

平成26年度 卒業論文

新規学卒一括採用制度の変容  
—— 2005年SSM調査による世代間比較 ——

専修大学人間科学部社会学科

指導教員名 金井雅之

HS23-0006D 藤岡 悟



# 目次

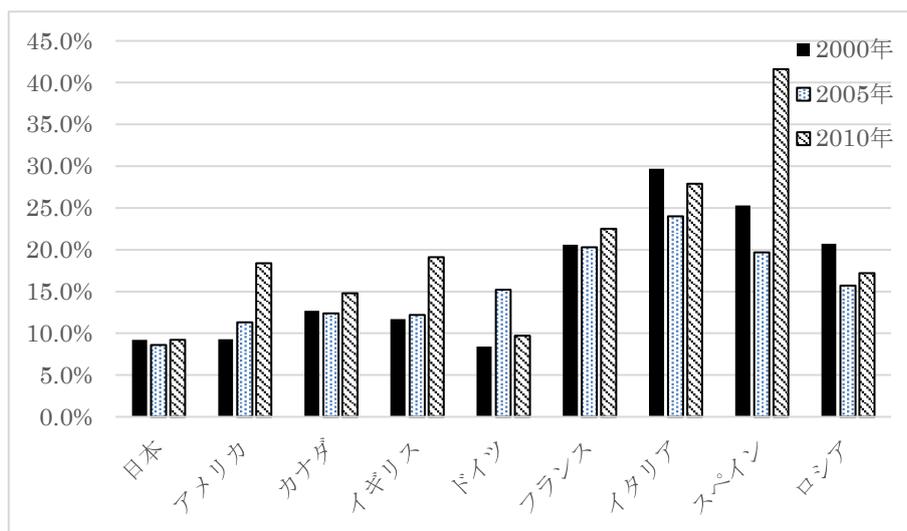
第1章 研究の背景と目的.....	1
第2章 先行研究の整理と本稿の課題.....	5
2.1. 新規学卒一括採用制度の歴史の変遷.....	5
2.2. 移行期間と就職経路に関する先行研究の整理.....	5
2.3. 本稿の課題.....	7
第3章 使用データと分析枠組み.....	8
3.1. 使用データ.....	8
3.2. 分析枠組み.....	8
3.2.1. 分析1：大学卒業という学歴が就業機会に与える影響の分析.....	8
3.2.2. 分析2：新規学卒一括採用制度が大卒者の就業機会に与える影響の分析.....	9
第4章 変数と記述統計.....	11
4.1. 分析1：大学卒業という学歴が就業機会に与える影響の分析.....	11
4.1.1. 従属変数.....	11
4.1.2. 独立変数.....	11
4.1.3. 統制変数.....	12
4.1.4. 2変数の単純関連.....	13
4.2. 分析2：新規学卒一括採用制度が大卒者の就業機会に与える影響の分析.....	14
4.2.1. 従属変数.....	14
4.2.2. 独立変数.....	15
4.2.3. 統制変数.....	16
4.2.4. 2変数の単純関連.....	17
第5章 分析結果.....	20
5.1. 分析1：大学卒業という学歴が就業機会に与える影響の分析.....	20
5.2. 分析2：新規学卒一括採用制度が大卒者の就業機会に与える影響の分析.....	22
第6章 まとめと考察.....	24
文献.....	27
謝辞.....	28

## 第1章 研究の背景と目的

高度経済成長期以降日本の大学生の主な就職手段となっていた新規学卒一括採用という雇用慣行が、近年揺らいでいる。

新規学卒一括採用とは当該年度に卒業予定の者を対象に一斉に採用活動を行い、4月1日に一斉に入社させる採用慣行であり（竹内 1995）、長期雇用や年功賃金制とともに日本の雇用慣行を形成する要素の一つである（西川 2013）。平成10年版の厚生白書によれば、こうした日本の雇用慣行は高度経済成長期において、企業と雇用者の双方に利点があるものとして日本社会に定着しており（厚生省 1998）、当時の日本においては十分にその役割を果たしていたといえる。

新規学卒一括採用は若年者の失業を防ぐという役割も果たしている。図1は労働政策研究・研修機構による「データブック国際労働比較」2012年版から作成した世界各国の若年層の失業率の推移である（労働政策研究・研修機構 2012）。この図を見ると、日本の若年者（15～24歳）の失業率は2010年には9.2%である。この値を他の国と比較してみると、2010年時点でスペインは41.6%、イタリアは27.9%、フランスは22.5%と日本の失業率は比較的低いことがわかる。この理由を西川清之は大学進学者の増加によって中卒や高卒での就職希望者が減少したことにあるとし、また新規学卒一括採用という日本独自の雇用形態の雇用慣行が影響していると述べている（西川 2013）。

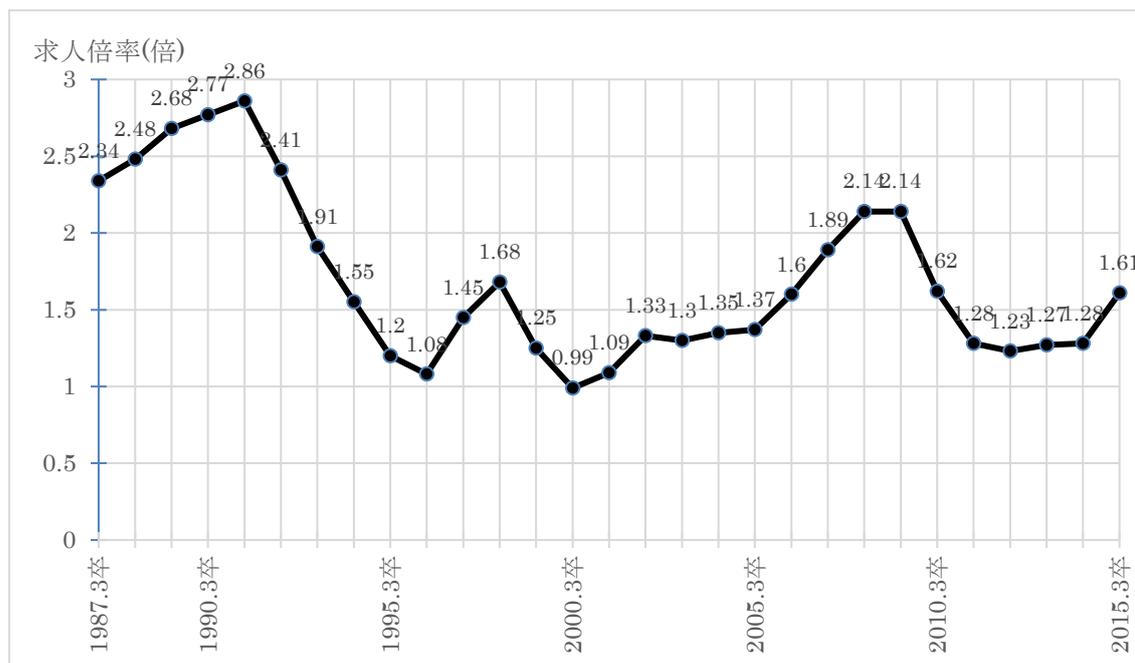


労働政策研究・研修機構「データブック国際労働比較」より筆者作成

図1 各国の若年層（15～24歳）の失業率の推移

若年者の就業に大きな役割を果たしてきた新規学卒一括採用であるが、バブル経済の崩壊した 1993 年以降、その安定性は失われる。

図 2 はリクルートワークス研究所が行っている「ワークス大卒求人倍率調査」における、大学新卒者の求人倍率の推移である（リクルートワークス研究所 2014）。この図を見ると、バブル経済の崩壊した 1993 年頃から求人倍率が低下、2005 年頃からの「いざなぎ超え」景気による求人倍率の増加、さらには 2008 年秋の金融危機による求人倍率の低下と、経済情勢が大学新卒者の求人倍率に大きな影響をもたらしていることがわかる。

