

大学進学者の就職時期を延ばす選択が その後の就業や年収に及ぼす影響 —ストレート卒業就職組との比較—

萩原 牧子 リクルートワークス研究所・主任研究員／主任アナリスト
太田 聡一 慶應義塾大学・経済学部教授

本稿では、大学卒業時周辺に行われる就職時期を延ばす選択、すなわち大卒無業、留年、大学院2年進学の就業や年収に与える影響を、大学を4年で卒業後すぐに就職した場合と比較検証した。その結果、大卒無業や留年（理系除く）が、初職の雇用形態やその後の年収水準に負の影響を生じる傾向が示された。在学中に企業による選抜が集中的になされる日本の新卒採用システムは、若年者の学校から職場への移行をスムーズにするという点で評価されてきたが、本稿ではその仕組みから外れた場合の負の側面が実証された。

キーワード： 大卒無業、留年、大学院進学、正社員確率、年収

目次

- I. 問題意識
- II. 先行研究
- III. データ
- IV. 基本集計
- V. 回帰分析
- VI. まとめと今後の課題

I. 問題意識

日本には、長期雇用を前提に大学卒業者を雇用して社内で育てるといふ、新卒採用の仕組みがある。大学生は在学中に一律の就職活動時期を迎え、卒業してすぐに新卒者として入社する。雇用の流動性が低いことから、その後の長い職業人生を同じ企業で過ごす人も少なくないし、たとえ、転職するとしても、学校卒業後の初めの働き方がその後の働き方に大きく影響することから（たとえば酒井・樋口 2005; Kondo 2007）、初めの職選びは非常に重要であり、失敗しないために時期に遅れず就職活動することが求められる。

もし、ある人が大学を4年で卒業してすぐに就職するという、メインストリームに乗らなかった

（あるいは、乗れなかった）場合、その後の働き方や所得はどうなるのだろうか。たとえば、大学を4年で卒業しても無業期間（ブランク）を経てから就職をした場合、既卒者は企業によっては新卒採用の対象者として扱われないケースもある。あるいは、4年時に就職ができなかったために1年以上留年して、一つ下の学年と同じ時期に就職した場合、企業は留年経験をネガティブに評価するかもしれない。一方で、卒業して無業になるよりは、学生という立場を維持することで企業に新卒採用の対象として扱われる点で有利になるかもしれない。また、大学院に2年進学して就職するという選択も、その後の本人のキャリアひいては処遇に大きな影響をもたらす可能性がある。

日本においてこうした視点に立った研究は乏しかったが、再チャレンジが難しい雇用システムだからこそ、異なる選択をした場合の効果を示すことの社会的意義は大きい。本稿では、大学卒業時に就職時期を延ばす選択の効果を、大学を4年で卒業してすぐに就職する場合と比較検証する。

学卒時点での選択はいくつかのルートを通じてその後のキャリアや処遇に影響を与えられ

第1に、人的資本の変化を通じた効果がある。たとえば、ある人が大学院に進学して人的資本の水準が向上し、それが労働市場で評価される場合には、その人の就職先の選択が有利になり、賃金水準の上昇も伴うであろう。しかしながら、企業が大学院で学んだ内容を評価しない場合には、そうした選択は必ずしも当人にとってプラスにならないかもしれない。また、この点については理系と文系で結果が異なることも考えられる。無業期間および留年については、学部4年間で卒業してすぐに就職するというストレート就職に比べて、就業経験の先送りが生じている点では大学院進学と共通しているが、大学院進学に比べて高度な教育内容を習得するチャンスは乏しい。とくに無業の場合には、その間に学校・企業における教育訓練機会から遠ざかっているために、留年や大学院進学に比べて人的資本水準の上昇率が小さくなる可能性がある。それに加えて人的資本の減耗が存在するならば、ストレート就職者よりも就職面で不利になるかもしれない。

人的資本を通じた効果は、企業による企業特殊訓練とも関連する。まず、教育水準と企業による訓練との間に正の相関が存在することを指摘する研究がある(たとえば, Lynch and Black 1988)。この場合には、大学院進学者は就職後にインセンティブな企業内訓練を受けることで、学部を卒業して就職した者よりも賃金成長率が高くなりうる。その一方で、就職時点の年齢が高くなることで、企業による訓練の効率性が低下したり、投資を回収する期待期間が縮小したりすることで、企業にとっての訓練インセンティブが低下するおそれもある。かりに就職時の年齢上昇がもたらすネガティブな効果が大きければ、無業や留年を経験した人はストレート就職者よりも就職面・処遇面で不利になるものと考えられる。これらの点は、企業特殊的人的資本の蓄積が重視される日本の労働市場において、より重要な意味合いを持つであろう¹⁾。

第2に、シグナリングに関連する効果がある。卒業後に無業を経験した人や就職留年を経験した人は、若年者を採用しようとする企業から見れば

「他企業が採用を見送った人材」であり、その情報を採用可否に反映させる可能性がある。こうした状況は、企業が労働者の能力を正確に把握することが困難である場合に生じる²⁾。また、単位を取得する能力と労働生産性との間に正の相関がある場合には、企業は留年した人の能力をストレート卒業者に比べて低く評価することになる。

第3に、サーチ活動に関連する効果も考えられる。たとえば、学卒時に無業を選択した人は、それだけ長期間集中的に職探し活動を行うことができるだろう。あるいは、就職予備校などで面接対策を行ったり、就職後に役立つ実践的なスキルを身に付けたりすることがありえる。その一方で、無業を経験した人は大学在学中の人と比べて就職についての情報が入りにくい傾向があるかもしれない。

第4に、能力固有の影響も存在しうる。これまで挙げたものは、卒業時点での選択の結果が因果的にその後の就職や賃金に影響を及ぼすルートであった。シグナリングは能力に関連しているが、不況期に卒業したためにすぐに仕事を見つけることができなかつた人は、その人個人の能力如何にかかわらず、能力を低く評価されてしまう点を強調する。その一方で、能力水準によって卒業時の選択が決まってしまう、また同じ能力水準によってその後の就業のチャンスや賃金水準が決まることから、卒業時点の選択は就職機会や賃金水準に対して因果的な効果を持たないとする立場もありうる。したがって、純粹に因果的な影響の把握を目指すならば、何らかの形で能力水準をコントロールする必要がある。

