・甲信	- 0.122	0.125	- 0.040	- 0.149	0.125	- 0.049
北陸	0.098	0.126	0.029	0.075	0.126	0.022
東海	0.002	0.174	0.001	- 0.044	0.171	- 0.014
近畿	- 0.200 *	0.117	- 0.068	- 0.235 **	0.117	- 0.079
中国	0.141	0.133	0.042	0.119	0.132	0.035
四国	0.333 **	0.154	0.091	0.317 **	0.154	0.086
九州・沖縄	- 0.080	0.110	- 0.026	- 0.088	0.110	- 0.028
【業種ダミー、ベース：食料品、飲料・たばこ・飼料製造業】						
繊維・同製品製造業	- 0.833 ***	0.145	- 0.257	- 0.846 ***	0.144	- 0.260
木材・木製品、家具・装飾品製造業	- 0.361 **	0.164	- 0.091	- 0.381 **	0.164	- 0.096
印刷・同関連業	- 0.127	0.166	- 0.029	- 0.128	0.166	- 0.029
窯業・土石製品製造業	- 0.250	0.163	- 0.060	- 0.265	0.164	- 0.063
化学工業、石油・石炭製品、ゴム製品製造業	0.025	0.168	0.005	- 0.001	0.169	0.000
鉄鋼業、非鉄金属、金属製品製造業	- 0.424 ***	0.118	- 0.110	- 0.436 ***	0.119	- 0.112
一般・電気・情報通信・輸送用・精密機械器具製造業	- 0.562 ***	0.118	- 0.154	- 0.569 ***	0.119	- 0.155
バルブ・紙・紙加工品、プラスチック製品等、その他製造業	- 0.286 **	0.144	- 0.070	- 0.289 **	0.144	- 0.070
情報通信業	- 0.499 ***	0.146	- 0.133	- 0.495 ***	0.147	- 0.130
運輸業	- 0.764 ***	0.187	- 0.229	- 0.794 ***	0.191	- 0.238
総合工事業	- 0.639 ***	0.143	- 0.181	- 0.662 ***	0.145	- 0.187
職別工事業	- 0.762 ***	0.163	- 0.228	- 0.798 ***	0.165	- 0.240
設備工事業	- 0.963 ***	0.135	- 0.314	- 0.992 ***	0.135	- 0.324
卸売業	- 0.352 **	0.140	- 0.088	- 0.378 ***	0.143	- 0.095
小売業	- 0.478 ***	0.149	- 0.126	- 0.514 ***	0.148	- 0.137
対事業所サービス業	- 0.669 ***	0.157	- 0.192	- 0.675 ***	0.157	- 0.192
対個人サービス業	- 0.778 ***	0.142	- 0.234	- 0.802 ***	0.142	- 0.241
定数項	4.216 ***	0.199	21.14	3.142 ***	1.061	
Log likelihood	- 14739			- 14699		
サンプルサイズ	17783			17726		

(注) 採用者数1人以上、採用予定者数2人以上の採用区分データを用いて推定したもの。一般化線形回帰モデルにおいて、分布形を二項分布、リンク関数をlogitとして推定した。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。標準誤差(se)は企業単位でクラスター化したもの。

表6 新卒充足確率に関するロジットモデルの推定結果(採用区分別)

	高校/専門学校卒・事務職			高校/専門学校卒・技術職			短大/大卒・事務職			短大/大卒・技術職		
	coef	dy/dx	se	coef	dy/dx	se	coef	dy/dx	se	coef	dy/dx	se
採用予定者数	-0.068**	0.027	0.011	-0.014	0.010	0.005	0.017	0.001	0.010	-0.024**	0.010	0.009
地域別有給休人倍率	-2.411**	0.661	-0.464	-1.276**	0.463	0.237	0.463	-0.396	0.357	-0.835**	0.357	0.327
一前年と比べた経営状況(良い)	-0.025	0.190	-0.005	-0.036	0.080	0.049	0.139	-0.029	0.100	-0.073	0.100	0.029
一前年と比べた経営状況(悪い)	-0.260	0.179	-0.050	-0.138**	0.065	0.038	0.125	-0.027	0.087	-0.101	0.087	0.040
主要事業の今後(強化拡大)	0.393**	0.155	0.076	-0.039	0.060	-0.012	0.104	-0.027	0.077	-0.079	0.077	0.031
主要事業の今後(縮小・廃止)	-0.484	0.447	-0.093	-0.079	0.211	-0.024	0.278	-0.066	0.349	-0.142	0.349	0.142
常用労働者数(採用総数を引いたもの)/100	0.302***	0.105	0.058	0.262***	0.049	0.081	0.070	0.021	0.055	0.053	0.055	0.021
平均労働時間	0.327	0.499	0.065	0.470**	0.183	0.145	0.317	0.016	0.227	-0.264	0.227	-0.103
残業時間	0.065	0.078	0.007	0.033	0.034	0.010	0.067	-0.029	0.045	0.072	0.045	0.028
平均有給休暇取得日数	-0.059**	0.028	-0.011	-0.013	0.009	0.009	0.021	0.005	0.014	0.013	0.014	0.005
労働組合(あり)	-0.005	0.020	-0.001	-0.004	0.007	0.004	0.014	-0.005	0.011	0.000	0.011	0.000
【年々ミミ、ベース:2005年】	0.432	0.337	0.083	0.200**	0.070	0.062	0.141	-0.029	0.095	-0.069	0.095	-0.027
2006年	-0.108	0.278	-0.015	-0.242**	0.121	-0.063	0.229	-0.046	0.172	0.112	0.172	0.043
2007年	-0.232	0.268	-0.033	-0.495***	0.115	-0.143	0.217	-0.033	0.148	0.148	0.171	0.055
2008年	-0.728**	0.249	-0.132	-0.679***	0.111	-0.213	0.210	-0.117	0.160	-0.053	0.160	-0.021
2009年	-1.009***	0.377	-0.210	-1.063***	0.148	-0.389	0.323	-0.324	0.218	-0.121	0.218	-0.050
2010年	-1.609**	0.638	-0.444	-0.301	0.187	-0.080	0.394	-0.024	0.277	-0.002	0.277	0.001
2011年	-0.651	0.426	-0.114	-0.066	0.159	-0.016	0.259	0.054	0.200	-0.046	0.200	-0.018
2012年	0.115	0.350	0.014	-0.048	0.147	0.177	0.245	0.044	0.180	0.123	0.180	0.046
2013年	-0.360	0.287	-0.055	-0.162	0.134	-0.041	0.224	-0.025	0.162	-0.046	0.162	-0.019
【地域ダミー、ベース:北海道・東北】												
関東・甲信	0.434	0.388	0.101	-0.048	0.159	-0.015	0.307	-0.232	0.241	-0.168	0.241	-0.068
北陸	0.275	0.405	0.069	0.187	0.157	0.063	0.339	-0.108	0.245	0.028	0.245	0.011
東海	0.951*	0.559	0.181	-0.106	0.215	-0.034	0.385	-0.130	0.317	-0.023	0.317	-0.009
近畿	-0.045	0.348	-0.013	-0.202	0.166	-0.067	0.287	-0.114	0.231	-0.397	0.231	-0.131
中国	0.638	0.419	0.137	0.089	0.162	0.027	0.326	-0.107	0.193	0.193	0.258	0.069
四国	1.232**	0.569	0.211	0.253	0.175	0.070	0.362	-0.042	0.291	0.412	0.291	0.135
九州・沖縄	0.316	0.384	0.077	-0.061	0.120	-0.019	0.276	-0.151	0.231	-0.024	0.231	-0.009
【業種ダミー、ベース:食料品、飲料、たばこ、卸料製造業】												
繊維・同製品製造業	-1.192**	0.525	-0.208	-0.980**	0.172	-0.333	0.419	-0.006	0.318	-0.341	0.318	-0.098
木材・木製品、家具・装飾品製造業	-0.484	0.592	-0.059	-0.304	0.205	-0.078	0.461	-0.289	0.396	-0.235	0.396	-0.065
印刷・同製造業	-0.078	0.564	-0.008	-0.080	0.212	-0.021	0.374	-0.083	0.332	-0.031	0.332	-0.008
窯業・土石製品製造業	0.224	0.664	0.020	-0.140	0.225	-0.033	0.416	-0.135	0.275	-0.222	0.275	-0.088
化学工業、石油・石炭製品、ゴム製品製造業	1.562	1.087	0.787	0.136	0.227	0.029	0.475	0.004	0.266	-0.194	0.266	-0.053
鉄鋼業、非鉄金属、金属製品製造業	-0.384	0.380	-0.075	-0.361**	0.149	-0.095	0.373	-0.130	0.221	-0.181	0.221	-0.081
一般・電気・情報通信、輸送用・精密機械器具製造業	-1.048**	0.435	-0.170	-0.465***	0.150	-0.127	0.401	-0.178	0.211	-0.627**	0.211	-0.204
パルプ・紙・紙加工品、プラスチック製品等、その他製造業	-0.077	0.471	-0.008	-0.227	0.180	-0.056	0.372	-0.127	0.253	-0.504**	0.253	-0.156
情報通信業	-0.413	0.513	-0.049	-0.579**	0.222	-0.167	0.425	-0.166	0.224	-0.657**	0.224	-0.216
運輸業	-1.320***	0.439	-0.246	-0.764***	0.249	-0.238	0.419	-0.218	0.330	-0.187	0.330	-0.051
総合工事業	-0.045	0.738	-0.004	-0.633***	0.203	-0.186	0.495	-0.217	0.234	-0.743**	0.234	-0.253
建設工事業	-0.982	0.707	-0.154	-0.685***	0.207	-0.206	0.475	-0.394	0.318	-1.061**	0.318	-0.409
卸売工業	-1.479**	0.498	-0.298	-0.905***	0.169	-0.299	0.537	-0.160	0.244	-1.263**	0.244	-0.525
卸売業	-0.981**	0.421	-0.154	-0.001	0.154	0.001	0.344	-0.184	0.245	-0.312	0.245	-0.089
小売業	-1.021**	0.351	-0.163	0.015	0.208	0.015	0.363	-0.275	0.268	-0.181	0.268	-0.089
対事業所サービス業	-1.108**	0.465	-0.185	-0.661**	0.223	-0.197	0.415	-0.228	0.257	-0.793**	0.257	-0.275
対個人サービス業	-1.351**	0.327	-0.255	-0.345*	0.199	-0.090	0.381	-0.247	0.277	-1.304**	0.277	-0.550
定款項	3.765	3.297	2.094	2.994	1.406	1.406	2.706	-0.247	1.862	0.900	1.862	0.350
Log likelihood	-1428			-7355			-2906		-3414			
サンプルサイズ	2115			8853			2960		3698			

(注) 採用者数1人以上、採用予定者数2人以上の採用区分データをを用いて推定したもの。一般化線形回帰モデルにおいて、分布形を二項分布、リンク関数をlogitとして推定した。  
 \*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。標準誤差(se)は企業単位でクラスタ化したもの。

低下する可能性もある。残念ながら、この調査では調査時点を通じて若年者の定着性を調べているわけではない。しかし、2008年に実施された調査では、「貴事業所の若手従業員（35歳未満）の定着率は同業他社に比べてどうですか」という質問を行い、「良い方である」「同じくらいである」「悪い方である」の3つから回答事業所に選んでもらっている。そこでここでは、「同じくらいである」をベースにして「良い方」ダミーと「悪い方」ダミーを作成し、説明変数に導入することにした。2008年だけの質問項目であるため、分析は当該年だけのクロスセクションデータを用いる形なる。それに伴って地域有効求人倍率と地域ダミーは同時に導入することができなくなるので、地域有効求人倍率は説明変数から除外することにする。

表7は、定着率に関するダミー変数を説明変数に加える前（モデル1）と加えた後（モデル2）の推定結果を示している。興味深いことに、定着率が「良い方」であるダミー変数は1%水準で統計的に有意に正となっている。すなわち、若年者の定着率が高い（と自負している）事業所では、新卒採用の充足率が高い傾向がある。この変数を導入する前と後では、採用予定者数、企業規模、経営状況変数、労働時間変数の係数にそれほど大きな変化は見られない。実際、定着率判断ダミーが採用者数と採用予定者数に及ぼす影響を調べてみると、明確な結果は得られなかった。よって、ここで用いた定着率判断に関する変数は、賃金や労働時間といった労働条件以外の職場環境の良さの代理変数となっているために、定着率判断が良い場合に充足率が高くなっていると考えられる<sup>8)</sup>。

#### 4. まとめ

本稿は、「中小企業労働事情実態調査」（全国中小企業団体中央会）の2005年から2013年にかけての事業所個票データを用いて、中小企業の採用行動を分析した。得られた主要な結論は以下のようによまとめられる。

(1) 300人以下の従業員数の中小企業では、8割近くの事業所が新卒採用を行っていない。新卒採用

を行った企業も1人が最も多い。したがって、回帰分析を行う際には、こうした中小企業の採用の特性を考慮したカウントデータに基づく分析手法を採用するのが望ましい。

(2) 採用予定者に占める採用者数の割合は8~9割で、その比率は採用予定者数が増加するにしたがって低下する。ただし、データの特性上、採用者数がゼロの場合には採用予定者数が記録されない点は注意する必要がある。

(3) ハードルモデル（Hurdle Model）を用いて新卒採用者数の規定要因を探ったところ、採用の有無を第1段階のロジット推定の結果として、一年前と比べた経営状況、主要事業の今後の予定が採用確率に有意な影響を及ぼしていた。地域別有効求人数は、労働条件変数を導入したときのみ有意に負となった。企業規模（常用労働者数）は採用確率に正の影響を及ぼす。労働条件では、所定労働時間が負、残業時間が正、有給取得日数が負、労働組合の存在が正の符号をとっている。賃金改定未定ダミー、賃金回答無回答ダミー、賃金回答額無回答ダミーはすべて有意に負であり、数値情報の提供を面倒に思う回答者の場合には、採用者数が無回答（したがってゼロ扱い）になる確率が高いことが判明した。第2段階のZTNBの推定結果は、基本的にはロジットの推定結果と大きく定性的に変わらなかったが、地域別有効求人倍率や労働条件変数については有意性が低下していた。

(4) 採用予定者数も、前年に比べた経営状況や将来の事業見通しが良い企業では採用予定者数が増え悪い場合には減る傾向がある。地域別有効求人倍率および企業規模は採用予定者数に対して正の影響を与える。所定労働時間、残業時間の係数は有意に正であり、有給休暇取得日数の係数は負であるが、これは事業所の仕事量と関連しているものと推察される。

(5) 充足率（採用区分をプール）をロジットモデルで推定したところ、採用予定者数は充足率を低下させることがわかった。また、労働市場の需給が逼迫している時期・地域においては、充足率が低下する傾向がある。これは、マッチングモデル

表7 新卒充足確率に関するロジットモデルの推定結果（説明変数に定着率評価を導入した場合、2008年のみ）

	モデル1			モデル2		
	coeff.	se	dy/dx	coeff.	se	dy/dx
採用予定者数	-0.023 **	0.011	-0.010	-0.022 **	0.011	-0.010
一年前と比べた経営状況（良い）【ベース：変わらない】	-0.154	0.145	-0.071	-0.178	0.140	-0.081
一年前と比べた経営状況（悪い）【ベース：変わらない】	-0.274 **	0.113	-0.127	-0.289 ***	0.112	-0.132
主要事業の今後（強化拡大）【ベース：現状維持】	-0.048	0.105	-0.022	-0.066	0.103	-0.030
主要事業の今後（縮小・廃止）【ベース：現状維持】	0.315	0.386	0.146	0.372	0.392	0.169
常用労働者数（採用総数を引いたもの）/100	0.150 **	0.073	0.069	0.149 **	0.072	0.068
平均初任給/10000	0.813 **	0.387	0.376	0.611	0.382	0.279
所定労働時間	0.058	0.071	0.027	0.067	0.073	0.031
残業時間	-0.036 **	0.018	-0.017	-0.034 *	0.018	-0.015
平均有給休暇取得日数	-0.018	0.013	-0.008	-0.022 *	0.013	-0.010
労働組合（あり）	0.047	0.125	0.022	0.038	0.123	0.017
【若手従業員の定着率評価、ベース：（同業他社と）同じくらい】						
良い方				0.433 ***	0.106	0.198
悪い方				-0.213	0.192	-0.097
【採用区分、ベース：高卒・事務】						
高卒・技術	-0.223	0.206	-0.098	-0.267	0.200	-0.116
専門学校卒・事務	-0.116	0.287	-0.049	-0.095	0.282	-0.038
専門学校卒・技術	-0.163	0.231	-0.070	-0.169	0.227	-0.071
短大卒・事務	-0.267	0.396	-0.119	-0.298	0.415	-0.131
短大卒・技術	0.017	0.354	0.007	-0.031	0.340	-0.012
大卒・事務	0.036	0.240	0.015	0.052	0.237	0.020
大卒・技術	-0.458 *	0.241	-0.219	-0.457 *	0.235	-0.212
【地域ダミー、ベース：北海道・東北】						
関東・甲信	-1.200 ***	0.227	-0.484	-1.129 ***	0.225	-0.452
北陸	-0.594 **	0.248	-0.187	-0.549 **	0.244	-0.173
東海	-1.460 ***	0.231	-0.650	-1.365 ***	0.231	-0.598
近畿	-1.121 ***	0.242	-0.439	-1.063 ***	0.242	-0.415
中国	-0.772 ***	0.220	-0.262	-0.715 ***	0.220	-0.242
四国	-0.393	0.298	-0.113	-0.352	0.300	-0.102
九州・沖縄	-0.329	0.253	-0.092	-0.336	0.259	-0.097
【業種ダミー、ベース：食料品、飲料・たばこ・飼料製造業】						
繊維・同製品製造業	-1.228 ***	0.300	-0.566	-1.332 ***	0.297	-0.622
木材・木製品、家具・装飾品製造業	-0.962 ***	0.365	-0.402	-0.972 ***	0.350	-0.397
印刷・同関連業	-0.350	0.329	-0.114	-0.346	0.329	-0.110
窯業・土石製品製造業	-0.491	0.411	-0.170	-0.473	0.414	-0.158
化学工業、石油・石炭製品、ゴム製品製造業	0.219	0.497	0.057	0.175	0.515	0.045
鉄鋼業、非鉄金属、金属製品製造業	-0.621 **	0.251	-0.227	-0.645 ***	0.248	-0.231
一般・電気・情報通信・輸送用・精密機械器具製造業	-0.752 ***	0.261	-0.289	-0.802 ***	0.257	-0.306
パルプ・紙・紙加工品、プラスチック製品等、その他製造業	-0.459	0.302	-0.157	-0.421	0.297	-0.138
情報通信業	-0.309	0.308	-0.099	-0.459	0.309	-0.152
運輸業	0.054	0.424	0.015	-0.005	0.408	-0.001
総合工事業	-0.748 **	0.336	-0.287	-0.736 **	0.328	-0.274
職別工事業	-1.355 ***	0.358	-0.653	-1.298 ***	0.361	-0.599
設備工事業	-1.452 ***	0.306	-0.723	-1.447 ***	0.298	-0.703
卸売業	-0.549 **	0.262	-0.195	-0.560 **	0.261	-0.194
小売業	-0.854 **	0.350	-0.342	-0.819 **	0.359	-0.315
対事業所サービス業	-1.336 ***	0.338	-0.640	-1.281 ***	0.319	-0.587
対個人サービス業	-0.689 *	0.356	-0.259	-0.649 *	0.347	-0.233
定数項	0.049	2.803		-0.107	2.893	
Log likelihood	-2131			-2107		
サンプルサイズ	2048			2048		

(注) 1時点(2008年)の推定であるため、地域有効求人倍率は説明変数から除外した。採用者数1人以上、採用予定者数2人以上の採用区分データを用いて推定したもの。一般化線形回帰モデルにおいて、分布形を二項分布、リンク関数をlogitとして推定した。

\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。標準誤差(se)は企業単位でクラスター化したもの。

において求人数が多いときに求職者との遭遇確率が低下することを通じて、求人にとって求職者とのマッチング確率が低下するという含意と整合的である。1年前と比べた経営状況や主要事業の今後の方針などの変数については、採用者数や採用予定者数ほど明確な結果は得られていない。他方、企業規模は有意に正となっており、中小企業の中でも企業規模が大きい方が充足率は高くなる。労働条件変数は、充足率全体に対して強い規定要因になっているわけではない。

(6) しかし、採用区分ごとに分析すると、高校／専門学校卒の場合には、採用予定者、地域求人倍率に加えて、企業経営にかかわる変数の一部、企業規模、労働条件の一部（事務職では残業時間で負、技術職では平均初任給と労働組合ダミーで正）で有意な係数が得られる。一方で短大／大卒の場合には、かろうじて技術職で採用予定者数と地域求人倍率が有意である以外には有意な係数が見当たらない。

(7) 2008年の質問項目にあった定着率の判断を説明変数に導入したところ、同業他社に比べて若年層の定着率が高いと判断された事業所の方が充足率も高くなる傾向が判明した。

本稿の分析によれば、中小企業の新卒採用の充足率は企業規模が大きいほど高い。これは、新卒求職者が中小企業内でもより規模の大きな企業を志向しているという仮説と整合的である。また、地域労働市場の競争性が高まれば、充足率は低下してしまう。さらに、企業の経営状況や労働条件、さらには労働者の定着性は、特に高卒・専門学校卒の充足率に有意な影響を及ぼしていた。したがって、充足率が低い中小企業でも定着性を高めるべく労働条件を改善すれば、採用面でも好影響が発生すると考えられる。その意味で、中小企業に対する定着支援は、二重の意味で中小企業の労働力確保に資するものと推測される。

その一方で、本稿では事業所の労働条件が長期的に当該事業所の充足率の動向によって影響を受ける可能性については考慮することはできなかった。こうした問題を考察するためには、パネルデー

タの利用が必要となろう。

## 注

- 1) 本稿の分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「中小企業労働事情実態調査」（全国中小企業団体中央会）の個票データの提供を受けました。
- 2) この点は重要なので、データ構造について付言しておきたい。2005年から2013年までの「中小企業労働事情実態調査」において、調査事業所数は169,506、採用区分数は1,356,048（169,506×8）となっていた。その採用区分の中で採用数と採用予定者数のいずれか一方に数値が付与されていて、もう一方が欠損値になっているケースは存在しない。2010年以降では、採用者数と採用予定者数とともに正であるケースが17,074、両方とも欠損値であるケースが582,654であった。2009年以前では、前者が22,319、後者が732,958となっているが、それに加えて採用予定者数が正で採用者数が「0」とされているものが1,043含まれている。
- 3) 実際にそうした問題があることを示すのは容易ではない。ただ、以下の2点はそうした可能性を示唆するものと考えている。第1に、特定の正の採用予定者数に対して、採用者がゼロと回答されている比率が極端に低くなっている。例えば、2009年以前の採用予定数が3であるケースにおいて、実際の採用者数が3である場合が1,859、2である場合が355、1である場合が326であるのに対して、ゼロである場合は77と極端に小さくなっている。この点は、採用予定者数が4や5であるケースでも確認される。第2に、2009年以前において、採用数が欠損値であるケースと「ゼロ」と回答されているケースの選択問題を、表3で示されているハードルモデルのロジット分析で用いた説明変数を利用して推定したところ、賃金改定を実施しているにもかかわらずその数値が無回答である場合に、有意に「ゼロ」回答の選択が低下していた。このことは、採用者数にわざわざ「ゼロ」と書くのが面倒なので、記入そのものをスキップした可能性を強く示唆する。
- 4) 採用予定者数1人以上にしないのは、そうすれば2009年以前だけ実際の採用者数がゼロのサンプルが含まれてしまうためである。採用者数1人以上に制限を行えば、全期間を通じて採用者数が1人以上のサンプルにすることができる。
- 5) 当該年の6月に支給された、通勤手当を除いた所定内給与賃金総額（税込）として調べられている。所定労働時間は「38時間以下」、「38時間超40時間未満」、「40時間」、「40時間超44時間以下」の4択となっているが、それぞれに38、39、40、42の数値を当てはめて利用する。なお、ここで用いる週

残業時間は月間残業時間を4.35で割ったものである。

- 7) 具体的にはStataのGLMコマンドを利用し、リンク関数としてロジットを選択している。
- 8) 採用区分別の分析を行ってみたところ、表6と同様に高校／専門学校卒の学歴区分で充足率に対する定着率の影響が短大／大卒より強く検出された。

#### 参考文献

- Cameron, A. Colin and Pravin K. Trivedi (2009) *Microeconometrics Using Stata*, A Stata Press Publication: College Station, Texas.
- 井嶋俊幸 (2004) 「企業における今後の中高年齢者活用に関する調査」, 『中高年齢者の活躍の場についての将来展望—就業者数の将来推計と企業調査より』, 第4章, 労働政策研究報告書No.L-6。
- 浦坂純子・大日康史 (1996) 「新卒労働需要の弾力性分析—3時点間のパネル推定」, 『日本経済研究』, No.32, pp.93-110。
- 太田聰一 (2010) 『若年者就業の経済学』, 日本経済新聞出版社。
- 太田聰一・安田宏樹 (2010) 「内部労働市場と新規学卒者採用—中途採用者との比較から—」, 慶應義塾大学経済学部ディスカッションペーパー, No.10-14。
- 奥西好夫 (2008) 「中途採用における年齢制限と新卒採用における柔軟化傾向について」, 『経営志林』, Vol.45, No.2, pp.23-39。
- 玄田有史 (2001a) 『仕事のなかの曖昧な不安—揺れる若年の現在』, 中央公論新社。
- 玄田有史 (2001b) 「結局, 若者の仕事が無くなった—高齢社会の若年雇用」, 橘木俊詔, デービッド・ワイズ編『【日米比較】企業行動と労働市場』, 第7章, 日本経済新聞社, pp.173-202。
- 周燕飛 (2012) 「高齢者は若者の職を奪っているのか—『ペア就労』の可能性」, 『高齢者雇用の現状と課題』, 第5章, 労働政策研究・研修機構, pp.172-191。
- 原ひろみ (2005) 「新規学卒労働市場の現状—企業の採用行動から」, 『日本労働研究雑誌』, No.542, pp.4-17。
- 原ひろみ・佐野嘉秀・佐藤博樹 (2006) 「新規学卒者の継続採用と人事育成方針—企業が新規学卒者を採用し続ける条件は何か」, 『日本労働研究雑誌』, No.556, pp.63-79。
- (おおた・そういち 慶應義塾大学経済学部教授)

## 失業給付が再就職先の賃金に与える影響

田中康就

### I はじめに

本稿では、失業給付の受給が労働者の再就職先での賃金水準に与える影響を、『ワーキングパーソン,2002』の個票データを用いてマッチング法で分析する。労働者は離職した際、雇用保険の加入期間に応じて失業給付を一定期間受給できる。失業給付が果たす役割のひとつは、失業時の所得を補償することで労働者がよりよい就業機会を得られるように求職期間を確保することにある。雇用保険法・第1章総則には、失業給付は労働者の失業時の生活の安定を図るとともに、「求職活動を容易にする等その就職を促進」することを目的とする旨が明記されている。しかしながら、必ずしもこの目的が現実達成されているとは限らない。失業給付は労働者にとって失業状態の居心地をよくすることで、職探しの強度を低下させる可能性があるからである。

理論的には、失業給付は労働者の求職活動に対して二つの効果を持つ。第1に、失業給付は労働者の失業を長期化させる効果を持つ。再就職する確率の上昇という便益と余暇の減少という費用を考慮して職探しの強度を選択する労働者は、失業給付の受給によって失業時の効用が高まることで職探しの便益が低下し、職探しの強度を引き下げる。そのため、失業が必要以上に長期化する（Mortensen（1977））。こうした効果は失業給付のモラルハザードと呼ばれる<sup>1)</sup>。第2に、失業給付は労働者の再就職先でのマッチングの質を高める効果を持つ。労働者は失業給付の受給によって職

探しの機会費用が低下し、これ以上の生産性でないと就職しないという留保生産性を上昇させる。そのため、労働者はより長く求職活動を行い、自らに適した仕事に就くことができる（Burdett（1979）, Pissarides（2000））。失業給付の受給によって失業期間は長期化するが再就職先でのマッチングの質は向上する<sup>2)</sup>。

失業給付の効率性は、上記の二つの効果を考慮して評価する必要がある。欧米においては失業給付に関する実証研究が蓄積されており、多くの実証研究で失業給付は失業を長期化させるという結果が得られている。一方、失業給付が再就職先でのマッチングの質に与える効果に関しては、再就職先での労働条件に影響を与えないという実証研究と労働条件を上昇させてもその効果を小さいという実証研究が存在しており、明確なコンセンサスは得られていない<sup>3)</sup>。

失業給付が再就職先のマッチングの質に与える効果に関する既存の研究では、マッチングの質の指標として主に（1）労働者の再就職先での賃金、または（2）再就職先での定着率の二つが用いられてきた。失業給付が再就職先での賃金を高めるかについて、Ehrenberg and Oaxaca（1976）は、45～59歳の男性労働者と30～44歳の女性労働者において、前職の賃金に対する失業給付の代替率が高いほど、再就職先での賃金水準が高まるという結果を得ている。また、Addison and Blackburn（2000）は、失業給付の代替率が再就職先での賃金水準に与える効果は観察されないが、失業給付の受給は再就職先での賃金水準を高めることを見出している。



失業給付が再就職先での定着率に与える効果については、Tastiramos (2004) がイギリス、フランス、ドイツのパネルデータを用いて検証し、失業給付の受給により、フランスでは失業期間が0～6ヶ月である者、ドイツでは失業期間が6～12ヶ月である者の再就職後の離職確率を下げるという結果を得ている。一方、Belzil (2001) は、失業給付支給期間の1週間の延長は失業期間を1.0～1.5日長期化させるが、再就職先での就業期間は0.5～0.8日しか長期化せず、失業給付が再就職先での定着率を高める効果は非常に小さいと指摘している。また、van Ours and Vodopivec (2008) は、スロベニアにおける失業保険の制度変更を利用して、失業給付の支給期間の短縮によって労働者の再就職先での賃金水準や定着率は低下しないことを示している。

一方、日本においては、そもそも失業給付に関する実証研究が少ない<sup>4)</sup>。数少ない日本における実証研究として、大日 (2001) が挙げられる。大日 (2001) は、1998年度に実施された『転職者総合実態調査』の個票データを用いて失業給付の受給が再就職先の労働条件に与える効果をマッチング法で検証し、失業給付受給者は非受給者よりも、賃金、企業規模で不利な就職をしているものの、職階や転居で有利な就職をしていることを示している。

しかしながら、大日 (2001) は賃金や企業規模の上昇・低下の変化を分析しており、どのくらい変化するかについては明らかにされていない。また、欧米における実証研究も含めて、これまでの研究では、労働者の属性別での失業給付の効果や受給数年後にわたる失業給付の長期的な効果は十分に議論されてこなかったように思われる。本稿では、失業給付が再就職先での賃金に与える影響を分析する際、(1) 賃金の上昇・低下という変化だけでなく、どのくらい賃金水準が変化するかという点に焦点を当て、(2) 労働者の属性や離職時の雇用環境別での失業給付の効果および、(3) 労働者と雇用主の間にある情報の非対称性が解消してマッチングの質のよさがより適切に反映されると考えられる、再就職数年後の賃金に与える失業

給付の長期的効果を検証する。

結論は以下にまとめられる。(1) 失業給付の受給は、再就職先での年収を31～39万円程度引き下げる。(2) 男性労働者・女性労働者、29歳以下・30歳以上、前職が正規雇用・非正規雇用、自発的・非自発的離職の労働者など、どの属性においても失業給付の受給が再就職先の年収を高めるということはない。(3) 景気後退期では、失業給付の受給は再就職先での年収を引き下げる。(4) 再就職数年後においても、失業給付の受給が再就職先での年収を高める長期的な効果は確認されない。

本稿は以下のように構成される。Ⅱで推定モデルを説明する。Ⅲで使用するデータおよび変数を記述する。Ⅳで推定結果を示す。Ⅴで全体をまとめる。

## Ⅱ 推定モデル

失業給付の受給が再就職先での賃金に与える効果の推定は、マッチング法を用いて行う<sup>5)</sup>。マッチング法では、失業給付を受給した者に対して観察可能な属性が近い失業給付を受給していない者をマッチングさせ、両者の再就職先での賃金の差を測ることによって失業給付の効果を推定する。しかしながら、限られたサンプルの中から失業給付を受給した者と似たような個人属性を持つ失業給付を受給していない者を見つけることは困難である。そこで、本稿では傾向スコアマッチング法 (Propensity Score Matching) を利用する。この方法では、観察可能な属性 $X$ が似た者同士ではなく、観察可能な属性 $X$ を用いて推定した失業給付を受給する予測確率 $P(X)$ が近い者同士で再就職先での賃金を比較する。この予測確率は傾向スコアと呼ばれる。傾向スコアマッチング法は二段階で推定される。具体的には、一段階目に観察可能な属性 $X$ を用いて、失業給付を受給する予測確率 $P(X)$ を推定する。本稿ではプロビットモデルで推定する。二段階目に、一段階目で推定された失業給付を受給する予測確率 $P(X)$ が近い失業給付受給者と非受給者をマッチングして再就職先での賃金の差の平均を求め、失業給付の再就職先での