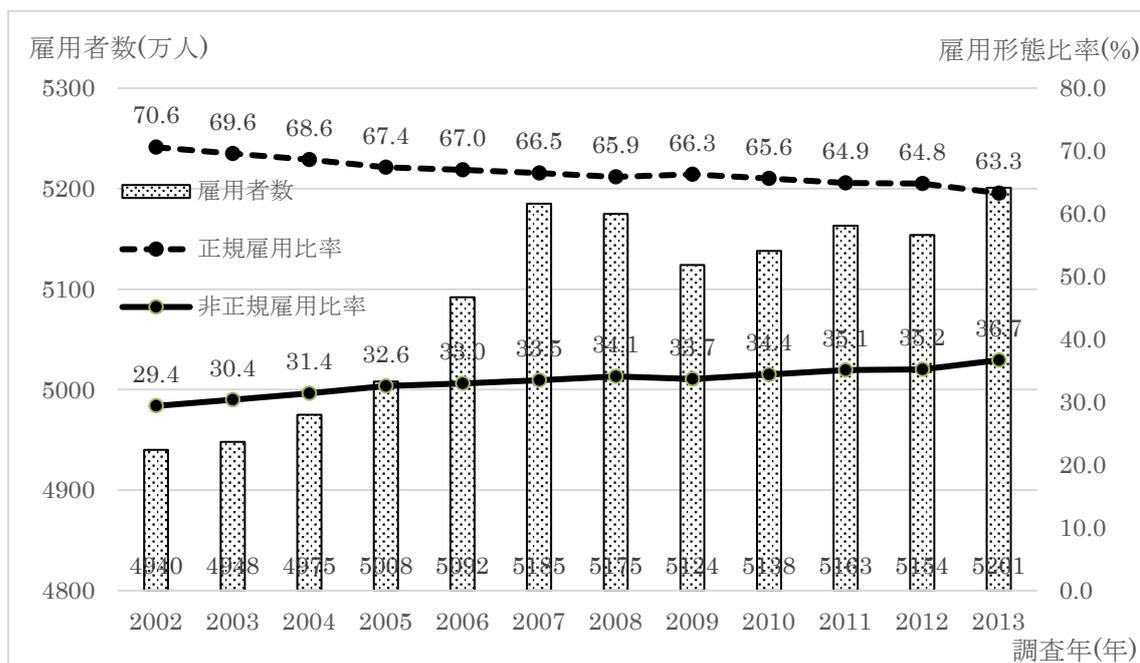


データ出所：リクルートワークス研究所「第 29 回ワークス大卒求人倍率調査」  
より筆者作成

図 2 大学新卒者の求人倍率の推移

西川（2013）は、日本の雇用慣行について書かれた厚生白書が刊行されてから 15 年以上が経過した現在、新規学卒一括採用を含む日本の雇用慣行そのものが、長期雇用や年功賃金制といったかつての前提から大きく変化していると述べている（西川 2013）。

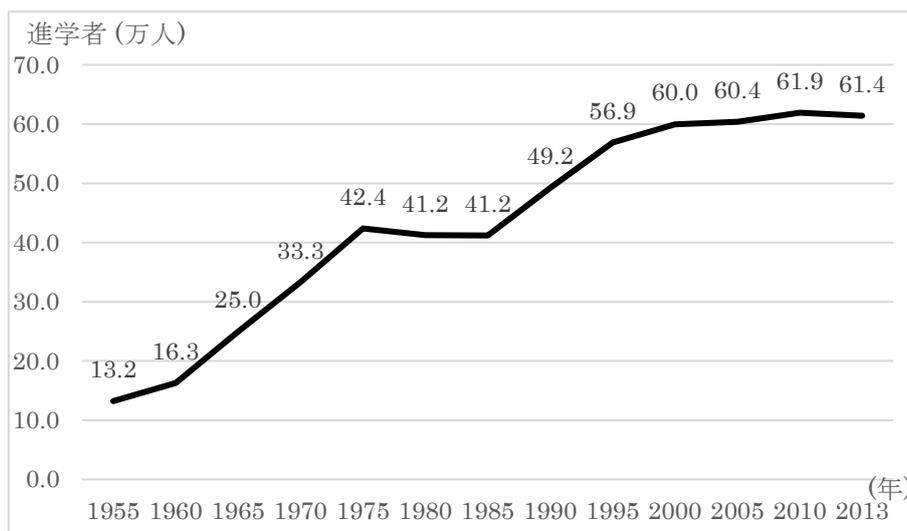
大きな変化として、非正規雇用をはじめとする多様な雇用形態が普及したことがあげられる。図 3 は総務省統計局の「平成 25 年度労働力調査年報」における雇用者数と雇用形態の比率の推移である（総務省統計局 2013）。この図を見ると、雇用者の総数が年々増加していく中で、非正規雇用者の占める割合が僅かながらも年々増加していることがわかる。



データ出所：総務省統計局「平成 25 年労働力調査年報」より筆者作成

図 3 雇用者数と雇用形態比率の推移

また、大学進学者が増加したことも現在までの大きな変化の一つとしてあげられる。図 4 は平成 26 年度の文部科学省統計要覧における大学進学者数の推移である（文部科学省 2014）。日本における大学進学者数は戦後上昇を続けており、高度経済成長期にあたる 1960 年頃には 16 万人だった大学進学者が 1965 年から 1975 年、1990 年以降に大きく増加し、2013 年には 61 万人と 50 年間で約 4 倍にまで増加していることがわかる。



データ出所：文部科学省「文部科学省統計要覧（平成 26 年度版）」より筆者作成

図 4 大学進学者数の推移

以上のように、新規学卒一括採用のみならず、日本的雇用慣行そのものを取り囲む環境は現在までに大きな変化を遂げており、日本的雇用慣行そのものを見直す必要がある。本稿では、新規学卒一括採用が現在も良好な就業機会の提供に貢献しているのかを大学卒業者に焦点を当てた分析によって明らかにし、現在の大学卒就職が抱える課題を検討する。

## 第2章 先行研究の整理と本稿の課題

### 2.1. 新規学卒一括採用制度の歴史的変遷

はじめに、新規学卒一括採用という制度がどの時期に普及し、現在までどのような変遷をたどってきたのかを先行研究をもとに確認していく。

荻谷剛彦（2010）によれば、大学進学がまだ閉ざされていた1960年代、大卒者や銘柄大学の卒業者に有利な就職や昇進の機会が与えられる「学歴カーブ制度」や「学歴身分制」、「推薦依頼大学制度」といった学歴格差が生じていた。こうした背景から、受験戦争は激化し、社会学的研究においてもこの学歴格差を問題視し、研究対象としていた。