以上のように、大卒無業、留年、大学院進学がもたらす影響については様々な効果が介在する可能性があり、その総合的な効果については最終的には実証分析によって判断すべきである。そこで本稿は、留年経験の有無、大学院進学の有無、初職就職までの無業期間といった情報を把握することができるデータを用いて、卒業時の選択が初職と現職の雇用形態、さらには現在の年収に及ぼす効果を分析する。さらに本稿の特徴として、文系

と理系に分けた分析を行うことで、専攻の差異によって学卒時の選択の行動が異なる可能性を視野に入れる。

本稿は以下のように構成されている。第2節では、本稿の分析と関連の深い日本の先行研究を展望する。第3節では、本稿で用いるデータを紹介する。第4節では、学卒時の選択とその後のキャリアについての基本的な集計を行う。第5節では、より厳密な検証を目指して回帰分析を行う。第6節では、分析結果をまとめるとともに、今後の課題を述べる。

II. 先行研究

若年雇用問題が日本でも社会的課題になって以降、学校から職場への移行プロセスがその後のキャリアに及ぼす影響についての研究が急激に蓄積されるようになった³。その系統は、大きく三つに分かれる。

第1は、学卒時の労働市場の需給バランスが、その後の就業状態や賃金水準などに及ぼす影響を分析する研究がある。大竹・猪木(1997)は、1990年代半ばまでの「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省)のデータを用いて、高卒の卒業年の失業率上昇は実質賃金の低下をもたらし、主要企業雇用人員過不足判断指数の悪化は大卒の実質賃金の低下をもたらすことを明らかにした。さらに同研究は、卒業時の労働市場の需給逼迫度は勤続年数に対して有意な正の効果を与えることを示した。

転職については、太田(1999)が「雇用動向調査」(厚生労働省)の集計データを用いて学卒年(とくに高卒)の有効求人倍率の上昇が離職率の低下をもたらしていることを示した。同研究の基本的な知見は、学卒時点での労働市場の逼迫はマッチングの向上を通じて転職行動を抑制するが、調査時点での労働市場の逼迫は就業機会の増大を通じて転職率を上昇させるというものである。Genda and Kurosawa(2001)も「若年者就業実態調査」の個票を用いて学卒時失業率の影響を確認している。

Genda, Kondo and Ohta(2010)は、「労働力調査特別調査」および「労働力調査(詳細結果)」(総務省)の個票を用いて氷河期世代のデータも含めた分析を行った。その分析によると、中卒および高卒では、卒業年の失業率が高かった世代ほど、長期間にわたって実質賃金が低水準になる。具体的には、卒業年の失業率が1ポイント高くなると、中学・高校卒のグループでは、その後12年以上にわたって実質年収が5~7%程度低くなる。また、卒業年の失業率が高かった世代ほど、卒業年も就職していない割合が高く、また就業することができても、不安定な雇用形態で就業する可能性が高まることが明らかになった。

第2は、学卒後に最初に就いた仕事(初職)がその後のキャリアに及ぼす影響を見たものである。酒井・樋口(2005)は、「第1回慶應義塾家計パネル調査」を用いて、学卒後にフリーターになった人と正規雇用された人で、その後の就業や家族形成にどのような違いが生じているかを調べた。その結果、フリーター経験者は正規経験者に比べて就業しても低い所得しか得ていないこと、フリーター経験者は正規経験者より結婚年齢が高くなることから出産年齢も高くなっていること、さらにフリーター経験が結婚・出産時期にもたらしている影響はバブル経済崩壊後に大きくなっていることを明らかにした。

Kondo(2007)も、「日本版総合的社会調査(JGSS)」の個票データを用いて、初職が非正規雇用であった場合には現職でも非正規雇用である可能性が高くなることを示した。この研究の優れた点は、有効求人倍率を操作変数とすることで直接観測不能な労働者の資質などの影響を制御したことにある。Hamaaki, Hori, Maeda and Murata(2013)も、「消費生活に関するパネル調査」(家計経済研究所)を用いてKondo(2007)と同様の分析を行ったが、とくに労働者が学卒時に常勤の仕事に就けなくても、学卒時から3年以内に常勤の仕事に就けば、現在常勤である確率が学卒時よりも低下しないという新しい知見を得ている。

第3は、留年や進学といった学校卒業直前の選

択や、卒業直後の就業状態がその後のキャリアに及ぼす影響という視点が考えられる。ただし、実際にはデータの制約があるために、日本におけるこの領域の研究は少ない。太田 (2010) では、「学校基本調査」(文部科学省) の関係学科別データを用いて、大学卒業者の無業率が高い場合には大学留年率も高くなることを示した。その推計結果によると、1 ポイントの無業率の上昇は、国立あるいは私立大学の留年率を 0.1~0.2 ポイント上昇させる。ただし、留年という選択が将来のキャリアに及ぼす影響は分析されていない。学卒後から初職就職までのブランク期間の影響、とくに個人の能力をコントロールした研究については、先に挙げたように Hamaaki, Hori, Maeda and Murata (2013) が学卒後 3 年以内に常勤の仕事に就くことの重要性を指摘した以外には見当たらない。大学院進学がその後のキャリアにもたらす影響についても、大学と大学院を分離して尋ねた調査が少ないこともあって研究蓄積は乏しい。数少ない研究のうち森川 (2013) は、「就業構造基本調査」(総務省) を用いて学部卒と大学院卒との賃金格差を分析している。そこでは、大学院卒業者は学部卒に比べて就労率が高いこと、大学院を出た人は学部卒の人に比べて平均約 30% の賃金プレミアムを得ていることが示されている。ただし、この調査では個々の能力に関する変数は含まれておらず、能力のコントロールがなされていない。また文系・理系の区別もなされていない。

このような現状を鑑み、次節以降では学卒時の選択についての情報量が多いデータを利用して、大学をストレートに卒業してすぐに就職した場合と比べて、留年、大卒無業、大学院進学を経験した場合にその後のキャリアにどのような影響が生じるのかを明らかにしたい。