賃金に与える効果の推定値とする。

失業給付の受給の有無を、受給した場合は1、受給しなかった場合は0をとるダミー変数 $D$ で表し、失業給付を受給した場合の再就職先での賃金を $Y_1$ 、失業給付を受給していない場合の再就職先での賃金を $Y_0$ 、個人属性 $X$ の特性を持つ個人が失業給付を受給する予測確率を $P(X) = \Pr(D=1|X)$ とする。マッチング法で推定される失業給付の受給の効果は次の式で表される。

$$E(Y_1 - Y_0 | D=1) = E(Y_1 | D=1) - E(Y_0 | D=1) \quad (1)$$

(1) 式は、失業給付を受給した者における失業給付の受給が再就職先での賃金に与える平均的効果 (Average Treatment Effect on the Treated, 以下ATT) を表している。ただし、実際には失業給付を受給した者の失業給付を受給しなかった場合の再就職先での賃金 $E(Y_0 | D=1)$ は観察不可能である。推計の際は、その値を $P(X)$ で条件づけた失業給付を受給しなかった者の再就職先での賃金 $E(Y_0 | P(X), D=0)$ で代替し、(1) 式の右辺は (2) 式のようになる。

$$E|_{P(X)|D=1} [E(Y_1 | P(X), D=1) - E(Y_0 | P(X), D=0)] \quad (2)$$

(2) 式による推定値が一致性を満たすための条件は次のようになる。

$$E(Y_0 | P(X), D=1) = E(Y_0 | P(X), D=0) \quad (3)$$

$$0 < P(D=1|X) < 1 \quad (4)$$

(3) 式は、失業給付の受給予測確率 $P(X)$ で条件付ければ、失業給付を受給しなかったときの再就職先での賃金の期待値が、実際に失業給付を受給した者としなかった者の間で等しいということの意味している。

失業給付受給者の添え字を $i$ 、受給者の標本数を $n_1$ 、受給者サンプルの集合を $I_1$ 、失業給付受給者の比較対象としてマッチングされる非受給者の再就職先での賃金の期待値を $\hat{E}(Y_{0i} | P(X_i), D_i = 0)$ とすると、推定値は次の式で表される。

$$\frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1} \left[ Y_{1i} - \hat{E}(Y_{0i} | P(X_i), D_i = 0) \right] \quad (5)$$

失業給付受給者と非受給者はカーネルマッチング (Kernel Matching) を用いてマッチングする<sup>6)</sup>。これはカーネル分布を利用して、非受給者のすべての $Y$ をウェイト付けた値を用いてマッチングする方法である。

非受給者の添え字を $j$ 、標本数を $n_0$ 、非受給者サンプルの集合を $I_0$ とすると、カーネルマッチングを用いたときの失業給付受給者 $i$ の比較対象としてマッチングされる非受給者の再就職先での賃金の期待値は次の式で表される。

$$\hat{E}(Y_{0i} | P(X_i), D_i = 0) = \frac{\sum_{j \in I_0} Y_{0j} K[(P(X_i) - P(X_j))/h]}{\sum_{j \in I_0} K[(P(X_i) - P(X_j))/h]} \quad (6)$$

$K$ はバンド幅 $h$ のカーネル関数であり、これがウェイトになっている<sup>7)</sup>。カーネルマッチングを用いたときのATTの推定値は次のようになる。

$$\frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1} \left[ Y_{1i} - \frac{\sum_{j \in I_0} Y_{0j} K[(P(X_i) - P(X_j))/h]}{\sum_{j \in I_0} K[(P(X_i) - P(X_j))/h]} \right] \quad (7)$$

本稿では (7) 式のクロスセクション・マッチング推定法による推定に加えて、差の差 (DID) マッチング推定法を用いた推定を行う。この方法

では、失業給付を受給する前後での賃金水準の差をマッチングしてATTの推定値を求める。前職を離職する前を  $s$  時点、再就職後を  $t$  時点とすると、推定値は次の式で表される。

$$\frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1} \left[ (Y_{it} - Y_{0st}) - \frac{\sum_{j \in I_0} (Y_{0jt} - Y_{0sj}) K[(P(X_i) - P(X_j))/h]}{\sum_{j \in I_0} K[(P(X_i) - P(X_j))/h]} \right] \quad (8)$$

(8) 式の推定値が<sup>9</sup>一貫性を満たすための条件は次のようになる。

$$E(Y_{0t} - Y_{0s} | P(X), D=1) = E(Y_{0t} - Y_{0s} | P(X), D=0) \quad (9)$$

$$0 < \Pr(D=1 | X) < 1 \quad (10)$$

(9) 式は、 $P(X)$  を条件付ければ、実際の失業給付の受給の有無によらず、失業給付を受給しなかったときの前職での賃金から再就職先での賃金への水準変化が同一であることを示している。現実にはすぐに再就職できる見込みが小さい労働市場で評価される能力の低い者が失業給付を受給しており、受給者の再就職先での賃金の期待値は非受給者よりも低い可能性がある。被説明変数の階差をとることで個人の能力など時間を通じて一定な要因に起因する(7)式の推定値のバイアスを除去できる<sup>8</sup>)。推定値の標準誤差はブートストラッピングによって求め、反復回数は1,000回とする。

本稿では、上記の(7)式と(8)式を基本推計として、次の三つの推計を行う。第1に、労働者の属性別(性別、離職時の年齢、前職での雇用形態、離職理由)に推定し、属性によって失業給付の効果が異なるかどうかを検証する。求職活動の意欲や労働市場におかれた状況が属性によって異なり、失業給付の効果が違いがあると予想される。第2に、離職時の雇用環境別に推定し、好況期と不況期では失業給付の効果が異なるかどうかを推

定する。好況期の方が労働条件のよい求人が多く、長い期間職探しをすることの便益が大きいかもしれない。第3に、失業給付が再就職数年後の賃金に与える効果を推定する。再就職後しばらくすることで労働者の生産性に関する企業との間の情報の非対称性が解消され、マッチングの質が適切に賃金に反映されると考えられる<sup>9</sup>)。また、マッチングの質がよければ、労働者の就業意欲が高く技能形成が活発に行われるため、生産性および賃金の上昇速度が速い。その結果、再就職先での賃金が高まることが予想される。

### III 用いるデータと変数

使用するデータはリクルートワークス研究所が2002年に行った『ワーキングパーソン調査、2002』である。この調査は、2002年8月19日から10月31日にかけて首都圏、関西圏、東海圏<sup>10</sup>)で、正規社員・正規職員、契約社員・嘱託、派遣、パート・アルバイトとして就業<sup>11</sup>)している18~59歳の男女(学生を除く)を対象に、訪問留め置き法で実施された。総回収数は、首都圏が13,085名、関西圏が2,010名、東海圏が2,010名である。

この調査を用いて分析することには以下の利点がある。まず、サンプルサイズが大きく、転職経験者のサンプルを豊富に有する。また、転職前後の就業状況や転職時における失業給付の受給経験に関する詳細な情報が含まれているため、失業給付の効果を検証できる。

一方、この調査は母集団が首都圏、関西圏、東海圏における就業者であり、大都市圏での就業者に対象が限られるという欠点がある。そのため、本稿での分析結果は地方圏を含む日本の労働市場全体に関する分析結果とはならない可能性がある。

分析に使用するサンプルは、まず、過去に離職経験がある者にしぼる。また、離職時点での年齢が18~58歳の者にしぼる。失業期間が0と回答した者は、失業給付を受給する機会がなかった者なのでサンプルから落とす。失業期間が2年以上の者も、前職を離職してから現在の勤務先に再就職

表1 失業給付の受給と推測される受給資格の関係

		受給資格の有無		
		失業給付の受給要件を満たす		満たさない
		受給の機会あり	受給の機会なし	
受給の有無	「失業給付を受給した」と回答 (332名)	① 283名	② 45名	③ 4名
	「受給しなかった」と回答 (626名)	④ 289名	⑤ 285名	⑥ 52名

注：受給資格の有無は、前職の週労働時間、勤続期間、離職理由から推測している。

「受給の機会なし」とは、自己都合による離職のため失業給付の受給開始まで3ヶ月間の待機期間がある労働者が、離職後3ヶ月以内に再就職しているため、失業給付を受給する機会がなかったことを示す。

する間に非労働力化していた期間があることが予想され、異質性が高いと考えられるため、サンプルから落とす。また、離職後に求職活動をしていた者にサンプルをしぼるため、「前の会社を退職するのと、現在の会社への転職が決まるのとは、どちらが先でしたか。」という質問に対して、「前の会社を退職した後に、現在の転職先に内定した」と回答した者以外のサンプルを落とす。2001年4月以降は改正雇用保険法の施行によって離職理由により所定給付日数が変更されていることを考慮して、2001年3月までに再就職した者にサンプルをしぼる。そのため、法改正前に分析を限定することになる。さらに、法改正前において、公務員、年収90万円未満および前職での週労働時間が22時間未満の者<sup>12)</sup>は、雇用保険に加入しないため、サンプルから落とす。最後に、失業期間が短い者を過大にとることを避けるために1990年4月から2000年3月の間に離職した者にサンプルをしぼる。欠損値のある者を除くと、推定に使用するサンプルサイズは958となる。

被説明変数である再就職先での賃金は、「転職後1年目の年収(税込み)」を利用する。失業給付の受給の有無については「前の勤務先を退職した後に、雇用保険(失業給付)を受け取りましたか」という質問に対する回答から、受給していれば1、そうでなければ0となる変数を作成する。ただし、この調査は回顧データであるため、失業給付の受給の回答には回答者の事実誤認や記憶違いなどの問題がありうる。1990年代における雇用保険の適用範囲は、(1) 週労働時間が22時間以上(1995年4月以降は20時間以上)、(2) 年収90万円以上、(3)

雇用期間が1年以上見込みであり、離職時での失業給付の受給要件は、被保険者期間が6ヶ月以上(週労働時間が33時間未満の者は1年以上)である。回答者の前職の週労働時間と被保険者期間(前職での勤続期間)から推測される受給資格と受給の有無の回答との関係を調べたところ<sup>13)</sup>、失業給付の受給の有無に関する回答者の主観的回答と推測される客観的な受給資格の有無との間には乖離がみられた(表1を参照)。受給資格の推測に限界があることや受給資格の有無と実際の受給経験が一致していない可能性があることから、真の受給状況を識別することは困難であるが、本稿では、失業給付の受給の有無の回答を用いて分析することの妥当性を担保するため、推測された受給資格に基づいた場合の推定結果も報告する。

一段階目の推定で用いる失業給付の受給の有無および再就職先の賃金に影響を与えられられる説明変数は、前職での就業状況や個人属性、労働市場の状況についての変数を使用する。前職での就業状況の変数は、前職の年収(万円)、前職を離職するまでに転職に向けて情報収集活動をしていた期間(月)<sup>14)</sup>、離職理由が自発的かどうか、勤続期間(月)、雇用形態、週労働時間、産業、企業規模、過去の転職回数を入れる。個人属性の変数は、性別、離職時点の年齢、既婚の有無、子供の有無、学歴、居住地を入れる。また、労働市場の状況を捉える変数として、離職時点の失業率を入れる。

表2は推定に使用するサンプルの記述統計を示している<sup>15)</sup>。転職後1年目の年収をみると、失業給付受給者が約364万円、非受給者が約353万円と

表2 記述統計

	失業給付受給者		非受給者	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
失業期間（月）	7.417	6.211	4.034	4.930
失業給付の所定支給期間（月）	4.768	2.132	—	—
転職後1年目の年収（万円）	363.889	171.596	352.679	236.446
現在の年収（万円）	388.283	192.028	398.280	285.321
前職の年収（万円）	413.563	201.671	340.888	218.958
前職での求職期間（月）	0.425	1.406	0.583	1.650
自己都合退職	0.714	0.453	0.888	0.315
勤続期間（月）	84.145	79.327	50.781	58.287
前職雇用形態（契約社員・嘱託）	0.051	0.221	0.073	0.261
（パートタイマー）	0.036	0.187	0.102	0.303
（フリーター）	0.015	0.122	0.078	0.269
（派遣）	0.015	0.122	0.029	0.167
（その他就業形態）	0.006	0.077	0.011	0.105
週労働時間	48.057	11.957	47.871	13.191
産業（建設業）	0.084	0.278	0.104	0.305
（製造業）	0.271	0.445	0.165	0.371
（卸売・小売業・飲食店）	0.202	0.402	0.227	0.419
（運輸・通信業）	0.078	0.269	0.099	0.299
（金融・保険業）	0.054	0.227	0.040	0.196
（不動産）	0.012	0.109	0.016	0.125
（その他産業）	0.036	0.187	0.085	0.279
企業規模（30～99人）	0.214	0.411	0.203	0.402
（100～299人）	0.196	0.397	0.163	0.370
（300～499人）	0.063	0.244	0.048	0.214
（500～999人）	0.063	0.244	0.061	0.239
（1,000人以上）	0.181	0.385	0.136	0.343
転職回数	2.214	1.589	2.318	1.637
女性	0.349	0.477	0.318	0.466
年齢（離職時）	34.340	9.445	30.291	8.606
既婚	0.611	0.488	0.454	0.498
子供あり	0.467	0.500	0.366	0.482
高専・専門学校・短大卒	0.277	0.448	0.254	0.436
大学・大学院卒	0.238	0.426	0.181	0.385
関西圏	0.105	0.308	0.094	0.292
東海圏	0.105	0.308	0.123	0.329
失業率（離職時）	3.700	0.928	3.541	0.925
サンプルサイズ	332		626	

注：雇用形態、産業、企業規模、学歴、地域のダミー変数におけるベンチマークはそれぞれ、正社員、サービス業、29人以下、中卒・高校卒、関東圏である。

失業給付の所定支給期間は、離職時の年齢、前職の週労働時間および勤続期間から推測した値である。また、失業者が実際に失業給付を受給した期間ではなく、受給可能であった期間を表す。

表3 失業給付の受給に関する推定結果

被説明変数	失業給付受給の有無		受給資格の有無	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
前職の年収(万円)	0.00027	0.00026	0.00013	0.00026
前職での求職活動期間(月)	-0.052	0.032	-0.030	0.027
自己都合退職	-0.599***	0.124	-1.709***	0.193
勤続期間(月)	0.006***	0.002	0.008***	0.002
勤続期間(月)2乗	0.000014**	6.03e - 0.6	0.00002**	6.60e - 0.6
前職雇用形態(契約社員・嘱託)	-0.358*	0.191	0.069	0.185
(パートタイマー)	-1.092***	0.218	-0.185	0.199
(フリーター)	-0.812***	0.292	-0.090	0.210
(派遣)	-0.775**	0.326	0.382	0.321
(その他就業形態)	-0.489	0.495	0.433	0.459
週労働時間	-0.00078	0.00422	-0.00060	0.00410
産業(建設業)	-0.084	0.178	0.033	0.176
(製造業)	0.262**	0.133	0.060	0.138
(卸売・小売業・飲食店)	-0.007	0.137	-0.090	0.134
(運輸・通信業)	-0.022	0.176	-0.012	0.172
(金融・保険業)	0.101	0.235	0.112	0.241
(不動産)	-0.175	0.381	-0.476	0.374
(その他産業)	-0.364*	0.218	-0.022	0.192
企業規模(30~99人)	0.217*	0.129	0.117	0.129
(100~299人)	0.252*	0.137	0.343**	0.137
(300~499人)	0.300	0.209	0.522**	0.218
(500~999人)	0.050	0.204	0.083	0.204
(1,000人以上)	0.295*	0.156	0.012	0.153
転職回数	-0.046	0.035	-0.091**	0.036
女性	0.431***	0.127	0.276**	0.125
年齢(離職時)	0.075*	0.044	0.072	0.044
年齢(離職時)2乗	-0.00077	0.00060	-0.00106*	0.00062
既婚	0.304**	0.137	0.149	0.143
子供あり	-0.234	0.144	-0.166	0.152
高専・専門学校・短大卒	0.149	0.115	0.194*	0.112
大学・大学院卒	0.122	0.125	0.342***	0.130
関西圏	0.135	0.153	-0.041	0.153
東海圏	-0.037	0.149	0.042	0.146
失業率(離職時)	0.159***	0.051	0.067	0.050
定数項	-2.549***	0.810	-0.098	0.786
対数尤度	-516.798		-532.120	
擬似決定係数	0.164		0.176	
サンプルサイズ	958		958	

注：\*，\*\*，\*\*\*はそれぞれ10%，5%，1%の水準で有意であることを示す。

雇用形態，産業，企業規模，学歴，地域のダミー変数におけるベンチマークはそれぞれ，正社員，サービス業，29人以下，中学・高校卒，関西圏である。

表4 失業給付の受給が再就職後1年目の年収に与える効果

被説明変数	再就職1年目の年収(万円)		失業期間(月)
	(1) クロスセクション・マッチング推定法	(2) DID マッチング推定法	(3) クロスセクション・マッチング推定法
失業給付の効果 (T: 332, C: 608)	- 31.659* (16.696)	- 38.473*** (13.491)	2.899*** (0.504)
受給資格の効果 (T: 572, C: 377)	- 23.006 (16.600)	- 48.726*** (16.737)	5.658*** (0.397)

注: 括弧内の値は標準誤差を示す。

\*, \*\*, \*\*\* はそれぞれ10%, 5%, 1%の水準で有意であることを示す。

TおよびCの右にある数字は、それぞれマッチングに用いられた失業給付受給者(または受給資格のある者)の観測数、マッチングされた非受給者(または受給資格のない者)の観測数を表す。

なっている。一方、失業期間では、失業給付受給者は約7.4ヶ月であり、非受給者の約4.0ヶ月に比べて約3.4ヶ月長い。失業給付の所定支給期間は平均値が約4.8ヶ月であることから、失業給付受給者は所定支給期間を超えて失業していることや自己都合退職者が3ヶ月の待機期間の後に失業給付を受給し、支給期間が終了する間際まで失業している可能性が示唆される。

#### IV 推定結果

##### 1 失業給付受給の有無

推定結果は表3に表されている。自己都合退職の係数は負値かつ有意で、非自発的な離職の場合、失業給付を受給する傾向にある。これは、解雇や会社の倒産など非自発的失業の場合、突然職を失うために失業への備えがなく、失業給付に頼る傾向があるためと考えられる。勤続期間の係数は正値かつ有意である。契約社員・嘱託、パートタイマー、フリーター、派遣の係数は、すべて負値かつ有意であり、正規雇用と比べて非正規雇用は雇用保険の適用率が低いという状況を反映していると考えられる。前職の企業規模では、30~99人、100~299人、1,000人以上の係数が正値かつ有意である。個人属性では、女性、年齢、既婚の係数が正値かつ有意で、男性に比べて女性の方が失業給付を受給する確率は高く、年齢が高かったり、既婚であったりすると失業給付を受給する。離職時

点の失業率の係数は正値かつ有意であり、失業率が高いほど失業給付を受給する傾向にある。また、受給資格の有無に基づいた場合の推定結果は、雇用形態の係数が有意でないことを除いて概ね受給の有無に関する効果と同様の結果となった。雇用形態の係数が有意にならなかった理由として、前職が非正規雇用の者についても雇用期間が1年以上見込みと仮定して受給資格の有無を推測していることが考えられる。

##### 2 失業給付の賃金への効果

表4にはすべてのサンプルを用いた推定結果が示されている。(1)列は(7)式による推定結果を、(2)列は(8)式による推定結果を表している。どちらの推定でも失業給付の受給が労働者の再就職先での賃金に与える効果の推定値は負値かつ有意で、失業給付を受給すると再就職先での年収が31~39万円程度低くなることが示唆される。受給資格の推定値もDIDマッチング推定法において負値かつ有意であった。この結果は失業給付の受給によって求職期間が確保でき、よりよい就業機会を得られるという仮説に反するものである。また、表の(3)列には、失業給付の受給が失業期間に与える効果をクロスセクション・マッチング推定法で推定した結果も載せている<sup>16)</sup>。表4より、失業給付の受給は正値かつ有意であり、失業給付の受給は失業期間を約3ヶ月長期化させる。

表5は労働者の属性別での推定結果を表してい

表5 属性別推定：失業給付の受給が再就職後1年目の年収に与える効果

被説明変数		再就職1年目の年収(万円)		失業期間(月)
		(1) クロスセクション・ マッチング推定法	(2) DID マッチング 推定法	(3) クロスセクション・ マッチング推定法
性別	女性労働者 (T: 116, C: 157)	- 17.278 (20.827)	- 25.704 (19.535)	3.386*** (1.262)
	男性労働者 (T: 216, C: 381)	- 29.720* (16.063)	- 37.414** (16.886)	2.817*** (0.429)
年齢別	29歳以下 (T: 128, C: 312)	- 16.591 (16.252)	- 13.700 (12.159)	2.608** (1.045)
	30歳以上 (T: 204, C: 233)	- 45.373** (20.705)	- 45.904** (19.283)	3.334*** (0.605)
雇用形態別	前職正規雇用 (T: 291, C: 432)	- 36.882** (17.919)	- 41.699*** (15.098)	2.717*** (0.541)
	前職非正規雇用 (T: 41, C: 94)	- 11.889 (46.172)	- 32.419 (31.091)	4.118*** (1.502)
離職理由別	自発的離職 (T: 237, C: 522)	- 23.698 (16.059)	- 22.534* (13.322)	3.210*** (0.588)
	非自発的離職 (T: 95, C: 63)	- 51.881 (54.200)	- 71.126* (42.975)	3.056** (1.361)

注：括弧内の値は標準誤差を示す。

\*, \*\*, \*\*\* はそれぞれ 10%, 5%, 1% の水準で有意であることを示す。

T および C の右にある数字は、それぞれマッチングに用いられた失業給付受給者の観測数、マッチングされた非受給者の観測数を表す。

る。男性労働者、30歳以上<sup>17)</sup>、前職が正規雇用の者において推定値が負値かつ有意であり、失業給付の受給により再就職先での年収が低下する。一方、女性労働者、29歳以下、前職が非正規雇用の者では推定値が有意ではなかった。離職理由別の推定では、非自発的な離職者、自発的な離職者ともにDIDマッチング推定法による推定値が負値かつ有意であった。また、どの属性においても、失業給付の受給が失業期間に与える効果の推定値は、正值かつ有意であり、失業給付の受給は失業期間を3~4ヶ月程度長期化させる。

表6は離職時の雇用環境別での推定結果を示している。離職時の失業率別の推定では、失業率が4.0%未満での推定値は有意ではなかったが、失業率が4.0%以上では推定値が負値かつ有意であった。離職時の失業率が高いとき、失業給付の受給によって再就職先での年収は低下する。また、離職時の景気拡張・後退期別の推定では、景気後退期において、DIDマッチング推定法による推定値

が負値かつ有意であった。失業給付を受給して失業を継続している間に労働環境が悪化した結果、労働条件の悪い仕事に再就職せざるを得なくなったのかもしれない。

最後に、失業給付が再就職先での賃金に与える長期的効果を調べるため、失業給付が再就職数年後の年収に与える効果を推定する。『ワーキングパーソン調査, 2002』はパネルデータではないが、現在(2001年4月から2002年3月)の年収および再就職した時点についての情報を含む。この情報を利用して、2001年4月からT年前に再就職した労働者の現在の年収を比較することで、再就職T年後の年収に与える効果を推定する。推定結果は表7に示されている。推定値は再就職後どの時点においても有意ではなかったが、推定値の絶対値は再就職0~1年後から1~2年後にかけて大きくなっており、再就職後に時間が経つにつれて失業給付の受給が年収を引き下げる効果が大きくなっているようにみえる。この結果から失業給付の受給が再



表6 雇用環境別推定：失業給付の受給が再就職後1年目の年収に与える効果

被説明変数	再就職1年目の年収(万円)		失業期間(月)
	(1) クロスセクション・マッチング推定法	(2) DID マッチング推定法	(3) クロスセクション・マッチング推定法
離職時失業率別	3.0%未満 (T; 63, C; 115)	4.961 (41.841)	1.940 (1.435)
	3.0%以上 4.0%未満 (T; 119, C; 227)	- 6.322 (25.482)	4.471*** (0.812)
	4.0%以上 (T; 150, C; 201)	- 51.006* (30.165)	3.043*** (0.828)
景気循環別	景気拡張期に離職 (T; 192, C; 304)	- 14.959 (17.404)	2.572*** (0.690)
	景気後退期に離職 (T; 140, C; 256)	- 20.781 (22.251)	2.959*** (0.884)

注：括弧内の値は標準誤差を示す。

\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%, 5%, 1%の水準で有意であることを示す。

TおよびCの右にある数字は、それぞれマッチングに用いられた失業給付受給者の観測数、マッチングされた非受給者の観測数を表す。

1990年代における内閣府景気基準日付による景気後退期は1991年2月から1993年10月までと1997年5月から1999年1月までである。

表7 失業給付が再就職数年後の年収に与える効果

被説明変数	再就職数年後の年収(万円)	
	(1) クロスセクション・マッチング推定法	(2) DID マッチング推定法
0～1年後の年収 (T; 84, C; 146)	- 14.060 (57.462)	- 0.655 (79.380)
1～2年後の年収 (T; 76, C; 81)	- 22.750 (52.631)	- 22.235 (50.764)

注：括弧内の値は標準誤差を示す。

\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%, 5%, 1%の水準で有意であることを示す。

TおよびCの右にある数字は、それぞれマッチングに用いられた失業給付受給者の観測数、マッチングされた非受給者の観測数を表す。

0～1年後の年収、1～2年後の年収の推定に用いられる標本はそれぞれ、2000年4月から2001年3月に再就職した者、1999年4月から2000年3月に再就職した者である。

被説明変数は、2001年4月から2002年3月における年収である。

この推定のみ2000年4月から2001年3月の間に離職した者をサンプルに含む。

就職数年後に賃金を高めるといふ長期的な効果は確認できなかった。

### 3 頑健性の検討

前項では、失業給付の受給は再就職先での賃金に影響を与えない、または低下させるといふ結果が得られた。しかし、この結果の解釈にはいくつかの留意が必要である。まず、本稿のサンプルに

において、失業給付を受給しなかったと回答したにもかかわらず受給資格があると思われる者(表1の④)は、有利な条件の再就職先を見つけていたため、あえて失業給付を受給しなかった者が含まれている可能性がある。また、受給しなかったと回答した者のうち、自己都合退職による3ヶ月の待機期間内に再就職し、受給機会がなかったと思われる者(表1の⑤)は、失業給付の支給開始前

表 8 頑健性の検討：失業給付の受給が再就職後 1 年目の年収に与える効果

被説明変数	再就職 1 年目の年収 (万円)		失業期間 (月)	
	(1) クロスセクション・ マッチング推定法	(2) DID マッチング 推定法	(3) クロスセクション・ マッチング推定法	
推定① 失業給付の受給資格の有無を変数に追加 (T ; 332, C ; 594)	- 10.713 (13.720)	- 22.816* (13.417)	1.303** (0.518)	
推定② 前職正規かつ受給した者 vs. 前職非正規かつ非受給の者 (T ; 291, C ; 139)	- 42.600* (25.146)	- 36.566 (22.857)	2.374** (0.979)	
推定③ 失業給付を受給した者 vs. 受給要件を満たさない者 (T ; 309, C ; 42)	62.349 (54.481)	- 10.181 (51.050)	4.098** (1.632)	
推定④	失業 0.5 ヶ月以上 (T ; 328, C ; 563)	- 31.009** (15.076)	- 34.956*** (13.328)	—
	失業 1.0 ヶ月以上 (T ; 321, C ; 510)	- 17.979 (12.975)	- 22.119* (12.386)	—
	失業 2.0 ヶ月以上 (T ; 292, C ; 369)	0.349 (15.236)	- 20.151 (15.487)	—
	失業 3.0 ヶ月以上 (T ; 263, C ; 250)	5.775 (16.126)	- 13.099 (15.295)	—

注：括弧内の値は標準誤差を示す。

\*, \*\*, \*\*\* はそれぞれ 10%, 5%, 1% の水準で有意であることを示す。

T および C の右にある数字は、それぞれマッチングに用いられた失業給付受給者の観測数、マッチングされた非受給者の観測数を表す。

推定①では、失業給付の受給資格の有無を示す変数を一段階目の推計の説明変数に追加して失業給付の受給の効果を推定している。なお、受給資格があるとは、受給要件を満たし、かつ受給する機会があったことを示す。

推定②では、失業給付を受給したと回答した前職が正規雇用の者を処置群、失業給付を受給しなかったと回答した前職が非正規雇用の者を対照群として失業給付の効果を推定している。雇用形態に関する変数は除かれている。

推定③では、失業給付を受給したと回答した者を処置群、失業給付の受給要件を満たさなかった者を対照群として失業給付の効果を推定している。勤続期間に関する変数は除かれている。

推定④では、失業期間に応じてサンプルを区切って失業給付の効果を推定している。

に条件のよい仕事に再就職しているのかもしれない。さらに、労働者が失業給付受給の意思決定を職探し開始後に行っている可能性も考えられる。労働者は受給の手続きの手間を嫌って、まずは貯蓄を切り崩しながら求職活動を行い、うまくいかなかったときに失業給付を受給するという行動をとっているかもしれない。そこで、失業給付の受給に関する意思決定が内生的に行われている可能性を考慮し、推定の条件を変えて前項までの推定結果の頑健性について検討する<sup>18)</sup>。

第1に、労働者の個人属性から推測した失業給付の受給資格の有無を示すダミー変数を一段階目の推計における説明変数に追加して、失業給付の

受給が再就職先での賃金に与える効果を推定する。第2に、失業給付を受給したと回答した前職が正規雇用の者を処置群、失業給付を受給しなかったと回答した前職が非正規雇用の者を対照群として推定を行う。正規雇用は雇用保険が適用され、非正規雇用は適用されていなかった可能性が高い<sup>19)</sup>。第3に、前職での勤続期間が短く、そもそも失業給付の受給要件を満たさなかったと思われる者(表1の⑥)を対照群とする。第4に、失業期間を区切って失業給付の効果を推定する。第2と第3の推定では、失業給付の受給資格があるにもかかわらず、あえて受給しなかった者を、第4の推定では、失業初期に賃金の高い再就職先を見

つけたため失業給付を受給しなかった可能性が高い者をサンプルから除くことが期待される<sup>20)</sup>。

推定結果は表8に示されている。失業給付の受給資格を説明変数に追加した推定では、DIDマッチング推定法による推定値が負値かつ有意であった。前職が正規雇用かつ失業給付を受給したと回答した者を処置群、前職が非正規雇用かつ受給しなかったと回答した者を対照群とした推定でも、クロスセクション・マッチング推定法において推定値が負値かつ有意となる。一方、失業給付の受給要件を満たさなかったと思われる者を対照群とした場合、クロスセクション・マッチング推定法による推定値が正值となったが有意ではなかった。失業期間でサンプルを区切った推定においては、失業期間0.5ヶ月以上と1ヶ月以上では推定値が負値かつ有意であったが、失業期間が2ヶ月以上では推定値は有意ではなくなる。失業期間が2ヶ月以上と3ヶ月以上では、クロスセクション・マッチング推定法による推定値が正值であったが、有意ではなかった。推定の条件を変えても、失業給付の受給が再就職先での賃金を高めるという結果は得られなかった。

## V おわりに

本稿では、労働者の個票データを用いて失業給付が再就職先での賃金に与える影響をマッチング法で推定した。その結果は次の四つである。(1) 失業給付の受給は再就職先での1年目の年収を31～39万円程度引き下げる。失業給付を受給した労働者は、仮に失業給付を受給しなかった場合に比べて低い賃金の仕事に再就職している。(2) 属性別においても、失業給付の受給が再就職先での年収を高める効果は確認されない。男性労働者、30歳以上、前職が正規雇用であった労働者は失業給付を受給することで、再就職先での年収が低下する。労働者の属性によって失業給付の効果は異なる。

(3) 失業給付は失業率が低い時期や景気拡張期には再就職先での年収に影響を与えないが、失業率が高い時期や景気後退期では再就職先での年収を引き下げる効果を持つ。(4) 失業給付の受給は再

就職先での0～2年後の年収に影響を与えない。本稿の推定では、失業給付が再就職先での賃金を高める効果は確認できなかった。

失業給付の受給が再就職先での賃金に影響を与えない、または賃金を低下させるという結果が得られた理由として、まず、失業給付の受給が労働者の求職意欲が低下させるモラルハザードを引き起こしている可能性が考えられる。労働者が職探しの強度を低下させたため、失業給付を受給しなかった場合に比べて生産性の高い高賃金の仕事を見つけることができなかったのかもしれない。

加えて、失業給付の受給による失業の長期化によって再就職先での賃金が低下していることが考えられる<sup>21)</sup>。第1に、失業者は受給の有無にかかわらず失業を経るにつれて留保賃金を低下させている可能性がある<sup>22)</sup>。このとき、失業の長期化によって再就職先での賃金は低下する。第2に、失業期間が延びるにつれて企業から提示される賃金が低下している可能性がある<sup>23)</sup>。失業時の人的資本の減耗や、失業期間の長さが労働者の生産性が低いという負のシグナリングになることによって、低い賃金が提示されているかもしれない。こうした状況の下では、(1) 失業給付の受給時に留保賃金の上昇を通じて再就職先での賃金が高まる効果を、(2) 失業の長期化により、失業者の留保賃金や提示される賃金が低下して再就職先での賃金が低下する効果<sup>24)</sup> が上回った場合、失業給付の受給によって再就職先での賃金が低下する可能性がある。