1970年代には大学進学率が上昇し、それに伴い大学卒業者数が上昇した。推薦依頼大学制度をはじめとする閉鎖化の仕組みは次第に破たんしたが、指定校制の仕組みはなおも続いた。大卒者の急増は学歴インフレを起し、学卒採用にあたり大卒者の質が問題となった。その中で、大卒らしい大卒を、将来的価値をもつ人的資本として採用する効率的、合理的な方法として、現在の新規学卒一括採用の仕組みが普及した。

1990年代後半以降もなお大学卒業者は増加し、大学進学率上昇による供給側の変化、景気変動による新規大卒労働市場の縮減や長期雇用慣行の揺らぎ、それに伴う非正規雇用の拡大といった大きな変化を伴ってきた。また、1997年に就職協定が廃止され、就職活動の早期化、長期化、インターネットの普及によるインターネットを利用した就職活動の普及など、就職活動そのものにも大きな変化がもたらされ、これまでの大卒就職の前提条件が大きく変化した（荻谷 2010）。

また、本田由紀（2010）によれば1990年以降若年者の正社員数は300万人減少したうえ、年功賃金カーブが平坦になったり、成果重視になったりなど正社員であっても過酷な労働環境となった。一方で不安定で、先進諸国でも類をみない賃金格差を抱える非正規雇用の拡大が進んだことで、正社員になっても厳しい労働環境、ただし正社員にならないと安定的な仕事に就くことができないということから、大学生は卒業までに何とか就職先を決める必要に強いられた。企業側も優秀な人間を何とか確保しようとするため、就職活動は早期化・長期化し、学生から教育を受ける余裕を奪ったり、経済的、精神的な圧迫を与えたりという問題を生じさせる原因となっている（本田 2010）。

### 2.2. 移行期間と就職経路に関する先行研究の整理

新規学卒一括採用制度においては、「学校教育から就職への間断のない移行」「学校経由の就職」という就職経路に関する2つのキーワードが問題にされることを先行研究から読み取ることができる。ここでは、学校教育から就職への移行において、「間断のない移行」「学

校経由の就職」という点に問題意識をおいた先行研究をレビューすることで、本稿の課題を検討する。

学校経由の就職を中心とした際に、初職への入職がどのように行われるか、就職機会の分配に影響があるか、出身階層の影響があるかといった問題を荻谷(1998)では1975年SSM調査を用いて分析している。分析の結果として、学校の職業斡旋を利用し得られる初職は、製造業に代表される大量の労働力を必要とする職、金融や不動産に代表される社会的信用を必要とする職といった高いスキルを要求される職業において重要な意味を持つ事がわかった。また、大企業ほど学校経由の就職者が多いことや、学校による職業斡旋による就職においては出身階層の直接的な影響を受けることがないことから、初職において良好なジョブマッチングを果たすために、学校が大きな役割を果たしていることがわかる。学校経由の就職は、新規学卒採用の普及した1950年代以降の高度成長期、大量の学卒者が労働市場に加わった時期に役割を果たし、その後次第に縮小している歴史的現象であるといえる。

また、入職経路に加え、初職入職に際しての移行期間の変遷、これらの要素が初職就業機会とどのような関係にあるのかを分析した香川(2006)においては学校経由の就職と同様に、学校教育から初職への間断のない移行に関しても良好な就業機会の獲得チャンスを高めていることがわかった。間断のない移行、学校経由の就職は高度成長期にもっとも普及しており、学校経由の就職に関しては、学校経由の就職が主であった高卒者が減少し、自由応募で就職する大学生が増加したことにより、現在では高度成長期に比べて学校経由で就職するものが減少傾向にある。また、荻谷(1998)と同様に、新規学卒採用の採用枠の中で活動することで大企業への入職機会が高まることも述べられている。この先行研究においても学校経由の就職、間断のない移行という学校教育から初職への入職経路が良好な就業機会を提供していることが明らかとなった。

学校経由の就職、間断のない移行という日本における新規学卒就職の仕組みが良好な就業機会を提供していることはここまでの先行研究でも明らかとなった。一方でこうした仕組みが普及するなかで、入職の遅延がどのような影響をもたらすのかについて、有田・大島(2012)の先行研究を確認する。はじめに、新規学卒一括採用制度の日本の特徴を捉えるために、日本と韓国の新規学卒一括採用制度の比較を行った。韓国においては、徴兵制度の影響もあり、卒業後数年以内の既卒者についても新卒とみなしている。また採用における評価基準も適性検査や能力試験など、指標化しやすい基準を用いているため、自身の努力が可視化しやすい状況が作り出されている。一方日本においては、卒業者はその後既卒者として扱われ、新規学卒労働市場には加わることが難しくなっている。また、日本の採用活動では、コミュニケーション能力などの潜在的な能力が重視されるため、最短入職年齢から離れての入職は企業に拒まれ、就職活動において不利となる。そのため、日本の新卒者の入職過程においては、新規一括採用を通じて就職できるかが大きな影響をもたらすだけでなく、最短入職年齢で入職したか、入職できなかった場合どの程度遅れたか、ということが就業機会に差を付ける可能性があると言及されている。こうした日本の新規学卒就職の仕組みを踏ま

えて、東大社研パネルを用いた分析を行った結果、入職年齢が遅れると大企業への就職率が低くなること、大学卒業の遅延が初職就業にネガティブな影響を与えることなど、入職までの期間が長くなるほど大企業就職の機会が限られてしまうことが明らかとなった。

### 2.3. 本稿の課題

1950年代以降、高度成長期をきっかけに普及した新規学卒一括採用であるが、1970年代に起きた大学進学者、大学卒業者の増加により、新規学卒労働市場の需給のバランスをとることが困難になった。大学卒業者の増加は学歴インフレや大学生の質の問題を生み出し、大量の大学卒業者の中から、企業がより将来的価値のある人的資本を得るために現在のような合理化された新規学卒一括採用が普及するようになった。

こうした制度の中で、学校による職業斡旋というものが良好な就業機会の提供に大きな役割を果たし、高校卒業者に対しては職業斡旋が積極的に行われた。しかし、大学進学者の増加により高校卒業後すぐに就職する人は少なくなり、現在では学校経由の就職よりも自由応募での就職が主流になりつつある。

大学卒業者が増加する一方で、正社員としての就職者数は増加せず、正社員と無職の狭間の存在である非正規雇用などの不安定な働き方が増加した。景気の変動などにより、正規雇用職に就いても必ずしも安定した生活ができるわけでもなく、一度非正規雇用に入ってしまうと正規雇用に入るのは難しい、という状況の中で、新規学卒者は正規雇用に入ろうと必死となる。一方、企業もよりよい学生を招き入れるために必死となり、その結果就職活動の早期化・長期化、学校教育から初職への間断のない移行が主流となった。