III. データ

分析に使用するデータは、リクルートワークス研究所が首都圏で働く人を対象に実施した「ワー

キングパーソン調査 2014」の個票データである。この調査は隔年で実施され、就業実態や就業意識、転職前後の設問を豊富に含んでいることが特徴である。クロスセクションデータではあるが、2014 年の調査では、社会人になる前に卒業した学校の入学・卒業年月や、初めの就職先の入社・退職年月、そして、就業実態などの設問があるため、学校に通った期間や、就職先への入社タイミングなど、学校卒業時の状況を詳しく捉えることができる。加えて、個人の能力に関する変数も含まれている。

本稿での分析対象は、50 歳未満の男性で、社会人になる前に卒業した学校が、大学、もしくは、修士に相当する大学院に 2 年間通った人に限定した⁴。大学院の博士課程を選ぶ者は、研究職を目指すなど、その後のキャリアコースが大学卒や修士とは異なることが想定されるため、分析対象から外した。また、留年についても、就職活動時期が決まっている日本の仕組みのなかで、下の学年と同じ時期(つまり、1 年遅らせた場合)の効果に注目するために、1 年以上留年した者に限定し、それより短い留年者は分析対象から除いた。分析対象の定義とサンプルサイズは以下のとおりである。なお、理系の 1 年以上留年、文系その他の大学院 2 年進学はサンプルサイズが少ないため、解釈に注意が必要である。

なお、以降では、大学を 4 年で卒業しすぐに就職した場合を「ストレート就職」、大学を 4 年で卒業したが、無業期間を経た場合を「大卒無業」、1 年以上留年した場合を「留年」、大学院に 2 年通ったものを「院 2 年進学」と略して表記することがある。

図表 1 分析対象者とサンプルサイズ

分析対象者	定義	調査票からの対象者限定の方法	全体 n数	理系 n数	文系 その他 n数
大学4年卒就職 (ストレート就職)	大学在籍期間が4年以内で、 かつ、ブランクなしで就職	「大学在籍期間4年以内」→調査票の卒業年月と入学年月の差から計算される在籍期間は、4年間通った場合47カ月になるが、誤差の範囲として1カ月を足して48カ月以内とした。また、在籍期間が3年未満(35カ月未満)は対象から除いた。「ブランクなし」→調査票の入社年月と卒業年月の差から計算されるブランク期間は、3月卒で4月入社の場合1カ月になるので、1カ月までをブランクなしとした。	1537	451	1086
大学4年卒無業就職 (大卒無業)	大学在籍期間が4年以内で、 その後、ブランクを経て就職	「大学在籍期間4年以内」→同上 「ブランクあり」→調査票の入社年月と卒業年月の差から計算されるブランク期間は、3月卒で4月入社の場合1カ月になるので、2カ月以上をブランクありとした。	330	56	274
大学1年以上留年	大学在籍期間が5年以上	「大学在籍期間5年以上」→調査票の卒業年月と入学年月の差から計算される在籍期間は、5年間通った場合59カ月、誤差の範囲として1カ月を引いて58カ月以上とした。	261	106	155
大学院2年進学	大学院在籍期間が2年以内	「大学院在籍期間2年以内」→調査票の卒業年月と入学年月の差から計算される在籍期間は、2年間通った場合23カ月になるが、誤差の範囲として1カ月を足して24カ月以内とした。また、在籍期間が1年未満(11カ月未満)は対象から除いた。	209	174	35
分析対象合計			2337	787	1550
分析対象外	定義	調査票からの対象者限定の方法	全体 n数	理系 n数	文系 その他 n数
大学その他	大学1年未満留年、大学在籍 期間が3年未満、期間無回答	「大学1年未満留年」→大学在籍期間49～58カ月。 「大学在籍期間3年未満」→大学在籍期間が35カ月未満。	61	19	42
大学院その他	大学院在籍期間2年超、大学 院在籍期間が1年未満	「大学院在籍期間2年超」→大学院在籍期間25カ月以上。 「大学院在籍期間が1年未満」→大学院在籍期間が11カ月未満。	194	162	32
分析対象外合計			255	181	74

IV. 基本集計

学校卒業時の選択ごとの短期的な効果、すなわち初職について集計したのが図表2である。まず、全体の初職正社員率を見ると、大卒無業が最も低い。理系では、留年が続き、ストレート就職と院2年進学が同じくらい高く、97%前後が正社員である。文系その他では、留年、院2年進学、ストレート就職の順で正社員率が高くなっていく。

初職従業員規模では、全体では大卒無業が最も規模が小さい傾向にあり、留年、ストレート就職と続く。院2年進学の効果は、理系では最も規模が大きい傾向があり、文系の場合は公務が高い傾向にある。

初職のマッチングの代理変数として、これまでの退職経験回数を見ると、全体において、院2年進学の退職未経験率(0回)が最も高く、ストレート就職が次いで、大卒無業と留年が同じ程度で続いている。

厚生労働省「労働経済動向調査」(平成23年8月)によると、新卒採用枠で既卒者の応募が可能であったと答えた約6割の企業のうち、約9割が既卒者受け入れの期間を卒業後3年以内(1年以内約31%、～2年以内26%、～3年以内39%、3年超4%)と回答していることから、大卒無業を無業期間によって、3年以内と3年超で分類し、その効果の違いも比較してみた。文系その他について見ると、3年以内に比べて3年超のほうが、