失業給付の受給が失業を長期化させ、かつ労働者が生産性の低い低賃金の仕事に再就職することになるならば、失業給付は失業の長期化および生産性の低下を通じて労働市場に非効率性を発生させていることになる<sup>25)</sup>。この場合、失業給付は労働者を失業初期に再就職させる労働促進的な制度設計や求職支援などが求められるだろう。

ただし、労働者と仕事のマッチングの質に関する指標は賃金だけではない。失業給付を受給することで再就職先での賃金が低下したとしても、再就職先での定着率や仕事の満足度、福利厚生など賃金以外の労働条件は高まっている可能性もあ

る。

今後の課題としては、(1) 失業給付が再就職先での賃金以外の労働条件に与える影響についての分析と、(2) 本稿では失業給付受給の有無の効果を推定したが、政策的により重要であると思われる支給額や支給期間など失業給付の手厚さの効果の分析が挙げられる。

### 謝辞

本稿の作成にあたり、山重慎二氏から懇切丁寧なご指導を頂戴した。井深陽子、佐藤主光、田近栄治、渡辺智之の各氏から貴重なコメントをいただいた。2名の本誌匿名レフェリーからのコメントは改訂にあたり有益であった。リクルートワークス研究所および東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブからは『ワーキングパーソン調査, 2002』の個票データを提供していただいた。記して感謝申し上げたい。なお、本稿における誤りはすべて筆者の責任である。

(平成25年2月投稿受理)

(平成26年11月採用決定)

### 注

- 1) 失業者の行動に関する情報の非対称性が大きいいため、失業給付はモラルハザードを引き起こしやすいことが指摘されている。その理由として、濱口 (2010) は労働者の再就職意欲を客観的に判断することが困難であること、八代 (2001) は労働者にとって就業と失業の選択が容易であることを挙げている。
- 2) Burdett (1979) はこうした効果に注目して、失業給付を「求職活動の補助金」と呼んでいる。
- 3) 最近の失業給付に関するサーベイとして、Tatsiramos and van Ours (2012) が挙げられる。
- 4) 小原 (2002) は大阪府で行われたアンケート調査を用いて、失業給付の受給は労働者の再就職確率を約52%下げるという結果を得ている。また、Machikita et al. (2013) は雇用保険の業務統計を利用して、失業給付の所定支給期間の長さは労働者の再就職確率を低下させないことを示している。
- 5) 本節の説明は吉田 (2004) と黒澤 (2005) を参考にしている。
- 6) 失業給付を受給する予測確率の集合は、(1) 失業給付を実際に受給した者のみが存在する部分集合、(2) 受給しなかった者のみが存在する部分集合、(3) 受給した者としなかった者の両方が存在する部分集合 (共有サポート) に分けられるが、本稿では (3) の部分集合のみをマッチングに利用している。
- 7) 本稿では、バンド幅を0.06としている。
- 8) ただし、(9) 式が成り立たない可能性も考えられる。例えば、前職で生産性以上の賃金を得ていた者が離職して生産性に見合った職に再就職した場合、再就職前後で賃金が大きく低下する。失業給付の支給額は前職での賃金を基準として決まるため、前職で生産性以上の賃金を得ていた者は再就職先で得られる賃金に対する支給額 (代替率) が高く、失業給付を受給する傾向があるかもしれない。このとき、失業給付を受給した者の方が前職から再就職後への賃金の変化が大きく、(8) 式から得られる推定値にバイアスがかかる。
- 9) 大日 (2001) は、再就職後に労働者の生産性や能力の情報が雇用主に蓄積されるに伴って賃金が増加するという予想に基づいて、労働者が採用時点において低い賃金の仕事に対しても有利な就職先であると判断する可能性を指摘している。
- 10) 首都圏は首都50km圏内 (東京都、神奈川県、千葉県、埼玉県、茨城県)、関西圏は大阪30km圏内 (京都府、大阪府、兵庫県)、東海圏は名古屋30km圏内 (愛知県、岐阜県) である。
- 11) ここでの就業者の定義は、2002年7月最終週に1日でも雇用されて就業した者である。
- 12) 1995年4月以降は雇用保険の適用範囲が拡大されたため、20時間未満の者をサンプルから落とす。
- 13) ただし、受給資格の有無の推測には限界がある。第1に、前職での雇用期間が1年以上の見込みであるかどうかに関する情報がないため、すべての者が雇用期間1年以上の見込みであると仮定して資格の有無を推測している。第2に、離職時に失業給付を受給しなければ、雇用保険の被保険者期間は累積して計算されるが、前職に就く前における失業給付の受給状況や被保険者期間に関する情報がないため、前職に就く前の被保険者期間はゼロとして推測している。
- 14) 情報収集活動とは、求人情報誌の購入、友人・知人に転職先紹介・斡旋を依頼、人材紹介会社、派遣会社への申し込み・登録、ハローワークでの情報収集・登録等の活動を指す。
- 15) 求職活動には、世帯の貯蓄や所得状況なども影響すると考えられるが、この調査には含まれていない。
- 16) 具体的には、被説明変数を失業期間 (月) として、(7) 式で推定している。説明変数は、再就職先での賃金に与える効果を推定したときと同じ変数を用いている。
- 17) 30歳以上の労働者で推定値が負値かつ有意となる理由として、年功賃金の下で生産性以上の賃金を

得ていた者が失業給付を受給する傾向があるため(9)式が満たされず、推定値にバイアスがかかっている可能性が考えられる。

- 18) Addison and Blackburn (2000) を参考にしている。
- 19) 『平成11年 就業形態の多様化に関する総合実態調査』(厚生労働省)によると、1999年9月末時点における非正社員の雇用保険の適用率は50.1%である。
- 20) ただし、第1の推定では、本稿で用いるサンプルは自己都合による離職のため失業給付の受給に3ヶ月の待機期間があると思われる者が多いことから、受給資格の有無を通じて間接的に失業期間をコントロールすることになる。第2の推定では、前職の雇用形態と失業給付の受給による効果を識別できない、第3の推定では、前職での勤続期間と失業給付の受給による効果を識別できない、という問題点がある。
- 21) 例えば、Schmieder et al. (2013) は、失業期間が1ヶ月延びると、賃金が約0.8%低下することを示している。
- 22) サーチ理論の枠組みにおいて、有限期間の下では、失業給付の受給に関係なく失業者の留保賃金は求職期間を経るにつれて低下する。Addison et al. (2013) は欧州のデータを用いて、失業を経るにつれて失業者の留保賃金がわずかに低下することを示している。また、Brown et al. (2011) はコンピューター上でサーチ理論の枠組みにおける求職活動を行う実験により、求職期間を通じて留保賃金を一定に保つことが最適な無限期間の下でも被験者の留保賃金は求職期間を通じて低下することを見出し、過去に費やした求職期間という主観的なコストの増加によって留保賃金が低下している可能性を指摘している。
- 23) 仮に失業の長期化により提示される賃金が低下する状況に置かれていても、労働者はそのことを認識していないかもしれない。一方、認識していたとしても、失業者が再就職後の賃金ではなく、失業時に失業給付を受給していることの便益を含めた生涯にわたる期待生涯効用を最大化するように行動している場合、失業給付を受給している間は留保賃金が上昇し、失業は長期化する。
- 24) 失業期間が長い失業給付受給者の再就職先での賃金は、失業期間が短い非受給者と比べて低くなる可能性がある。
- 25) 労働市場全体における失業給付の効果という観点では、(1) 失業給付の受給による失業の長期化が、その保険料を上昇させることで就業者の労働供給に影響を与える可能性や、(2) 失業給付受給者が職探しの強度を下げることで、非受給者の再就職確率が上昇する正の外部性が考えられる。例えば、Lalive et al. (2013) は、一部の労働者の失業給付の支給期間が延長された制度変更を利用して、延

長されなかった労働者の失業期間が短縮することを示し、求職活動に伴う外部性の存在を見出している。

#### 参考文献

- Addison, J. T. and M.L. Blackburn (2000) "The Effects of Unemployment Insurance on Postunemployment Earnings," *Labour Economics* 7 (1), pp.21-53.
- Addison, J. T., J. A. F. Machado and P. Portugal (2013) "The Reservation Wage Unemployment Duration Nexus," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 75 (6), pp.980-987.
- Belzil, C. (2001) "Unemployment Insurance and Subsequent Job Duration: Job Matching vs. Unobservable Heterogeneity," *Journal of Applied Econometrics* 16 (5), pp.619-636.
- Brown, M., C. J. Flinn and A. Schotter (2011) "Real-Time Search in the Laboratory and the Market," *American Economic Review* 101 (2), pp.948-974.
- Burdett, K. (1979) "Unemployment Insurance Payments as a Search Subsidy: a Theoretical Analysis," *Economic Inquiry* 42 (3), pp.333-343.
- Ehrenberg, R. G. and R. L. Oaxaca (1976) "Unemployment Insurance, Duration of Unemployment, and Subsequent Wage Gain," *American Economic Review* 66 (5), pp.754-766.
- Lalive, R, C. Landais and J. Zweimüller (2013) "Market Externalities of Large Unemployment Insurance Extension Programs," CESifo Working Paper Series No.4413.
- Machikita, T., M. Kohara and M. Sasaki (2013) "The Effect of Extended Unemployment Benefit on the Job Finding Hazards: A Quasi-Experiment in Japan," IZA Discussion Paper No.7559.
- Mortensen, D. T. (1977) "Unemployment Insurance and Job Search Decisions," *Industrial and Labor Relations Review* 30 (4), pp.505-517.
- Pissarides, C. A. (2000) *Equilibrium Unemployment Theory*, 2<sup>nd</sup> Edition, Cambridge: The MIT Press.
- Schmieder, J. F., T. von Wachter and S. Bender (2013) "The Causal Effect of Unemployment Duration on Wages: Evidence from Unemployment Insurance Extensions," NBER Working Paper No.19772.
- Tatsiramos, K. (2004) "The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment Duration and the Subsequent Employment Stability," IZA Discussion Paper No.1163.
- Tatsiramos, K. and J. C. van Ours (2012) "Labor Market Effects of Unemployment Insurance Design," *Journal of Economic Surveys* 28 (2), pp.284-311.
- van Ours, J. C. and M. Vodopivec (2008) "Does

- Reducing Unemployment Insurance Generosity Reduce Job Match Quality?" *Journal of Public Economics* 92 (3-4), pp684-695.
- 大日康史 (2001) 「失業給付が再就職先の労働条件に与える影響 - Average Treatment Effectによるプログラム評価」『日本労働研究雑誌』497号, pp.22-32.
- 黒澤昌子 (2005) 「積極労働政策の評価—レビュー」『フィナンシャル・レビュー』77号, pp.197-220.
- 厚生労働省 (2001) 『平成11年 就業形態の多様化に関する総合実態調査』.
- 小原美紀 (2002) 「失業者の再就職行動—失業給付制度との関係」玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム』東洋経済新報社, pp.195-210.
- 濱口桂一郎 (2010) 「労働市場のセーフティネット—雇用保険制度等の展開と課題」『ビジネス・レジャー・トレンド』2010年4月号, pp.25-29.
- 八代尚宏 (2001) 「雇用保険制度の再検討」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』東京大学出版会, pp.225-257.
- 吉田恵子 (2004) 「自己啓発が賃金に及ぼす効果の実証分析」『日本労働研究雑誌』532号, pp.40-53.  
(たなか・やすなり (株)三菱総合研究所  
政策・経済研究センター研究員)

## 年金制度改正と老後不安：家計のミクロデータによる分析

小川 一夫  
関田 静香

### 1. はじめに

公的年金制度は、従来から5年に一度、将来の出生率、死亡率の推計に基づく財政再計算によって将来にわたる年金財政を予測し、財政の安定化をめざして制度改正を行ってきた。その内容は主として給付水準の見直し、保険料率の上昇といった家計に負担を強いるものであった。

このような公的年金の制度改正は、家計の消費・貯蓄行動に少なからず影響を与えるはずである。制度改正が家計行動へどのような影響を及ぼすのか、その方向をとらえるには、年金制度の改正を家計がどのように評価したのか、その心理的な効果を知ることが肝要である。例えば、制度改正を将来給付の減少ととらえた家計にとっては、老後の暮らしへの不安が増幅され、年金給付を補うべく自ら貯蓄を増加させるなどの防衛的な行動をとるだろう。

5年に一度の公的年金制度の改正に対する家計の主観的評価は、家計の消費・貯蓄行動の変化を考える上で重要な要因であるにもかかわらず、先行研究では十分に分析されてこなかった。先行研究の焦点は、もっぱら公的年金への不安や年金給付額の変化が消費・貯蓄行動に与える影響であり、公的年金制度の改正を老後の暮らしへの不安の変化という視点から分析した研究は皆無である。<sup>1)</sup>

本研究は、この点に着目して家計が公的年金制度の改正をどのようにとらえてきたのか、金融広報中央委員会『家計の金融行動に関する世論調査』の個票データに基づいて定量的に分析することを目的としている。この調査には「あなたのご家庭

では、老後の暮らしについて、経済面でどのようになるとお考えですか。」という、われわれの分析に最適な質問項目が収録されている。それに対して「それほど心配していない」、「多少心配である」、「非常に心配である」という選択肢が用意されており、さらに「多少心配である」、「非常に心配である」と回答した家計に対しては、その理由を尋ねた質問項目も利用できる。選択肢のなかに「年金や保険が十分ではないから」という項目が含まれており、この選択肢を選んだ家計を「年金や保険が十分ではないから老後の暮らしを心配している」家計と特定化できるのである。また、「それほど心配していない」と回答した家計についても、その理由の選択肢が用意されている。選択肢には、「年金や保険があるから」という項目が含まれており、「年金や保険があるから老後の暮らしを心配していない」家計も特定化できる。このように2つの全く対照的なタイプの家計を比較できるのである。

これらの質問項目は1984年から2008年までの25年間という長期にわたって利用可能である。上述したように、これまで公的年金制度は財政再計算に基づいてほぼ5年ごとに改正されてきた。制度が改正された時期を特定できるので、改正の前後における「年金や保険が十分ではないから老後の暮らしを心配している」家計、「年金や保険があるから老後の暮らしを心配していない」家計の割合の変化を見ることによって、家計が年金制度改正をどのようにとらえたのか、その主観的な評価を定量的に分析できるのである。<sup>2)</sup> しかも、調

査においては世帯主の職業も特定できるから、加入している年金制度の違いによって、公的年金制度改正の受け止め方が異なるのか、この点についても検討を加えることができる。

混合ロジットモデルを適用して得られた実証結果を要約しておこう。われわれは以下の5つの公的年金制度の改正が家計によってどのように受け止められたのか、家計の保有資産、所得などの経済環境および家計の種々の属性をコントロールした上で分析を行った。

基礎年金制度が導入された1985年改正が老後の暮らしに対して及ぼす影響については、加入している年金制度を問わず評価が分かれていた。完全自動物価スライド制が導入された1989年改正、保険料水準固定方式とマクロ経済スライドが採用された2004年改正については、第1号、第2号被保険者を問わず、老後の暮らしを心配する家計の割合を有意に低下させた。また、厚生年金の支給開始年齢の引き上げが決定された1994年、2000年の年金制度改正についても、第2号被保険者の間で老後の暮らしを心配する家計の割合を有意に低下させた。このように平均的に見ると年金制度の改正は、老後の生活への不安を軽減する方向に働いているものの、制度改正への反応は世帯主の年齢や所得に代表される家計属性によって異なることがわかった。1989年改正については、20歳代、30歳代の第2号被保険者は、年金改正の効果が懐疑的であり老後の暮らしを心配していない家計の割合が低下した。1994年改正、2004年改正に対しても同様の反応が20歳代、30歳代の第2号被保険者の間で見られた。さらに、2000年、2004年の年金制度改正については、所得が低い第2号被保険者世帯ほど老後の生活に対する不安が減じられる程度が小さいことがわかった。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では1985年の基礎年金制度の導入以降の年金制度の改正について概観する。第3節は、個票データに基づき「年金や保険が十分ではないから老後の暮らしを心配している」家計群、「年金や保険があるから老後の暮らしを心配していない」家計群、それぞれの割合の時系列的推移とその家計属性の特

徴を明らかにする。第4節は、混合ロジットモデルを用いて年金制度の改正が、年金が十分ではなく老後の暮らしを心配する確率、年金が十分あるので老後の暮らしを心配しない確率に与える効果を定量的に分析する。第5節では、年金改正に対する評価が年齢、所得階層という家計属性によって、どのように異なるのか検証を行う。第6節は本稿の結びである。

## 2. 基礎年金制度導入以降の公的年金制度の改正

この節では、分析の対象期間である1984年から2008年までに実施された主な公的年金制度の改正について概観する。<sup>3)</sup>

### 1985年改正：基礎年金制度

わが国の公的年金制度は、戦後長らく国民年金、厚生年金、共済年金といったように職域ごとに独立して運営されてきた。しかしながら、産業構造が大きく変化を遂げ、制度間で被保険者の移動が生じるにつれて、被保険者が減少した制度では、負担金の拠出に比べて給付が増大し、年金財政の脆弱性が明らかになっていった。このような制度間の財政基盤の格差を是正し、各制度を安定的に運営する目的で導入されたのが基礎年金制度である。

全国民共通の基礎年金制度（1階部分）を導入するとともに、被用者については、厚生年金、共済年金がそれぞれ上乗せ部分の給付（2階部分）を行うというのが、年金改正の骨子である。基礎年金給付のための給付は、各制度が負担する拠出金によって賄われ、各制度が負担する基礎年金拠出金の3分の1に対して国庫負担がなされることになった。

### 1989年改正

1989年改正では、物価の変動に対して年金の実質価値を維持するために、年金額の完全自動物価スライド制が導入された。また、20歳以上の学生の国民年金への強制適用が盛り込まれた。

### 1994年改正

高齢化の進行に伴う年金受給者数の急増に対処



し、年金制度を安定的に運営するための措置が急務となった。そのために、厚生年金において定額部分の支給開始年齢を、男子については2001年度から2013年度にかけて、女子についてはその5年遅れで、65歳に引き上げることが決定された。また、厚生年金の保険料負担については、新たに賞与から特別保険料1%を徴収することも盛り込まれた。

### 2000年改正

1990年代後半には、出生率が予想以上に低下し、日本経済も長期低迷の状態が続いていた。このような状況の下で、給付と負担のバランスを維持しながら、将来世代の負担を軽減する目的で年金制度の改正が行われた。将来世代の負担の上限として、厚生年金の保険料率20%（総報酬ベース）が一つの目安として設定された。また、厚生年金については、報酬比例部分の給付水準が5%適正化され、報酬比例部分の支給開始年齢を男子については2013年度から2025年度にかけて、女子についてはその5年遅れで、65歳に引き上げることが決定された。

### 2004年改正

2002年に公表された将来推計人口の予測値は、今後さらなる少子化と高齢化が進むことを示していた。この予測を受けて、給付と負担の調和を保った形で保険料率の抑制された引き上げ、給付水準の抑制、そして国庫負担の増大を柱とする年金改正が実施された。<sup>4)</sup>

まず、「保険料水準固定方式」と「マクロ経済スライド」の組み合わせが採用された。保険料水準固定方式とは、2004年改正前に13.58%であった保険料率を毎年引き上げ、2017年度に18.3%に到達した時点で、それ以降の保険料率を固定するというものである（厚生年金の場合）。保険料率が固定された場合、給付水準も抑えざるを得ず、そのために導入されたのがマクロ経済スライドである。従来、新規裁定者については年金給付額の改定ルールは賃金上昇率に応じてスライドさせ、既裁定年金については消費者物価上昇率についてス

ライドさせることが原則であった。これを賃金上昇率、物価上昇率から「スライド調整率」を差し引いた率に変更した。スライド調整率は、平均余命の延びを勘案した一定率（0.3%）と公的年金被保険者数の減少率と定義されている。

以上のような給付水準の調整を行うことにより、厚生年金の標準的な年金世帯（夫が40年間民間被用者で妻が専業主婦の場合）の給付水準は現役世代の平均収入の5割を超えると喧伝された。<sup>5)</sup>

また、国庫負担の増大については基礎年金の国庫負担割合を3分の1から2分の1に引き上げることが決定された。

### 3. 『家計の金融行動に関する世論調査』からみた年金と老後の暮らしに関する家計の主観的評価

この節では金融広報中央委員会『家計の金融行動に関する世論調査』（以下、世論調査と略称）に収録されている質問項目への回答を基に、家計が経済面から老後の暮らしをどのようにとらえてきたのか、また、その評価が年金制度に対する主観的評価とどのように関係してきたのか、時系列的推移とその特徴を明らかにする。

分析に使用する世論調査は、(1) 家計の資産・負債や家計設計などの状況を把握し、これらの公表を通じて金融知識を身につけることの大切さを広報すること、(2) 家計行動分析のための調査データを提供すること、の2つを目的として金融広報中央委員会が毎年実施している調査である。<sup>6)</sup> 調査対象世帯は全国から層化2段無作為抽出法により抽出されている。平成19年調査以降、調査対象世帯は8,000である。<sup>7)</sup> なお、分析対象の世帯は、二人以上世帯である。

標本期間は、1984年から2008年までの25年間であり、4分の1世紀をカバーする長期のクロスセクションデータである。5年に一度行われてきた年金制度の改正が家計に及ぼしてきた影響を見る上でも最適なデータソースといえる。

本稿では、現役世代に着目し、職業を有する60歳未満の者を分析対象とする。というのも、公的年金制度の改正が主として将来における保険料負担や給付水準の調整を目的としており、すでに年

金の給付を受けている世帯には適用されないからである。

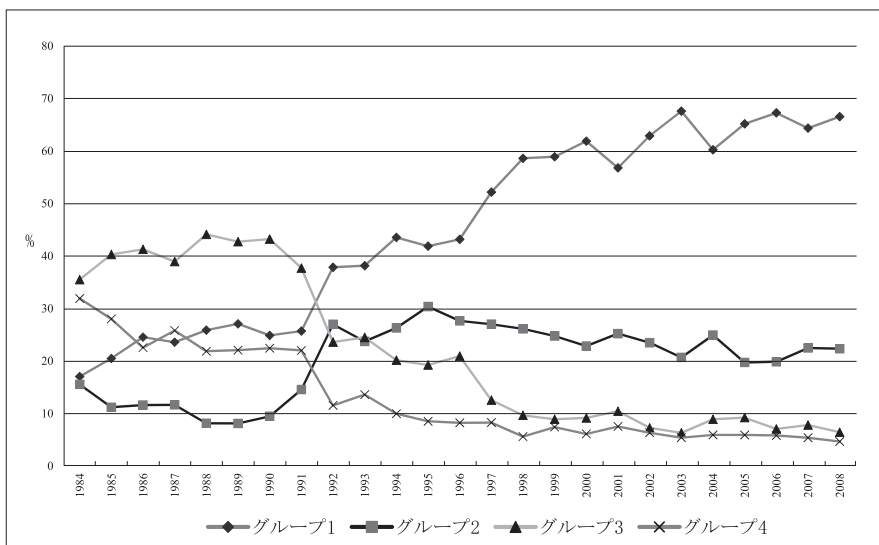
まず、『あなたのご家庭では、老後の暮らしについて、経済面でどのようになるとお考えですか』という質問項目に対する回答、「1. それほど心配していない」、「2. 多少心配である」、「3. 非常に心配である」に基づいて、「老後の暮らしを心配している世帯」を、回答2または3を選択した家計であると定義する。同様に、「老後の暮らしを心配していない世帯」は、回答1を選択した家計と定義される。

世論調査では、老後の暮らしを心配している理由と老後の暮らしを心配していない理由についても尋ねている。選択肢にはさまざまな項目が含まれているが、われわれが注目するのは、「年金や保険が十分ではない（ある）から」という項目である。この項目を選択した世帯の情報と老後の暮らしを心配している（していない）世帯の情報に基づいて、家計を以下の4つのグループに分けることにより、年金制度改正と老後の暮らしに対する主観的な評価に関する以下の議論の見通しをよくすることができる。4つのグループとは、「年金や保険が十分ではないから、老後の暮らしを心配している」家計群（以下ではグループ1）、「そ

れ以外の理由で老後の暮らしを心配している」家計群（以下ではグループ2）、「年金や保険が十分あるから、老後の暮らしを心配していない」家計群（以下ではグループ3）、そして「それ以外の理由で老後の暮らしを心配していない家計群（以下ではグループ4）」である。それぞれのグループの割合の推移を示したものが図1である。

グループ1の大きさは91年まで20%台で推移していたが、バブルの崩壊とともに上昇に転じ、90年代中頃以降グループ1の割合はほかのグループの割合を凌駕していく。1997年には52%を記録し、半数の家計が、年金が十分ではないため老後の暮らしに懸念を表明している。2003年にはピーク（68%）を付け、その後も高い水準で推移している。

老後の暮らしを心配していない家計群に目を転じよう。グループ3の割合は、基礎年金制度が導入された85年には前年に比して5%ポイント上昇している。その後も80年代後半は緩やかな上昇が続き、80年代中頃から後半にかけては4つのグループの中でその割合は最大になっている。しかし90年代を通じてグループ3の割合は急速に低下する。98年にはグループ3の割合は10%を切り、その後も緩やかに割合は低下している。2008年におけるグループ3の割合はわずかに6.4%に過ぎない。



出所：金融広報中央委員会『家計の金融行動に関する世論調査』

図1 各グループの大きさ

次にグループ1からグループ4の家計がどのような特徴を持っているのか、その属性を見ていこう。各家計グループの属性を表にまとめたものが表1である。

グループ1, 2については、金融資産保有額が4つのグループの中で最も低い(それぞれ894万円, 775万円)。また、借入金を保有している家計の割合が4グループの中で最も高く(グループ1, 2それぞれ52.4%, 49.4%), 借入金の残高も4グループの中で最大である(グループ1, 2それぞれ606万円, 523万円)。したがって、ネットで見えた金融資産残高もグループ3や4と大きな隔りがある。グループ1, 2の純金融資産残高がそれぞれ288万円, 252万円であるのに対して、グループ3, 4はそれぞれ726万円, 523万円である。

世帯所得についても資産残高と同様の傾向が見られる。グループ1, 2の世帯所得はそれぞれ512万円, 485万円であり、グループ3の600万円と比

べて大きな開きがある。<sup>8)</sup> グループ1, 2のもう一つの大きな特徴は、生活設計を立てている家計の割合が低いことである。その割合は両グループとも4割を切っている。

老後の暮らしを心配していない家計群(グループ3, 4)は老後の暮らしを心配する家計群(グループ1, 2)とは明らかに異なった属性を有している。グループ3の大きな特徴の一つは、世帯主の年齢が高いことである。グループ3における20歳代, 30歳代の若年層の割合は、23.7%と4グループのなかで最低であり、逆に50歳代の割合は、42.3%と4グループ中最高である。世帯主の年齢が高いことも反映して、金融資産保有額は4グループのなかで、グロス、ネットともにトップ(それぞれ1,131万円, 726万円)である。持ち家率も73.6%と、4分の3近くの家計が持ち家を所有している。世帯所得についても4グループ中トップである。世帯所得が700万円以上の世帯の割合は27.6%にも達する。

表1 各グループの家計の属性

変数名	グループ1	グループ2	グループ3	グループ4	全体
世帯主年齢分布					
20歳代 (%)	3.56	4.84	3.49	8.07	4.44
30歳代 (%)	23.52	23.44	20.23	29.66	23.61
40歳代 (%)	36.47	36.67	33.96	32.46	35.35
50歳代 (%)	36.45	35.04	42.31	29.80	36.60
世帯所得分布					
300万円未満 (%)	18.79	23.79	13.51	22.60	19.09
300万円ー500万円 (%)	31.03	30.36	29.91	35.31	31.24
500万円ー700万円 (%)	31.65	27.94	29.02	22.72	29.03
700万円ー1000万円 (%)	12.14	11.33	16.35	10.68	12.76
1000万円超 (%)	6.38	6.58	11.22	8.69	7.88
世帯所得 (百万円)	5.12	4.85	6.00	5.20	5.29
金融資産保有額 (百万円)	8.94	7.75	11.31	8.99	9.26
借入金を保有している家計の割合	52.39	49.41	47.22	39.43	48.75
借入金残高 (百万円)	6.06	5.23	4.04	3.76	5.10
純金融資産残高 (百万円)	2.88	2.52	7.26	5.23	4.17
持ち家の割合 (%)	66.91	61.80	73.59	61.47	66.69
生活設計を立てている家計の割合 (%)	39.85	36.60	52.58	44.70	42.87
世帯人数	3.95	3.97	4.09	4.14	4.01
大都市に住んでいる家計の割合 (%)	23.23	22.31	23.20	27.49	23.64
リスク回避的な家計の割合 (%)	48.38	43.41	44.93	43.61	45.91

出所：金融広報中央委員会『家計の金融行動に関する世論調査』

備考：世帯所得を計算する際には各所得階級の中央値を用いている。なお、300万円未満、1000万円以上の階層の中央値はそれぞれ225万円、1250万円を使用している。

また、生活設計を立てている家計の割合も52.6%と4グループのなかで最大である。

#### 4. 公的年金制度の改正に対する家計の主観的評価：混合ロジットモデルによる計量分析

この節では公的年金制度という視点から老後の暮らしをとらえ、これまでに実施されてきた年金制度の改正が老後の暮らしに関する不安感を取り除く上で効果があったのか、計量的な分析を展開する。

具体的には4つのグループに入る確率を混合ロジットモデル (mixed logit model) により特定化し、家計の属性を説明変数としてコントロールしながら公的年金制度の改正がそれぞれのグループに入る確率にどの程度の影響を及ぼしたのか、定量的な評価を行う。<sup>9)</sup> 本稿では、老後の暮らしに対する不安の有無とその理由によって分けた4つのグループのうち、アンケート回答者がどれを選択するかを被説明変数としている。しかし、グループ1・2は、いずれも老後の暮らしを心配する家計群、グループ3・グループ4は、いずれも老後の暮らしを心配していない家計群というように、各グループには強い類似性があるため、無関係な選択肢からの独立性 (independence of irrelevant alternatives) の仮定は成立しないと考えられる。事実、多項ロジットモデルによる推定も行われたが、この仮定は支持されなかった。そこで、本稿では、この仮定を緩和した推定法である混合ロジットモデルを採用している。なお、このモデルに関する詳細および利用例については、Hole (2007) を参照されたい。

以下では、まずモデルで使用する変数を説明しよう。老後の暮らしがどのようなようになるかを尋ねた質問に対して、回答者は「心配である」と「心配していない」のいずれかを選択し、それぞれの回答に対して、その理由をいくつかの選択肢から選ぶようにアンケート調査は設計されている。まず、われわれは各選択肢に対応する変数を説明変数の候補に選ぶことにした。それらの変数は、

- 1) 実質純金融資産保有額<sup>10)</sup>
- 2) 持ち家の有無
- 3) 借入金の有無
- 4) 生活設計の有無
- 5) 今後、

生活設計を立てる意志の有無 6) 世帯人員数である。これらの変数に加えて、実際の金融資産残高と貯蓄の目標額の比率、実質世帯所得、世帯主の年齢 (4つの年齢階層のどの階級に属しているかを示すダミー変数)<sup>11)</sup>、リスク回避度ダミー変数<sup>12)</sup>、大都市居住ダミー変数、世帯主の居住地域 (9つの地方のどの地方に住んでいるのかを示すダミー変数)<sup>13)</sup> も説明変数に加えた。

また、各年に生じたマクロ的なショックをコントロールするため、地域別の失業率、出生率、高齢化率、インフレ率、地域総生産成長率、消費者の意識を表す「消費者態度指数」を説明変数に加えている。<sup>14)</sup> さらに、これらの変数以外に観察されないトレンド要因をコントロールするために1984年を1とするトレンド変数も追加している。

われわれの関心事である公的年金制度の改正が老後の暮らしに与える効果を計測するために、第2節でみたように5つの異なった年金制度改正に対応するダミー変数を作成した。例えば、1985年改正ダミーは、1985年以前は0、85年以降は1をとるダミー変数である。他の改正ダミーも同様に作成されている。

ここで年金制度改正が老後の暮らしに与える効果を推定する上で注意すべき点を述べておこう。それは、アンケート調査が実施された時点において回答者が年金制度改正の内容に関する情報を有していなければならない点である。年金制度改正が国会で成立した時点がアンケート調査の実施時点よりも先行していればこの条件は満たされる。ちなみに、1985年改正、2000年改正、2004年改正は、それぞれ4月24日、3月28日、6月4日に成立しており、これらの年におけるアンケート調査は6月下旬から7月上旬に実施されているから上記の条件はクリアされている。

これに対して1989年改正、1994年改正については、それぞれ12月15日、11月2日に成立しているのに対して、アンケート調査は6月下旬から7月上旬に実施されているから、アンケート調査が年金改正に先行していることになる。したがって、1985年改正、2000年改正、2004年改正については、年金制度が改正された同年のアンケート調査の

結果を用いて老後の暮らしに対する効果を推定し、1989年改正、1994年改正については、年金制度改正の効果は次年度に表れると仮定してその結果を計測する。

分析では、年金制度改正に対応するダミー変数に加えて、各世帯があるグループを選択する上で、その世帯の居住地域における前年におけるそのグループの割合が、そのグループを選択する確率に影響を与える点（peer効果）を考慮して、この変数をalternative-specificな変数として追加した。