以上のように、新規学卒一括採用制度そのものは高度成長期以降大きな変化を伴わなかったが、新規学卒労働市場を取り巻く環境は高度成長期から現在まで大きな変化を遂げてきた。そこで本稿では、高度成長期以降の新規学卒労働市場を取り巻く環境の変化に着目し、大学卒業者の増加により大学卒業という学歴が就業機会に与える影響がどう変化したのか、新規学卒一括採用に特徴的な「間断のない移行」「学校の職業斡旋を利用した入職」という慣行が就業機会に与える影響がどう変化したのかを分析課題とする。また、世代効果が与える影響に着目して分析を行うことで、時代の変化によって現在生じている新規学卒一括採用制度の課題を検討する。

## 第3章 使用データと分析枠組み

### 3.1. 使用データ

本稿では2005年SSM調査委員会が2005年に実施した「2005年SSM日本調査」を用いて分析を行う。この調査は「社会階層と社会移動全国調査」とも呼ばれ、日本で最も伝統のある大規模社会調査の一つであり、1955年の第1回調査（日本社会学会による）以来10年ごとに実施され、2005年調査は第6回の調査にあたる。

調査対象者は日本全国に居住する2005年9月30日時点で満20歳から満69歳までの男女個人である。標本抽出においては全国の市区町村を人口規模に応じて層化し、投票区を第1次抽出単位として1010拠点を抽出、選挙人名簿から対象者を系統抽出法により抽出する層化二段確率比例抽出を行った。調査員による個別面接調査と留置調査を行い、有効回答数は5742人（回収率44.1%）であった。

### 3.2. 分析枠組み

#### 3.2.1. 分析1：大学卒業という学歴が就業機会に与える影響の分析

本稿の研究では、2005年SSM日本調査を用いて大学卒業者に焦点を当てた2つの分析を行う。

はじめに「分析1」として、大学卒業という学歴が就業機会に与える影響の分析を行う。2005年SSM日本調査において、学校卒業後雇用職に就いた、あるいは卒業後一度も職に就いたことがない人を分析対象として、大学卒業という学歴が良好な就業機会の獲得に結び付いているのかを分析する。本論文では、学校卒業から就職活動を経て雇用職に入職した人、または学校卒業後職業に就いたことのない人を研究対象とするため、初職の従業上の地位を尋ねた質問において「自営業主・自由業者」「家族従事者」「内職」と答えた439人と欠損値15人を除外した5288人を対象に分析を行う。表1はこの質問に対する回答の度数分布表である。

表 1 初職の従業上の地位の度数分布表

	度数	有効比率	全体比率
経営者・役員	22	0.4%	0.4%
常時雇用されている一般従業者	4469	78.0%	77.8%
臨時雇用・パート・アルバイト	544	9.5%	9.5%
派遣社員	30	0.5%	0.5%
契約社員・嘱託	47	0.8%	0.8%
自営業主・自由業者	99	1.7%	1.7%
家族従事者	329	5.7%	5.7%
内職	11	0.2%	0.2%
一度も仕事に就いたことがない	176	3.1%	3.1%
有効回答計	5727	100.0%	99.7%
欠損値	15		0.3%
総計	5742		100.0%

分析 1 においては良好な就業機会を示す従属変数として、表 1 における分析対象者を「無職」「非正規雇用」「正規雇用」に分類した変数「初職の有無・雇用形態」を用いる。

また独立変数には、調査対象者が大学・大学院卒業者であるかどうかを示す「大卒ダミー」、生年を 10 年ごとにカテゴリー分けした「生年コーホート」を用い、これら 2 つの独立変数の交互作用についても分析に用いる。統制変数には「性別」を用いる。

### 3.2.2. 分析 2：新規学卒一括採用制度が大卒者の就業機会に与える影響の分析

次に「分析 2」として、新規学卒一括採用制度が大卒者の就業機会に与える影響の分析を行う。分析 2 では 2005 年 SSM 調査において、3.2.1 で示した表 1 のうち「経営者・役員」「常時雇用されている一般従業者」「臨時雇用・パート・アルバイト」「派遣社員」「契約社員・嘱託」と初職の従業上の地位を回答した 5112 人を分析対象とする。表 2 は分析対象となった 5112 人の初職の従業上の地位の度数分布である。

表 2 分析対象者の初職の従業上の地位

	度数	全体比率
経営者・役員	22	0.4%
常時雇用されている一般従業者	4469	87.4%
臨時雇用・パート・アルバイト	544	10.6%
派遣社員	30	0.6%
契約社員	47	0.9%
総計	5112	100.0%

この分析対象から、対象新規学卒一括採用という雇用環境の中で良好な就業機会を提供しているとされる「間断のない移行」「学校経由の就職」が現在の大卒就職においても機能しているのかを分析する。

従属変数には分析 1 と同様に良好な就業機会を示す変数として、表 2 における分析対象者を「非正規雇用」「正規雇用」に分類した変数「初職の雇用形態」を用いる。また、独立変数には学校卒業から初職への移行期間を尋ねた「初職への移行期間」、学校による職業斡旋の利用有無を尋ねた「学校経由の就職」、生年を 10 年ごとにカテゴリー分けした「生年コーホート」、学歴から再編した「大卒・大学院卒ダミー」を用いる。統制変数には「性別」「初職の企業規模」を用いる。

## 第4章 変数と記述統計

### 4.1. 分析 1：大学卒業という学歴が就業機会に与える影響の分析

#### 4.1.1. 従属変数

分析 1「大学卒業という学歴が就業機会に与える影響の分析」の従属変数について確認する。従属変数には「初職の有無・雇用形態」を用いる。2005 年 SSM 日本調査における回答項目は第 3 章の第 2 節で示した表 1 の通りであるが、本分析では初職の有無、初職の雇用形態について着目するためにこの変数から、「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」、「一度も職に就いたことがない」を「無職」とする変数に再編し、「初職の有無・雇用形態」として分析に用いる。表 3 は再編した変数の度数分布表である。

表 3 初職の有無・雇用形態の度数分布

	度数	全体比率
無職	176	3.3%
非正規雇用	621	11.7%
正規雇用	4491	84.9%
総計	5288	100.0%

#### 4.1.2. 独立変数

分析 1 に用いる独立変数について確認する。独立変数には、調査対象者が大学・大学院卒業者であるかどうかを示す「大卒・大学院卒ダミー」、生年を 10 年ごとにカテゴリー分けした「生年コーホート」を用いる。

はじめに「大卒・大学院卒ダミー」について確認する。この変数は 5288 人の分析対象者の中で、学歴を尋ねた質問において大学・大学院を卒業した学歴を持つ人を「大学・大学院卒」、中学・高校・高専・短大を卒業した学歴を持つ人を「それ以外」として変数を再編したものである。表 4 は分析対象者における学歴の度数分布、表 5 は再編した変数の度数分布である。

表 4 分析対象者における学歴の度数分布

	度数	全体比率	有効比率	累積比率
中卒	775	14.7%	14.7%	14.7%
高卒	2985	56.4%	56.5%	71.2%
高専卒	20	0.4%	0.4%	71.6%
短大卒	433	8.2%	8.2%	79.8%
大卒	1000	12.9%	18.9%	98.7%
大学院卒	67	1.3%	1.3%	100.0%
有効回答計	5280	99.8%	100.0%	
欠損値	8	0.2%		
総計	5288	100.0%		