図表2 選択の短期の効果

	ALL	n数	初職正社員率	初職の従業員規模					これまでの退職経験					初職継続期間(年)	
				299人以下	300~999人	1000~4999人	5000人以上	公務	0回	1回	2回	3回	4回以上	平均値	標準偏差
ALL	大学4年卒ストレート就職	1542	94.6%	28.1%	20.9%	23.3%	22.2%	5.4%	59.3%	18.4%	9.7%	6.5%	6.1%	9.66	8.15
	大学4年卒無業	333	60.1%	52.6%	12.6%	12.6%	14.1%	8.1%	52.9%	27.9%	6.6%	7.5%	5.1%	6.17	6.50
	(3年以内)	236	62.7%	50.4%	12.7%	14.0%	13.6%	9.3%	50.4%	25.0%	8.9%	8.9%	6.8%	6.49	6.70
	(3年超)	97	53.6%	57.7%	12.4%	9.3%	15.5%	5.2%	58.8%	35.1%	1.0%	4.1%	1.0%	5.39	5.94
	大学1年以上留年	262	83.6%	38.5%	14.9%	25.6%	16.4%	4.6%	52.3%	21.0%	8.0%	8.8%	9.9%	7.87	7.32
	大学院2年進学	209	94.3%	19.1%	13.9%	19.6%	40.7%	6.7%	77.0%	14.8%	4.3%	1.0%	2.9%	7.67	6.50
計	2346	88.4%	32.0%	18.4%	21.7%	22.1%	5.8%	59.2%	19.7%	8.6%	6.4%	6.1%	8.79	7.82	
理系	大学4年卒ストレート就職	451	96.7%	28.6%	23.5%	20.0%	24.2%	3.8%	64.1%	18.6%	8.0%	6.2%	3.1%	10.97	8.32
	大学4年卒無業	56	69.6%	48.2%	7.1%	17.9%	21.4%	5.4%	55.4%	25.0%	8.9%	7.1%	3.6%	7.79	7.84
	(3年以内)	39	76.9%	53.8%	5.1%	17.9%	17.9%	5.1%	51.3%	30.8%	10.3%	5.1%	2.6%	8.67	7.97
	(3年超)	17	52.9%	35.3%	11.8%	17.6%	29.4%	5.9%	64.7%	11.8%	5.9%	11.8%	5.9%	5.76	7.35
	大学1年以上留年	106	85.8%	40.6%	13.2%	23.6%	18.9%	3.8%	55.7%	26.4%	4.7%	7.5%	5.7%	8.41	7.63
	大学院2年進学	174	97.1%	16.1%	15.5%	19.0%	44.8%	4.6%	78.7%	13.2%	4.6%	1.1%	2.3%	8.21	6.64
計	787	93.4%	28.8%	19.2%	20.1%	27.8%	4.1%	65.6%	18.9%	6.9%	5.3%	3.3%	9.79	7.96	
文系その他	大学4年卒ストレート就職	1091	93.8%	28.0%	19.8%	24.7%	21.4%	6.0%	57.3%	18.3%	10.4%	6.6%	7.3%	9.11	8.03
	大学4年卒無業	277	58.1%	53.4%	13.7%	11.6%	12.6%	8.7%	52.3%	28.5%	6.1%	7.6%	5.4%	5.84	6.16
	(3年以内)	197	59.9%	49.7%	14.2%	13.2%	12.7%	10.2%	50.3%	23.9%	8.6%	9.6%	7.6%	6.06	6.36
	(3年超)	80	53.8%	62.5%	12.5%	7.5%	12.5%	5.0%	57.5%	40.0%	0.0%	2.5%	0.0%	5.31	5.64
	大学1年以上留年	156	82.1%	37.2%	16.0%	26.9%	14.7%	5.1%	50.0%	17.3%	10.3%	9.6%	12.8%	7.51	7.11
	大学院2年進学	35	80.0%	34.3%	5.7%	22.9%	20.0%	17.1%	68.6%	22.9%	2.9%	0.0%	5.7%	4.94	5.02
計	1559	86.0%	33.5%	18.0%	22.6%	19.2%	6.7%	55.9%	20.1%	9.5%	6.9%	7.5%	8.28	7.69	

「ALL」「理系」「文系その他」それぞれの「大卒4年卒ストレート就職」より10ポイント以上高い場合は太字、低い場合は斜体

図表3 選択の短長期の効果

	ALL	n数	現在正社員率	現在の従業員規模					現在の年収(万円)		
				299人以下	300~999人	1000~4999人	5000人以上	公務	n数	平均値	標準偏差
ALL	大学4年卒ストレート就職	1542	91.1%	34.9%	18.6%	19.4%	21.5%	5.6%	1523	566.20	283.38
	大学4年卒無業	333	79.0%	55.6%	11.4%	10.8%	14.1%	8.1%	326	459.46	247.65
	(3年以内)	236	80.5%	53.4%	11.9%	11.9%	13.6%	9.3%	229	452.71	238.96
	(3年超)	97	75.3%	60.8%	10.3%	8.2%	15.5%	5.2%	97	475.40	267.67
	大学1年以上留年	262	85.5%	46.2%	17.2%	15.6%	15.6%	5.3%	256	591.42	413.73
	大学院2年進学	209	94.7%	22.0%	13.9%	18.7%	38.3%	7.2%	207	584.47	285.16
計	2346	89.1%	37.9%	17.0%	17.7%	21.3%	6.1%	2312	555.58	298.74	
理系	大学4年卒ストレート就職	451	94.2%	34.6%	21.7%	16.6%	23.3%	3.8%	445	580.13	273.02
	大学4年卒無業	56	78.6%	46.4%	8.9%	16.1%	21.4%	7.1%	56	468.25	258.17
	(3年以内)	39	82.1%	46.2%	7.7%	17.9%	20.5%	7.7%	39	484.28	239.40
	(3年超)	17	70.6%	47.1%	11.8%	11.8%	23.5%	5.9%	17	431.47	301.55
	大学1年以上留年	106	91.5%	45.3%	17.9%	17.9%	15.1%	3.8%	102	669.96	468.40
	大学院2年進学	174	97.1%	19.5%	16.1%	18.4%	41.4%	4.6%	173	598.29	295.93
計	787	93.4%	33.5%	19.1%	17.2%	26.0%	4.2%	776	587.91	312.16	
文系その他	大学4年卒ストレート就職	1091	89.8%	35.0%	17.3%	20.5%	20.7%	6.4%	1078	560.45	287.48
	大学4年卒無業	277	79.1%	57.4%	11.9%	9.7%	12.6%	8.3%	270	457.64	245.87
	(3年以内)	197	80.2%	54.8%	12.7%	10.7%	12.2%	9.6%	190	446.23	238.99
	(3年超)	80	76.3%	63.8%	10.0%	7.5%	13.8%	5.0%	80	484.74	261.05
	大学1年以上留年	156	81.4%	46.8%	16.7%	14.1%	16.0%	6.4%	154	539.40	365.54
	大学院2年進学	35	82.9%	34.3%	2.9%	20.0%	22.9%	20.0%	34	514.12	212.33
計	1559	86.9%	40.2%	16.0%	18.0%	18.9%	7.1%	1536	539.24	290.46	