年金制度の改正が老後の暮らしに及ぼす影響を計測する上で、考慮しなければならない重要な点がある。それは、家計の職業によって加入している年金制度は異なっており、家計が関心のある年金制度の改正もあくまで自らが加入している制度の変更に限られるということである。したがって、われわれは家計を第1号被保険者と第2号被保険者に分類して、それぞれについて別個に混合ロジットモデルを適用することにした。<sup>15)</sup>

計測は1984年から2008年のクロスセクションデータをプールして行われた。計測方法は混合ロジットモデルであり、グループ1を基準に正規化されている。表2は計測結果から求められたパラメータ推定値を用いて各変数の平均値のまわりで評価された限界効果を示している。なお、説明変数がダミー変数の場合は、その変数が0から1に変化したときに、各グループが選ばれる確率の変化分が示されている。

表2から家計の属性がそれぞれのグループに入る確率にどのような効果を与えるのか見ていこう。まず家計の保有している純金融資産残高が増加すれば、グループ1、2に入る確率は有意に低下し、グループ3、4に入る確率は有意に上昇する。借入金を有している家計はどグループ1に入る確率は有意に高まり、持ち家家計ほどグループ1、2に入る確率は有意に低下し、グループ3、4に入る確率は有意に上昇する。このように家計が保有する住宅資産や金融資産の多寡、負債の有無が老後の暮らしの評価に対して有意な影響を及ぼしている。同様の傾向は家計の所得についてもいえる。世帯の所得が高ければ高いほど、家計がグループ

3、4に入る確率は高まり、家計がグループ1、2に入る確率は低下する。また、世帯人員の数が増加すれば、それだけグループ1に入る確率は低下し、グループ4に入る確率は上昇する。

以上の結果を解釈すれば、家計の所得水準が高く、十分な資産形成を行っていけば、年金は老後の暮らしの一助として積極的に評価され、その結果老後の暮らしに対する不安は除去されるということである。逆に、資産の保有水準が低く、持ち家もなく、借入金だけが残っている家計は老後の暮らしに対する不安を募らせるのである。さらに、世帯人員数は、グループ1と2を識別し、両者に対して明確に異なる影響を及ぼしている。すなわち、世帯人員の多寡はグループ2に入る確率に影響を及ぼしていないが、世帯人員の数が多ければそれだけグループ1に入る確率は低下する。世帯人員が多いことは、それだけ働き手が多いことを意味し、家族内扶助によって老後の暮らしに備えることができる。しかし、働き手が少なければ、老後の暮らしを支える手段として年金の重要性が高まり、それだけ老後の暮らしの不安が高まるのかもしれない。

マクロショックもグループ間の選択に対して大きな影響を及ぼしている。失業率の上昇は、第2号被保険者にとってグループ1に入る確率を有意に高めている。地域総生産成長率も同様の効果をもたらしている。地域総生産成長率の低下は、グループ2に入る確率を有意に高め、グループ3,4に入る確率を有意に下げている。消費者態度指数の上昇は、世帯を取り巻く経済環境の改善を意味するから、グループ1,2に入る確率を有意に低下させ、グループ3に入る確率を有意に高めている。トレンド変数の効果については、第1号、第2号被保険者を問わず、グループ1に入る確率を有意に高めており、趨勢的に年金や保険が十分ではないから老後の暮らしに対する不安が高まっていることがわかる。

最後に、われわれの最大の関心事である年金制度の改正の効果を見ていこう。まず、基礎年金制度の導入の効果から見ていこう。基礎年金制度の導入は第1号、第2号被保険者ともにグループ1に

表2 混合ロジットモデルから求められた限界係数（ベースケース）

	第1号サンプル				第2号サンプル			
	グループ1	グループ2	グループ3	グループ4	グループ1	グループ2	グループ3	グループ4
1985 年年金制度改正	0.0941 *** (0.0301)	-0.1008 *** (0.0322)	0.0579 *** (0.0183)	-0.0512 *** (0.0196)	0.0505 *** (0.0183)	-0.0848 *** (0.0207)	0.0369 *** (0.0102)	-0.0027 (0.0083)
1989 年年金制度改正	-0.0555 * (0.0290)	0.0638 *** (0.0226)	-0.0005 (0.0189)	-0.0078 (0.0228)	-0.1040 *** (0.0148)	0.1094 *** (0.0127)	-0.0049 (0.0140)	-0.0006 (0.0103)
1994 年年金制度改正	-0.0093 (0.0278)	0.0598 *** (0.0212)	-0.0050 (0.0236)	-0.0455 * (0.0240)	-0.0301 ** (0.0137)	0.0487 *** (0.0117)	0.0021 (0.0129)	-0.0207 * (0.0111)
2000 年年金制度改正	-0.0236 (0.0331)	-0.0155 (0.0271)	0.0083 (0.0294)	0.0307 (0.0330)	-0.0453 *** (0.0151)	0.0028 (0.0144)	0.0143 (0.0186)	0.0282 * (0.0173)
2004 年年金制度改正	-0.0723 ** (0.0369)	0.0751 * (0.0416)	0.0530 (0.0375)	-0.0558 * (0.0329)	-0.0951 *** (0.0179)	0.0415 ** (0.0173)	0.0166 (0.0208)	0.0370 * (0.0194)
純金融資産額	-0.0011 *** (0.0003)	-0.0008 *** (0.0003)	0.0013 *** (0.0002)	0.0007 ** (0.0003)	-0.0011 *** (0.0002)	-0.0017 *** (0.0002)	0.0026 *** (0.0002)	0.0002 (0.0002)
金融資産保有額/貯蓄目標額	0.0071 * (0.0042)	-0.0001 (0.0035)	0.0062 (0.0039)	-0.0132 * (0.0072)	0.0009 (0.0026)	0.0001 (0.0016)	0.0033 (0.0024)	-0.0042 (0.0028)
借入金あり	0.0562 *** (0.0101)	0.0042 (0.0089)	-0.0056 (0.0083)	-0.0548 *** (0.0084)	0.0495 *** (0.0072)	-0.0044 (0.0055)	-0.0049 (0.0057)	-0.0402 *** (0.0040)
持ち家	-0.0081 (0.0117)	-0.0568 *** (0.0099)	0.0592 *** (0.0099)	0.0056 (0.0104)	-0.0306 *** (0.0063)	-0.0463 *** (0.0057)	0.0689 *** (0.0053)	0.0080 * (0.0043)
生活設計を立てている	0.0133 (0.0134)	-0.0203 (0.0134)	0.0351 *** (0.0106)	-0.0281 *** (0.0100)	0.0216 ** (0.0088)	-0.0281 *** (0.0072)	0.0320 *** (0.0070)	-0.0256 *** (0.0056)
生活設計をこれから立てる	0.0558 *** (0.0144)	0.0302 ** (0.0132)	-0.0349 *** (0.0112)	-0.0511 *** (0.0116)	0.0456 *** (0.0094)	0.0078 (0.0075)	-0.0186 *** (0.0068)	-0.0348 *** (0.0057)
世帯人数	-0.0140 *** (0.0031)	-0.0034 (0.0027)	0.0028 (0.0025)	0.0146 *** (0.0028)	-0.0058 *** (0.0022)	0.0013 (0.0020)	0.0005 (0.0018)	0.0040 *** (0.0015)
30 歳代	0.1200 *** (0.0268)	-0.0342 * (0.0208)	-0.0296 (0.0196)	-0.0562 *** (0.0185)	0.0904 *** (0.0134)	0.0048 (0.0116)	-0.0358 *** (0.0118)	-0.0595 *** (0.0058)
40 歳代	0.1414 *** (0.0248)	-0.0017 (0.0227)	-0.0445 ** (0.0197)	-0.0952 *** (0.0177)	0.1149 *** (0.0131)	0.0271 ** (0.0115)	-0.0369 *** (0.0124)	-0.1051 *** (0.0067)
50 歳代	0.1103 *** (0.0255)	-0.0202 (0.0219)	-0.0033 (0.0216)	-0.0867 *** (0.0196)	0.0925 *** (0.0137)	0.0313 *** (0.0112)	-0.0009 (0.0132)	-0.1228 *** (0.0072)
世帯収入	-0.0001 *** (0.00001)	-0.0001 *** (0.00001)	0.0001 *** (0.00001)	0.0001 *** (0.00001)	-0.0001 *** (0.0000)	-0.0001 *** (0.0000)	0.0001 *** (0.0000)	0.0000 (0.0000)
リスク回避度	-0.0031 (0.0097)	-0.0190 ** (0.0078)	0.0040 (0.0067)	0.0181 ** (0.0079)	0.0265 *** (0.0056)	-0.0193 *** (0.0051)	-0.0009 (0.0053)	-0.0063 * (0.0037)
大都市	0.0054 (0.0106)	-0.0187 ** (0.0092)	-0.0008 (0.0097)	0.0140 (0.0095)	0.0090 (0.0061)	-0.0083 (0.0056)	-0.0105 * (0.0055)	0.0097 *** (0.0039)
失業率	-0.0039 (0.0138)	-0.0119 (0.0098)	-0.0038 (0.0112)	0.0196 (0.0127)	0.0165 ** (0.0079)	-0.0183 *** (0.0059)	-0.0110 * (0.0064)	0.0127 ** (0.0055)
出生率	0.3050 ** (0.1524)	-0.0797 (0.1180)	-0.1307 ** (0.0561)	-0.0946 (0.1078)	-0.0873 (0.1037)	0.1933 * (0.1046)	-0.0544 (0.0727)	-0.0516 (0.0488)
高齢化率	-0.4007 ** (0.1929)	-0.1877 (0.2222)	-0.1851 (0.1387)	0.7734 ** (0.3299)	0.1133 (0.3061)	-0.0421 (0.2752)	-0.2478 *** (0.0385)	0.1767 (0.3270)
インフレ率	0.0061 (0.0066)	-0.0137 *** (0.0048)	0.0028 (0.0049)	0.0047 (0.0054)	0.0071 * (0.0037)	-0.0153 *** (0.0032)	-0.0008 (0.0034)	0.0091 *** (0.0029)
地域内総生産成長率	-0.0037 (0.0034)	-0.0063 ** (0.0028)	0.0039 (0.0028)	0.0060 ** (0.0030)	-0.0011 (0.0021)	-0.0084 *** (0.0017)	0.0060 *** (0.0017)	0.0035 *** (0.0014)
消費者態度指数	-0.0048 ** (0.0022)	-0.0028 (0.0023)	0.0067 *** (0.0025)	0.0010 (0.0025)	0.0008 (0.0014)	-0.0039 *** (0.0011)	0.0035 *** (0.0013)	-0.0004 (0.0009)
トレンド	0.0179 *** (0.0014)	0.0064 (0.0072)	0.0008 (0.0097)	-0.0251 ** (0.0129)	0.0170 *** (0.0014)	0.0034 (0.0048)	-0.0059 (0.0079)	-0.0145 * (0.0087)
回答者の居住地域において、前年、各グループが選ばれた割合	2.54E-10 (1.72E-10)	-3.17E-10 (3.60E-10)	-3.47E-10 (2.36E-10)	4.10E-10 (3.72E-10)	2.86E-10 *** (8.34E-11)	-6.2E-10 *** (1.56E-10)	-2.51E-10 *** (8.19E-11)	5.85E-10 *** (1.50E-10)
標本数	10247				30509			
対数尤度	-11993.871				-34328.689			

備考：推定には、STATA の mixlogit コマンドを用いた。なお、地域ダミーの効果は省略されている。

括弧内の標準誤差はブートストラップ法によって求められた。\*、\*\*、\*\*\* はそれぞれ 10%、5%、1%水準で有意を意味する。

入る確率とグループ3に入る確率を有意に高めている。この結果は、新たに創設された基礎年金制度が老後の暮らしへ与える効果について世帯間で評価が分かれていることを意味している。基礎年金制度への評価は家計の属性と関係していると考えられるが、この点については次節でさらなる検討を加える。

完全自動物価スライド制が導入された1989年制度改正は、第1号、第2号被保険者を問わずグループ1に入る確率を有意に低下させており、物価変動に年金給付が自動的に調整されるシステムが老後の暮らしの安定に寄与すると評価していることがわかる。

1994年、2000年の制度改正は、第2号被保険者に対してグループ1に入る確率を有意に低下させており、年金制度の安定的な運営への取組が評価され老後の暮らしへの心配が軽減されたと考えられる。

2004年改正の効果に目を転じよう。制度改正によって第1号、第2号被保険者ともにグループ1に入る確率が有意に低下している。この意味では2004年の制度改革はある程度成功を収めたといえよう。

このように1989年から2004年までの年金制度の改正は、第2号被保険者に対して老後の生活への不安を軽減する方向に働いてきたものの、グループ3に入る確率については有意な変化は見られず、年金制度の改正によって、年金が十分であるから老後の暮らしに対する心配が低下したという、制度改正をプラスに評価する家計の割合が増加したわけではないことに注意されたい。

## 5. 家計属性と年金制度改正への評価

この節では年金制度改正に対する評価が年齢、所得水準という家計属性によって、どのような影響を受けるのか計量的分析を行う。

具体的には、4つの年齢階層（20歳代、30歳代、40歳代、50歳代）ダミーと各年金制度改正ダミーのクロス項、もしくは世帯所得と各年金制度改正ダミーのクロス項をそれぞれ説明変数とした混合ロジットモデルを推定した。各年金制度改正に対

する年齢階層別限界係数が表3に記されている。また、所得水準と各年金制度改正ダミーのクロス項の限界係数が表4に示されている。<sup>16)</sup>

以下では、各年金制度改正の予想される効果と実際に得られた結果を対照する形で検証を進めていきたい。

### 1985年改正への評価

1985年における年金制度改正は、基礎年金制度をどのように評価するかによって、年金制度改正が老後の暮らしに対する認識へ与える効果は異なったものとなる。基礎年金は制度間における格差を是正して、全国民共通に同額の年金を保障する制度であり、しかも給付の3分の1が国庫による負担であり、所得再分配機能の色彩が強い。このことは所得が低い世帯にとっては負担に比して便益が大きく、逆に所得が高い世帯にとっては便益に比して税負担が大きい制度と映るだろう。したがって、所得が高い世帯ほど基礎年金制度の導入によって老後の暮らしの不安が軽減される度合いは小さいだろう。すなわち所得が高くなるにつれてグループ1における年金制度改正ダミーの係数値は大きくなり、グループ3において年金制度改正ダミーの係数値は小さくなることが予想される。

事実、年金制度改正ダミーと所得水準のクロス項に注目すると第1号、第2号被保険者ともにグループ1において有意な正の係数値が得られており、所得水準が高まるにつれて年金が十分ではなく老後の生活を不安視する度合いが高まっていることがわかる。この結果は高所得階層ほど基礎年金制度の所得再分配機能の負担面を重視しているという上記の仮説と整合的である。

### 1989年改正への評価

1989年改正では、完全自動物価スライド制が導入されたが、受給者は所得水準、年齢層に関係なく、この恩恵に与ることができるので、年金改正はすべての階層において老後の暮らしの不安軽減につながると考えられる。

計測結果を見ても、第1号、第2号被保険者とも

表3 混合ロジットモデルから求められた限界係数：年齢階層により反応が異なるケース

		第1号サンプル					第2号サンプル			
		グループ1	グループ2	グループ3	グループ4		グループ1	グループ2	グループ3	グループ4
1985年改正	20歳代	0.0042 (0.1275)	-0.0955 (0.0670)	0.0323 (0.1459)	0.0589 (0.0954)	20歳代	-0.0324 (0.0723)	-0.0619 (0.0561)	0.1126 ** (0.0511)	-0.0183 (0.0200)
	30歳代	0.0937 (0.0776)	-0.0805 ** (0.0344)	0.1014 ** (0.0517)	-0.1146 *** (0.0265)	30歳代	0.0214 (0.0279)	-0.0675 *** (0.0223)	0.0515 *** (0.0192)	-0.0054 (0.0111)
	40歳代	0.0471 (0.0382)	-0.0583 ** (0.0278)	0.0439 (0.0343)	-0.0328 (0.0244)	40歳代	0.0788 *** (0.0244)	-0.0890 *** (0.0197)	0.0231 (0.0155)	-0.0129 (0.0112)
	50歳代	0.1210 ** (0.0564)	-0.1271 *** (0.0362)	0.0499 * (0.0290)	-0.0438 * (0.0268)	50歳代	0.0216 (0.0311)	-0.0519 * (0.0277)	0.0114 (0.0186)	0.0188 (0.0175)
1989年改正	20歳代	-0.0561 (0.0846)	0.0508 (0.0747)	0.0972 (0.0694)	-0.0918 *** (0.0317)	20歳代	-0.1185 *** (0.0422)	0.1964 *** (0.0565)	-0.0547 ** (0.0244)	-0.0232 (0.0176)
	30歳代	-0.0624 * (0.0364)	0.0650 * (0.0358)	-0.0028 (0.0301)	0.0002 (0.0279)	30歳代	-0.1438 *** (0.0189)	0.1727 *** (0.0259)	-0.0354 * (0.0183)	0.0065 (0.0123)
	40歳代	-0.0647 * (0.0350)	0.0818 ** (0.0370)	-0.0069 (0.0174)	-0.0102 (0.0213)	40歳代	-0.1146 *** (0.0212)	0.1239 *** (0.0253)	-0.0038 (0.0168)	-0.0055 (0.0121)
	50歳代	-0.0536 * (0.0304)	0.0657 * (0.0352)	-0.0006 (0.0226)	-0.0115 (0.0257)	50歳代	-0.0970 *** (0.0197)	0.1176 *** (0.0218)	-0.0039 (0.0160)	-0.0167 (0.0114)
1994年改正	20歳代	0.1026 (0.0879)	0.0408 (0.0652)	-0.0773 (0.0544)	-0.0661 (0.0582)	20歳代	-0.0608 * (0.0345)	0.0796 *** (0.0311)	0.0202 (0.0338)	-0.0391 *** (0.0153)
	30歳代	0.0206 (0.0337)	0.0714 ** (0.0315)	-0.0574 (0.0359)	-0.0345 (0.0324)	30歳代	0.0006 (0.0213)	0.0587 *** (0.0209)	-0.0426 ** (0.0182)	-0.0167 (0.0127)
	40歳代	-0.0324 (0.0314)	0.0608 ** (0.0282)	-0.0106 (0.0318)	-0.0179 (0.0289)	40歳代	-0.0237 (0.0175)	0.0614 *** (0.0156)	-0.0246 (0.0153)	-0.0131 (0.0128)
	50歳代	-0.0152 (0.0359)	0.0628 ** (0.0286)	0.0163 (0.0253)	-0.0639 *** (0.0228)	50歳代	-0.0541 *** (0.0165)	0.0356 ** (0.0164)	0.0374 ** (0.0167)	-0.0190 (0.0149)
2000年改正	20歳代	-0.0849 (0.1091)	-0.0027 (0.0619)	0.0395 (0.1491)	0.0481 (0.1132)	20歳代	-0.0012 (0.0392)	-0.0257 (0.0297)	0.0012 (0.0520)	0.0257 (0.0382)
	30歳代	-0.0206 (0.0407)	-0.0308 (0.0442)	-0.0816 * (0.0459)	0.1330 *** (0.0571)	30歳代	0.0146 (0.0269)	0.0027 (0.0207)	-0.0280 (0.0323)	0.0107 (0.0231)
	40歳代	-0.0410 (0.0334)	0.0017 (0.0340)	0.0347 (0.0494)	0.0046 (0.0428)	40歳代	-0.0386 ** (0.0186)	0.0146 (0.0197)	-0.0167 (0.0243)	0.0407 (0.0262)
	50歳代	-0.0130 (0.0345)	-0.0229 (0.0217)	0.0159 (0.0339)	0.0199 (0.0344)	50歳代	-0.0770 *** (0.0174)	0.0025 (0.0155)	0.0242 (0.0219)	0.0503 *** (0.0231)
2004年改正	20歳代	0.0555 (0.1378)	-0.0413 (0.0880)	-0.0982 (0.1025)	0.0841 (0.1359)	20歳代	-0.0592 (0.0543)	0.0517 (0.0544)	-0.1498 *** (0.0461)	0.1573 *** (0.0677)
	30歳代	-0.0354 (0.0960)	0.1717 (0.1072)	-0.0067 (0.1860)	-0.1296 ** (0.0582)	30歳代	-0.1102 *** (0.0239)	0.0422 * (0.0259)	0.0563 (0.0423)	0.0118 (0.0249)
	40歳代	-0.0736 * (0.0411)	0.0725 (0.0484)	0.0727 (0.0564)	-0.0716 (0.0464)	40歳代	-0.0930 *** (0.0244)	0.0291 (0.0209)	0.0377 (0.0319)	0.0261 (0.0246)
	50歳代	-0.0953 *** (0.0353)	0.0672 (0.0427)	0.0553 (0.0512)	-0.0272 (0.0434)	50歳代	-0.0972 *** (0.0205)	0.0487 ** (0.0220)	0.0076 (0.0255)	0.0409 (0.0274)

備考：表記については表2の備考を参照のこと。

なお、表2で使用したすべての説明変数をコントロールしているが、5つの改正ダミーと年齢階層ダミーのクロス項以外の係数値は省略している。

表4 混合ロジットモデルから求められた限界係数：所得水準により反応が異なるケース

	第1号サンプル					第2号サンプル			
	グループ1	グループ2	グループ3	グループ4		グループ1	グループ2	グループ3	グループ4
1985年改正ダミー* 世帯収入	0.000197 *** (0.000054)	-0.000130 *** (0.000053)	0.000038 (0.000033)	-0.000104 *** (0.000029)	1985年改正ダミー* 世帯収入	0.000132 *** (0.000034)	-0.000161 *** (0.000026)	0.000031 (0.000019)	-0.000002 (0.000014)
1989年改正ダミー* 世帯収入	-0.000058 * (0.000033)	0.000123 *** (0.000034)	-0.000040 ** (0.000017)	-0.000025 (0.000023)	1989年改正ダミー* 世帯収入	-0.000103 *** (0.000020)	0.000190 *** (0.000022)	-0.000078 *** (0.000015)	-0.000009 (0.000013)
1994年改正ダミー* 世帯収入	-0.000002 (0.000025)	0.000065 *** (0.000023)	-0.000010 (0.000018)	-0.000053 *** (0.000021)	1994年改正ダミー* 世帯収入	-0.000006 (0.000016)	0.000014 (0.000013)	0.000000 (0.000013)	-0.000008 (0.000012)
2000年改正ダミー* 世帯収入	-0.000021 (0.000029)	-0.000027 (0.000027)	0.000010 (0.000025)	0.000038 (0.000027)	2000年改正ダミー* 世帯収入	-0.000041 *** (0.000017)	-0.000014 (0.000014)	0.000015 (0.000016)	0.000040 *** (0.000014)
2004年改正ダミー* 世帯収入	-0.000055 (0.000037)	0.000090 *** (0.000032)	0.000015 (0.000032)	-0.000050 (0.000040)	2004年改正ダミー* 世帯収入	-0.000071 *** (0.000022)	0.000053 *** (0.000018)	-0.000006 (0.000020)	0.000024 (0.000015)

備考：表記については表2の備考を参照のこと。

なお、表2で使用したすべての説明変数をコントロールしているが、5つの改正ダミーと世帯所得のクロス項以外の係数値は省略している。



に20歳代の第1号被保険者以外のすべての年齢階層において年金が十分ではなく老後の生活を不安視する確率が有意に下がっており、上述した理論的予想と整合的である。しかし、20歳代、30歳代の第2号被保険者では、年金が十分であるから老後の暮らしを心配していない確率も同時に低下しており、改正が必ずしも肯定的に評価されているわけではない。また、年金改正が老後の暮らしに与える影響の評価は、第1号、第2号被保険者ともに所得水準に依存することがわかった。

### 1994年、2000年改正への評価

1994年、2000年における年金制度改正では、それぞれ厚生年金の定額部分、報酬比例部分の将来における段階的な引き上げ措置が決定された。まず、この影響を受けるのは第2号被保険者であることに注意したい。事実、両年の年金制度改正は、第1号被保険者に対して年齢を問わずグループ1、グループ3に入る確率にほとんど有意な影響を及ぼしていない。

さらに第2号被保険者の中でも50歳代の世帯の多くは引き上げ措置の前に給付が開始するので、老後の暮らしへの認識は変化しないだろう。また、支給開始年齢の引き上げは、貯蓄の蓄えの少ない世帯ほど老後の暮らしに対する不安を募らせるだろう。したがって、第2号被保険者の中で、若年層ほど、また所得が低いほどグループ1において年金制度改正ダミーの係数値は大きくなり、グループ3において年金制度改正ダミーの係数値は小さくなることが予想される。

計測結果の一部は、上記の予想を支持しているが、支持しない部分も存在している。94年改正は、30歳代の第2号被保険者がグループ3に入る確率を有意に低下させ、2000年改正については、第2号被保険者の中で、所得が低い世帯ほど老後の生活に対する不安が軽減される程度は小さく、上記の仮説と整合的である。しかし、94年改正では、20歳代の第2号被保険者がグループ1に入る確率は有意に低下しており、同様の結果が2000年改正において40歳代の第2号被保険者の間で観察されている。これは上記の仮説と整合的ではない。

### 2004年改正への評価

2004年改正では、保険料水準固定方式と給付水準に関してマクロ経済スライドの導入によって将来にわたる年金制度が安定すると家計が評価するならば、グループ1に入る確率が下がることが予想される。しかし、マクロ経済スライドの導入を将来における年金給付の抑制ととらえるならば、貯蓄の蓄えの少ない所得の低い世帯ほど老後の暮らしに対する不安が高まることが考えられる。この場合には、所得が低いほどグループ1において年金制度改正ダミーの係数値は大きくなり、グループ3において年金制度改正ダミーの係数値は小さくなることが予想される。

計測結果を見ると、すべての年齢階層について第2号被保険者がグループ1に入る確率は低下している。しかも、その効果は20歳代を除いて有意である。これらの家計群は、年金改正が将来にわたって年金制度の安定性を高めたと評価しており、老後の生活の不安が低下している。しかし、第2号被保険者については2004年改正ダミーと所得のクロス項はグループ1において有意に負である。このように所得が低い世帯ほど年金制度の改正が老後の生活の不安を軽減する効果は小さいことがわかる。

### 6. 結びにかえて

われわれは家計に対するアンケート調査の個票データに基づいて、年金制度の改正が家計にとってどのように映り、老後の暮らしの不安がどのように変化したのか、家計の主観的な評価を実証的に分析してきた。われわれの実証結果によれば、家計は必ずしも年金制度の改正が老後の生活の安定を高めたとプラスに評価してきたわけではなく、制度改正への評価は世帯主の年齢や所得に代表される家計属性によって異なることがわかった。

この研究から導かれる重要な政策的含意は、公的年金制度の改正を設計するに当たって、その改正が果たして家計の老後の暮らしに安心感を与えるものなのか、十分に吟味する必要があるという

ことである。いかに政策当局が年金制度の改正により年金財政の基盤が安定すると喧伝したとしても、それが家計にとって全く評価されない場合も考えられる。将来予測には常に不確実性が伴うことは事実であるが、将来における給付と負担のバランスや年金財政の安定化に関する不確実性をできるだけ軽減させることを念頭におき、そのためにはどのような方策が必要なのか、国民に対して客観的なデータを示すとともに年金制度の改革を真剣に議論する必要がある。

\* 本稿は国立社会保障・人口問題研究所で開催された「社会保障の給付と財政の在り方に関する研究会」、2010年度日本経済学会秋季大会における報告論文に加筆、修正を行ったものである。その際、本誌レフェリーをはじめとして、殷亭（大阪大学大学院経済学研究科）、梶谷真也（明星大学）、金子能宏（国立社会保障・人口問題研究所）、菅万理（兵庫県立大学）、菊池潤、暮石渉、黒田有志弥、佐藤格、野口晴子、山本克也（以上国立社会保障・人口問題研究所）、坂田圭（立命館大学）、玉田桂子（福岡大学）、濱秋純哉（一橋大学）、チャールズ・ユウジ・ホリオカ（大阪大学）、中村さやか（横浜市立大学）、コリン・マッケンジー（慶應義塾大学）、宮里尚三（日本大学）、村田啓子（首都大学東京）、吉田恵子（桃山学院大学）、若林緑（大阪府立大学）の各氏から多くの有益なコメントを頂いた。ここに謝意を表したい。また、本稿を作成する上で、『家計の金融行動に関する世論調査』の個票データを使用することができた。データの利用に便宜を図っていただいた金融広報中央委員会事務局増田氏に謝意を表したい。

（平成25年7月投稿受理）

（平成27年2月採用決定）

## 注

- 1) 肥後・須合・金谷（2001）や村田（2003）は、家計の年金制度への不安定度によって消費・貯蓄行動が影響を受けることを実証的に明らかにした。肥後他（2001）では、日本銀行『生活意識に関するアンケート調査（2000年9月実施）』を用いて、老後生活を賄う手段についての意識と消費支出の変化との関係に着目している。また、村田（2003）は、家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査（1993-98年）』の個票データを用いて、予備的貯蓄の実証分析を行っている。
- 2) 長井（2007）は、公的年金制度に対する認知度が将来に対する生活不安をもたらすという、比較的、本稿と関連の深い実証結果を報告している。長井（2007）においては年金制度の理解が、保険料増大に伴う近い将来への不安に与える影響を見ているのに対し、本稿では年金制度の改正によって家計が将来における年金給付をどのようにとらえ直し、その結果老後生活への不安感がどのように変化するかを見ている。村上他（2012）はウェブ調査を通じて正確な年金知識の獲得によって年金制度に対する信頼性の低下に歯止めがかかることを見いだしている。そして老後生活への不安を軽減する上で、年金教育や年金制度の仕組みの周知が重要であると指摘している。中嶋（2004）は、生命保険文化センターが1998年と2001年に実施した「生活保障に関する調査」を用いて潜在クラス分析の手法に基づき公的年金に対する評価の高さに応じて5つのグループ分けを行い、それぞれのグループの特徴を明らかにしている。しかし、中嶋による各グループの特性を明らかにする分析は、記述的なものであり、統計的な分析はなされていない。
- 3) 以下の記述は、主として厚生労働省（2005）に依拠している。
- 4) 2004年の年金制度の改正については、例えば西沢（2008）を参照のこと。
- 5) この率は「所得代替率」と呼ばれている。
- 6) なお、当該調査は平成12年までは『貯蓄と消費に関する世論調査』、平成13年から平成18年までは『家計の金融資産に関する世論調査』と呼ばれていた。
- 7) 調査対象世帯は、平成15年調査までは6,000、平成16年から18年調査では10,080である。
- 8) グループ4の世帯所得は520万円と低いが、これは世帯主の年齢が低いことを反映している。
- 9) STATAのmixlogitと呼ばれるuser written commandを用いて推定を行った。詳細については、Hole（2007）を参照のこと。
- 10) 実質純金融資産保有額は「金融資産保有額」から「ローン残高」を差し引いた額を消費者物価指数で実質化したものである。
- 11) 4つの年齢階層とは、20歳代、30歳代、40歳代、50歳代である。
- 12) リスク回避度ダミー変数は以下のように定義される。『家計の金融行動に関する世論調査』では、「あなたのご家庭では、貯蓄商品を決める場合に、どのような要素に最も重点をおいて選びますか。」

という質問項目がある。家計が、元本保証あるいは取扱金融機関が信用でき安心であるという項目を選択した場合には1をとり、それ以外は0となるダミー変数である。

- 13) 9つの地域とは、北海道、東北、関東、北陸、中部、近畿、中国、四国、九州である。
- 14) 高齢化率は、地域別の高齢人口を生産年齢人口で除したものと定義されている。また、消費者態度指数は、「暮らし向き」「収入の増え方」「雇用環境」「耐久消費財の買い時判断」それぞれの項目に関し、人々が、今後半年間の見通しについて、良くなると思えば正の方向に、悪くなると思えば負の方向に動くよう集計された指数である。出所は、内閣府経済社会総合研究所『消費者動向調査』である。
- 15) 第1号被保険者とは、世帯主の職業が農林漁業、自営商工・サービス業、自由業に属する場合(2007、2008年調査では自営業主、パートタイム雇用、通学の場合)、第2号被保険者とは、世帯主の職業が事務系勤め人、労務系勤め人に属する場合(2007、2008年調査ではフルタイム雇用の場合)である。
- 16) その他の説明変数に関する係数値は省略されているが、基本的には表2に示されたものと大きく変わらず安定的である。

#### 参考文献

- 肥後雅博・須合智広・金谷信(2001)「最近の家計貯蓄率とその変動要因について」  
日本銀行調査統計局 Working Paper 01-4。
- 厚生労働省(2005)『厚生年金・国民年金 平成16年財政再計算結果』厚生労働省年金局数理課。
- 村上雅俊・四方理人・駒村康平・稲垣誠一(2012)「正確な年金知識の獲得と年金制度に対する信頼度の分析」『季刊家計経済研究』10月 No.96, 78-88ページ。
- 村田啓子(2003)「マイクロデータによる家計行動分析—将来不安と予備的貯蓄—」日本銀行金融研究所 IMES Discussion Paper Series 2003-J-9。
- 長井毅(2007)「社会保険料負担の推移と家計への影響に関する一考察」『季刊家計経済研究』7月 No.75, 44-54ページ。
- 中嶋邦夫(2004)「公的年金に対する国民の意識—新たな視点からの分析—」  
『ニッセイ基礎研究所Report』10月, 1-6ページ。
- 西沢和彦(2008)『年金制度は誰のものか』日本経済新聞出版社。
- Hole, A. R. (2007). "Fitting Mixed Logit Models by Using Maximum Simulated Likelihood," *Stata Journal*, vol. 7, no. 3, pp. 388-401.  
(おがわ・かずお 大阪大学教授)  
(せきた・しずか 京都産業大学准教授)