表 5 独立変数「大卒ダミー」の度数分布

	度数	全体比率
大学・大学院卒	1067	20.2%
それ以外	4213	79.8%
総計	5280	100.0%

次に、「生年コーホート」について確認する。この変数は回答者の生年を「1935～1945年」「1946年～1955年」「1956年～1965年」「1966年～1975年」「1976年～1985年」の5つのカテゴリーに分類して再編したものである。表6は再編した変数の度数分布である。

表 6 独立変数「生年コーホート」の度数分布

	度数	全体比率
1935～1945年	1270	24.0%
1946～1955年	1311	24.8%
1956～1965年	1075	20.3%
1966～1975年	1017	19.2%
1976～1985年	615	11.6%
総計	5288	100.0%

#### 4.1.3. 統制変数

分析1に用いる統制変数について確認する。統制変数には「性別」を用いる。表7は分析対象者の性別の度数分布である。

表7 統制変数「性別」の度数分布

	度数	全体比率
男性	2408	45.5%
女性	2880	54.5%
総計	5288	100.0%

#### 4.1.4. 2変数の単純関連

多変量解析を行う前に、2つの独立変数と従属変数それぞれの単純な関連性についてクロス集計表を作成し、カイ自乗検定を行う。

はじめに、独立変数「大卒ダミー」と従属変数「初職の有無・雇用形態」についての関連を確認する。表8はこの2変数のクロス集計表である。カイ自乗検定の結果、 $\chi^2(df=2, N=5280)=94.24$ であり、この関連は母集団でも0.1%水準で有意であった。

表8 大卒ダミーと初職の有無・雇用形態についてのクロス集計表

	無職	非正規雇用	正規雇用	総計
大学・大学院卒	83 (7.8%)	90 (8.4%)	894 (83.8%)	1067 (100.0%)
それ以外	91 (2.2%)	530 (12.6%)	3592 (85.3%)	4213 (100.0%)
総計	174 (3.3%)	620 (11.7%)	4486 (85.0%)	5280 (100.0%)

$\chi^2 = 94.24, df = 2, p < .001.$

次に、独立変数「生年コーホート」と従属変数「初職の有無・雇用形態」についての関連を確認する。表9はこの2変数のクロス集計表である。カイ自乗検定の結果、 $\chi^2(df=8, N=5288)=601.04$ であり、この関連は母集団でも0.1%水準で有意であった。

表 9 生年コーホートと初職の有無・雇用形態についてのクロス集計表

	無職	非正規雇用	正規雇用	総計
1935～1945 年	43 (3.4%)	143 (11.3%)	1084 (85.4%)	1270 (100.0%)
1946～1955 年	13 (1.0%)	93 (7.1%)	1205 (91.9%)	1311 (100.0%)
1956～1965 年	5 (0.5%)	103 (9.6%)	967 (90.0%)	1075 (100.0%)
1966～1975 年	11 (1.1%)	124 (12.2%)	882 (86.7%)	1017 (100.0%)
1976～1985 年	104 (16.9%)	158 (25.7%)	353 (57.4%)	615 (100.0%)
総計	176 (3.3%)	621 (11.7%)	4491 (84.9%)	5288 (100.0%)

$\chi^2 = 601.04, df = 8, p < .001.$

## 4.2. 分析 2：新規学卒一括採用制度が大卒者の就業機会に与える影響の分析

### 4.2.1. 従属変数

分析 2「新規学卒一括採用制度が大卒者の就業機会に与える影響の分析」の従属変数について確認する。従属変数には「初職の雇用形態」を用いる。2005 年 SSM 日本調査における回答項目は第 3 章の第 1 節で示した表 1 の通りであるが、分析 2 においては初職の雇用形態について着目するためにこの変数から、「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」という変数に再編し、「初職の有無・雇用形態」として分析に用いる。表 10 は再編した変数の度数分布表である。

表 10 初職の雇用形態

	度数	全体比率
非正規雇用	621	12.1%
正規雇用	4491	87.9%
総計	984	100.0%

#### 4.2.2. 独立変数

分析 2 に用いる独立変数について確認する。独立変数には、学校を卒業してから初職に就くまでの期間を尋ねた質問から再編した「初職への間断ダミー」、学校による職業斡旋を利用したかを尋ねた「学校の職業斡旋の利用」、生年を 10 年ごとにカテゴリー分けした「生年コーホート」、調査対象者が大学・大学院卒業者であるかどうかを示す「大卒・大学院卒ダミー」を用いる。

はじめに「初職への間断ダミー」について確認する。この変数は、学校を卒業してから初職に就くまでの期間を「1 か月未満」「1 か月～3 か月」「4 か月以上」の選択肢で尋ねた質問である。表 11 はこの質問に対する回答の度数分布である。この質問から、「1 か月未満」と回答した人を「間断なし」、「1 か月～3 か月」「4 か月以上」と回答した人を「間断あり」として再編した変数「初職への間断ダミー」を分析に用いる。表 6 は再編した変数の度数分布表である。

表 5 初職への移行期間の度数分布

	度数	有効比率	全体比率
1 ヶ月未満	4280	84.1%	83.7%
1 ヶ月～3 ヶ月	310	6.1%	6.1%
4 ヶ月以上	501	9.8%	9.8%
有効回答計	5091		99.6%
欠損値	21		0.4%
総計	5112		100.0%

表 6 初職への間断ダミーの度数分布

	度数	有効比率	全体比率
間断なし	4280	84.1%	83.7%
間断あり	811	15.9%	15.9%
有効回答計	5091	100.0%	99.6%
欠損値	21		0.4%
総計	5112		100.0%

次に、独立変数「学校の職業斡旋の利用」について確認する。この変数は、初職にどのように入職したかを尋ねた複数回答の質問において「卒業した学校や先生の紹介」を選択した人を「利用あり」、選択しなかった人を「利用なし」とした変数である。表 7 はこの変数の度数分布である。

表 7 学校の職業斡旋の利用

	度数	全体比率
利用あり	2398	46.9%
利用なし	2714	53.1%
総計	5112	100.0%

次に独立変数「生年コーホート」について確認する。この変数は、分析 1 の独立変数でも用いた、回答者の生年を 10 年ごとに分類して再編した変数である。表 8 は分析 2 の分析対象者における生年コーホートの度数分布である

表 8 生年コーホート

	度数	全体比率
1935～1945 年	1227	24.0%
1946～1955 年	1298	25.4%
1956～1965 年	1070	20.9%
1966～1975 年	1006	19.7%
1976～1985 年	511	10.0%
総計	5112	100.0%

最後に、独立変数「大学・大学院卒ダミー」について確認する。この変数も生年コーホート同様、分析 1 で再編した変数であり、大学・大学院卒業者を「大学・大学院卒」、それ以外を「それ以外」とした変数である。表 9 は分析 2 の分析対象者における、再編した変数の度数分布である。