「ALL」「理系」「文系その他」それぞれの「大卒4年卒ストレート就職」より10ポイント以上高い場合は太字、低い場合は斜体

初職の正社員率が低く、従業員規模が小さい傾向が確認できる。

次に、選択ごとの長期的な効果、すなわち調査時点での状況について集計した。結果は図表3に示している。全体では大卒無業の正社員率が初職時よりも高くなっているが、他の選択と比べると依然低い。従業員規模も、初職時の傾向が続いている。

現在の年収は、大卒無業が最も低い傾向がある。留年が高いが、標準偏差が大きいことから幅がある。院2年進学は、理系ではストレート就職よりも高いが、文系その他では低い。

大卒無業を、無業期間3年以内、3年超で比較した場合、文系その他で、3年超のほうが現在正社員率は低く、従業員規模も小さい傾向があるのは、初職の時と同じである。一方で、現在の年収については、3年超のほうが少しだけ平均が高くなっている。

V. 回帰分析

学校卒業時の選択やその結果に対しては、就職活動期の雇用状況や本人の能力が影響する可能性

がある。ここでは、それらの影響を可能な限りコントロールした上で、選択の短期的な効果と長期的な効果を検証したい。就職活動期の雇用状況は大学3年時における大学所在地での有効求人倍率を用いた（厚生労働省「職業安定業務統計」による）。また、本人の能力変数として「ワーキングパーソン調査2014」の調査項目のなかから中学3年時の成績（自己評価）を用いることにする。これは「中学3年生の頃、あなたの学業の成績は、学年全体のなかでどれくらいでしたか」という質問に対する回答として「上のほう」の場合に5、「やや上のほう」の場合に4、「真ん中あたり」の場合に3、「やや下のほう」の場合に2、「下のほう」の場合に1をとる変数として構築した。

なお、理系卒と文系その他卒では、これまでも選択の効果が異なる傾向が見られたため、以降では分けて分析することにする。図表4は以降で扱うすべての変数についての記述統計である。

まず、選択の短期的効果として、初職正社員であった確率と、長期的効果として、現在正社員である確率をプロビット分析した。結果は図表5に示されている。

図表4 記述統計

	理系					文系その他				
	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
大学4年卒ストレート就職d	787	0.00	1.00	0.57	0.49	1559	0.00	1.00	0.70	0.46
大学4年卒無業d	787	0.00	1.00	0.07	0.26	1559	0.00	1.00	0.18	0.38
大学4年卒無業期間3年以内d	787	0.00	1.00	0.05	0.22	1559	0.00	1.00	0.13	0.33
大学4年卒無業期間3年超d	787	0.00	1.00	0.02	0.15	1559	0.00	1.00	0.05	0.22
大学1年以上留年d	787	0.00	1.00	0.13	0.34	1559	0.00	1.00	0.10	0.30
大学院2年進学d	787	0.00	1.00	0.22	0.42	1559	0.00	1.00	0.02	0.15
年齢	787	22.00	49.00	36.81	7.60	1559	22.00	49.00	36.02	7.63
社会人経験年数	787	0.00	28.00	13.04	7.73	1559	0.00	30.00	12.56	7.71
初職正社員d	787	0.00	1.00	0.93	0.25	1559	0.00	1.00	0.86	0.35
現在正社員d	787	0.00	1.00	0.93	0.25	1559	0.00	1.00	0.87	0.34
年収対数値	776	1.95	7.82	6.22	0.63	1536	2.30	8.01	6.14	0.61
1週間の労働時間	787	3.00	100.00	46.41	10.26	1559	1.00	100.00	45.38	11.79
中学3年時成績自己評価	787	1.00	5.00	3.95	1.04	1559	1.00	5.00	3.78	1.07
大学入学年+3年時の有効求人倍率（学校所在地）	784	0.35	2.33	0.80	0.35	1551	0.34	2.33	0.80	0.35
大学入学年+3年時の製造業就業前年差%_男	787	-5.30	3.41	-0.67	2.02	1559	-5.30	3.41	-0.81	2.04
出身地=社会人前学校所在地d	787	0.00	1.00	0.39	0.49	1559	0.00	1.00	0.41	0.49

まず理系を見ると、ストレート就職に比べて、大卒無業が初職正社員になる確率が最も低く（マイナス約30%）、次に留年（マイナス約12%）が続く。一方で、院2年進学の効果は、ストレート就職と比べて有意な差が見られない。学校卒業時の選択に影響を与える、就職活動期にあたる大学3年時の求人倍率や、能力の代理変数として中学3年生時の成績（自己評価）でコントロールしてもなお（pro2）これらの結果の傾向は変わらない。

無業期間について、3年以内と3年超の違いを見ると、3年超のほうが、初職正社員になる確率が下がることがわかる。

現在正社員である確率について選択の効果を見ると、ストレート就職に比べて、大卒無業がマイナス約15%と現在正社員である確率を低下させている。ただし、その選択の限界効果は、初職正社員の限界効果よりも小さい。一方で、留年については、統計的な差が見られない。