## 都道府県別国民健康保険医療費の増加率に関する パネルデータ分析

今 村 晴 彦  
印 南 一 路  
古 城 隆 雄

### 要旨

わが国における医療費の増加要因を明らかにすることを主目的として、最大35年分のパネルデータ（都道府県単位）を用いた分析を実施した。国民健康保険医療費の7指標を被説明変数とし、「医療供給関連指標」「医療需要関連指標（死亡率）」「保健事業関連指標」「社会・経済関連指標」の4つのカテゴリーに分けた9指標を説明変数として（いずれも対前年度増加率）モデルを構築し、被説明変数ごとにパネル分析によって各変数の係数（増加率の弾力性）を確認した（全変数の定常性は確認済み）。分析の結果、診療報酬改定は医療費水準の増加をもたらす半面、増加率は抑制している可能性があること、病床規制が国保医療費全般の増加率の上昇を抑制している可能性があること、保健師数が老人医療費の増加率の抑制に寄与している可能性があること、在院日数の短縮化が老人入院医療費増加率を抑制している可能性があること、所得や死亡率が医療費増加率を増加させる傾向があることが示唆された。さらに、民生委員訪問回数や老人クラブ会員数など、ソーシャル・キャピタル（社会関係資本）と考えられる指標についても、医療費の増加率に一定の関連があることが確認された。本研究は、医療費の増加率に関する初のパネル分析であり、これまでの時系列分析、クロスセクション分析で得られた知見を統合する結果を示すとともに、診療報酬改定や制度改正の医療費増加率に対する影響を定量的に観察したこ

とに意義があると考えられた。

### I 緒言

わが国の医療費は増加の一途をたどっており、その適正化は重要な政策課題と位置づけられている。国や都道府県レベルなどの集計データを用いた医療費に関する研究は大きく二分される。1つは、主として国レベルの時系列データを用いた分析で、人口増や高齢化、所得、診療報酬の改定や医療技術の進歩等の要因が医療費の増加（医療費水準ないし階差）に大きく関わることを指摘してきた（郡司（2001）、太鼓地（2001）、権丈（2006）など）。もう1つは、都道府県や2次医療圏、市町村レベルの医療費の地域差に着目したクロスセクション分析で、病院（病床）数、医師数、平均在院日数、死亡率、保健師数、所得、高齢化率、世帯構成、産業構成、老人福祉施設数などの諸指標を、医療費水準の地域差と関連のある指標として提示してきた（新庄他（2001）、郡司（1998）、石井他（1993）、星他（1994）、畝（1996）、山下（1998）、今井他（1998）、張他（1998）など）。

しかし、医療費の増加要因を探求するという観点からみると、これらの研究には改善の余地がある。まず、国レベルの時系列分析は、都道府県などのより小さな単位の個別性の存在を考慮していない。一方、地域差に着目した研究の多くは単年度のクロスセクション分析にとどまっているため、都道府県や市町村などの個別性を制御したう

えでの長期的な影響力の妥当性をみることができず、例えば、地域差よりも時系列的な影響が大きいことが指摘されている所得の影響(権丈(2006))を抽出することができない。そのため、時系列分析で重要な増加要因とされる所得や、クロスセクション分析で重要な地域差要因とされる、医療供給関連指標をはじめとした諸変数との間の相対的重要度は明らかとなっていない。また、医療費の増加要因の分析が主たる関心であるにも関わらず、これらの研究は医療費水準ないし、増加額を被説明変数とする分析を行っており、むしろ政策的により重要な増加率自体に着目した分析を行う必要がある。さらに、長期的にみた場合、老人保健制度の成立、地域医療計画による病床規制の導入、介護保険制度の創設、平均在院日数の短縮化、さらに保健活動の実施など、重要な政策が医療費にどのような影響をもたらしたかの検証も意外に乏しいということが指摘できる。これらの課題に対応するためにはパネルデータを用いた分析が必要であるが、著者らの知る限り、国内の医療費の増加率についての長期的なパネルデータ分析はこれまでない。

そこで本研究では、こうした研究課題を踏まえ、わが国における医療費の増加要因の相対的影響度を明らかにすることを主目的として、老人医療費を含む国民健康保険医療費(以下、国保医療費)および関連する諸指標の最大計35年分のパネルデータ(都道府県単位)を用いた分析を実施した。

## II 研究方法

### 1. 変数データの収集

医療費に関するレビュー研究(医療経済研究機構(2007))を含む複数の先行研究を参考に、下記の指標について、1973年～2007年の計35年分(年度単位)を都道府県単位で収集し電子化した。

まず、被説明変数は1人当たり国保医療費とした。医療費の指標としては、国保医療費以外にも、国民医療費や、健保組合や協会けんぽなどの国保以外の保険者の医療費が考えられる。しかし、都道府県別国民医療費は1987年から3年毎の公表であり、詳細な分析を行うには観察数が十分ではない。

また国保以外の保険者の医療費は職域単位であるため、地域単位で他の指標を考慮した分析が難しい。過去の先行研究も、多くが国保医療費(特に老人医療費)を被説明変数としている。国保の加入率は、2007年(年度末現在値)において、被保険者割合が36.9%、世帯割合が48.9%となっており<sup>1)</sup>、国保医療費が地域の医療状況をすべて反映したものではないという限界はあるものの、上記の理由から、国保医療費を被説明変数とした。

国保医療費は、国民健康保険中央会発行の『国民健康保険の実態』より取得した。被説明変数である医療費の指標として、まず、1973年～2007年(35年分)の「一般」および、後期高齢者保険制度が施行される以前の「老人」(2002年10月までは70歳以上、それ以降は75歳まで段階引き上げ)の療養諸費と、両者を合算した「一般・老人」について、対応する被保険者数で除し、「一般」、「老人」、「一般・老人」の「1人当たり療養諸費」を計算した<sup>2)</sup>。なお、老人保健制度創設が1983年2月であることから、1982年の「老人」のみ、制度施行までの10ヶ月分の数値が収録されている。制度施行後の2ヶ月分の数値の収録はなかったため、1982年のみ、例外として上記10ヶ月分の数値を用いた。

さらに、上記の3指標に加え、各説明変数の影響をより詳細に確認するために、療養諸費の構成要素である、「一般」と「老人」それぞれの区分における「入院」「入院外」の「1人当たり診療費」を選択した(以下、一般入院、一般入院外、老人入院、老人入院外と表記する)。これらの指標は、老人保健制度創設後の1983年～2007年(25年分)について取得した。なお、以上の数値に国保組合分は含まれていない。また、多くの先行研究にならって、被説明変数である医療費は名目医療費を用いた。

次に、説明変数の候補として、先行研究で指摘されている重要変数を需要側・供給側を問わず採用し、「医療供給関連指標」「医療需要関連指標(死亡率)」「保健事業関連指標」「社会・経済関連指標」のカテゴリーに分けたうえ、34指標を各種統計資料より収集した(表1)。ただし、全期間分の統計

が存在しない指標もあった。

2. モデルの構築

医療費の増加要因を検証するためのモデル構築の方法には、大きく2つがあると考えられる。1つ

は、医療費そのものを被説明変数とするモデルであり、もう1つは、医療費を被保険者人口当りに換算した、1人当り医療費を被説明変数とするモデルである。先行研究の多くは、後者のモデルを採用している。医療費増加に強い影響力がある要

表 1 説明変数候補一覧

	指標名	出典
医療供給関連指標	1 病院総数-人口10万人当り	医療施設調査 (厚生労働省)
	2 一般診療所数-人口10万人当り	
	3 歯科診療所数-人口10万人当り	
	4 病院病床総数-人口10万人当り	
	5 一般診療所病床数-人口10万人当り	
	6 平均在院日数 (全病床)	
	7 医療機関従事医師数-人口10万人当り	医師・歯科医師・薬剤師調査 (厚生労働省)
死亡率	8 死亡数 (全死亡) -人口10万人当り	人口動態統計 (厚生労働省)
	9 死亡数 (悪性新生物死亡) -人口10万人当り	
	10 死亡数 (脳血管疾患死亡) -人口10万人当り	
	11 死亡数 (心疾患死亡) -人口10万人当り	
	12 保健師総数-人口10万人当り	
保健事業関連指標	13 健康教育参加延人員-40歳以上人口10万人当り	老人保健事業報告 (厚生労働省)
	14 健康相談被指導延人員-40歳以上人口10万人当り	
	15 基本健康診査受診者数-40歳以上人口10万人当り	
	16 胃がん検診受診者数-40歳以上人口10万人当り	
	17 肺がん検診受診者数-40歳以上人口10万人当り	
	18 大腸がん検診受診者数-40歳以上人口10万人当り	
	19 子宮がん検診 (頸部) 受診者数-女性20歳以上人口10万人当り	
	20 乳がん検診受診者数-女性40歳以上人口10万人当り	
	21 機能訓練被指導延人員-40歳以上人口10万人当り	
	22 訪問指導被訪問指導延人員-40歳以上人口10万人当り	
	23 国保被保険者1人当り保健事業費	
社会・経済関連指標	24 1人当り県民所得 (万円)	県民経済計算年報 (内閣府)
	25 65歳以上人口-人口当り (高齢化率)	人口推計 (総務省)
	26 65歳以上独居率-65歳以上人口当り	国勢調査 (総務省)
	27 65歳以上労働力率	
	28 1世帯当り人員	
	29 第一次産業構成比	
	30 第二次産業構成比	
	31 第三次産業構成比	
	32 民生委員訪問回数-人口10万人当り	衛生行政報告例 (厚生労働省)
	33 特養定員数-65歳以上人口10万人当り	
	34 老人クラブ会員数-60歳以上人口10万人当り	

※「人口当り」となっているものは、各年の10月1日時点の人口推計 (総務省「人口推計」より) を用いた。  
 ※毎年公表されていない統計の場合、統計のない年は前後の数値を比例配分した数値を算出して分析に用いた。  
 ※「老人クラブ会員数」の1970年、1971年の統計は、全国老人クラブ連合会より提供を受けた。

因として人口増加が指摘されており（太鼓地（2001））、本研究では、そうした人口の影響を取り除くために1人当り医療費を被説明変数とし、説明変数もすべて人口当りに換算したモデルを構築する。そのうえで、被説明変数、説明変数ともに、それぞれの年について対前年度の増加率（グロスの変化率：例えばt年の医療費をytとした場合に $yt/yt-1$ ）を求め、医療費の対前年度増加率が、諸説明変数の対前年度増加率を掛け合わせたものでどれだけ説明されるかを考え（乗法モデル）、さらに対数変換を行った。すなわち、本研究は、対前年度医療費増加率に対する弾力性を、パネルデータで検証することになる。

分析モデルを以下のように数式化する。

$$\ln y_{it} - \ln y_{it-1} = \alpha_0 + (\alpha_1 + \alpha_2 D) (\ln b_{it} - \ln b_{it-1}) + \sum_k \beta_k (\ln x_{it}^k - \ln x_{it-1}^k) + \sum_j \gamma_j D_{it}^j + u_{it}$$

ここで  $y_{it}$  は都道府県  $i$  の  $t$  年における国保医療費を表し、 $\ln y_{it} - \ln y_{it-1}$  は、対前年度の対数増加率を表す。国保医療費は、先に述べた「一般・老人」「一般」「老人」の1人当り療養諸費、および「一般入院」「一般入院外」「老人入院」「老人入院外」の1人当り診療費の合計7つである。 $b_{it}$  は都道府県  $i$  の  $t$  年における病院病床数  $b$  を表し、国保医療費と同様に対数増加率  $\ln b_{it} - \ln b_{it-1}$  をモデルに投入する（医療費増加率に対する弾力性を  $\alpha_1$  と  $\alpha_2$  とする）。ダミー変数  $D_{it}$  は、1984年に法制化された地域医療計画に伴う病床規制が実質的に効果を表した1991年以降を1、それ以外を0としてある。 $x_{it}^k$  は都道府県  $i$  の  $t$  年における病院病床数以外の諸変数  $x^k$  を表し、国保医療費と同様に対数増加率をモデルに投入する（それらの医療費増加率に対する弾力性を  $\beta_k$  とする）。 $D_{it}^j$  は診療報酬改定年の医療費増加率に対するインパクトを示すダミー変数（それらの医療費増加率に対する弾力性を  $\gamma_j$  とする）で、診療報酬改定のあった年度（1976年、1977年、1981年、1982年、1983年、1984年、1986年、1988年、1989年、1990年、1992年、1994年、1996年、1997年、1998年、2000年、2002年、2004年、2006年）について、それぞれ該当年以降を1、それ以外を0とした<sup>3)</sup>。なお、この

うち、1983年は老人保健制度創設（1983年2月施行）、2000年は介護保険制度創設（2000年4月施行）と重なっており、それらの制度改革のインパクトも含まれると考えられる。 $\alpha_0$  は定数項、 $u$  は誤差項を示す。

次に、モデル構築のための説明変数  $x^k$  について、表1の指標間の相関係数と、次に述べる採用基準に基づき絞り込みを行い、被説明変数ごとにモデルを構築した。説明変数の採用基準は、①「医療供給関連指標」「医療需要関連指標（死亡率）」「保健事業関連指標」「社会・経済関連指標」の各カテゴリーから代表的な指標を最低1つずつ投入する、②カテゴリー内で相関の高い指標は除外することが望ましいが、「医療供給関連指標」については、多くの研究で医療費増加の主要因とされている「病院病床数」は、入院外医療費への影響は少ないと考えられるため、「医療機関従事医師数」もあわせて投入する（パネルデータのため多重共線性の問題は緩和されている）、③「社会・経済関連指標」については、主に時系列分析において医療費増加の主要な変数とされている「1人当り県民所得」を投入し、それ以外に先行研究で重要と指摘されている指標を投入する、の3点とした（実際の変数選択に当たっては、年度ごとのクロスセクション分析でステップワイズ多重回帰を行い、安定して選択された変数を選定した）。

最終的に採用された指標は、病床数を含め、「人口当り病院病床数（以下、病床数）」「人口当り医療機関従事医師数（以下、医師数）」「平均在院日数（全病床。以下、平均在院日数）」「人口当り死亡数（全死亡。以下、死亡数）」「人口当り保健師数総数（以下、保健師数）」「人口当り民生委員訪問回数（以下、民生委員訪問回数）」「1人当り県民所得（以下、県民所得）」となり、さらに老人医療費については、それに影響を与えられられる特有の指標として、「人口当り老人クラブ会員数（以下、老人クラブ会員数）」「人口当り特養定員数（以下、特養定員数）」を加えた。「平均在院日数」については、1980年以前の都道府県別の数値が公表されていないため、「一般入院」「一般入院外」「老人入院」「老人入院外」の診療費の分

析（1983年～2007年）のみに投入した。

「民生委員訪問回数」「老人クラブ会員数」については、先行研究では説明変数としてはあまり扱われていないものであるが、近年、信頼や規範、ネットワークなどの社会の絆を表すソーシャル・キャピタル（社会関係資本）と健康との関連が着目されており（Kawachi他（2008））、本研究においてもその影響を確認するため、長期的に取得可能な指標のうち、ソーシャル・キャピタルを表すと考えられる指標として、この2指標を選択した。すなわち、民生委員が頻繁に活動できる地域は、その役割に対する信頼が高い地域、老人クラブの会員数が多い地域は、規範意識が高く、地域のネットワークによる相互扶助がある地域だと考えられる。

被説明変数と説明変数のすべての指標について、対前年増加率の対数（対数変化率）を算出し、予め単位根検定（Levin, Lin and Chu検定, Im, Pesaran and Shin検定, ADF-Fisher検定, PP-Fisher検定）を実施して定常性を確認した<sup>4)</sup>。被説明変数によって分析期間が異なるため、説明変数の各指標については、1974年～2007年、1984年～2007年それぞれについて定常性を確認した（対数変化率のデータ自体は、1974年から、および1984年からとなる）。その結果、すべての検定方法において、全指標の定常性が認められる結果となった（それぞれ $P < 0.01$ ）。そのため、見せかけの回帰が生じている可能性は小さい。

分析は最小二乗法によるパネル分析とし、それぞれについてプールOLS、固定効果モデル、変量効果モデルの3種類を実施した。統計分析ソフトは、Stata Version12.1を用いた。

### 3. 予測される結果

先行研究（医療経済研究機構（2007）など）と照らし合わせた説明変数の各指標の符号予測は以下の通りである。まず、「医療供給関連指標」である「病床数」「医師数」「平均在院日数」については、クロスセクション分析を中心とした多くの先行研究において、医療費の地域差を説明する大きな正の要因であることが示されている。そのた

め、それが、時系列を考慮した本分析においても確認されるのか、また、医療費の地域差ではなく増加率とも関連しているのかを確認する。先行研究から予測されるのは正の係数である。「医療需要関連指標」である「死亡数」については、主にクロスセクション分析において、医療費との正の関連が指摘されている。一般的に地域の死亡数が増加するほどそれに関連した医療費も増加し、係数も正となることが予測される。「保健事業関連指標」である「保健師数」については、時点間比較を含む多くの研究において、医療費との負の関連が指摘されている。すなわち、保健師数の増加は、その地域における保健予防活動の増加を示すものと考えられ、それが住民の健康増進ひいては医療費増加の抑制に結びつき、係数も負となることが予測される。「社会・経済関連指標」のうち、「県民所得」については、緒言で述べたように、主に時系列分析において医療費増加と大きく関わることが指摘されてきた一方で、クロスセクション分析ではその評価は安定していない。一般的には、所得が増加するほど医療費も増加し、係数が正になると考えられるため、本分析においてそれを確認したい。また、福祉事業に関連する「特養定員数」については、先行研究において、医療費を補完するものか、もしくは代替するものかという議論があるため、本分析においてどちらの傾向がみられるかを確認する。「民生委員訪問回数」「老人クラブ会員数」については、多くの先行研究において、ソーシャル・キャピタルが高い地域ほど健康指標も良いことが示唆されており、これらの指標の増加は医療費増加を抑制し、負の係数となることが予測される。

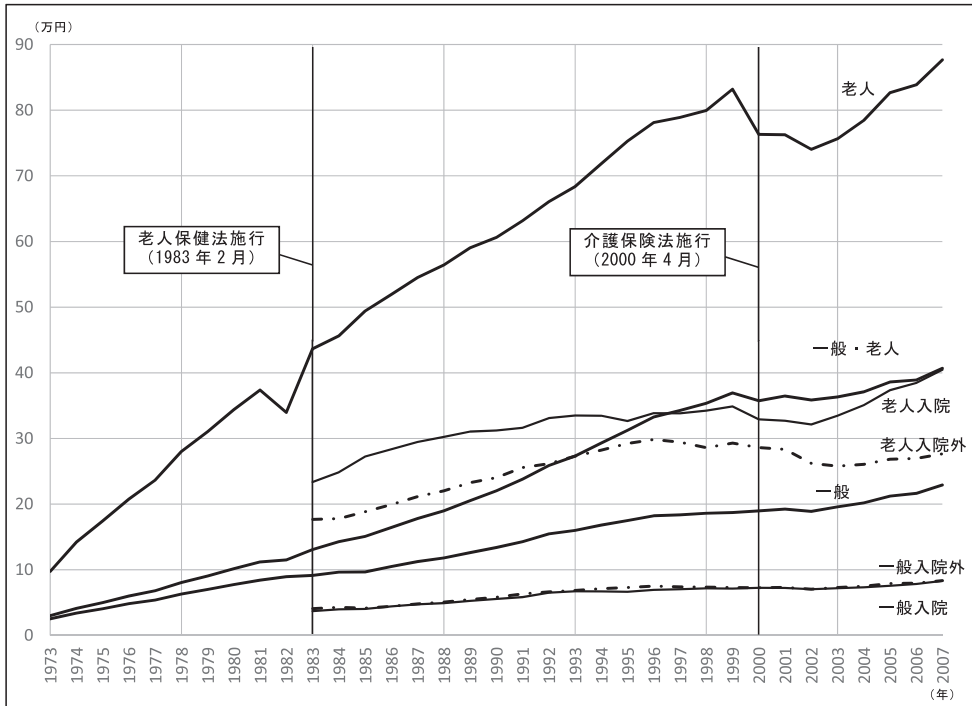
## III 結果

### 1. 被説明変数の特徴

被説明変数の7指標について、全国値の推移をまとめたものが図1である。さらに、分析で使った被説明変数および説明変数の各指標について、1983年の老人保健制度創設、2000年の介護保険制度創設を区切りとした期間ごとの平均と標準偏差をまとめたものが表2である。それぞれの指



図1 1人当り医療費の全国値の推移



※1982年の「老人」は、老人保健法施行の影響により、例外として10ヶ月分の数値となっている。

表2 変数の平均と標準偏差

指標	単位	1973年～1982年		1983年～1999年		2000年～2007年	
		平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
<b>被説明変数 (国保医療費)</b>							
一般・老人療養諸費 - 被保険者1人当り	万円	7.6	3.2	25.5	9.6	39.6	6.3
一般療養諸費 - 被保険者1人当り	万円	5.9	2.3	14.8	4.1	21.4	2.9
老人療養諸費 - 被保険者1人当り	万円	24.4	10.1	62.5	16.0	78.3	9.5
一般入院診療費 - 被保険者1人当り	万円	-	-	6.3	1.9	8.4	1.8
一般入院外診療費 - 被保険者1人当り	万円	-	-	6.1	1.5	7.8	0.8
老人入院診療費 - 被保険者1人当り	万円	-	-	30.7	7.9	35.7	6.8
老人入院外診療費 - 被保険者1人当り	万円	-	-	23.9	5.3	26.5	3.0
<b>説明変数</b>							
病院病床数 - 人口10万人当り	床	1180.3	304.6	1435.5	370.2	1434.9	350.5
医療施設従事医師数 - 人口10万人当り	人	118.7	26.0	167.9	35.0	204.3	35.0
平均在院日数 (全病床)	日	-	-	51.5	12.4	38.7	7.3
死亡数 (全死亡) - 人口10万人当り	人	693.1	117.7	740.8	119.4	882.4	132.0
保健師数 - 人口10万人当り	人	18.2	6.2	26.1	8.5	37.5	9.9
1人当り県民所得	万円	129.2	34.6	251.7	53.8	275.3	41.4
民生委員訪問回数 - 人口10万人当り	万回	1.4	0.7	2.3	1.0	2.8	1.0
特養定員数 - 65歳以上人口10万人当り	人	669.6	357.7	1200.7	373.9	1559.6	241.7
老人クラブ会員数 - 60歳以上人口10万人当り	万人	5.3	0.9	4.2	1.0	2.9	0.9

標のサンプル数は、1973年～1982年は470、1983年～1999年は799、2000年～2007年は376であった。

1人当たり療養諸費をみると、介護保険制度の創設により、「老人」が減少し、その結果、「一般・老人」も減少したが、ともにその後は上昇に転じている。「一般」の診療費は、「一般入院」「一般入院外」とともに、介護保険制度創設にも関わらず、ほぼ一貫して増加傾向にある。また、両者の差はあまりみられない。「老人」の診療費については、「老人入院」「老人入院外」とともに、介護保険制度創設前後に一時的な低下傾向がみられるものの、一般と同様、その後増加傾向にある。一方で、その数値は一般と比較して大きく、入院外と比較して入院が大きいのが特徴である。

## 2. パネル分析結果

被説明変数ごとに、プールOLS、固定効果モデル、変量効果モデルの分析結果をまとめたものが表3および表4である。各モデルの分析期間は、「一般・老人」「一般」「老人」は34年、「一般入院」「一般入院外」「老人入院」「老人入院外」は24年であった（対数変化率を使用したため、データを収集した期間よりもそれぞれ1年少ない）。適切なモデルを選定するため、まず、F testによってプールOLSモデルと固定効果モデルの比較を行い、都道府県単位の個別固定効果が認められるかを検定した。その結果、「一般・老人」「一般」「一般入院」「一般入院外」において、10%水準で固定効果がないという帰無仮説を棄却できなかった。次に、プールOLSモデルと変量効果モデルの比較を行い、都道府県単位の個別変量効果が認められるかをBreusch-Pagan testによって検定した。その結果、「老人入院」以外のすべての被説明変数において、10%水準で変量効果がないという帰無仮説を棄却できなかった。さらに、Hausman testによって、固定効果と変量効果のモデルの比較を実施した。その結果、「老人」「老人入院」「老人入院外」について、固定効果モデルが望ましい結果となった（ $p < 0.01$ ）。これらの結果を総合すると、「一般・老人」「一般」「一般入院」「一般入院外」についてはプールOLSモデル、「老人」「老人入院」「老

人入院外」については固定効果モデルを採用することが適切であると考えられた<sup>5)</sup>。そのため、以降の記述においては、上記の採用モデルの結果について述べるものとする。

なお、採用されたモデルにおける決定係数 $R^2$ （表中のR-squared。プールOLSモデルはAdj R-squared、固定効果モデルはoverall）は、「一般・老人」が0.89、「一般」が0.89、「老人」が0.88、「一般入院」が0.63、「一般入院外」が0.71、「老人入院」が0.64、「老人入院外」が0.70であった。分析結果の特徴を被説明変数ごとにまとめると、以下のようになる。なお、係数は増加率に対する弾力性を表すものなので、マイナスの符号は増加率の抑制を示すことになる。本分析結果では、絶対値が1を超える係数はなく、いずれも弾力性は小さいと考えられた。

### (1) 一般・老人（1974年～2007年）

「県民所得」の係数が0.28と、説明変数のなかで最も関連が強かった。また、「病床数」「死亡数」「民生委員訪問回数」「老人クラブ会員数」についても正の関連がみられた（それぞれ係数0.17, 0.14, 0.01, 0.07）。「医師数」「保健師数」「特養定員数」は関連が確認できなかった。診療報酬改定ダミーについては、1976年で最も強い負、1983年で最も強い正の関連がみられた（それぞれ係数-0.08, 0.10）。定数項に関しては、係数0.23と正の関連があった（なお、定数項は「一般入院外」を除くすべてのモデルで正の関連が確認された）。

### (2) 一般（1974年～2007年）

「県民所得」の係数が0.32と、説明変数のなかで最も関連が強かった。また、「病床数」「死亡数」「保健師数」および「民生委員訪問回数」についても正の関連がみられた（それぞれ係数0.13, 0.08, 0.04, 0.02）。「医師数」については関連がみられなかった。診療報酬改定ダミーについては、1976年で最も強い負、1986年で最も強い正の関連がみられた（それぞれ係数-0.06, 0.04）。

### (3) 老人（1974年～2007年）

「県民所得」の係数が0.34と、説明変数のなかで最も関連が強かった。「病床数」「死亡数」「民生委員訪問回数」「老人クラブ会員数」「特養定員

表3 パネル分析結果(1人当り療養諸費 1974年～2007年)

説明変数	一般・老人			一般			老人		
	プール OLS	固定効果	変量効果	プール OLS	固定効果	変量効果	プール OLS	固定効果	変量効果
人口当り病床数	0.17 ***	0.14 ***	0.17 ***	0.13 ***	0.10 **	0.13 ***	0.30 ***	0.25 ***	0.30 ***
病床数ダミー (1991年)	-0.07	-0.07	-0.07	-0.06	-0.05	-0.06	-0.28 **	-0.24 *	-0.28 **
人口当り医師数	-0.01	-0.04	-0.01	0.02	-0.02	0.02	0.03	-0.05	0.03
人口当り死亡数(全死亡)	0.14 ***	0.15 ***	0.14 ***	0.08 ***	0.09 ***	0.08 ***	0.19 ***	0.20 ***	0.19 ***
人口当り保健師数	0.03	0.03	0.03	0.04 *	0.05 **	0.04 *	-0.01	-0.03	-0.01
1人当り県民所得	0.28 ***	0.28 ***	0.28 ***	0.32 ***	0.32 ***	0.32 ***	0.34 ***	0.34 ***	0.34 ***
人口当り民生委員訪問回数	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***
人口当り老人クラブ会員数	0.07 ***	0.07 **	0.07 ***	-	-	-	0.08 **	0.09 **	0.08 **
人口当り特養定員数	0.01	0.02 *	0.01	-	-	-	0.03 **	0.03 **	0.03 **
診療報酬改定ダミー (1976年)	-0.08 ***	-0.08 ***	-0.08 ***	-0.06 ***	-0.06 ***	-0.06 ***	-0.12 ***	-0.12 ***	-0.12 ***
診療報酬改定ダミー (1977年)	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.04 ***	-0.05 ***
診療報酬改定ダミー (1981年)	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***
診療報酬改定ダミー (1982年)	-0.06 ***	-0.06 ***	-0.06 ***	-0.01 **	-0.01 ***	-0.01 ***	-0.17 ***	-0.17 ***	-0.17 ***
診療報酬改定ダミー (1983年)	0.10 ***	0.10 ***	0.10 ***	-0.04 ***	-0.04 ***	-0.04 ***	0.34 ***	0.34 ***	0.34 ***
診療報酬改定ダミー (1984年)	-0.05 ***	-0.06 ***	-0.05 ***	0.01	0.01	0.01	-0.19 ***	-0.19 ***	-0.19 ***
診療報酬改定ダミー (1986年)	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.04 ***	0.04 ***	0.04 ***	-0.01 ***	-0.01 ***	-0.01 ***
診療報酬改定ダミー (1988年)	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.04 ***	-0.04 ***	-0.04 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***
診療報酬改定ダミー (1989年)	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***
診療報酬改定ダミー (1990年)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.01	-0.01 *	-0.01
診療報酬改定ダミー (1992年)	0.01 **	0.01 **	0.01 **	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***
診療報酬改定ダミー (1994年)	0.00	0.00	0.00	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	0.01 *	0.01 *	0.01 *
診療報酬改定ダミー (1996年)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
診療報酬改定ダミー (1997年)	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***
診療報酬改定ダミー (1998年)	0.01 *	0.01 *	0.01 *	0.00	0.00	0.00	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***
診療報酬改定ダミー (2000年)	-0.04 ***	-0.04 ***	-0.04 ***	0.00	0.00	0.00	-0.07 ***	-0.07 ***	-0.07 ***
診療報酬改定ダミー (2002年)	0.00	0.00	0.00	-0.01 **	-0.01 **	-0.01 **	0.04 ***	0.04 ***	0.04 ***
診療報酬改定ダミー (2004年)	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.04 ***	0.04 ***	0.04 ***
診療報酬改定ダミー (2006年)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.01 **	-0.01 **	-0.01 **
定数項	0.23 ***	0.23 ***	0.23 ***	0.20 ***	0.20 ***	0.20 ***	0.25 ***	0.25 ***	0.25 ***
観測数	1597	1597	1597	1597	1597	1597	1597	1597	1597
Adj R-squared	0.89	-	-	0.89	-	-	0.88	-	-
R-squared (within)	-	0.90	0.90	-	0.89	0.89	-	0.89	0.89
R-squared (between)	-	0.00	0.04	-	0.17	0.33	-	0.04	0.24
R-squared (overall)	-	0.90	0.90	-	0.89	0.89	-	0.88	0.88
F test (zero slope)									
F	483.55	480.22	-	481.35	483.38	-	427.68	436.71	-
Prob > F	0.00	0.00	-	0.00	0.00	-	0.00	0.00	-
Wald test (zero slope)									
chi2	-	-	13539.47	-	-	12515.13	-	-	11975.00
Prob > chi2	-	-	0.00	-	-	0.00	-	-	0.00
F test (u <sub>i</sub> =0)	F (46, 1522) = 0.76, Prob > F = 0.88			F (46, 1525) = 1.18, Prob > F = 0.20			F (46, 1523) = 1.75, Prob > F = 0.00		
Breusch-Pagan test	chibar2 (01) = 0.00, Prob > chibar2 = 1.00			chibar2 (01) = 0.00, Prob > chibar2 = 1.00			chibar2 (01) = 0.00, Prob > chibar2 = 1.00		
Hausman test	chi2 (28) = 18.31, Prob > chi2 = 0.92			chi2 (26) = 23.09, Prob > chi2 = 0.63			chi2 (28) = 49.29, Prob > chi2 = 0.01		

※ \*\*\* : p<0.01, \*\* : p<0.05, \* : p<0.1

※推計モデルのうち,上記の「人口当り病床数」の結果は  $a_1$  を,「病床数ダミー (1991年)」の結果は  $a_2$  を,「人口当り医師数」～「人口当り特養定員数」の結果は  $\beta$  を, 各年の診療報酬改定ダミーの結果は  $\gamma$  を, 定数項は  $a_0$  を表す。

表4 パネル分析結果 (1人当り診療費 1984年～2007年)