表 9 大学・大学院卒ダミーの度数分布

	度数	有効比率	全体比率
大学・大学院卒	984	19.3%	19.3%
それ以外	4122	80.6%	80.7%
有効回答計	5106	99.9%	100.0%
欠損値	6	0.1%	
総計	5112	100.0%	

#### 4.2.3. 統制変数

分析 2 に用いる統制変数について確認する。はじめに統制変数「性別」について確認する。表 11 は分析 2 における分析対象者の性別の度数分布である。

表 11 性別の度数分布

	度数	全体比率
男性	2344	45.9%
女性	2768	54.1%
総計	5112	100.0%

次に統制変数「初職の企業規模」について確認する。初職の企業の従業員数による関連の差を統制するために、初職の従業員数を尋ねた質問から、「1人」「2～4人」「5～9人」「10～29人」「30～99人」を「100人未満」,「100～299人」「300～499人」を「100～499人」「500～999人」「1000人以上」を「500人以上」に再編した変数を用いる。「官公庁」「非該当(内職)」「わからない」については欠損値として分析から除外した。なお、企業規模の人数のカテゴリー分けは荻谷(1998)に基づき行った。表 12 は再編した変数の度数分布である。

表 12 初職の企業規模の度数分布

	度数	有効比率	全体比率
100人未満	2103	48.9%	41.1%
100～499人	908	21.1%	17.8%
500人以上	1287	29.9%	25.2%
有効回答計	4298	100.0%	84.1%
欠損値	814		15.9%
総計	5112		100.0%

#### 4.2.4. 2変数の単純関連

多変量解析を行う前に、4つの独立変数と従属変数それぞれの単純な関連性についてクロス集計表を作成し、カイ自乗検定を行う。

はじめに、独立変数「初職への間断ダミー」と従属変数「初職の雇用形態」についての関連を確認する。表 13 はこの 2 変数のクロス集計表である。カイ自乗検定の結果、 $\chi^2(df=1, N=5091)=401.59$  であり、この関連は母集団でも 0.1%水準で有意であった。

表 12 初職への間断ダミーと初職の雇用形態のクロス集計表

	非正規雇用	正規雇用	総計
間断なし	346 (8.1%)	3934 (91.9%)	4280 (100.0%)
間断あり	269 (33.2%)	542 (66.8%)	811 (100.0%)
総計	615 (12.1%)	4476 (87.9%)	5091 (100.0%)

$\chi^2 = 401.59, df = 1, p < 0.001$

次に、独立変数「学校の職業斡旋の利用」と従属変数「初職の雇用形態」の関連を確認する。表 13 はこの 2 変数のクロス集計表である。カイ自乗検定の結果、 $\chi^2(df=1, N=5112)=305.71$  であり、この関連は母集団でも 0.1%水準で有意であった。

表 13 学校の職業斡旋の利用と初職の雇用形態のクロス集計表

	非正規雇用	正規雇用	総計
利用なし	534 (19.7%)	2180 (80.3%)	2714 (100.0%)
利用あり	87 (3.6%)	2311 (96.4%)	2398 (100.0%)
総計	621 (12.1%)	4491 (87.9%)	5112 (100.0%)

$\chi^2 = 305.71, df = 1, p < .001.$

次に、独立変数「生年コーホート」と従属変数「初職の雇用形態」の関連を確認する。表 14 はこの 2 変数のクロス集計表である。カイ自乗検定の結果、 $\chi^2(df=4, N=5112)=205.61$  であり、この関連は母集団でも 0.1%水準で有意であった。

表 14 生年コーホートと初職の雇用形態のクロス集計表

	非正規雇用	正規雇用	総計
1935～1945 年	143 (11.7%)	1084 (88.3%)	1227 (100.0%)
1946～1955 年	93 (7.2%)	1205 (92.8%)	1298 (100.0%)
1956～1965 年	103 (9.6%)	967 (90.4%)	1070 (100.0%)
1966～1975 年	124 (12.3%)	882 (87.7%)	1006 (100.0%)
1976～1985 年	158 (30.9%)	353 (69.1%)	511 (100.0%)
総計	621 (12.1%)	4491 (87.9%)	5112 (100.0%)

$\chi^2 = 205.61, df = 4, p < .001.$

最後に独立変数「大卒・大学院卒ダミー」と従属変数「初職の雇用形態」の関連を確認する。表 15 はこの 2 変数のクロス集計表である。カイ自乗検定の結果、 $\chi^2(df=1, N=5106)=9.11$  であり、この関連は母集団でも 1%水準で有意であった。

表 15 大学・大学院卒ダミーと初職の雇用形態のクロス集計表

	非正規雇用	正規雇用	総計
大学・大学院卒	90 (9.1%)	894 (90.9%)	984 (100.0%)
それ以外	530 (12.9%)	3592 (87.1%)	4122 (100.0%)
総計	620 (12.1%)	4486 (87.9%)	5106 (100.0%)

$\chi^2 = 9.91, df = 1, p < .002.$

## 第5章 分析結果

### 5.1. 分析 1：大学卒業という学歴が就業機会に与える影響の分析

第 4 章の第 1 節においてはクロス集計表とカイ自乗検定を用いて独立変数と従属変数の単純関連を分析した。分析の結果、「大卒ダミー」と「生年コーホート」の 2 つの独立変数は従属変数「初職の有無・雇用形態」にそれぞれ有意な関連があることがわかった。

本節では、第 3 章の分析枠組みに基づき「大卒ダミー」「生年コーホート」が「初職の有無・雇用形態」に与える影響について、統制変数や 2 つの独立変数の交互作用を用い多項ロジスティック回帰分析を行うことで検討する。

表 16 は従属変数「初職の有無・雇用形態」についての多項ロジスティック回帰分析の結果をまとめた表である。独立変数には「大卒ダミー」「生年コーホート」、統制変数には「性別」、交互作用として「大卒ダミー」と「生年コーホート」の交互作用を投入して分析を行った。モデル 1 は交互作用を投入せずに分析を行った結果、モデル 2 は交互作用を投入して分析を行った結果である。

分析の結果、交互作用を投入しなかったモデル 1 においては 2 つの独立変数それぞれに有意な関連がみられた。生年コーホートに関しては、1946 年～1975 年に生まれた人は、1935 年～1945 年に生まれた人に比べ非正規職・正規職に就きやすいという関連がみられた。また、1976 年～1985 年に生まれた人は、1935 年～1945 年に生まれた人に比べ非正規職、正規職それぞれに就きにくいという関連を見ることができた。大卒ダミーに関しては、大卒であることで無職に比べ非正規雇用、正規雇用それぞれに就きにくくなるという、1960 年代以降の新規学卒一括採用制度にみられた学歴格差の影響とは異なる関連がみられた。

そこで、モデル 2 においては 1970 年代以降の大学進学者の増加の影響を検討するために「大卒ダミー」と「生年コーホート」の交互作用を投入して分析を行った。その結果、大卒ダミーと 1976～1985 年の交互作用に有意な関連がみられた。このことから、大卒という学歴が良好な就業機会に与える効果は、1976～1985 年生まれの人にとってはそれ以前の生まれの人に比べると十分に機能していないことがわかる。