図表5 初職正社員確率、現在正社員確率の推定結果（限界効果）

理系	初職正社員			現在正社員		
	pro1	pro2	pro3	pro4	pro5	pro6
大学4年卒無業	-0.295 [-6.30]***	-0.279 [-6.14]***		-0.149 [-3.71]***	-0.127 [-3.30]***	
3年以内			-0.202 [-4.15]***			-0.108 [-2.46]**
3年超			-0.499 [-5.53]***			-0.186 [-2.53]**
大学1年以上留年	-0.121 [-4.02]***	-0.113 [-3.88]***	-0.113 [-3.88]***	-0.027 [-1.02]	-0.025 [-0.98]	-0.025 [-0.98]
大学院2年進学	0.006 [0.29]	0.009 [0.40]	0.008 [0.40]	0.033 [1.51]	0.032 [1.47]	0.032 [1.47]
中学3年時成績自己評価		0.012 [1.70]*	0.013 [1.83]*		0.010 [1.22]	0.010 [1.25]
求人倍率		0.027 [1.22]	0.026 [1.19]		0.000 [0.01]	0.000 [0.01]
Rseudo R2	0.133	0.147	0.158	0.050	0.049	0.050
Wald chi2	51.20	54.86	58.97	19.48	18.60	19.00
N	787	784	784	787	784	784
文系その他	初職正社員			現在正社員		
	pro7	pro8	pro9	pro10	pro11	pro12
大学4年卒無業	-0.377 [-13.78]***	-0.369 [-13.41]***		-0.113 [-4.66]***	-0.110 [-4.50]***	
3年以内			-0.369 [-11.56]***			-0.099 [-3.52]***
3年超			-0.452 [-9.20]***			-0.151 [-3.43]***
大学1年以上留年	-0.153 [-4.70]***	-0.161 [-4.85]***	-0.161 [-4.85]***	-0.092 [-2.97]***	-0.102 [-3.20]***	-0.101 [-3.20]***
大学院2年進学	-0.185 [-2.79]***	-0.185 [-2.78]***	-0.185 [-2.78]***	-0.079 [-1.26]	-0.082 [-1.31]	-0.082 [-1.31]
中学3年時成績自己評価		0.012 [1.64]	0.013 [1.66]*		0.016 [1.99]**	0.016 [2.00]**
求人倍率		0.034 [1.57]	0.035 [1.59]		-0.003 [-0.14]	-0.003 [-0.13]
Rseudo R2	0.156	0.160	0.161	0.022	0.026	0.026
Wald chi2	191.16	197.37	198.27	26.32	31.54	32.28
N	1559	1551	1551	1559	1551	1551

「大学4年卒ストレート就職」ベース、数値は限界効果、[]はz値

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

次に文系その他を見ると、理系と同じように、大卒無業で最も初職正社員になる確率が低い（マイナス約38%）。留年（マイナス約15%）もストレート就職に比べて、初職正社員の確率が低くなるという傾向は理系と同じだが、院2年進学（マイナス約19%）についても、初職正社員の確率が低くなる。大学3年時の求人倍率や中学3年生時の成績（自己評価）でコントロールしても（pro4）これらの結果の傾向は変わらない。なお、後に見るように中学3年時の成績は現在年収に対してとくに文系で強い影響を与える。よって、この変数は大卒や高卒といった学校歴だけでは把握できない個人の能力を捉えていることが確認される。

現時点での正社員確率における選択の限界効果は、理系と同様に初職正社員の限界効果よりも小さくなる。その効果はとくに大卒無業で強いため、現時点での正社員の限界効果は大学無業と留年が同程度になっている。

続いて、長期的効果として、現在年収への選択の効果を分析する。被説明変数は現在年収の対数値、説明変数は年齢、年齢2乗、週労働時間、中学3年時の成績、求人倍率、そして卒業時の選択変数とした。結果は図表6に示している。

総じて、中学3年時の成績（自己評価）と大学4年時の求人倍率を説明変数に導入することで、大卒無業、留年、院2年進学それぞれの係数の絶対値は小さくなっている（文系その他の留年を除く）。対数年収に対して求人倍率は有意な影響を与えていないが、中学3年時の成績（自己評価）は理系では5%水準で、文系その他では1%水準で有意な影響を与える。大卒無業、留年、院2年進学の係数は個人の能力の違いを一部反映している可能性があるが、中学3年時の成績が個人の能力の一つの代理変数となっているために、この変数を導入することで係数の絶対値が縮小したものと考えられる。ただし、そのインパクトはそれほど

図表6 対数年収の推定結果（年齢を用いた場合）

	理系			文系その他		
	ols1	ols2	ols3	ols4	ols5	ols6
大学4年卒無業	-0.306 [-2.70]***	-0.281 [-2.44]**		-0.173 [-4.78]***	-0.150 [-4.22]***	
3年以内			-0.177 [-1.33]			-0.134 [-3.20]***
3年超			-0.537 [-2.69]***			-0.190 [-3.13]***
大学1年以上留年	-0.055 [-0.80]	-0.046 [-0.69]	-0.046 [-0.68]	-0.171 [-3.42]***	-0.185 [-3.72]***	-0.185 [-3.73]***
大学院2年進学	0.103 [2.51]**	0.099 [2.43]**	0.099 [2.44]**	0.063 [0.89]	0.050 [0.68]	0.050 [0.68]
年齢	0.138 [4.56]***	0.148 [4.62]***	0.149 [4.65]***	0.116 [6.69]***	0.116 [6.41]***	0.117 [6.40]***
年齢2乗項	-0.001 [-3.24]***	-0.002 [-3.39]***	-0.002 [-3.41]***	-0.001 [-4.46]***	-0.001 [-4.35]***	-0.001 [-4.35]***
週労働時間	0.011 [3.68]***	0.011 [3.65]***	0.011 [3.60]***	0.014 [8.68]***	0.014 [8.44]***	0.014 [8.43]***
中学3年時成績自己評価		0.040 [2.43]**	0.042 [2.53]**		0.094 [8.18]***	0.094 [8.17]***
求人倍率		0.069 [1.27]	0.067 [1.22]		0.003 [0.08]	0.003 [0.10]
_cons	2.536 [4.56]***	2.159 [3.60]***	2.143 [3.57]***	2.809 [8.93]***	2.491 [7.33]***	2.474 [7.21]***
Adj-R	0.305	0.309	0.313	0.363	0.392	0.391
N	776	773	773	1536	1529	1529

「大学4年卒ストレート就職」ベース、[]は頑健な標準誤差に基づくt値

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

大きなものではない。

理系の推定結果からより詳細に検討していく。まず、ストレート就職に比べて、大卒無業の場合には30%前後年収が低くなる。その一方で、院2年進学だと10%前後年収が高くなる。留年については、統計的な有意差は見られない。無業期間が3年を超えると、ストレート就職に比べて53%も年収を低くする。図表3からわかるように、理系では無業期間が3年を超える場合には現在正社員比率が約70%まで低下し、平均年収もきわめて低くなる。同時に、理系でこのグループに該当する人はきわめて限られていることから、やや特殊な状況が生じている可能性がある。

次に文系その他の推定結果を見ると、ストレート就職に比べて、大卒無業も留年も、17%前後年収を低くする。無業による年収下落率は理系に比べて小さいが、理系とは異なり、留年の場合にも年収ロスが発生している。また、院2年進学は、ストレート就職と有意な差が見られない。このように、年収に対しても学卒時の選択は大きな影響を及ぼしており、その発現の仕方は在学時の専攻によって異なる。