説明変数	一般入院			一般入院外			老人入院			老人入院外		
	プールOLS	固定効果	変量効果	プールOLS	固定効果	変量効果	プールOLS	固定効果	変量効果	プールOLS	固定効果	変量効果
人口当り病床数	0.32 ***	0.29 ***	0.32 ***	0.01	-0.01	0.01	0.39 ***	0.42 ***	0.40 ***	-0.05	-0.09	-0.05
病床数ダミー (1991年以降)	-0.10	-0.10	-0.10	-0.08	-0.06	-0.08	-0.06	-0.18	-0.08	-0.03	0.01	-0.03
人口当り医師数	0.23 ***	0.18 **	0.23 ***	0.20 ***	0.14 **	0.20 ***	0.09	-0.02	0.07	-0.05	-0.21 ***	-0.05
平均在院日数	-0.02	0.02	-0.02	-0.02	-0.01	-0.02	0.31 ***	0.30 ***	0.31 ***	0.06	0.05	0.06
人口当り死亡数 (全死亡)	0.04	0.05	0.04	0.06 **	0.07 ***	0.06 **	0.17 ***	0.19 ***	0.17 ***	0.18 ***	0.19 ***	0.18 ***
人口当り保健師数	0.02	0.01	0.02	0.05 *	0.04	0.05 *	-0.06 **	-0.09 ***	-0.07 **	-0.04	-0.07 **	-0.04
1人当り県民所得	0.11 ***	0.11 ***	0.11 ***	0.02	0.02	0.02	-0.09 ***	-0.09 ***	-0.09 ***	-0.02	-0.02	-0.02
人口当り民生委員訪問回数	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	-0.01 **	-0.01 **	-0.01 **
人口当り老人クラブ会員数	-	-	-	-	-	-	0.02	0.01	0.02	-0.04	-0.06 *	-0.04
人口当り特養定員数	-	-	-	-	-	-	0.00	-0.02	0.00	0.00	0.01	0.00
診療報酬改定ダミー (1986年)	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.06 ***	0.06 ***	0.06 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***
診療報酬改定ダミー (1988年)	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.03 ***	-0.02 ***
診療報酬改定ダミー (1989年)	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***
診療報酬改定ダミー (1990年)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 ***
診療報酬改定ダミー (1992年)	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	-0.01 ***	-0.01 ***	-0.01 ***
診療報酬改定ダミー (1994年)	-0.08 ***	-0.08 ***	-0.08 ***	-0.01 ***	-0.01 ***	-0.01 ***	-0.04 ***	-0.04 ***	-0.04 ***	0.00	0.00	0.00
診療報酬改定ダミー (1996年)	0.05 ***	0.05 ***	0.05 ***	0.00	0.00	0.00	0.05 ***	0.06 ***	0.06 ***	0.00	0.00	0.00
診療報酬改定ダミー (1997年)	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.04 ***	-0.04 ***	-0.04 ***	-0.04 ***	-0.05 ***	-0.04 ***
診療報酬改定ダミー (1998年)	-0.01	-0.01	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.02 ***	0.01 ***	0.02 ***	0.01 *	0.01 *	0.01 *
診療報酬改定ダミー (2000年)	0.00	-0.01	0.00	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.01 ***	-0.01 ***	-0.01 ***
診療報酬改定ダミー (2002年)	-0.01 **	-0.01 **	-0.01 **	-0.01 **	-0.01 **	-0.01 **	0.04 ***	0.04 ***	0.04 ***	-0.03 ***	-0.04 ***	-0.03 ***
診療報酬改定ダミー (2004年)	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.04 ***	0.04 ***	0.04 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.06 ***	0.06 ***	0.06 ***
診療報酬改定ダミー (2006年)	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***	-0.01 ***	-0.01 ***	-0.01 ***	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
定数項	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.00	0.01 *	0.00	0.08 ***	0.09 ***	0.08 ***	0.04 ***	0.04 ***	0.04 ***
観測数	1128	1128	1128	1128	1128	1128	1128	1128	1128	1128	1128	1128
Adj R-squared	0.63	-	-	0.71	-	-	0.63	-	-	0.69	-	-
R-squared (within)	-	0.65	0.65	-	0.72	0.72	-	0.66	0.66	-	0.72	0.72
R-squared (between)	-	0.30	0.35	-	0.19	0.28	-	0.04	0.13	-	0.30	0.17
R-squared (overall)	-	0.64	0.64	-	0.71	0.71	-	0.64	0.64	-	0.70	0.70
F test (zero slope)												
F	94.09	93.09	-	131.03	130.23	-	84.49	88.91	-	112.46	117.50	-
Prob > F	0.00	0.00	-	0.00	0.00	-	0.00	0.00	-	0.00	0.00	-
Wald test (zero slope)												
chi2	-	-	1975.98	-	-	2751.65	-	-	1972.01	-	-	2586.60
Prob > chi2	-	-	0.00	-	-	0.00	-	-	0.00	-	-	0.00
F test (u <sub>i</sub> =0)	F (46, 1060) = 0.93, Prob > F = 0.61			F (46, 1060) = 0.92, Prob > F = 0.62			F (46, 1058) = 2.38, Prob > F = 0.00			F (46, 1058) = 1.86, Prob > F = 0.00		
Breusch-Pagan test	chibar2 (01) = 0.00, Prob > chibar2 = 1.00			chibar2 (01) = 0.00, Prob > chibar2 = 1.00			chibar2 (01) = 30.87, Prob > chibar2 = 0.00			chibar2 (01) = 0.00, Prob > chibar2 = 1.00		
Hausman test	chi2 (21) = 16.07, Prob > chi2 = 0.77			chi2 (21) = 19.85, Prob > chi2 = 0.53			chi2 (23) = 56.99, Prob > chi2 = 0.00			chi2 (23) = 59.82, Prob > chi2 = 0.00		

※ \*\*\* : p<0.01, \*\* : p<0.05, \* : p<0.1

※推計モデルのうち,上記の「人口当り病床数」の結果は  $\alpha_1$  を,「病床数ダミー (1991年)」の結果は  $\alpha_2$  を,「人口当り医師数」～「人口当り特養定員数」の結果は  $\beta$  を, 各年の診療報酬改定ダミーの結果は  $\gamma$  を, 定数項は  $\alpha_0$  を表す。

数」も正の関連がみられ、特に「死亡数」の係数は「県民所得」に次いで大きかった（それぞれ係数0.25, 0.20, 0.02, 0.09, 0.03）。「医師数」と「保健師数」については、負の係数であったが有意ではなかった。診療報酬改定ダミーについては、1982年 (-0.17), 1983年 (0.34), 1984年 (-0.19) と強い関連がみられた。

#### (4) 一般入院 (1984年～2007年)

「病床数」の係数が0.32と、説明変数のなかで最も関連が強かった。「医師数」「県民所得」「民生委員訪問回数」についても正の関連がみられた（それぞれ係数0.23, 0.11, 0.03）。「平均在院日数」は負の係数であったが有意ではなかった。「死亡数」と「保健師数」は正の係数であったが有意ではなかった。診療報酬改定ダミーについては、1994年で最も強い負、1996年で最も強い正の関連がみられた（それぞれ係数-0.08, 0.05）。

#### (5) 一般入院外 (1984年～2007年)

「医師数」「死亡数」「保健師数」「民生委員訪問回数」について正の関連がみられた（それぞれ係数0.20, 0.06, 0.05, 0.02）。「一般・老人」「一般」「老人」の療養諸費や「一般入院」の診療費に強い影響がみられた。「病床数」「県民所得」については、正の係数であったが有意ではなかった。「平均在院日数」は負の係数であったが有意ではなかった。診療報酬改定ダミーについては、1997年で最も強い負、1986年で最も強い正の関連がみられた（それぞれ係数-0.05, 0.06）。

#### (6) 老人入院 (1984年～2007年)

「病床数」の係数が0.42と、説明変数のなかで最も関連が強かった。次いで、「平均在院日数」の関連が強かった（係数0.30）。「死亡数」「民生委員訪問回数」についても正の関連がみられた（それぞれ係数0.19, 0.02）。「県民所得」については負の関連がみられた（係数-0.09）。また、「保健師数」についても負の関連がみられた（係数-0.09）。「医師数」は負、「老人クラブ会員数」「特養定員数」は正の係数であったが関連はみられなかった。診療報酬改定ダミーについては、1986年と2000年で最も強い負、1996年で最も強い正の関連がみられた（それぞれ係数-0.05, 0.06）。

#### (7) 老人入院外 (1984年～2007年)

「死亡率」の係数が0.19と正の関連がみられた。「医師数」「保健師数」「民生委員訪問回数」「老人クラブ会員数」は負の関連がみられ、特に「医師数」の係数が大きかった（それぞれ係数-0.21, -0.07, -0.01, -0.06）。「県民所得」は負、「特養定員数」は正の係数であったが関連はみられなかった。診療報酬改定ダミーについては、1997年で最も強い負、2004年で最も強い正の関連がみられた（それぞれ係数-0.05, 0.06）。

### IV 考察

分析の結果、都道府県単位の国保医療費増加率について、主要要因の関連と影響度を確認することができた。先行研究では、所得の影響など、クロスセクション分析と時系列分析とで必ずしも一致した結果が確認されていない指標もあったが、本研究は、医療費の増加率に着目したパネル分析を用いることで、こうした諸指標間の相対的重要性を詳細に検証することができたと考えられる。また、先行研究においては、被説明変数を一般医療費のみ、老人医療費のみなどに限定したものが多いが、本研究では、入院・入院外に分解した診療費も含めた7つの被説明変数を用いて包括的に分析した。その結果、療養諸費のみの分析ではみられなかった関連が観察できた。

各分析結果の決定係数 $R^2$ は、診療費の4指標については0.6-0.7程度であったものの、療養諸費の3指標についてはいずれも0.8以上となっており、一定の説明力があつたと考えられる。

また、推計モデルの選択の結果、「一般・老人」「一般」「一般入院」「一般入院外」はプールOLS、「老人」「老人入院」「老人入院外」は固定効果モデルが選択された。先に述べた通り、医療費水準には地域差があることが指摘されており、個別効果があると仮定を置く方が妥当と考えられる。しかしながら、少なくとも一般医療費の増加率においては、固定効果モデルが選択されなかったことから、都道府県単位の時間不偏的な個別効果は認められないと考えられた。以下では、分析結果について、説明変数ごとに、先行研究の知見

と比較しながら考察する。

### 1. 医療供給関連指標

クロスセクション分析を用いた先行研究の多くは、病床数や病院数、医師数等の医療供給関連指標が、医療費の地域差や増加に対して正の影響を持つ代表的な要因であるということによって一致している(郡司(1998)、石井他(1993)、山下(1998)、今井他(1998))。ただし、「入院」「入院外」別に分析をした研究では、知見に差がみられる。入院医療費については、病床数あるいは病院数が最も大きい影響を持つことはほぼ一致しているもの(星他(1994)、畝(1996)、山下(1998)、今井他(1998)、張他(1998)、新村他(1999)、新庄他(2001))、入院外医療費については、医師数や医療施設数の影響はあまりない、あるいは有意でないとする研究もある(郡司(1998)、石井他(1993)、畝(1996)、今井他(1998))。

本研究のパネル分析の結果、「病床数」については、まず、「一般入院外」「老人入院外」では有意でない一方で、「一般・老人」「一般」「老人」「一般入院」「老人入院」では正の関連がみられた。特に、「一般入院」で係数0.32、「老人入院」で係数0.42と強い正の関連がみられた。また、「医師数」については、「一般・老人」「一般」「老人」では有意にならないものの、「一般入院」「一般入院外」では正の関連がみられた。一方で、「老人入院外」では負の関連がみられた。

さらに、本研究では、診療費の4指標について「平均在院日数」を説明変数として投入した。平均在院日数については、医療費との相関はあるものの、医療費増加の原因である根拠はないという指摘がある(新村他(1999))。分析の結果、「老人入院」にのみ強い正の関連がみられた。近時、在院日数短縮化政策がとられ、平均在院日数は一方的に減少しているため、老人入院医療費の増加率抑制に一定の効果をもたらしている可能性がある。

病床数が入院医療費と関連しているという結果は、先行研究の知見を確認するものであるが、それが老人において平均在院日数とともに顕著にみられること、また、医師数は特に「一般入院」「一

般入院外」の一般診療費について影響を持つという結果が確認された意義は大きい。

なお、「病院病床数」においては、「病床規制」ダミーを加えたが、「老人」についてのみ、負の関連がみられた。病床数が急速に増加した病床規制前は、病床数の増加が老人医療費増加率の上昇に影響し、病床数がむしろ漸減に転じた病床規制後は、病床数の減少が老人医療費増加率の上昇に寄与していることを意味し、医療機関の側になんらかの行動変容があった可能性を示している。いずれにしろ、病床抑制の政策について、医療費の増加率抑制に一定の効果があったことを示す結果と考えられる。

### 2. 死亡率

医療需要関連指標として、特に、死亡率や平均寿命等の寿命に関わる指標について、医療費との関連を示した研究は多い(星他(1994)、畝(1996)、山下(1998))。本研究のパネル分析では「死亡率」を分析に用いたが、「一般入院」以外のすべての医療費について、一貫して正の関連が確認され、先行研究の結果を支持する結果となった。死亡率は地域全体の健康状態など、医療需要を反映した指標であると考えられ、本研究の結果は、それが医療費増加の主要な要因となっていることを示すものである。すなわち、悪性新生物など死亡率の高い疾患が多い地域ほど、より多くの入院日数や治療費を必要とすることに起因すると考えられる。このことは、逆に、保健事業を強化するなど、疾病の発症や重症化を予防することで、医療費増加を抑制できる可能性を示していると考えられる。一方で、先行研究においては、脳血管疾患死亡率が医療費に対して負の影響を持つなど(山下(1998))、疾病構造によって影響に差があることも報告されている。今後、死亡率全体だけでなく、死因の構造にも焦点を当てた分析が必要であろう。

### 3. 保健事業関連指標

基本健診やがん検診の受診率をはじめとした保健事業に関連する指標については、これまで多くの研究において、医療費に対して負の関連がある

ことが示されてきた(畝(1996), 多田羅他(1990), 川口他(1995), 福田他(1998), 竹内(2002), 新庄他(2001), 足立他(2012))。

本研究のパネル分析の結果, 保健事業を代表する指標として投入した「保健師数」について, 「一般」の療養諸費と「一般入院外」の診療費については正の関連が, 「老人入院」「老人入院外」の診療費については負の関連がみられた。先行研究では, 健診受診率などの保健事業について, 特に老人の入院外医療費に対して負の影響があることを示す報告があるが(畝(1996), 山下(1998)), 本研究では, これらの研究の知見を支持するとともに, 老人入院医療費に対しても負の関連が確認された。さらに, これまでの研究の多くは老人医療費を被説明変数とするものであったが, 本研究においては, 一般医療費も含めた傾向が示された。

これらの結果を解釈すれば, 保健師による保健指導や保健事業は, 一般被保険者については, 短期的には外来を中心とした医療受診を促進させる要因となる一方で, 長期的には健康増進を促し, 老人医療費を一定程度抑制する影響があると考えられる。また, 近年, 保健活動において, 地域のソーシャル・キャピタルを醸成し, それを活用する役割が保健師に求められている<sup>6)</sup>。見方を変えれば, これらの結果は, 保健師活動のこうした側面の成果を示しているものとも考えられ, 後述の「民生委員訪問回数」「老人クラブ会員数」と同様に, ソーシャル・キャピタルの影響を示すものだといえるかもしれない。

保健事業関連指標は, 本研究で検討した指標のうち, 市町村国保や行政にとって最も操作可能と考えられる指標である。実際, 保健師数は年々増加する傾向にあり(1970年の全国値は人口10万人当たり13.5人, 2007年は32.7人), 保健事業実施のための人的資源は拡充されてきているといえる。今後, より長期的な医療費への影響の分析が必要であろう。

#### 4. 社会・経済関連指標

医療費と関連していると考えられる社会・経済関連指標については, 所得, 高齢化率, 産業構成

率, 世帯当り人員, 高齢者独居世帯率, 人口密度など, これまで多くの指標が検討されてきた(石井他(1993), 畝(1996), 山下(1998), 張他(1998))。

本研究では, これらのうち, 「県民所得」を代表的な指標として選択し, さらに, 「民生委員訪問回数」, および老人医療費に対しては「特養定員数」「老人クラブ会員数」を投入した。

##### (1) 1人当り県民所得

まず, 「1人当り県民所得」については, それが高いほど医療受診を促進させ, 結果的に医療費増加の要因となることが想定される。単年度のクロスセクション分析を中心とした先行研究においては, その関連が確認されない例が多く(星他(1994), 畝(1996)), 確認されてもその評価は安定していない(石井他(1993), 張他(1998))。しかし, 本研究のパネル分析の結果, 「一般・老人」「一般」「老人」「一般入院」について正の関連がみられた。このことから, 特に療養諸費についてみれば, 所得は地域差ではなく, 増加率に影響を与える大きな要因であることが考えられる。一方で, 「老人入院」「老人入院外」の診療費についてはこうした所得の影響はなく, むしろ負の関連が確認された。老人医療費については, 診療費よりもむしろ調剤などに所得が影響している可能性や, 所得の増加が生活の質の向上や健康増進に結びつくなどの関連が考えられるが, 今後の精査が必要である。また, 本研究はインフレ率の調整は行っていないため, 今後, こうした調整を行っても同様の結果がみられるか検討する必要がある。

##### (2) 特養定員数

「特養定員数」については, 分析の結果, 「老人」の療養諸費において正の関連がみられた。介護保険制度が創設される前の研究では, 老人福祉施設の設定員や福祉事業費など, 福祉事業に関わる指標は, 医療費に対して負の関連を指摘しているが(石井他(1993), 今井他(1998)), 介護保険制度制定後の研究では, 介護費と医療費の間には共通の決定要因があり, 両者は補完的であるという指摘がある(堀他(2006))。本研究の知見は, 後者を支持するものであると考えられる。今後, 介護費も含めたより詳細な分析が必要であろう。

### (3) 民生委員訪問回数, 老人クラブ会員数

「民生委員訪問回数」「老人クラブ会員数」については、近年、健康との関連が指摘されているソーシャル・キャピタルを表すと考えられる指標として分析に投入した。分析の結果、「民生委員訪問回数」はほぼ一貫して正の関連がみられたが、「老人入院外」の診療費のみ負の関連がみられた。また、「老人クラブ会員数」は、「一般・老人」「老人」の療養諸費については正の関連がみられたが、「老人入院外」の診療費については負の関連がみられた。先行研究では、一般的に、ソーシャル・キャピタルが高い地域ほど健康であることが指摘されており(Kawachi他(2008)), モデル構築時の仮説においても、これらの指標が負の影響を持つことを想定していたが、「老人入院外」以外においては正の関連が確認された。民生委員の活動が多い地域は、そのサポートを必要としている人が多いなど、医療受診の需要が高い、あるいは増加した地域であり、この結果はそうした需要を反映したものかもしれない。一方で、「老人入院外」において負の関連がみられたことは、民生委員の活動や老人クラブ会員間の親睦等を通じた相互扶助およびネットワーク活動が、高齢者の健康増進に結びついていると解釈できるかもしれない。

民生委員の活動や老人クラブの会員数をソーシャル・キャピタルとみなすべきかについては議論が必要である。しかしながら、長期間のパネルデータを使用してソーシャル・キャピタルの影響を分析した研究はこれまでほとんどなく、本研究の意義は大きいと考えられる。

### 5. 診療報酬改定など

本研究では、診療報酬の改定があった年をダミー変数として投入しその影響をみた。ただし、厳密に言えば、これらのダミー変数は改定のあった年全体の影響をみるものであり、改定に加えて同年に行われた大きな制度変更なども合わせて解釈する必要がある。分析の結果から得られた示唆は以下の通りである。

まず、全体的に多くの年で有意な負の関連がみられた。特に、7つの被説明変数(1983年以前は

療養諸費のみ)すべてについて、大きな制度変更がなく改定のみがあった1976年, 1977年, 1981年, 1988年, 1997年に有意な負の関連がみられ、反対に1989年と2004年には有意な正の関連がみられた。1989年は消費税導入の年であり、その影響を受けている可能性が、また、2004年の正の関連は2002年のマイナス改定の反動を反映している可能性がある。次に、「一般・老人」「老人」「老人入院」「老人入院外」については2000年に、それぞれ-0.04, -0.07, -0.05, -0.01と有意な負の関連があったが、これらは診療報酬の改定のみならず、介護保険制度創設(2000年4月)の影響によるものと考えられる。これらの結果をみる限りでは、総じて、診療報酬の(プラス)改定は医療費自体を増加させるものの、医療費の増加率については抑制する傾向があると思われる。ただし、診療報酬の医療費増加率に対する影響を明確にするには、診療報酬本体の改定や薬価の改定、さらに個別具体的な改定内容なども考慮する必要があり、今後の課題としたい。

なお、「老人」については、1982年に-0.17, 1983年に0.34, 1984年に-0.19と、比較的係数が大きく、しかも正負が入れ替わっている。1982年の負の関連と、1983年の正の関連は、老人保健制度創設(1983年2月)の影響というよりは、1982年の「老人」のデータが制度創設までの10ヶ月分のものであることが影響していると思われる(図1)。また、1984年の負の関連は、老人保健制度創設の効果が出てきたという可能性がある。

### 6. 医療技術の進歩

本研究では、一般的に医療費の増加要因として重要視されている「医療技術の進歩」については、変数として投入していない。これは、都道府県レベルで長期間にわたって同一の基準で測定された適切な指標がないことによる。一方、表3および表4の「定数項」をみると、すべての被説明変数において、正の関連が示されているが、この定数項は各都道府県の個別性に関連がないことから、医療技術の進歩を示しているとも解釈できる。本分析の結果では、定数項の係数は最大でも「老人」



の0.25と、病床数や所得などの指標よりも関連が弱いことが示されており、こうした解釈が適切かも含めて、今後、精査が必要であろう。

## 7. 研究の限界と今後の展望

以上みてきたように、本研究はこれまでの医療費増加要因に関する諸研究を統合する意義を持つものの、本分析で用いたデータセットの特性に起因する限界も考えられる。具体的には、医療費のうち診療費について3要素（受診率、1日当り費用、1件当り日数）に分解した解析や、都道府県だけでなく、自治体単位や二次医療圏単位などのより小さな分析単位における検討が今後必要と考えられる。これらの点については、今後の研究課題としたい。

## V 結語

都道府県単位の国保医療費の増加率について、35年にわたるパネル分析を行い、主要要因の変化率と医療費増加率との関連を確認した。本研究は、長期間のパネルデータを用いた初の医療費研究であり、医療費増加率に関する初の研究であると思われる。本研究の貢献は3点ある。まず、これまでの時系列分析、クロスセクション分析で得られた知見を統合する形で、医療費増加率に対する諸関連変数の相対的重要性が確認できたことである。具体的には、時系列分析では指摘されていたもののクロスセクション分析では有意な要因とは認められていなかった所得や死亡率が、医療費の増加率に対して一定の影響を持つこと、また、クロスセクション分析で指摘されてきた、病床数や医師数、平均在院日数などの医療供給関連指標や保健師数が、国保医療費の増加率に対して、特に老人入院や老人入院外の老人医療費の増加率に対して関連を持つことが示された。

第二は、民生委員訪問回数や老人クラブ会員数など、近年注目されているソーシャル・キャピタル関連指標についても分析に投入したことである。医療費研究に限らず、長期間のパネルデータを使用してソーシャル・キャピタルの影響を分析した研究はこれまでほとんどなく、他の関連要因

を考慮したうえで一定の関連が確認された意義は大きい。

第三は、医療費政策に対する示唆である。本研究では、老人保健制度や介護保険制度などの大きな制度改正および診療報酬改定の医療費増加率に対する影響をみることができた。今後の検証は必要であるが、診療報酬改定については、多くの年で医療費増加率に対しては抑制効果があったと考えられた。また、病床数と医療費増加率との間に正の関連が見られたことから、地域医療計画による病床規制が、医療費増加に対し一定の歯止めになっていることが示唆された。さらに、平均在院日数と老人入院医療費増加率に正の関係がみられたことから、近時進められている在院日数の短縮化政策が、老人入院医療費増加率の抑制に比較的大きな効果があると考えられた。最後に、行政にとって政策的対応が可能と考えられる保健師数について、老人医療費増加率と負の関連が示された。ソーシャル・キャピタル関連指標の結果と合わせると、保健活動におけるソーシャル・キャピタル醸成の重要性が示されたものと考えられた。このように医療費政策的に重要な変数が確認され、これまでの医療政策の医療費増加率に対する評価が一定程度でき、さらに新たな政策手段が示唆されたのも本研究の意義である。

医療費の増加要因の分析は政策的に重要なテーマであるが、これまで同一の指標を用いた長期パネル分析で包括的に検証した研究は筆者らの知る限りない。一定の限界はあるものの、本研究の意義は大きいと考えられた。

## 謝辞

本研究は、医療経済研究機構の自主研究事業として実施した成果をまとめたものである。また、本研究の実施にあたり、多くの機関から資料提供をいただいた。特に、『国民健康保険の実態』一式を貸出していただいた国民健康保険中央会に謝意を表したい。さらに、モデル構築・表記に関しては、無記名査読者および早稲田大学の野口晴子教授に示唆をいただいた。お礼を申し上げたい。

(平成26年3月投稿受理)

(平成26年11月採用決定)

## 注

- 1) 国民健康保険中央会・都道府県国民健康保険団体連合会(2009)「国民健康保険の実態(平成20年度版)より。
- 2) 療養諸費は、療養の給付と療養費をあわせたもので、歯科や調剤も含まれる。「老人」については「医療諸費」の呼称が正しいが、本稿では便宜上「療養諸費」とする。なお、1973年～1982年の「老人」は再掲として掲載されている。
- 3) 1996年までの診療報酬改定年度については、西村(1996)を参考にした。
- 4) 時系列データが「定常である」ということは、データの平均と分散が時間に依存せず、自己共分散は単に2時点の差のみに依存することである(襄谷他(2007))。時系列方向のデータに単位根があり非定常であると、結果が「見せかけの回帰」となる可能性がある。本研究においては、すべての変数の定常性を確認しているため、そのような問題は回避されていると考えられる。なお、単位根検定については、山澤(2004)を参照されたい。
- 5) なお、推定結果をみると、すべての分析においてプールOLSモデルと変量効果モデルにおける各説明変数の係数および自由度調整済R<sup>2</sup>は同じであり、一部の変数についてp値が若干異なっているのみであった。
- 6) 厚生労働省健康局長通知「地域における保健師の保健活動について」(2013年4月19日)より。

## 参考文献

- Ichiro Kawachi, S.V. Subramanian, Daniel Kim ed (2008) *Social Capital and Health*, Springer Science.
- 足立泰美・赤井伸郎・植松利夫(2012)「保健行政における医療費削減効果」『季刊社会保障研究』Vol.48, No.3, 334-348.
- 石井敏弘・清水弘之・西村周三・梅村貞子(1993)「入院・入院外別老人医療費と社会・経済、医療供給、福祉・保健事業との関連性」『日本公衆衛生雑誌』Vol.40, No.3, 159-170.
- 今井博久・一色学・荒田吉彦・杉澤孝久・竹内徳男・斎藤和雄(1998)「二次医療圏における老人医療費と保健活動、医療供給、福祉事業との関連性」『病院管理』Vol.35, No.2, 25-33.
- 畷博(1996)「福岡県における老人医療費とその地域格差の規定要因に関する研究」『日本公衆衛生雑誌』Vol.43, No.1, 28-36.
- 川口毅・三浦宜彦・星山佳治・星野祐美・関山昌人・岩崎榮(1995)「老人保健事業と医療費との関連に

- 関する研究」『日本公衆衛生雑誌』Vol.42, No.9, 761-768.
- 郡司篤晃(1998)「老人医療費の増加の要因の分析」地郡司篤晃(編著)『老人医療費の研究』丸善プラネット株式会社.
- 郡司篤晃(2001)「医療費の地域差研究とその意義」地域差研究会(編)『医療費の地域差』東洋経済新報社.
- 権丈善一(2006)「総医療費水準の国際比較と決定因子をめぐる論点と実証研究」西村周三・田中滋・遠藤久夫(編著)『医療経済学の基礎理論と論点』勁草書房.
- 財団法人医療経済研究・社会保険福祉会医療経済研究機構(2007)『国及び都道府県レベルでの医療費の決定要因分析調査研究報告書』.
- 新庄文明・福田英輝・村上茂樹・高鳥毛敏雄・中西範幸・多田羅浩三(2001)「基本健康診査受診率と国民健康保険診療費の関連に関する研究」『日本公衆衛生雑誌』Vol.48, No.4, 314-323.
- 太鼓地武(2001)「医療費の地域差の現状」地域差研究会(編)『医療費の地域差』東洋経済新報社.
- 竹内清美(2002)「老人保健事業による基本健康診査受診と国保医療費との関連」『日本衛生学雑誌』Vol.56, No.4, 673-681.
- 多田羅浩三・新庄文明・鈴木雅丈・高鳥毛敏雄・中西範幸・黒田研二(1990)「老人保健事業が老人入院医療に及ぼす影響に関する分析」『厚生指標』Vol.37, No.4, 23-30.
- 張拓紅・谷原真一・柳川洋(1998)「二次医療圏単位で観察した国保老人保健医療給付対象者医療費の地域格差に関する研究」『日本公衆衛生雑誌』Vol.45, No.6, 526-535.
- 新村和哉・郡司篤晃・荒記俊一(1999)「入院医療費の増加要因に関する研究」『病院管理』Vol.36, No.2, 5-16.
- 西村万里子(1996)「診療報酬改定のメカニズムに関する歴史的考察」社会保障研究所(編)『医療保障と医療費』東京大学出版会.
- 福田英輝・山田敦弘・井田修・多田羅浩三・水野肇・山口昇・田中一哉(1998)「基本健康診査受診率と老人保健給付分による診療費ならびに診療実日数との関連」『日本公衆衛生雑誌』Vol.45, No.9, 905-914.
- 星丹二・府川哲夫・中原俊隆・石井敏弘・林正幸・高林幸司・郡司篤晃(1994)「県内第二次医療圏での高齢者入院医療費格差の規定要因」『日本公衆衛生雑誌』Vol.41, No.8, 724-740.
- 堀真奈美・印南一路・古城隆雄(2006)「老人医療費

- と介護費の類似した地域差の発生要因に関する分析』『厚生指標』Vol.53, No.10, 13-19.
- 蓑谷千風彦・縄田和満・和合肇 (2007) 『計量経済学ハンドブック』朝倉書店.
- 山澤成康 (2004) 『実戦 計量経済学入門』日本評論社.
- 山下真宏 (1998) 「老人医療費の3要素に影響を及ぼす要因に関する研究」『日本公衆衛生雑誌』Vol.45, No.3, 225-239.
- (いまむら・はるひこ 東邦大学助教)
- (いんなみ・いちろ 慶應義塾大学教授  
・医療経済研究機構研究部長)
- (こじょう・たかお 自治医科大学  
地域医療学センター地域医療学部門助教)

## 社会保 障 法 判 例

橋 爪 幸 代

「生活保護法62条3項に基づく保護の廃止の決定に先立ち、被保護者に対する同法27条1項に基づく指示が書面によって行われた場合において、当該書面に記載されていない事項が指示の内容に含まれると解することはできないとされた事例」

最高裁平成26年10月23日判決（平成25年（受）第492号，損害賠償請求事件）・判例時報2245号10頁

### I 事実の概要

1 X（原告，被控訴人，上告人）は，Y市（被告，控訴人，被上告人）のA福祉事務所長（以下，「処分行政庁」という）の所轄区域内に妻B及び長男Cと同居しており，自宅において，手描き友禪の請負仕事（以下，「本件請負業務」という）に従事している。Xは，平成8年1月5日，処分行政庁に対し，生活保護申請をし，保護開始の決定を受けた。保護開始決定時において，処分行政庁は，Xの小型乗用自動車（以下，「本件自動車」という）を事業用資産として保有を認めた。

Xと同居するB及びCは，精神障害を有しており，Bは障害基礎年金を，Cは障害厚生年金を受給している。Cは，就職に伴い一度転居したが，平成16年3月初旬ごろから再びXらと同居するようになった。処分行政庁は，CをXの世帯員として認識したが，Cの病状及びCの意思により，面接調査等ができず，平成18年4月1日付で，Xらの世帯から世帯分離する措置が取られた。

平成18年5月24日，処分行政庁は，Xに対し，生活保護法（以下，「法」という）27条1項に基づき，書面（以下，「本件指示書」という）により，指示に従わない場合，保護を変更，停止又は廃止す

ることがある旨告知した上で，次の指示（以下，「本件指示」という）を行った。

指示の内容：友禪の仕事の収入を月額11万円（必要経費を除く）まで増収して下さい。

指示の理由：世帯の収入増加に著しく貢献すると認められたため，平成18年2月以降，本件自動車の保有を認めていたが，既に3か月が経過したものの，目的が達成されていないため。

履行期限：平成18年7月末日

A福祉事務所の職員は，平成18年8月4日，本件指示に従わなかったことを理由として，法62条3項に基づき，同年9月1日で保護廃止処分をする予定であること，当該処分について，同年8月10日に弁明の機会を与えることを通知する旨記載した弁明供与通知書をXに渡した。

X及びBは，同月10日，A福祉事務所を訪れ弁明を行った。その際，A福祉事務所の職員は，本件自動車を処分すれば直ぐに保護廃止処分をするということはない，同月末まで本件自動車の処分について返事を待ち，本件自動車の処分又は増収が達成されなければ，同年9月1日付で保護廃止決定をすると説明をした。