表 16 初職の有無・雇用形態についての多項ロジスティック回帰分析

	モデル 1				モデル 2			
	非正規		正規		非正規		正規	
	係数 (標準誤差)		係数 (標準誤差)		係数 (標準誤差)		係数 (標準誤差)	
(切片)	1.713 *** (0.226)		4.011 *** (0.206)		1.426 *** (0.230)		3.664 *** (0.210)	
大卒ダミー	-1.792 *** (0.210)		-1.455 *** (0.186)		0.006 (1.134)		1.348 (1.017)	
生年								
1946～1955 年	0.910 ** (0.345)		1.464 *** (0.321)		0.843 * (0.366)		1.457 *** (0.342)	
1956～1965 年	2.378 *** (0.542)		2.569 *** (0.528)		1.819 *** (0.543)		2.142 *** (0.527)	
1966～1975 年	1.622 *** (0.366)		1.524 *** (0.348)		1.151 ** (0.391)		1.192 ** (0.372)	
1976～1985 年	-0.351 (0.225)		-1.627 *** (0.202)		0.494 † (0.280)		-0.765 ** (0.263)	
性別								
女性	-0.412 * (0.206)		-0.942 *** (0.183)		-0.324 (0.203)		-0.843 *** (0.188)	
大卒× 1946～1955 年					-0.556 (1.406)		-1.639 (1.274)	
大卒× 1956～1965 年					7.084 (34.287)		5.681 (34.283)	
大卒× 1966～1975 年					0.324 (1.390)		-1.074 (1.283)	
大卒× 1976～1985 年					-3.038 ** (1.176)		-3.733 *** (1.047)	

従属変数は「初職の有無・雇用形態」，従属変数の基準カテゴリーは「無職」.  
 大卒ダミーの基準カテゴリーは「それ以外」，生年の基準カテゴリーは「1935～  
 1945 年」，性別の基準カテゴリーは「男性」.  
 N=5280, †<.10, \*<.05, \*\*<.01, \*\*\*<.001.

## 5.2. 分析 2：新規学卒一括採用制度が大卒者の就業機会に与える影響の分析

第 4 章の第 2 節においては、従属変数「初職の雇用形態」と 4 つの独立変数「学校から職業への間断」「学校の職業斡旋利用」「生年コーホート」「大卒・大学院卒ダミー」のそれぞれの単純関連を確認した。その結果すべての組み合わせで有意な関連が見られた。

本節では第 3 章の第 2 節で示した分析枠組みに基づき、「学校から職業への間断」「学校の職業斡旋利用」「生年コーホート」「大卒・大学院卒ダミー」が初職の雇用形態に与える影響について、統制変数や交互作用を用いて二項ロジスティック回帰分析を行うことで検討する。

表 17 は従属変数「初職の雇用形態」についての二項ロジスティック回帰分析の結果をまとめた表である。モデル 1 においては交互作用を投入せずに分析を行い、モデル 2 においては交互作用を投入して分析を行った。

分析の結果、間断があることで正規雇用に就きにくくなる、学校の職業斡旋を利用すると正規雇用に就きやすくなる、大学・大学院卒という学歴を持つ人が正規雇用につきやすくなる、という有意な関連が 2 つのモデルでともにみられた。また、モデル 1 においては 1966～1975 年、1976～1985 年生まれの人が、1935～1945 年生まれの人に比べて正規雇用に就きにくいという有意な関連がみられた。

交互作用項を加えたモデル 2 においては、生年コーホートと初職の雇用形態の関連において、モデル 1 では有意でなかった 1946～1955 年生まれの人に 1935～1945 年生まれの人よりも正規雇用に就きやすいという有意な関連がみられ、1966～1975 年生まれの人の関連が有意でなくなった。また交互作用項については、間断ありと 1946～1955 年生まれの交互作用において有意な関連がみられ、1946～1955 年生まれの人においては初職への間断があることによって正規雇用に就きにくいということがいえる。その他の交互作用においては 5%水準で有意な関連はみられず、初職への間断がないことや、学校の職業斡旋の利用があることによる初職の雇用形態への影響は学歴や世代効果による影響を受けないことがわかる。

表 17 初職の雇用形態についての二項ロジスティック回帰分析

	モデル 1			モデル 2		
	係数		標準誤差	係数		標準誤差
切片	2.161 ***		0.148	1.977 ***		0.169
間断ありダミー	-1.272 ***		0.118	-0.895 ***		0.221
学校の斡旋利用ありダミー	1.556 ***		0.155	1.821 ***		0.412
生年						
1946～1955 年	0.145		0.170	0.794 **		0.266
1956～1965 年	-0.177		0.174	0.036		0.243
1966～1975 年	-0.506 **		0.165	-0.371		0.231
1975～1985 年	-1.647 ***		0.171	-1.518 ***		0.238
大卒・大学院卒ダミー	0.584 **		0.181	0.585 *		0.239
女性ダミー	-0.435 ***		0.116	-0.470 ***		0.117
企業規模						
100～499 人	0.980 ***		0.169	0.991 ***		0.170
500 人以上	0.966 ***		0.160	0.984 ***		0.160
間断あり×大卒・大学院卒				0.258		0.384
間断あり×1946～1955 年				-1.131 **		0.357
間断あり×1956～1965 年				-0.444		0.370
間断あり×1966～1975 年				-0.300		0.349
間断あり×1976～1985 年				-0.368		0.370
学校の斡旋×大卒・大学院卒				-0.506		0.465
学校の斡旋×1946～1955 年				-0.933 †		0.526
学校の斡旋×1956～1965 年				-0.208		0.548
学校の斡旋×1966～1975 年				-0.060		0.530
学校の斡旋×1976～1985 年				-0.027		0.512
-2LL			2283.3			2268.8
モデル $\chi^2$			661.11***			675.62***
NagelkerkeR <sup>2</sup>			0.288			0.294

従属変数は「初職の雇用形態」、初職の雇用形態の基準カテゴリーは「非正規」、間断ありダミーの基準カテゴリーは「間断なし」、学校の斡旋利用ダミーの基準カテゴリーは「利用なし」、生年コーホートの基準カテゴリーは「1935～1945 年」、大学・大学院卒ダミーの基準カテゴリーは「それ以外」、性別の基準カテゴリーは「男性」、企業規模の基準カテゴリーは「100 人未満」。

N=4273, †<.10, \*<.05, \*\*<.01, \*\*\*<.001.