この推定においては、コントロール変数に年齢を用いていた。したがって、卒業周辺時の選択の効果は、4年間で卒業してすぐに就職した同一年齢の人に比した年収の違いを表している。無業期間がある人、留年した人、大学院に進学した人は、同一年齢のストレート卒業の人々に比べて労働市場に出る時期が遅れているので、その分の年収ロスが発生していても不思議ではない。図表6の結果は、理系においては院2年進学がそうしたロスを上回る年収の増大をもたらしていること、そして文系においては院2年進学による社会人経験年数ロスの影響を大学院進学に伴う年収増加がほぼ相殺していることを意味しよう。

ここで興味深いのは、理系の大卒無業や文系その他の大卒無業・留年のネガティブな効果が、単純に「経験年数のロス」に起因すると判断できるかどうかである。そうであれば、年齢の代わりに初職就職時以降の社会人経験年数を説明変数に用

いた回帰分析を行えば、無業や留年の年収に対するネガティブな効果は消失するだろう。逆に、無業期間や留年の経験が潜在的な雇用主にとってネガティブなシグナルとなっていたり、観察されない能力の低さを代理する変数になっていたりするならば、社会人経験年数を説明変数にした場合にも無業・留年のネガティブな効果は残存すると考えられる。大学院に関しては、「経験年数のロス」がカウントされない形になるので、能力向上がもたらす効果のみがピックアップされ、より大きな係数の値が観察されると推測される。そこで、説明変数に社会人経験年数を用いた分析結果を図表7に示した。

予想どおり、図表6に比べて卒業時周辺の選択の年収に与えるネガティブな影響は軽減し、プラスの場合にはより値が大きくなっている。院2年進学の効果は理系・文系その他ともに有意となった。同じ社会人経験年数のストレート就職者と比較すると、大学院に行くことで約20%の年収の増大がもたらされる。無業期間については理系・文系その他ともに一部の定式化で、留年については文系のすべての定式化で有意にマイナスとなっており、これは社会人経験年数のロス以上の年収ダウンが生じていることを示唆している。一つの可能性として、留年や卒業後の無業期間によって就職先の質の変化が生じていることがあるかもしれない。実際、図表5によると、留年や無業によって正社員確率が低下していたが、このような変化が現在の年収へのマイナスの一部を説明するものと考えられる。

図表7 対数年収の推定結果（社会人経験年数を説明変数に用いた場合）

	理系			文系その他		
	ols7	ols8	ols9	ols10	ols11	ols12
大学4年卒無業	-0.188 [-1.71]*	-0.164 [-1.47]		-0.065 [-1.74]*	-0.048 [-1.30]	
3年以内			-0.157 [-1.17]			-0.097 [-2.30]**
3年超			-0.183 [-1.00]			0.076 [1.25]
大学1年以上留年	0.037 [0.54]	0.044 [0.65]	0.044 [0.65]	-0.085 [-1.68]*	-0.106 [-2.11]**	-0.106 [-2.11]**
大学院2年進学	0.202 [5.01]***	0.196 [4.86]***	0.196 [4.86]***	0.211 [3.01]***	0.193 [2.65]***	0.195 [2.68]***
社会人経験	0.085 [7.47]***	0.089 [7.58]***	0.089 [7.61]***	0.068 [10.63]***	0.067 [10.18]***	0.067 [10.27]***
社会人経験2乗項	-0.002 [-4.18]***	-0.002 [-4.43]***	-0.002 [-4.44]***	-0.001 [-4.84]***	-0.001 [-4.77]***	-0.001 [-4.79]***
週労働時間	0.011 [3.79]***	0.011 [3.76]***	0.011 [3.79]***	0.014 [8.28]***	0.014 [8.07]***	0.014 [8.10]***
中学3年時成績自己評価		0.049 [2.96]***	0.049 [2.96]***		0.095 [8.07]***	0.094 [8.07]***
求人倍率		0.081 [1.51]	0.081 [1.50]		0.007 [0.20]	0.004 [0.13]
_cons	4.957 [32.62]***	4.700 [28.61]***	4.701 [28.86]***	4.903 [54.94]***	4.575 [43.43]***	4.575 [43.28]***
Adj-R	0.314	0.320	0.319	0.353	0.381	0.383
N	776	773	773	1536	1529	1529

「大学4年卒ストレート就職」ベース、[]は頑健な標準誤差に基づくt値

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

VI. まとめと今後の課題

本稿では、大学卒業時周辺に行われる就職時期を延ばす選択、すなわち大卒無業（ブランク）、留年、大学院2年進学の就業や年収に与える効果を、大学を4年で卒業してすぐに就職した場合と比較検証した。おもな検証結果を図表8にまとめた。ここでは、大まかな傾向をつかむために、5%水準で有意であった場合のみ数値を表示し、そうでなかった場合は横線（—）を入れた。

まず、正社員になる確率をプロビット法で推定した結果、卒業学部にかかわらず、初職段階でも現職段階でも大学4年卒無業が最もネガティブな効果を持つことがわかった。留年は、卒業学部にかかわらず初職正社員になる確率を下げるが、現在への効果は文系その他においてのみ確認され、

現在正社員の確率を下げる。文系その他においては、初職段階でこそ大卒無業は留年よりもはるかに大きなネガティブな影響を正社員確率に及ぼすが、現在の正社員確率に対するネガティブな影響は無業も留年もそれほど変わらないという事実は、きわめて興味深い。一つの解釈としては、文系その他の正社員希望者のほうが景気変動によって無業状態に陥るリスクが高く、そうした人々が長期的に状況を回復しているのかもしれない。

年収に対する影響については、年齢をコントロール変数として用いた場合には、大卒無業は理系で30%弱、文系その他で15%程度も現在の年収を抑制する。大学院2年進学は10%ほど理系の年収を引き上げ、文系その他では有意な引き上げ効果は観察されない。その一方で留年は理系で有意ではなく、文系では19%程度現在の年収を低下