同年9月1日，処分行政庁は，指導指示の不履行を理由に，生活保護の廃止決定をした。これに対

し、Xは、Y市に対し、本件廃止決定がなければ受給できた保護費及び慰謝料等について、国家賠償法1条1項に基づく損害賠償を請求する訴訟を提起した。

2 第一審判決（京都地判平成23年11月30日・判例時報2137号100頁）は、本件増収指示は、客観的に実現不可能な又は著しく困難な内容であり違法であるとした上で、違法な指示の不履行を理由とする本件廃止決定も違法であるとして、Xの請求を一部認容した。これに対し、Yは控訴し、Xは得べかりし保護費の期間を追加して附帯控訴した。

3 控訴審判決（大阪高判平成24年11月9日・判例地方自治369号92頁）は、本件指示の内容を解釈するにあたり、本件指示の理由や本件指示に至るまでの経緯、Xの対応や認識などを総合考慮した上で、本件自動車の処分も指示の内容に含めて判断し、本件廃止決定が著しく相当性を欠くとはいえず、裁量権の逸脱又は濫用があったと認めることはできない、とした。これに対し、Xは上告受理申立てをした。

## II 判旨

原判決を破棄し、大阪高等裁判所に差し戻す。

1 「生活保護法62条1項は、保護の実施期間が同法27条の規定により被保護者に対し必要な指導又は指示をしたときは、被保護者はこれに従わなければならない旨を定め、同法62条3項は、被保護者がこの義務に違反したときは、保護の実施機関において保護の廃止等を行うことができる旨を定めている。そして、生活保護法施行規則19条は、同法62条3項に規定する保護の実施機関の権限につき、同法27条1項の規定により保護の実施機関が書面によって行った指導又は指示に被保護者が従わなかった場合でなければ行使してはならない旨を定めているところ、その趣旨は、保護の実施機関が上記の権限を行使する場合にこれに先立って必要となる同項に基づく指導又は指示及び保護の廃止等に係る判断が慎重かつ合理的に行われることを担保してその恣意を抑制するとともに、被

保護者が従うべき指導又は指示がされたこと及びその内容を明確にし、それらを十分に認識し得ないまま不利益処分を受けることを防止して、被保護者の権利保護を図りつつ、指導又は指示の実効性を確保することにあるものと解される。このような生活保護法施行規則19条の規定の趣旨に照らすと、上記書面による指導又は指示の内容は、当該書面自体において指導又は指示の内容として記載されていなければならない、指導又は指示に至る経緯及び従前の指導又は指示の内容やそれらに対する被保護者の認識、当該書面に指導又は指示の理由として記載された事項等を考慮に入れることにより、当該書面に指導又は指示の内容として記載されていない事項まで指導又は指示の内容に含まれると解することはできないというべきである。」

2 「本件指示書には、指示の内容として、本件請負業務による収入を月額11万円まで増収すべき旨が記載されているのみであり、本件自動車を処分すべきことも指示の内容に含まれているものと解すべき記載は見当たらないから、本件指示の内容は上記の増収のみと解され、処分行政庁が上告人に対し従前から増収とともにこれに代わる対応として本件自動車の処分を口頭で指導し、上告人がその指導の内容を理解しており、本件指示書にも指示の理由として従前の指導の経過が記載されていたとしても、本件自動車の処分が本件指示の内容に含まれると解することはできないというべきである。」

## III 解説

### 1 はじめに

本判決の結論に賛成する。

本判決は、生活保護受給中に受けた指示に違反したことによる保護の廃止決定について、指示書の内容と異なる指導は、たとえ、それまで口頭で指導がなされており、本人が内容を理解していたとしても、指示の内容とは認められないため、指示書の内容に従って、客観的に実現不可能又は著しく実現困難なものであったか否かを判断すべきと

された。その上で、本判決は、違法な指示に基づく保護廃止処分が違法であるとしたが、その指示の内容を書面上の指示に限定した点に特徴がある。

## 2 生活保護の指導指示

法27条1項により、保護実施機関は、被保護者に必要な指導又は指示をすることができ、法62条3項により当該指導又は指示に従わなかった場合には、保護の変更、停止又は廃止をすることができる。ただし、法施行規則19条において、この権限は、保護の実施機関が書面で行った指導又は指示に、被保護者が従わなかった場合でなければ行使してはならない、とされている。

### (1) 本件指示の位置づけ

行政指導の処分性については、「行政指導に対する不服従が次の侵害的処分の要件として法律上仕組まれている場合には、一種の段階的行為として、最高裁判所の定式の下でも処分性が認めてもよいと思われる」とされている〔塩野(2013b), p.104〕。本件における法27条に基づく指導指示は、その不服従が生活保護の廃止決定につながるものであり、処分性が認められるといえよう。なお、本件においては、指導指示への不服従を理由としてなされた廃止決定を違法であるとして、国家賠償請求がなされた。なお、太田匡彦は、「行政法総論が用意する行為形式で、法二七条の指導・指示を把握しようとするれば、権利義務関係を一方的に変動させる力という意味での規律権力は発動されていないものの、行政と私人の関係の前提に置かれるべき条件に関する行政の判断に、当該関係が持つ要請から例外的に通用力が認められる行為形式ということになる。これはおそらく、その通用力に注目し、通用力が『拡張・転用』された行政行為と理解すべきであろう」としている〔太田(2001), p.616〕。

### (2) 本件指示の内容

第一審判決においては、指示の内容及び理由から、「保有する本件自動車反物の運搬などに利用する自宅で行う内職の友禅の仕事での収入を11

万円まで増収することを求める趣旨」と解し、客観的に実現不可能又は少なくとも著しく実現困難なものとして、違法な指導指示に当たり、その不履行を理由とする本件廃止決定も違法であるとされた。

これに対し、控訴審判決は、指示の内容の解釈にあたり、本件指示書の文言のみならず、「本件指示書に記載のある指示の理由、本件指示に至るまでの経緯、処分行政庁によるXに対する従前の指導内容、それに対するXの対応や認識などを総合考慮して判断すべき」として、本件自動車を処分すれば直ちに生活保護廃止決定がなされるわけではないことも含んだ内容であったとした。その上で、本件請負業務で月11万円の収入を得ることが著しく困難であっても、本件自動車を処分することは可能であり、客観的に実現不可能又は著しく困難な場合とまでは認められない、と判断した。

行政手続法14条は、不利益処分を行う際には、理由を提示する必要があると規定している。理由提示の意義については、最高裁は「処分行政庁の判断の慎重と公正妥当を担保してその恣意を抑制するとともに、取消しの理由を処分の相手方に知らせることによって、その不服申立てに便宜を与えるため」としており<sup>1)</sup>、本条の趣旨も、不利益処分一般に対して同様のことがいえる。

どの程度の理由の提示が必要なのかについては、特段の規定が置かれておらず、理由提示の程度については、処分の性質ごとに判断することを要するとされている〔塩野(2013a), p.302〕。青色申告書承認取消処分に関する判例は、根拠法条だけでなく、取り消すこととなった「基因事実自体についても処分の相手方が具体的に知りうる程度に特定して摘示しなければならない」とし、「取消しの基因たる事実は通知書の記載自体において明らかにされていることを要し、相手方の知、不知にはかわりがないというべきである。」としている<sup>2)</sup>。

法62条3項による保護の廃止決定は、不利益処分といえ、健康で文化的な最低限度の生活を保障すべき生活保護の廃止は、受給者の生活に大きな影響を与えるものであることを考えると、特に慎

重な手続を踏むことが必要と考えられる。本件のように、行政の指示への不服従がその不利益処分理由となり得る場合、指示の内容の明確性は、少なくとも、先の判例で求められた程度の理由の提示が必要であったといえよう。

本件において、指示書には、指示の内容として、本件請負業務による収入を月額11万円まで増収すべき旨が記載されているのみであった。ただし、Xは、従前の口頭による指導や弁明状況から、本件自動車を処分することで直ちに保護廃止処分がなされないと認識していた可能性は高い。そのため、控訴審は、指示の内容を解するに当たって、指示書に記載されていた増収のみならず、記載されていない自動車の処分についても、指示に至るまでの経緯や従前の指導内容、Xの対応や認識を総合考慮すると、指示の内容を含めることができると判断した。

このように、第一審判決と控訴審判決では、指示の内容を指示書にある「指示の内容」に限って捉えたのか、指示書の「指示の理由」や口頭の指導内容、本人の認識などを総合的に考慮して捉えたのかで結論に差異が生じた。控訴審判決が、総合的に考慮して指示の内容を解釈した点について、中野妙子は、「書面上の文言を超えて柔軟に指示内容を解釈する手法には、適正手続の観点から問題がある」としている〔中野（2014）、p.118〕。また、恩地紀代子は、法62条3項及び法施行規則19条の「規定の趣旨は、その文言からして、処分行政庁が適切な指示内容を『書面』にして明確にし、被保護者に十分理解させ、その上で違反があった場合にはじめて不利益処分をすることができる」とすることにあると思われる。……行政庁の意思と表示に不一致のあるときは、原則としてその表示されたところに従って、その効力が生じるものとされていることや、相手方がその理由を推知できるか否かにかかわらず、第三者においても『その記載自体から』処分理由が明らかとなるものでなければならぬとする不利益処分の理由付記に関する判例法理を踏まえて、裁判所は、指導書への具体的かつ明確な内容の記載を促すことも可能であった」とした〔恩地（2014）、p.71〕。

前述したように保護の廃止決定処分は、それ自体が被保護者の最低限度の生活を脅かす可能性のあるものであり、厳格な手続の適用が求められるものといえる。この点を踏まえると、行政庁の判断は、慎重かつ合理性の担保される必要があり、その恣意の抑制への要請は大きい。また、処分がなされた際、不服申立ての便宜を図る必要性も高いといえる。これらのことから、指示の内容は、本人の知、不知にかかわらず、第三者が見ても明らかな程度に、指示書に記載されるべきと思われる。この点につき、本判決は、法施行規則19条の趣旨に照らし、書面による指導又は指示の内容は、当該書面自体において指導又は指示の内容として記載されていなければならないとした。この点につき、本判決の判断に賛成する。

### (3) 本件指示への不服従を理由とする保護の廃止決定

次に、本件指示が実現可能なものであり、適法であった場合、本件保護の廃止決定が適法であったか否かを検討するため、過去の裁判例を概観する。福岡地判平成10年5月26日は、「指示違反を理由に被保護者に不利益処分を課す場合には、被保護者の保護の必要性にも十分配慮する必要がある。特に保護の廃止処分は、被保護者の最低限度の生活の保障を奪う重大な処分であるから、違反行為に至る経緯や違反行為の内容等を総合的に考慮し、違反の程度が右処分に相当するような重大なものであることが必要であって、それに至らない程度の違反行為については、何らかの処分が必要な場合でも、保護の変更や停止などのより軽い処分を選択すべきある。」としている<sup>3)</sup>。これらは、指導指示への違反を理由として廃止処分を行う場合には、違反の程度が重大であることが必要であり、その重大性を判断する際には、それまでの経緯や内容等を総合的に考慮するとある。また、福岡地判平成19年11月15日も、「……保護の廃止は、被保護者から最低限度の生活の保障を完全に奪う結果として、被保護者の生命・身体に危険を生じおそれのある重大な処分であるから、保護の停止や変更に至らず保護の廃止をするには、被保

護者の要保護性の程度、違反行為に至る経緯や違反行為の内容、違反行為に至る経緯や違反行為の内容、保護の停止によっては、被保護者が当該指導指示に従わせることが著しく困難であるか……等を総合的に考慮し、慎重に検討されなければならない。」としており<sup>4)</sup>、違反の程度のみならず、被保護者の要保護性も考慮すること、その他のより軽い処分では指導指示に従わせることが困難であるかを検討するべきとしている。さらに、福岡地判平成21年3月17日は、「保護の廃止は、継続している保護の効果を将来に向かって剥奪し、保護の実施を終局的に断絶させる最も重い処分であるから、裁量権の逸脱又は濫用の判断に当たっては、処分の根拠となった指示の内容の相当性・適切性、指示違反に至る経緯、指示違反の重大性・悪質性、将来において指示事項が履行される可能性、保護の変更や停止を経ることなく直ちに保護を廃止する必要性・緊急性、保護廃止がもたらす被保護世帯の生活の困窮の程度等を総合考慮すべきである。」とし、違反の内容について、悪質性や将来、指示が履行される可能性があるか否か、さらに他の処分ではなく直ちに保護を廃止する必要性・緊急性があるかどうかとも検討すべきとした<sup>5)</sup>。

これらの裁判例でも示されているように、保護の廃止という処分は、被保護者に最も重大な影響を及ぼす処分であり、慎重な検討が必要とされている。この点につき控訴審では、「指示の内容の相当性、指示違反に至る経緯、指示違反の悪質性、保護の廃止がもたらす被保護世帯の生活の困窮の程度等を総合考慮」した上で、判断すべきとした。その点では、これまでの裁判例と同様である。その上で、判断において、口頭で再三の指導を行ったにもかかわらず、Xが従わなかったために、書面で、自動車保有の要件として本件請負業務による増収を求める本件指示を行ったこと、この指導は繰り返し行われているものであり、従う見込みが乏しかったこと、廃止決定時において、Xの月収があること、B及びCは障害年金を受給しており、さらに、Cは遡及して取得した年金があることから、保護の廃止によって直ちに困窮に陥る状況にはなかった、とした。

第一審は、書面における本件指示を、自宅で行う友禅の仕事で増収することを求めるものであると厳密に解し、客観的に実現不可能であったか、少なくとも著しく困難であったとした。そのため、自動車の処分を行わなかったことを本件指示違反として廃止決定をすることはできないとした。それに対し、控訴審は、指示それ自体に対する解釈を書面での記載よりも広げ、実施可能性があったとした。しかし、前述したように、被保護者に大きな影響のある廃止処分の理由となりうる指示の内容については、書面上で明記されるべきであり、総合的な状況から解釈によって指示の内容を広げるべきでなかろう。

次に、指示の実施可能性があったとして、廃止処分に至るまでの過程が適切であったかどうかを検討する。これまでの裁判例でも、廃止処分が最も重い処分であることから、保護の停止や変更のような軽い処分をとらずに廃止処分をとる必要性や緊急性があるかどうかを検討すべきとしている。この点につき、控訴審は、口頭で再三の指導を行った上で、書面による本件指示を行ったこと、指示に対するXの主張は変わらず、これ以上の指導を継続しても改善される可能性が低かったことを挙げ、本件廃止処分の決定は違法ではないとしている。しかし、これまで口頭での指導に対して、何度か増収に努力している経緯がある。また、Xの請負業務の収入の不安定なことやXの妻であるBの状況を考慮すると、Xが悪質に増収に応じなかったとまでいえるだろうか。また、控訴審がいうように、指示に自動車の処分を含むと解した場合でも、Xの就労状況が自動車を保有するに足りるとはいえないものの、請負業務やBの通院に利用するなど、その保有に悪質性があるとも思えない。さらに、これらの指導指示は、それまで口頭で行われており、書面での指示は一度にすぎず、それに違反したのは初めてである。それほどの悪質性の認められない指導指示違反に対して、一度の書面による指示違反をもって直ちに最も重い廃止処分をとることに、相当性が認められるとは思えない。

最後に、控訴審は、保護廃止がもたらす被保護



世帯の生活の困窮の程度等を検討するに際して、Xの収入及びBの障害基礎年金の他、Cの障害厚生年金及び遡及されて取得した年金額を考慮に入れ、保護の廃止によって、Xの世帯が困窮に陥るという状況にはなかった、としている。確かに、本件廃止決定後、実際には、Cの口座から預金が払い戻され、Xら世帯の生活費に充てられていた。しかし、廃止処分決定当時、Cは、Xの世帯とは分離されており、Xの世帯の困窮度を検討する際に、Cによる扶養を期待して、Cの収入を考慮に入れることは相当ではないといえよう。XとBの預金や収入状況のみで判断すべきである。

ところで、「生活保護法による保護の実施要領の取扱いについて」は、「被保護者が書面による指導指示に従わない場合には、必要と認められるときは、法第62条の規定により、所定の手続を経たうえ、保護の変更、停止又は廃止を行うこととなるが、当該用保護者の状況によりなお効果が期待されるときは、これらの処分を行うに先立ち、再度、法第27条により書面による指導指示を行うこと。」としている<sup>6)</sup>。その上で、被保護者が書面による指示に従わない場合には、①指導指示の内容が比較的軽微な場合は、その実情に応じて適当と認める限度で保護の変更を行うこと、②保護の変更が適当でない場合には、保護の停止をし、被保護者が指導指示に従った場合、事情が変更した場合には、停止を解除すること、③保護を停止しても引き続き指導指示に従わない場合には、さらに書面による指導指示を行い、これにも従わない場合に、手続きを経た上で保護を廃止する、とある。これらの過程を経ずに直ちに保護を廃止する場合としては、最近1年以内における当該指導指示違反の他に、書面による指導指示違反、立入調査拒否若しくは検診命令違反があったとき、保護の停止では当該指導指示に従わせることが著しく困難であると認められるときなどとされている。実務上の基準に照らしても、本件においては、直ちに廃止決定を行う前に、とるべき手続きがあったのではないかと思われる。

### 3 事業用品としての自動車の保有

本判決では、書面による指示の内容について、本件自動車を処分すべきことも含まれているものと解すべき記載は見当たらない、と判断されたが、事業用品としての自動車の保有が問題とされた点についても、若干の検討を行う。

本件自動車の処分も指示に含まれると解した控訴審は、「〇〇工芸において、自動車を使用しないことで収入は減少するかもしれないが、〇〇工芸からの集配によって自宅で本件請負業務を行うことも可能であるし、本件請負業務以外の内職の仕事がないことを認めるに足る証拠もない」とし、「資産が最低限度の生活の維持のために活用されているかどうかの判断に当たっては、処分価値の有無という観点のみならず、当該資産を保有するために一定の支出をすることや当該資産を利用することで一定の利益を売ることが最低限度の生活として容認できるかということを含めて検討されるべき」とした。その上で、本件自動車の保有について、低所得者層の保有率や維持費の負担があることを挙げ、Xが本件自動車を利用することにより世帯の収入増加に著しく貢献しているという為には、11万円の収入が必要であるという判断は、相当性を欠いたとはいえないと判断した。

事業用品については、「生活保護法による保護の実施要領について」において、処分価値が利用価値に比して著しく大きいものでない場合、①事業用設備、事業用機械器具、商品、家畜であって、営業種目、地理的条件等から判断して、これらの物の保有が当該地域の低所得世帯との均衡を失することにならないと認められる程度のものであること、②当該世帯の世帯員が現に最低生活維持のために利用しているものであるか、又は当該世帯の世帯員がおおむね1年以内に利用することにより世帯の収入増加に著しく貢献するようなもの、とされている<sup>7)</sup>。

自動車保有の可否を検討するに当たって、控訴審及び前記実施要領は、低所得者層の自動車保有率を根拠としているが、この点について、阿部和光は、自動車の利用が社会的に一般化している今日において、特に低所得者層の保有率と比較して

自動車保有を認めないのは劣等処遇の原則の考え方であり、法的に合理的根拠はないと批判している〔阿部（2012）, pp.112-113〕。

また、自動車それ自体に処分価値が乏しかったとしても、維持費等、保有にかかる負担を考慮した点について、中野妙子は、「維持費に着目し、自動車の維持に充てている収入ないし保護費を他の用途に充てるほうが資産の活用として適切であるかという観点から、自動車の保有の是非を検討すべき」とした上で、「本件自動車の維持費、本件自動車を処分した場合の減収の程度等を丁寧に検討し、本件自動車の保有により生じる収入と支出を比較した上で、保有の是非を判断すべきであった」とし、検討の過程が不十分であったと指摘している〔中野（2014）, p.119〕。

事業用品として自動車の保有が認められるかどうかを検討するに際しては、たとえ受注先からの集配によって業務を行うことが可能であったとしても、集配によって業務を行った場合とそうでない場合とで、収入や今後の受注の見通しなどが変わる可能性があるのか、変わるとしたらどの程度変わるのか。それら収入の事情と、自動車を保有し続けることで継続的に生じる維持費等の支出とを比較した上で、保有の相当性を検討すべきであったとの見解に賛成である。

さらに、本件の場合、その他にも精神障害を有するBと行動を共にしつつ、業務を継続するために自動車が必要であったという可能性はないだろうか。第一審における医師の診断書でも、Bの状態は不安定であり、Xとできるだけ一緒にいたほうが望ましい状態であった。身体障害のある場合等、移動に自動車が必要であると認定するのと比べ、本件のような事案においては、自動車の保有の必要性を認定するのは難しいであろう。しかし、これまでと同様の受注を確保することを前提に、Xが一人で行動することが難しい状況を考慮し、自動車の保有を認める可能性はなかったであろうか。

また、本件自動車は事業用資産として認定されており、本件請負業務において、材料の受取りや納品に利用しているが、Bの通院等にも利用して

おり、生活用品としての必要性はなかったのかについても考慮が必要であろう。自動車を処分すれば、Bの通院や生活上の必要に応じて、移送費が発生する可能性もある。これらも考慮に入れた上で、本件自動車の保有の相当性を検討する必要があるのではないだろうか。

#### 4 おわりに

本判決は、処分の名宛人である被保護者が保護の実施機関の指示の内容を理解している場合でも、書面に記載された事項を指示の内容とすべきと判断した。その根拠として、法施行規則19条の趣旨が、保護の実施機関による慎重かつ合理的な指導指示及び保護の廃止等に係る判断を担保し、その恣意を抑制することと、被保護者の権利保護を図ることにあることを挙げている。本件指示書には、その指示の理由において、自動車の保有に関する旨の記載があったが、指示の内容に記載された事項のみを指示と厳密に判断した。これにより、廃止処分をする際には、口頭による指導等を通じて、どのような指導が継続されてきたかといった事情は処分時の理由には反映されず、書面により明確に示す必要があるとされたことにある。保護の実施機関には、廃止処分を行うまで、より慎重かつ段階的な手続きをとることが求められることになるかもしれない。

また、本判決は、指示の内容を増収のみと解し、この指示が客観的に実現不可能又は著しく実現困難なものであったか否かを審理させるため、原審に差し戻したため、指示への不服従を理由とする保護の廃止決定が適法であったか否かは検討されていない。しかし、法27条に基づく指導又は指示の内容が客観的に実現不可能又は著しく実現困難である場合には、その不服従を理由に法62条3項に基づく保護の廃止等をするのは違法となるという解釈を示した。最高裁としてこの点を明確にしたのは、筆者の知る限り、本判決が初めてであり、この点においても大きな意義を有するといえよう。

## 注

- 1) 最判昭和49年4月25日・最高裁判所民事判例集28巻3号405頁。
- 2) 前掲注1・最判昭和49年4月25日。
- 3) 福岡地判平成10年5月26日・判例時報1678号72頁(増永訴訟)。
- 4) 福岡地判平成19年11月15日・賃金と社会保障1459号62頁(村田訴訟)。
- 5) 福岡地判平成21年3月17日・判例タイムズ1299号147頁。
- 6) 昭和38年4月1日社保第34号厚生省社会局保護課長通知。
- 7) 昭和38年2月1日社発246号厚生省社会局長通知。

## 参考文献

- 阿部和光(1999)「増永訴訟 自動車裁判」『法律時報』71巻6号92-95頁。
- 阿部和光(2012)『生活保護の法的課題』成文堂。
- 今川奈緒(2013)「違法な指導指示に基づく生活保護廃止処分の違法性と国家賠償請求の可否」『賃金と社会保障』1577-78号76-83頁。
- 太田匡彦(2001)「生活保護法二七条に関する一考察」『行政法の発展と変革』有斐閣, 596-628頁。
- 恩地紀代子(2014)「京都友禅職人生活保護廃止処分損害賠償請求控訴事件」『判例地方自治』378号69-72頁。
- 菊池馨実(1999)「生活保護受給者に対する保護廃止決定処分の有効性」『民商法雑誌』120巻3号155-164頁。
- 木村茂喜(1999)「大牟田市福祉事務所長保護廃止決定処分取消請求事件」『法政研究』66巻1号348-359頁。
- 桑原勇進(2015)「生活保護廃止決定国家賠償請求事件」『法学セミナー』721号111頁。
- 塩野宏(2013a)『行政法Ⅰ(第5版補訂版)』有斐閣。
- 塩野宏(2013b)『行政法Ⅱ(第5版補訂版)』有斐閣。
- 中野妙子(2009)「指導指示への不服従を理由とする保護廃止処分の相当性」『法政論集』231号155-168頁。
- 中野妙子(2014)「書面にない指示への違反を理由とする生活保護廃止決定の適法性」『ジュリスト』1469号116-119頁。
- 永野仁美(2010)「生活保護停止・廃止処分の違法性」『ジュリスト』1411号153-156頁。
- 中益陽子(1999)「借用による自動車の保有の可否」『ジュリスト』1168号138-140頁。
- 日本弁護士連合会(2010)「生活保護における生活用品としての自動車保有に関する意見書」『賃金と社会保障』1524号28-33頁。
- 福田素生(1999)「自動車の所有及び借用等を禁止した指示に違反したとして課された生活保護の廃止処分が取り消された事例」『季刊社会保障研究』Vol.35No3, 303-310頁。
- 水谷里枝子(2000)「生活保護の受給者に対する自動車の所有及び借用を禁止する指示に反したことを理由としてされた生活保護廃止処分が相当性を欠き裁量権の逸脱があるとして取り消された事例」『判例タイムズ』1036号334-335頁。
- (はしづめ・さちよ 東京経済大学准教授)



西村淳著

『所得保障の法的構造——英豪両国の年金と生活保護の制度史と法理念——』  
(信山社, 2013年)

長 沼 建 一 郎

## I はじめに

本書は、著者の博士論文をまとめたものである。現在著者は北海道大学の教員の職にあるが、もともとは厚生労働省の行政官であり、年金の国際協定締結などを担って来た。厚生官僚が、その出版された著書とともに博士号を取得するのではなく、いわゆる課程博士論文を書き上げた例を寡聞にして知らない。その成り立ちはやはり本書のひとつの特徴であろう。

## II 本書の構成と概要

「はじめに」では、研究の目的が語られる。それはイギリスとオーストラリアを対象として、所得保障制度の基本原則を明らかにし、制度設計のあり方と所得保障の権利の基礎を明らかにするということであり、社会保障の制度設計において、給付だけではなく拠出面を重視しつつ、社会保障の権利の基礎付けを問うということである。次にイギリスとオーストラリアを研究対象として選ぶ理由として、両国ともに就労を重視している一方、社会保険への態度が対照的であり、いち早く社会保険を取り入れたイギリスに対して、オーストラリアでは社会保険が存在しないという点が挙げられる。そして分析の視点として、両国の所得保障の基本原則である就労第一原則、最低保障原則、公私分担原則の成立と変化、また所得保障の権利の基礎と制度設計の理念が挙げられる。これらは本書の中で一貫して、検討の軸として参照される項目となる。

続いて序章では「イギリスとオーストラリアの現在の所得保障制度」として、現行制度の概略が示されている。これは読者への便宜であるとともに、著者の政策的な問題意識をあらわすものであろう。

本編においては、第1章で「イギリス所得保障制度史」が扱われる。まずイギリス社会保障制度前史として、旧救貧法による教区単位の貧民救済から、いわゆるスピーナムランド制度を経て、新救貧法、老齢年金等のリベラル・リフォームによる社会立法などが行われたが、すでに就労第一等の諸原則が形成されていた（第1節）。そしてベヴァリッジ報告（1942年）に基づき社会保険が整備された（国民保険法、国民扶助法および家族手当法）。そこでは就労を前提として、最低生活水準を保障し、それを越える部分は任意保険によるという公私分担原則も明確になった（第2節）。戦後の経済成長の中で、社会保障制度は拡充され、所得比例年金も創設され、最低水準原則は修正されるものの、適用除外制度を通じて公私分担原則は維持され、また公的扶助においても補足給付の創設とともに給付への権利性が強化され、さらに児童の貧困が社会問題となって児童給付が充実されてくる（第3節）。その後、サッチャー政権のもとでニューライトの思想による改革がなされ、社会保障改革法（ファウラー改革法）で所得比例年金は縮減される一方、家族クレジットが創設され、またメイジャー政権では児童扶養法に基づく養育費徴収機関が設立される一方、要件を厳しくした求職者法が制定されるなど、ベヴァリッジ報告当時の原則への回帰が見られるとともに総じて就労に追い込む形の政策（いわばベヴァリッジ以前への回帰）が行われた（第4節）。近年ではブレア労働党政権による「福祉から就労へ」というニューレイバー思想による改革があった。そこでは就労促進、育児支援という方向が強く打ち出され、最低所得保障や私的年金の拡充、所得比例年金の改編などが行われた（第5節）。

第2章では「オーストラリア所得保障制度史」が扱われる。まずオーストラリア所得保障制度前史として、連邦制成立前後において各州の社会立法と、ハーベス

ター判決などにより生活賃金の保障が行われるようになる一方、障害および老齢年金法や出産手当法が制定されたものの、社会保険制度創設の挑戦は失敗を重ねた（第1節）。戦時中には国会合同委員会の報告を受けて、児童手当法をはじめとする各種社会立法が行われ、さらに連邦権限が拡大されて社会保障統一法が制定され、社会保険抜きでの所得保障制度体系が確立された（第2節）。戦後には経済成長とともに、所得保障の拡充が図られた。メンジーズ政権期には資力要件の緩和と給付の拡充が行われ、ウイットラム政権では普遍主義的な方向も志向されたものの、フレイザー政権期には再び漸進的改革が志向され、選別性の強化が行われた（第3節）。続いてホーク／キーティング労働党政権による改革があった。ここでは選別主義が進められるとともに、「社会賃金」として職域年金（スーパーニュエーション）加入の義務化が行われた。また社会保障見直し報告により、就労促進的な改革が進められたが、同時に育児・保育への配慮も行われている（第4節）。近年ではハワード保守政権による改革があった。ここでは相互義務論（就労のための努力と社会保障給付を相互義務と位置づける）に基づくマクルーア委員会報告を踏まえて、児童関連給付や老齢関連給付の制度改革が行われた（第5節）。

これらに続いて第3章「所得保障の制度設計と制度に内在する原則」では、両国の所得保障の歴史的展開について、本書を通底する観点を機軸としてその原則と変容、また両国の相違についてまとめなおす作業がされる。まず時代を5期に分けて諸原則の流れを確認したうえで（第1節）、両国の所得保障制度に内在する基本原則の変遷を再度まとめている（第2節）。すなわち就労第一原則については、両国とも就労できるものは給付（イギリスでは社会保険、オーストラリアでは生活賃金保障）に値しないものと位置づけられ、就労を「前提」としていたところ、徐々に公的扶助の位置づけも大きくなり、1980年代以降、むしろ就労を「支援」するものとなってきている。また最低保障原則については、両国ともそれを基本としてきたものの、1980年代以降は就労支援および育児支援の観点から、多少の修正が見られる。社会保険の有無に起因する両国の差も顕著になっている。さらに公私分担原則については、両国とも私的な生活保障の位置づけを認めてきていて、社会保障がそれを阻害しないように配慮されてきたが、1980年代以降はむしろ私的な保障を奨励

し、それへの拠出を支援するものとなってきている。

そして第4章「所得保障の権利の規範的基礎」では、その所得保障の権利の理論的な根拠づけという角度から、再度歴史が辿られるとともに、学説的な内容が紹介される。まず社会保障の「権利の基礎付けに関する問題意識」について、英豪両国は社会保障の権利の基礎付けとして、就労ないしその努力に固執してきたのに対して、日本では（学説を含め）もっぱら生存権を根拠とすることで、その給付の負担については意識の外に置かれてきた（第1節）。イギリスでは旧救貧法のもとで定住する者としての地位に基づいて救済が行われていたが、新救貧法以降は、給付に値する者、給付に値しない者という二分法を取り、就労を給付の条件としている（第2節）。20世紀に入ってからイギリスで社会立法が行われると、ダイシーは「法の支配」の考え方に基づいて、これを「集団主義」として批判した。オーストラリアでは生活賃金保障が手厚かったこともあり、そのような立法は遅れた（第3節）。またイギリスにおいては社会保険が創設され、ベヴァリッジ型社会保険のもとで「契約的権利」が成立したといえるのに対して、オーストラリアでは社会保険創設努力は失敗したが、キャッスルズの唱える「賃金稼得者福祉国家」のもとで、社会保険とは別の形で「契約的権利」が実現したといえる（第4節）。さらに1970年代には、特に社会保険ではなく公的扶助について、普遍的権利の確立が試みられる。ここでは福祉権論、とりわけマーシャルのシティズンシップ論が大きな役割を果たした。加えて両国で審判所制度が発展する中で、裁量統制と福祉権に関する判例により、特に公的扶助の権利性が高められていった（第5節）。1980年代に至ると、社会保障後退の動きに抗して、特にイギリスで、社会権の基本権としての位置づけを唱える「社会経済的権利論」が提唱されたが、これはやや実定法的な根拠に乏しい面があった。同時に「契約的福祉権論」も提唱されて、両国の就労促進・支援的な制度改革にも反映した。さらに市民の義務と社会保障の権利との相互性を強調する立論もされるようになった（第6節）。

本編最後の第5章は、「総括：貢献に基づく権利の基礎付けと制度設計」である。両国の制度史に見る所得保障の権利の基礎としては、地位原理と貢献原理があり、特に両国ではこれらが歴史的なせめぎあいを繰り返している。しかしこの両者の関係を見ると、後者によって統一的に理解可能である。社会保険と公的扶助