## 第6章 まとめと考察

本稿では、新規学卒一括採用制度の下での新規大卒者の就業機会に着目し 2 つの分析を行った。本章ではこれらの分析結果を整理し、現在の社会における新規学卒一括採用制度の課題を考察する。

分析 1「大学卒業という学歴が就業機会に与える影響の分析」においては、1976～1985 年生まれの人において、それ以前に生まれた人に比べ正規雇用につきにくいという関連がみられた。また、大学・大学院卒という学歴を持つことによる初職の雇用形態への関連も、1976～1985 年生まれの人においては、正規雇用や非正規雇用につきにくくなるという関連がみられた。

分析 2「新規学卒一括採用制度が大卒者の就業機会に与える影響の分析」においては、学校から職業への間断があることで正規雇用につきにくくなる、学校の職業斡旋を利用することによって正規雇用につきやすくなるという関連がみられ、こうした関連は、生年や学歴との有意な交互作用が見られなかったことから、世代効果や学歴に関係なく機能していることがわかった。また 1946～1955 年生まれの人においては、間断があることで正規雇用につきにくくなるという関連がみられた。

以上の分析結果から、新規学卒一括採用制度の変容と課題について考察する。

1960 年代に生じていた、大学卒業者に有利な学歴格差は、1970 年代以降の大学進学者増加を経て現在ではほとんど機能しなくなったといえる。これは荻谷（2010）でも述べられていたことであり、そのことを分析により再度確認することができた。

一方、学校から初職への間断のない移行や学校の職業斡旋という、新規学卒一括採用制度に特徴的な就職の方法を利用した就職が良好な就業機会を提供するという点については、「良好な就業機会」を「正規雇用に就くこと」と考えた際には年代による影響を受けることなく機能していることがわかる。学校の職業斡旋の利用については、荻谷（1998）や香川（2006）においても良好な就業機会の獲得に有効であるとされていたが、現在では自由応募での就職が主流となり、利用者が減少していると述べられている。本稿では学校の職業斡旋が良好な就業機会を提供するという機能には着目していたが、大学生における利用者の減少については言及していない。そこで、分析に用いた 2005 年 SSM 調査において大学・大学院卒業者のうち学校による職業斡旋を利用した人の比率を確認する。表 18 は 2005 年 SSM 日本調査において、大学・大学院卒業者の学校の職業斡旋の利用割合を 10 年ごとの生年に区切り表したものである。この表をみると、高度成長期に入った頃に大学を卒業した 1946～1955 年生まれの世代において学校による職業斡旋の利用率が高く、その後利用率が低下していることがわかる。

表 18 生年コーホートと学校による職業斡旋の利用のクロス集計表

	利用あり	利用なし	総計
1935～1945 年	485 (39.5%)	742 (60.5%)	1227 (100.0%)
1946～1955 年	672 (51.8%)	626 (48.2%)	1298 (100.0%)
1956～1965 年	542 (50.7%)	528 (49.3%)	1070 (100.0%)
1966～1975 年	476 (47.3%)	530 (52.7%)	1006 (100.0%)
1976～1985 年	223 (43.6%)	288 (56.4%)	511 (100.0%)
総計	2398 (46.9%)	2714 (53.1%)	5112 (100.0%)

大学の就職部による職業斡旋の利用者が減少していることについて、労働政策研究・研修機構が 2005 年に実施した「大学就職部／キャリアセンター調査」の調査結果では、大学の就職部やキャリアセンターにおいては、個別相談や、キャリア形成支援のためのガイダンス、業界研究等の利用率が学生の 50%を超えている一方で、学内推薦やインターンシップの利用は 20%未満という低い利用率である。また、大学側がみた学生の就職活動の特徴としては、インターネットの普及により就職活動ナビサイトなどによる自由応募が活発となったことで、学生がインターネットの情報に頼りすぎるようになったことを挙げている（労働政策研究・研修機構 2006）。つまり、インターネットによる就職活動が当たり前となり、大学の就職部での職業斡旋、求人紹介という存在が認知されづらくなっていると考えられる。

本稿の分析結果からもいえるように、大学による職業斡旋は現在においても良好な就業機会の提供に役立っている。そのため、就職活動を行う上で、就職活動ナビ等のインターネットの情報だけではなく、大学の就職部を利用する人が増えることによって良好な就業機会を獲得できる人が増加する可能性があると考えられる。

大学卒業者の就業機会の問題の解決策としては、上述のように、現在主流となったインターネットによる就職活動に限らず、学校の就職支援を活用することでより良好な就業機会を獲得することができる。と考える。

一方で、大学を卒業してから初職に就くまでに空白の時間がある人がその後正規雇用に就きにくいという問題も生じている。この問題に関しては本稿では分析を行うことができなかったが、新規学卒一括採用という制度が機能している条件下では避けることのできない問題である。企業側はこれまで学生の就職活動の早期化・長期化に対しても、わずかに就職活動開始時期を遅らせるだけなど消極的な対応をとってきた。そのため、企業と大学の歩

み寄りには困難なものであると考えるが、新規学卒一括採用制度を取り巻く諸環境は高度成長期以降大きく変化していることから、新規学卒一括採用制度の見直しというものが今後の課題であるとする。

## 文献

- 有田伸・大島真夫, 2012, 「東大社研パネル調査 (JLPS) からわかる現代日本の若者像 (2) 学校から職業への移行」『日本教育社会学会大会発表要旨集録』(64): 170-173.
- 本田由紀, 2010, 「大学と仕事との接続を問い直す」『学術の動向』15(6): 28-35.
- 香川めい, 2006, 「学校から職業への移行に関する二つの経路——「間断」のない移行と「学校経由」の就職」『東京大学大学院教育学研究科紀要』46: 155-164.
- 荻谷剛彦, 1998, 「学校から職業への移行過程の分析——初職入職経路と職業的キャリア」『SSM 調査シリーズ 11 教育と職業——構造と意識の分析』25-55.
- , 2010, 「大卒就職の何が問題なのか」荻谷剛彦・松田美佐編『大卒就職の社会学——データから見る変化』1-26.
- 川口秀人, 1998, 「新規学卒一括採用が特徴づける我が国の雇用慣行」『労働統計調査月報』労務行政研究所, 50(10): 10-15.
- 厚生省, 1998, 『厚生白書』.
- 文部科学省, 2014, 「文部科学省統計要覧 (平成 26 年度版)」(2014 年 9 月 23 日取得, [http://www.mext.go.jp/component/b\\_menu/other/\\_icsFiles/afieldfile/2014/07/30/1349609\\_09.xlsx](http://www.mext.go.jp/component/b_menu/other/_icsFiles/afieldfile/2014/07/30/1349609_09.xlsx)).
- 西川清之, 2013 「わが国の若年者雇用の現状と課題——『学歴インフレ』と『新規学卒一括採用』を中心に」『龍谷大学経営学論集』53(1): 32-49.
- リクルートワークス研究所, 2014, 「大卒求人倍率調査 (2015 年卒)」(2014 年 12 月 11 日取得, [http://www.works-i.com/pdf/140424\\_dai.pdf](http://www.works-i.com/pdf/140424_dai.pdf)).
- 労働政策研究・研修機構研究, 2006, 『大学生の就職・募集採用活動等実態調査結果Ⅱ——「大学就職部／キャリアセンター調査」及び「大学生のキャリア展望と就職活動に関する実態調査」』労働政策研究・研修機構.
- 労働政策研究・研修機構, 2012, 『データブック国際労働比較』.
- 総務省統計局, 2013, 「平成 25 年労働力調査年報」(2014 年 9 月 23 日取得, <http://www.stat.go.jp/data/roudou/report/2013/pdf/summary1.pdf>).
- 竹内洋, 1995, 『日本のメリトクラシー——構造と心性』東京大学出版会.

## 謝辞

本稿では、〔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。謹んでお礼申し上げます。