との関係は、それぞれが後者・前者に対応しているものと見られてきたが、貢献と給付の関係の強さの違いということであり、いずれも貢献を基礎と考えられる（第1節）。貢献に基づく権利の基礎付けと制度設計の諸原則の関係をみると、就労第一原則の関係では、貢献を前提とした制度から貢献を支援する方向に、また最低保障原則との関係では、中低所得者でも拠出できるように支援する方向に、また公私分担原則との関係では、私的年金への拠出を支援する方向に動いてきているものと見られる（第2節）。このように貢献に基づく権利の基礎付けを行う現代的な意義としては、社会保障を支える側からの見方として、そのような国家の支援を導出することができるという点がある。他方、貢献を重視することで、貢献を果たせないものの権利が損なわれないよう配慮を要する（第3節）。

「おわりに」では本書に残された課題を述べているが、後書きというよりは文献も引用しつつ濃密な記述が続き、本書では論じたりなかった内容が滲み出しており、今後の展開に向けたマニフェストとも見える。

### Ⅲ コメント

年金政策に通暁した著者による鋭角的なアプローチは、歴史的な記述を含めて非常にダイナミックで、しかも分かりやすい。複数の国を対象として（イギリスに加えて、きわめてユニークなオーストラリアを正面からとり挙げている点の特筆に価する）、法哲学等を含む内外の幅広い議論を参照しつつ、現代に通じる形でそのエッセンスが示されており、読んでいて引き込まれる。政策的な含意も明快である。長く年金政策に携わっていた著者の強烈な政策志向性が、このような学術的な力技を可能にしたのではないかと思う。

研究方法に加えて内容面についても取り上げたい箇所が多々あるものの、ここでは結論的な主張について一点だけコメントしたい。

すなわち「貢献」を社会保障の権利の基盤と位置づけることについては、大いに議論を呼ぶところであろう。疾うに著者が予想しているように、たとえば重度の障害者はどうやって貢献すればいいのか（285-286頁ではそれも含める方向を示唆する）、あるいは逆に、ブラック企業や環境破壊企業での就労もあるべき貢献に含まれるのか、などの疑問がただちに浮かぶ。

しかしここではより本書に即して、必要原理の位置

づけについて指摘したい。

社会福祉や社会政策では、必要原理がしばしば参照されるが、本書ではこれをあえて封印し、これを地位原理に代えて議論を設定している（271頁註（1））。それ自体は著者の選択であるが、ただ後の箇所では著者は「ニーズに基づいて給付の権利は生じる」とも述べている（283頁。直接には就労努力要件付きの給付についての記述である）。

通常、必要原理が貢献原理と対峙して位置づけられるのは、社会保険においては、保険事故が発生すれば、原則として改めて必要性を判定しないという意味で、必要原理が求められていないからである。だからこそ社会保険以外では、必要原理が妥当して、逆に必要性だけが求められる。

著者は「受給の権利が貢献の義務に先行する」と述べているが（282頁）、少なくとも社会保険では拠出が給付に先行する（276-277頁）のに対して、ほかの諸給付においては、どのように「貢献」の確認作業、監視（!?）がされるのか、という疑問が生じる。

いいかえれば、第5章の冒頭では「給付に値する者」の基礎付けという視角から、地位原理と貢献原理を設定しているが、そのように「給付に値する」かどうかを判定すること自体に伴う、ある種の危うさ・胡散臭さから、「給付に値する者／給付に値しない者」という区分自体を回避する点に、必要原理や地位原理（必要性やシティズンシップだけを要求する）の意義があるのではなからうか。著者は地位原理と貢献原理の連続的な理解を企図するが、評者には、むしろ両者の一定の断絶にこそ意味があるように思える。

著者の思い描く政策的な方向について、それが貢献原理を基盤としてよりよく説明できることは間違いない。逆にいえば「貢献」を今よりも重視して位置づけることで、今後の政策が有効に駆動されることが期待でき、それが本書の大きな魅力である。しかしそのように「貢献」で説明できる部分もあり、またその支援が必要な部分もあるものの、所得保障の法的構造をそれだけで説明するのはやや無理があるのではないかとの印象もある。

著者には本書と同様に魅力的な前著『社会保障の明日』（増補版）（ぎょうせい、2010年）があり、そこでは著者は「自立」というキーワードで社会保障全般について一元的な議論を試みている。実は評者はその前著についても、そこまで一元的に割り切る必要がある

のだろうかという疑問をもったが、本書についても、むしろほかの理念もバランスよく位置づけた方がいいのではないかとの感想を持つ。

しかしよく考えてみれば、著者および本書に対して「一つの原理に拘泥せず、もっとバランスよく論じてはどうか」と批判するほど間の抜けたコメントもないかもしれない。

なぜなら本書の著者は、まさに政策の最前線で、厳しい折衝と諸調整を日常の生業としてきた人なのであり、いまさら学術論文においてまで「バランスよく論じる」必要はないし、むしろそのような雑念を払って、純粹に学問的な観点から歴史を遡って分析し、所得保障の法的構造を見極め、今後の年金政策を導くべき制度設計の理念を見出すことにこそ、学術的な研究や論

文執筆の意義を見出しているのではなかろうか。

さらにいえば研究者が普段、歴史や諸外国の事情を紹介しながら、最後に日本への示唆だけを語るという「よくある」研究方法に対して、真っ向勝負を挑んできているとみられなくもない。

研究者としては、このいわば直球の問題提起を、正面から受け止めるべきであろう。だから評者としても上記において、いわば著者の仕掛けた「罠」に飛び込んで、あえて従来の立場からの批判を試みたものである。より多くの論者による議論が惹起されることを著者は期待しているだろうし、それらに対して著者はさらなる主張を展開してくるだろう。そしてそのことは、年金政策にかかる議論全体を間違いなく活性化させるだろう。

(ながぬま・けんいちろう 法政大学教授)

## 書評

新川敏光著

## 『福祉国家変革の理路～労働・福祉・自由』

(ミネルヴァ書房, 2014年)

渡辺雅男

本書の内容を一言でいえば、こうだろう。「福祉国家は、20世紀という特殊な歴史的な脈のなかで生まれ、発展した政治経済システムであった」が「グローバル化と自由競争強化のなかで」このシステムの「歴史的使命は終わった」(i)。だから、われわれは、福祉国家に込められた「理想の力」(iv～v)を救い出すことで現実克服の道を探りたい。「はしがき」で大略こう述べた著者は、第1章で「福祉国家とは何か、その存立を支える経済的・政治的・思想的条件とは何かを明らかにした後、福祉国家の多様性」(40頁)を明らかにする。

20世紀後半福祉国家を生んだ政治体制は、リベラル・デモクラシー、著者に言わせればリベラル・ソーシャル・デモクラシーの体制であった。それは自由主義と社会主義の歩み寄りによって準備され、直接には戦後の先進資本主義諸国での超党派的合意(社会民主主義的合意)に基づいて成立した。そこでは保守主義さえ、福祉国家の思想的支持基盤の形成に参加した。なぜなら、保守主義も、その「現実主義」によって「自由主義と社会主義という二つの異なる理念が折り合う場を提供する」(26頁)からである。

そこで、「これら三つの思想から福祉国家の多様性を捉えれば、福祉国家の三類型が生まれる」(26～7頁)。著者はエスピン・アンデルセン(著者によれば、エスピングーアンダーセン)の三類型を踏まえ、「脱商品化という指標を放棄することなく、福祉国家の第四の類型を論理的に導出する」(28頁)。それは、日本を代表例とする「温情主義」的で「家族主義」的な第四類型である。「家族主義は、ジェンダー－福祉ネクサスの四類型論では独立した一つの範疇として浮かび上がる。」(38頁)これまで日本を「ハイブリッド型」などと規定してきた日本の学界の議論から一歩抜け出した卓見である。

第一章でリベラル・ソーシャル・デモクラシーが福祉国家のバックボーンである政治思想であることを述べた著者は、第二章で、その推進力であった民主的階級政治の変質を検討する。著者はそもそも階級論を画一的な議論とは考えない。マルクス主義の階級論とは別種の階級論が存在する。それはヴェーバーの階級論であり、権力資源動員論の階級論である。マルクス主義の「強い階級論」ではなく、文化政治に適合的な「弱い階級論」である。こうした社会科学的な立場に立てば、「階級の死」を語る言説が、「豊かな社会」の神話を無邪気に信じ込んだ俗論にすぎなかったことは、明らかである。いまや神話は格差社会の前で崩壊し、階級論の新たな可能性が開けつつある。階級論をマルクス主義と同一視し、両者を敵視してきた日本の学界の議論から一歩抜け出した卓見である。

著者の目指す先には文化政治がある。「自分たちが何ものであり、社会とどのように結びついていくべきか、その意味と動機を与えるのは、文化である」(95頁)。これはカナダの労働組合CAWを語ったときに著者が発した言葉である。文化政治を展望する著者の発想の根底にあるのはこうした文化観である。

カナダの「社会運動ユニオニズム」の意義が著者の言うような「文化政治」であるかどうかは別にしても、本書の最大の特長がカナダの労働運動を語る著者の筆致にあることは確かである。アメリカのAFLにみられるビジネス・ユニオニズムでもなく、社会民主主義と適合的な戦略と著者が考えるソーシャル・ユニオニズムでもなく、新たに登場した社会運動ユニオニズムに著者は近代を超える労働運動の可能性を見ようとする。それはこの運動が「脱物資主義的な価値や人権、とりわけマイノリティの権利保護や承認を擁護する新しい社会運動の価値を認め、それと連帯する」(78頁)ものだからである。



カナダの労働運動の事例に著者が第二章で一節を割いて「運動の非アメリカ化」, 「労働戦線統一」, 「組織率」, 「組織の戦闘性」, 「組織化の再生戦略」を詳細に述べたのは, 「カナダ労働運動は, グローバル化, 北米自由貿易圏のなかにあつて, 経営側と一体化することなく, 組合独自のアイデンティティを維持し, 多様な社会的勢力と連帯する社会運動ユニオンズムを展開しているといえる」(97頁) からであり, このことは労働運動の低迷のなかにながく置かれた日本の読者にとってもきわめて重要な意味をもっている。

さて, 第3章で, 著者は, 福祉国家の限界や終焉を説く膨大な説のなかから「脱フォーディズムと脱産業化, ポストモダンと福祉国家について」(106頁) の議論を取り上げ, 「脱近代的現象のもたらす福祉国家への影響について考察」(109頁)する。絞られた論点は, 「グローバル化」を受け入れた超党派的合意の存在であり, 「福祉国家が, そのタイプにかかわらず, グローバル化のなかで自由主義化を進め」 「労働の再規律化」と「自由競争の活性化」を推進している現状である(119頁)。つまり, 「福祉国家から自由競争国家への変質」が進行しているのである。それをイデオロギー的に表現するのが新自由主義思想である。ただ, この新自由主義を市場原理主義としてだけ見るのは正しくない。なぜなら, 「オールド自由主義まで視野に収めれば, 新自由主義が単純な市場原理主義ではなく, 自由競争の実現を目指し, そのためには国家介入を辞さないものであることが, より一層明確になる」(126頁) からである。そもそも「新自由主義者にとって, 市場の本質は交換のなかにはなく, 競争のなかにある。」(127頁) 「新自由主義にあつては自由放任ではなく自由競争が統治原理となる。」(149頁) 新自由主義思想は「福祉国家を自由競争国家へと変質させる媒体」(130頁)なのである。この点の指摘は, 新自由主義の思想的独自性を言い当てており, 秀逸である。

著者がこの文脈で注目するのが, まさに文化政治である。なぜなら, 「今日福祉国家的再分配に代わつて国民的アイデンティティと統合を維持・再生産するメカニズムとして重要性を増しているのが, 文化政治である」(128頁) からである。

ただ, 著者が寄せる「文化政治」へのこうした強い期待にもかかわらず, ナオミ・クラインが『ブランドなんか, いらない』で喝破したように, かつて世界がアイデンティティ政治に熱中している間に, 資本の側

からの再分配政治が80年代を通じて着々と地歩を固め, 90年代に入るや成功裏に支配的となつてしまった事実(「取り込まれたアイデンティティ政治」)を忘れてはならないだろう。著者は「再分配に代わつて国民統合を維持すべく動員されるのが文化的価値であり, 保守主義である」(129頁) と言うが, これはあくまで再分配という管制高地を奪つた側が次にとる戦略であつて, 奪われた側が額面通り受け入れる話ではない。

ところが, 管制高地をめぐるこの争奪戦はすでに決着がついてしまつており, 結果は「超党派の合意」のもとに置かれている。一方の側が新自由主義の旗の下で統一を果たしたとすれば, 「左翼の側にもこれに呼応した動きがみられる」(130頁) のであつて, それが「新社会民主主義」である。第三の道に代表される, この新社会民主主義はむしろきわめて新自由主義に近い思想であつて, この接近のカギを握るのがグローバル化論である(136頁)。グローバル化論の前に知的な武装解除に走つてしまつたのが90年代の左翼だったわけである。

こうした点から見ると, 「社会民主主義の刷新, 新社会民主主義」への変質について, それを本来の社会民主主義からの「発展か逸脱か」と問うこと自体ナンセンスである。本来, 「社会民主主義は資本主義と社会主義の間の「第三の道」ではなく, 自由主義とともに資本主義経済を発展させる一つのプロジェクトなのである」(143頁)。だから「このように自由主義と社会民主主義を資本主義経済発展の二つのプロジェクトとして理解する」のが正しいのであり, 体制の分断線がそこに引かれ, 社会民主主義がそのような分断線を超えるものでないかぎり, 新社会民主主義が新自由主義と似たり寄つたりであることになんら不思議はないのである。「新社会民主主義と旧社会民主主義との断絶を過度に強調すべきではない」(149頁)。まさにその通りである。

では, 展望はないのか。新社会民主主義の戦略としては, たしかに文化政治が唯一残された政治的選択肢である。なぜなら, 「ワークフェアを始め, 自由競争の条件整備はすべて新自由主義のイデオロギーのなかに回収され(ている)」からである(150頁)。「したがつて新社会民主主義の戦略として, 経済において独自性を打ち出すのではなく, ジェンダー平等や環境政治など, 脱近代的価値を打ち出すこと, すなわち文化政治を通じて左翼としてのアイデンティティを確立し,

支持を動員することが有力になる。」

だが、それで奪われた失地を回復できるのだろうか。読者としては、そこが知りたいのである。そんな期待を予想してか、著者は旧社会民主主義の戦略（リベラル・ソーシャル・デモクラシーを再びリベラル・ソーシャル・デモクラシーへと戻すこと）を「単なる時代錯誤とはいえない」と述べ、「その可能性はグローバルへと拡張される可能性を秘めたローカルな協同体形成のなかにある」（150頁）と断言する。そして、第4章は、その「文化政治の可能性」を探る章である。

文化政治とは国民統合の象徴をめぐる承認の政治であり、福祉国家の正当性が問われる分野である。近年ではグローバリゼーションに伴う「社会的多様性、より端的に言えば、移民による民族的・人種の多様性の高まりが、福祉国家の発展を阻害する」（160頁）問題として大いに議論されている。ただ、著者によれば、多文化主義の観点から見て、こうした単純な問題提起には疑問の余地がある。カナダのように、多文化主義を積極的な政策として打ち出している国、そうした多文化主義をいったんは認めつつも、それに対する反動が近年顕著なアメリカやオーストラリアなど、さまざまな文化政治の可能性が存在するからである。これら3か国の比較を通して、多文化主義のあり方を左右するのが「多文化主義導入の背景」や条件、あるいは多文化主義を育む民主主義的環境である。文化政治は、それを取りまく社会権力構造によって左右されるのであって、その逆ではない。だから、本章の末尾で、著者は率直に「文化政治の可能性」の限界を認め、次のように語る。「本章では平等化を目指す権力資源動員に変わる（代わる？）文化政治の可能性について検討してきたが、皮肉にも最後に平等化戦略の重要性を再認識することになった。」（206頁）

そこで、第5章で著者は、文化政治から一転、あくまで残る平等化戦略を探し出そうとする。期待は、ベーシック・インカム論に向けられる。ベーシック・インカム論による「異議申し立て」は、「近代的労働観を相対化し、自由選択の可能性を高める「理想の力」を有するからである（229頁）。

著者はベーシック・インカム論の論理構成、その展望などを、これまでの議論を渉猟することで明らかにする。著者は問いかける。「市場資本主義や私的所有制に挑戦するのではなく、それらを所与として、ベーシック・インカムを正当化する議論は成立しないのだ

ろうか」（244頁）。これは著者の一つの政治的、イデオロギーの立場の選択であり、その表明である。だが、なぜそれらを「所与」としなければならないのか、読者としてはあえてラディカルを求める著者に尋ねてみたい気がする。

福祉国家が「私的所有制と市場資本主義」を「所与」のものとしているということと、それを見つめる観察者の分析姿勢がそれらを「所与」のものにして受け入れられたり、そこで立ち止まったりすることは、本来、別の話である。もちろん、著者が両者をそう単純に同一視しているわけではないことは、参加所得と完全従事社会という提案に対してきわめて鋭い批判を放っていることを見ても感じられるところである。だが、結局、著者の期待と希望はどこに向かうのかというと、それは労働ではなく余暇を増やすことである。労働からの解放、生活必需品の無料支給を唱えたラファエル、ガルブレイス、ラッセルたちは互酬性に基づく近代的労働観を超えた地平に立っている。そこに著者は近代的労働観を超えるなんらかの希望を見出そうとする（257頁）。

著者のジレンマは深い。福祉国家を成り立たせた歴史的条件はある種の階級的妥協であったわけだが、そうした妥協の条件が失われたいま、かつての妥協の中で自らに課した分限を超えることができない理想主義の理路はどのような突破口を見出すことができるのだろうか。歴史的条件を相対化し、福祉国家を相対化し、そのなかで一時的に成立した階級的妥協を相対化し、それによって新たな妥協を可能にする階級的力量の構築に向かうしかないだろう。その展望と、その可能性と、その条件が見いだせないことが、本書の議論をいっそう深刻で痛々しいものとしているように思えてならない。

本書の巻末には「補論 権力論の再構築にむけて」が付けられている。補論とは言うが、本論の結論にも展望にもつながる理論的要諦である。冒頭第1節で、著者は「表層」と「深層」の独自性を等閑視する学界主流の議論に距離を置き、「権力関係の構造的側面を解明しつつ、相互行為レベルにおける創造性にも配慮する、いわば主体と構造を弁証法的に媒介する論理」を求めると言い切って、読者の期待を大いにかきたてる。だが、続いて著者が展開する独自の権力論（第2節）は、「政治現象を包括的に捉えるパラダイムとして権力論を位置づけたい」（284頁）と述べる著者自身にとっ

ても、たぶん不満が残る議論だったのではないだろうか。評者が見る限り、問題は、権力の本質規定にあるように思われる。権力が「機能」として捉えられていて、それ以上の本質規定が見当たらないことである。たしかに、権力を機能として見る限り、「システム権力」「予想される反応」「間接的評価」「直接的影響力」という4象限を順番に経巡ることで、マクロ（構造）とミクロ（主体）の媒介を果たすことができそうである。だが、権力は果たして「機能」に還元できるのだろうか。「機能」として権力をとらえるかぎり、その「構

造の二重性」は権力関係の「再生産」に結びついて終わるしかない。本書が取り組んだ問題は福祉国家の盛衰であって、福祉国家の「再生産」ではないはずである。システムの再生産に回収されない権力論の視座をどこに見出すのか。ただ、この問題は、実は、本書が最初に立てた課題、つまり、戦後の福祉国家をいま危機に追い込んでいる状況の裏には、いったいどんな権力構造の転換が潜んでいるのか、という初発の疑問に改めて立ち返ることをわれわれに要請しているのである。

（わたなべ・まさお 清華大学教授）

## 『季刊社会保障研究』執筆要項

## 1.原稿の分量

原稿の分量は原則としてそれぞれ下記を上限とします。図表については各1つにつき200字に換算するものとします。

- (1) 論文:16,000字 (4) 判例研究:12,000字  
 (2) 研究ノート:16,000字 (5) 書評:6,000字  
 (3) 動向:12,000字

## 2.原稿の構成

## (1) 見出し等

本文は、必要に応じて節、小見出しなどに分けてください。その場合、「ⅠⅡⅢ」…→123…→(1)(2)(3)…→①②③…の順に区分し、見出しを付けてください。

## (2) 注釈

注釈を付す箇所には上付きで1) 2) …の注釈番号を挿入し、注釈文などは本文末尾に一括して記載してください。注釈番号は論文末までの通し番号としてください。

## (3) 参考文献

論文の末尾に参考文献を挙げて下さい。表記の方法は下記を参考にしてください。

- 天川 晃 (1986) 『変革の構想—道州制の文脈』大森 彌・佐藤誠三郎『日本の地方政府』東京大学出版会。  
 毛利健三 (1990) 『イギリス福祉国家の研究』東京大学出版会。  
 本澤巳代子 (1991) 「ドイツの家族機能と家族政策」『季刊社会保障研究』Vol.27 No.2。  
 Ashford, Douglas E. (1986) *The Emergence of the Welfare State*, Basil Blackwell.  
 Heidenheimer, A. (1981) "Education and Social Entitlements in Europe and America", in P.Flora and H.Heidenheimer eds., *The Development of Welfare State*, Transaction Books.  
 Majone, G. (1991) "Cross-National Sources of Regulatory Policy Making in Europe and the United States", *Journal of Public Policy*, Vol.11 Part 1.
- インターネットのサイトを引用する場合は、そのページのタイトル、URL、および最終確認日を明記してください。  
 (例) United Nations Development Programme (2010) Human Development Report 2010,  
<http://hdr.undp.org/en/reports/global/hdr2010/> (2010年10月5日最終確認)

## 3.引用方法

本文または注釈において、ほかの文献の記述を引用する、または、参照する場合は、その出典を以下のように引用文の末尾に亀甲括弧で明記してください。この場合、当該引用文献を論文末尾に参考文献として必ず挙げてください。

- (例) …〔西尾 (1990), p.45〕 …〔Derthick (1991), p.91〕  
 …〔平岡 (1990), pp.57-59〕 …〔McCurdy (1991), pp.310-311〕

ただし、本文中における、ほかの文献の引用または参照について、その出典を注釈で示す場合は、亀甲括弧は必要ありません。

- (例) 1) 西尾 (1990), p.45

また、注釈などで、参考文献として挙げていない文献を挙げる場合は、上記の参考文献の表記に準じてその著者名、著書・論文名、頁などを記載してください。

- (例) 1) 西尾勝 (1990) 『行政学の基礎概念』東京大学出版会、p.45。

## 4.表記

## (1) 年号

原則として西暦を用いてください。元号が必要な場合は西暦の後に括弧書きで挿入してください。ただし、元号を用いることが慣例となっている場合はその限りではありません。

## (2) 敬称

敬称は略してください。

- (例) 宮澤健一教授は → 宮澤は 貝塚氏は → 貝塚は

## 5.図表

図表にはそれぞれ通し番号および表題を付け(例参照)、出所がある場合は必ず明記してください。図表を別ファイルで作成した場合などは、論文中に各図表の挿入箇所を指定してください。

- (例) <表1>受給者数の変化 <図1>社会保障支出の変化

## 6.原稿の提出方法など

## (1) 原稿の提出方法

投稿論文を除き、本誌掲載用の原稿は原則としてデータファイルを電子メールに添付する方法で提出してください。ファイル容量などの理由により、電子メールに添付する方法での提出が困難な場合は、CD-Rなどの媒体に記録の上、郵送で提出してください。また、当方で受信したファイルの読み込みができない、あるいは特殊文字の認識ができないなどの場合には、紙媒体による原稿の提出をお願いすることがありますので、その際にはご協力ください。

原稿のデータファイルが存在しない場合は、紙媒体の原稿を郵送にて提出してください。

## (2) 図表について

図表を別ファイルで作成している場合は、当該図表ファイルも提出してください。提出方法は、原稿の提出方法と同様です。データファイルが無い場合は、図表を記載した紙媒体の資料を郵送してください。

## (3) 投稿論文の提出方法

投稿論文については、『季刊社会保障研究投稿規程』に従い、紙媒体に印字したものを郵送により提出してください。審査を経て採用が決定した場合には、前2項に従って当該論文のデータファイルを提出していただくことになります。

## 季刊社会保障研究

第51巻 第2号 (2015年9月刊行) 特集:多様化する女性のライフコースと社会保障(厚生政策セミナー2014)

## バックナンバー

第51巻 第1号	(2015年6月刊行)	特集:若者の就業安定モデルの変化と社会保障制度の役割
第50巻 第4号	(2015年3月刊行)	特集:生活保護制度の法的課題—判例・裁判例の分析と2013年改正の意義
第50巻 第3号	(2014年12月刊行)	特集:住宅政策と地域包括ケア
第50巻 第1号	(2014年7月刊行)	特集:社会保障研究の過去・現在・未来
第49巻 第4号	(2014年3月刊行)	特集:人々の支えあいの実態と社会保障制度の役割 —「生活と支え合いに関する調査」に基づいた分析—
第49巻 第3号	(2013年12月刊行)	特集:震災後の社会保障
第49巻 第2号	(2013年9月刊行)	特集:年金制度の公私のあり方—企業年金のガバナンス問題—
第49巻 第1号	(2013年6月刊行)	特集:地域の多様性と社会保障の持続可能性(第17回厚生政策セミナー)
第48巻 第4号	(2013年3月刊行)	特集:少子高齢化の進展と社会保障財政 —モデル分析の応用—
第48巻 第3号	(2012年12月刊行)	特集:社会的サポート・ネットワークと社会保障
第48巻 第2号	(2012年9月刊行)	特集:ケアの質評価の動向と課題
第48巻 第1号	(2012年6月刊行)	特集:日英における貧困・社会的包摂政策:成功,失敗と希望
第47巻 第4号	(2012年3月刊行)	特集:地域包括ケア提供体制の現状と諸課題
第47巻 第3号	(2011年12月刊行)	特集:社会保障の50年—皆保険・皆年金の意義と課題—
第47巻 第2号	(2011年9月刊行)	特集:雇用と産業を生み出す社会保障
第47巻 第1号	(2011年6月刊行)	特集:第15回厚生政策セミナー 暮らしを支える社会保障の 構築—様々な格差に対応した新しい社会政策の方向—
第46巻 第4号	(2011年3月刊行)	特集:人々の暮らしと共助・自助・公助の実態 —「社会保障実態調査」を使った分析—
第46巻 第3号	(2010年12月刊行)	特集:医療・介護政策に関する実証的検証
第46巻 第2号	(2010年9月刊行)	特集:最低生活保障のあり方:データから見えてくるもの
第46巻 第1号	(2010年6月刊行)	特集:年金制度の経済分析 —不確実性やリスクを考慮した分析の展開—

## 季刊社会保障研究 投稿規程

1. 本誌は社会保障に関する基礎的かつ総合的な研究成果の発表を目的とします。
2. 本誌は定期刊行物であり、1年に4回(3月,6月,9月,12月)発行します。
3. 原稿の形式は社会保障に関する論文,研究ノート,判例研究・評釈,書評などとし,投稿者の学問分野は問いません。なお,ここでの論文は「独創的かつ科学的な研究論文」とし,それを満たさないものは研究ノートといたします。投稿はどなたでもできます。ただし,本誌に投稿する論文等は,いずれも未投稿・未発表のものに限ります。
4. 投稿者は,審査用原稿1部とコピー1部,要旨2部,計4部を送付して下さい。
5. 採否については,編集委員会のレフェリー制により,指名されたレフェリーの意見に基づいて決定します。採用するものについては,レフェリーのコメントに基づき,投稿者に一部修正を求められることがあります。なお,原稿は採否に関わらず返却致しません。
6. 原稿執筆の様式は所定の執筆要領に従って下さい。
7. 掲載された論文等は,他の雑誌もしくは書籍または電子媒体等に収録する場合には,国立社会保障・人口問題研究所の許諾を受けることを必要とします。なお,掲載号の刊行後に,国立社会保障・人口問題研究所ホームページで論文等の全文を公開します。
8. 原稿の送り先,連絡先 — 〒100-0011 東京都千代田区内幸町2-2-3  
日比谷国際ビル6階  
国立社会保障・人口問題研究所 総務課業務係  
電話 03-3595-2984 Fax: 03-3591-4816  
e-mail: kikan@ipss.go.jp

---

 海外社会保障研究 No.191 目 次
 

---

**特 集:ロシアの社会保障**

特集の趣旨	雲	和	広
ロシアの社会保障をめぐる社会経済環境の変化	雲	和	広
ロシアの保健医療事情と政策・制度の動向	衣	川	靖
ロシアの生活保護政策：貧困の現状と対策	武	田	友
ロシアにおける子育て支援政策の現状と課題	村	知	稔

**書 評**

池本美香編著『親が参画する保育をつくる：国際比較調査をふまえて』 (勁草書房、2014)	相	馬	直
山田篤裕、布川日佐史、『貧困研究』編集委員会(編) 『最低生活保障と社会扶助基準——先進8ヶ国における決定方式と参照目標』 (明石書店、2014年)	岩	永	理

**編集後記**

本特集は、1990年代半ば以降社会問題化した若者の就業を改めて取り上げたものである。ここ数年、新規学卒者の就業は改善傾向にあるが、過去20年間には、採用の抑制の影響を受け、初職で躓いた若者もいる。長期的な視点で改めて若者の就業を捉えなおし、若者支援(ジョブサポート、能力開発)の現状を整理することをはじめ、中小企業の採用、第2職という新しい側面からも若者の就業を検討した。不況期の影響を受けた若者の支援は、また新たな問題も孕んでいるという頭の痛い状況を改めて共有いただくことを期待したい。(Y.N)

**編集委員長**

森田 朗 (国立社会保障・人口問題研究所長)

**編集委員**

金子 隆一 (国立社会保障・人口問題研究所・副所長)

宮田 智 (同研究所・政策研究調整官)

小野 太一 (同研究所・企画部長)

勝又 幸子 (同研究所・情報調査分析部長)

川越 雅弘 (同研究所・社会保障基礎理論研究部長)

泉田 信行 (同研究所・社会保障応用分析研究部長)

金子 能宏 (同研究所・政策研究連携担当参与)

**編集幹事**

西村 幸満 (同研究所・社会保障応用分析研究部第2室長)

黒田有志弥 (同研究所・社会保障応用分析研究部第3室長)

佐藤 格 (同研究所・社会保障基礎理論研究部第1室長)

菊池 潤 (同研究所・社会保障基礎理論研究部第3室長)

山本 克也 (同研究所・社会保障基礎理論研究部第4室長)

渡辺久里子 (同研究所・企画部研究員)

季刊

社会保障研究 Vol. 51, No. 1, Summer 2015 (通巻207号)

平成 27 年 6 月 25 日 発 行

編 集

国立社会保障・人口問題研究所

〒100-0011 東京都千代田区内幸町 2 丁目 2 番 3 号

日比谷国際ビル 6 階

電話 (03) 3595-2984

<http://www.ipss.go.jp>

印 刷

株式会社 弘 文 社

千葉県市川市市川南 2 丁目 7 番 2 号

電話 (047) 324-5977

<http://www.kobunsysa.com>

# THE QUARTERLY OF SOCIAL SECURITY RESEARCH (KIKAN SHAKAI HOSHO KENKYU)

---

Vol. 51

Summer 2015

No. 1

---

## Foreword

- Does Past Success Lead to Future Failure? ..... TAKEHIKO KARIYA 4

## Special Issue: The roles of the social security system for young people in the face of employment instability

Education Systems and Employment:

- Rethinking the Relationship between Equality of Educational  
Opportunity and Social Security ..... NAOTO MORI 6
- NEETs and Local Youth Support Stations ..... MICHIKO MIYAMOTO 18
- The Importance of Second Jobs among Youths: Contemporary  
Issues in Transitions from First Jobs ..... MEI KAGAWA and YUKIMITSU NISHIMURA 29
- How Can Youths be Better Integrated into the Labor Market in Japan?  
Lessons from Vocational Policies in OECD Countries ..... MASAKO KUROSAWA 44
- Empirical Analysis on the Hiring of New Graduates by  
Small and Medium-sized Enterprises ..... SOUICHI OHTA 53

## Article

- The Effect of Unemployment Benefit on Post-unemployment Wages  
..... YASUNARI TANAKA 71
- Pension System Reform and Anxiety over Old Age: Empirical Analysis of  
Household Micro Data  
..... KAZUO OGAWA and SHIZUKA SEKITA 86

## Research Notes

- Determinants behind the Annual Rate of Increase in National Health Insurance  
Expenditure – Prefectural Panel Data Analysis  
..... HARUHIKO IMAMURA, ICHIRO INNAMI and TAKAO KOJO 99

## Report and Statistics

- Social Security Law Case ..... SACHIYO HASHIZUME 115

## Book Review

Jun Nishimura

*Legal Structure of Income Maintenance Schemes:*

*Legal History and Ideology of Pension and Public*

*Assistance Systems in the UK and Australia* ..... KENICHIRO NAGANUMA 123

Toshimitsu Shinkawa

*Logical Paths to Welfare State Reform: Labor, Welfare and Liberty*

..... MASAO WATANABE 127

Edited by

National Institute of Population and Social Security Research

(KOKURITSU SHAKAI HOSHO • JINKO MONDAI KENKYUSHO)