図表8 検証結果まとめ

	初職正社員 プロビット分析 (図表5)	現在正社員 プロビット分析 (図表5)	対数年収(年齢) 回帰分析 (図表6)	対数年収(経験年数) 回帰分析 (図表7)
理系	pro2	pro5	ols2	ols8
大学4年卒無業	-0.279	-0.127	-0.281	—
大学1年以上留年	-0.113	—	—	—
大学院2年進学	—	—	0.099	0.196
文系その他	pro8	pro11	ols5	ols11
大学4年卒無業	-0.369	-0.110	-0.150	—
大学1年以上留年	-0.161	-0.102	-0.185	-0.106
大学院2年進学	-0.185	—	—	0.193

※5%水準で有意であったもののみ数値を表示、有意でなかったものは—表示。

※すべて「大学4年卒ストレート就職」ベース。

※説明変数として、週労働時間、中学3年生時成績自己評価、大学3年時の求人倍率、

さらに、ols2, 5には年齢と年齢2乗項、ols8, 11には社会人経験年数とその2乗項を投入している。

させていた。ただし、これらは4年で大学を卒業してすぐに就職した同じ年齢の人と比べた場合の値であり、「経験年数のロス」と「能力の向上や就業先の質の変化の影響」の二つが混在している。そこで後者を取り出すために同じ社会人経験年数で比べたところ、大学院2年進学は専攻にかかわらず約2割の年収増をもたらすことが判明した。大卒無業のマイナス効果は小さくなる一方で、文系その他で留年の効果は明確に残存する。これらの点は、正社員確率の推計結果と符合している。年収の推定結果は、あらためて日本において就業経験要素の勤労所得への効果が大きいことを表している。

これまでの研究では、主として初職の雇用形態が現在の雇用形態に及ぼす影響が分析されてきた。それに対して本稿の分析結果からは、それ以前の大学卒業時周辺に行われる選択が初職の雇用形態およびその後の年収水準に大きな影響を及ぼしていることが示された。日本に特有の新卒労働市場の仕組みは、若年者にとって学校から職場への移行をスムーズにするという点では優れた側面を持つ。その一方で、企業による選抜が新卒一括採用という枠組みのなかで、在学中のある一時期に集

中的になされることから、その段階で留年や就職失敗に伴う無業（ブランク）が生じた個人は大きなハンディキャップを背負うことになる。しかしながら、これらのハンディキャップが実際の個人の能力を必ずしも反映しているわけではないことを踏まえると、日本の一律の新卒採用システムが本来採用されるべき優秀な人材を取りこぼしている可能性もある。就職活動期の選択肢は景気に大きく影響を受け、個人でコントロールできるものではない。優秀な人材であっても、景気によって留年や無業を選択している場合もあるが、今の新卒採用の仕組みでは、このような人材を見逃してしまうことになる。海外に目を向けると、学校卒業後に学校では得られない経験をする期間を、ギャップイヤーとしてあえて評価する国さえある。在学者しか新卒採用の対象者として扱わない日本の採用システムは、グローバル社会において経験多様な人材の獲得に失敗するかもしれない。現在の日本の新卒採用の仕組みの負の部分について、本分析結果を踏まえて再検討すべきかもしれない。

最後に、本稿の今後の課題を述べておきたい。本稿では、大学卒業時の選択に影響を与える当時の景気や本人の能力の効果を説明変数に一部取り

込んだ OLS 推定を行った。操作変数法に基づいて「観察されない個人属性」の制御も試みたが、適切な操作変数を見出すまでには至っていない。しかしながら、まずは、回顧設問が豊富な調査データを用いて、選択の効果について、観察事実を整理できたことに本稿の意味があることを強調しておきたい。

注

¹ Hashimoto and Raisian (1985) や Mincer and Higuchi (1988) は、労働市場の日米比較を通じて、日本でより顕著に観察される長期雇用や急傾斜の賃金プロファイルの理由として、日本において企業特殊的人的資本の蓄積が重視されている可能性を挙げている。また、太田 (2010) は、日本企業の自社内での人材育成重視の姿勢が新規学卒者への求人の集中をもたらす一因になっている点を指摘している。

² Genda, Kondo and Ohta (2010) は、新卒時の労働市場の状況が長期的な効果を持つモデルを検討しているが、そこでも新卒段階を逃した人が能力情報の非対称性のために「烙印」を押される状況を想定している。

³ 海外の関連研究については、太田・玄田・近藤 (2007) や太田 (2010) を参照。

⁴ 社会になる前に卒業した学校は、大学院は修士課程と博士課程が選択肢として分かれていないので、入学年月と卒業年月から在学年数を計算し、2年間在学していた者を修士として扱った。

⁵ ここでは操作変数法による推定について付言しておきたい。これまで個人の能力の代理指標として中学3年生のときの成績を用いてきたが、「観察されない個人特性」が学卒時の選択と現在年収の双方に影響を及ぼしている可能性は否定できない。かりに、ブランクなどの因果的な影響を厳密にピックアップしようとするならば、「観察されない個人特性」の制御は重要な課題になる。その場合の対処法としては、学卒時の選択には相関するが現在年収には直接相関しない変数を操作変数とした回帰分析を行うことが考えられる。しかしながら、無業、留年、大学院2年進学のすべてについて適切な操作変数を見出すことは容易でない。我々は、多種多様な操作変数の候補を検討した。そのなかには、出身地の就業率、製造業の男性就業率、専門的・技術的従事者就業率、大学院進学率などが含まれる。内生変数の数が多いために対処が困難になっている側面があることから、対象を文系その他の専攻に絞込んだ上で、大学院2年進学者を除いたサンプルを用いて、無業期間および留年の有無のダミー変数を内生変数とする試みを行った。定式化は図表6のように、社会人経験年数ではなく年齢を用いたものを採用した。操作変数としては、出身地(都道府県)と大学所在地(都道府県)が一致しているかどうかのダミー変数と、就職活動期である大学3年時の製造業の男性就業率の前年差(%)を採用した。前者のダミー変数は、出身地と大学所在地が同じであれば自宅通学者が多く、その場合には学校を卒業して無業期間が生じ

ても親からの支援を受けやすいので、それが無業の有無に影響する可能性を考慮して用いる。また、就職活動期の製造業男性就業率が伸びることは、就業チャンスの増大によって無業や留年にネガティブな影響を与える可能性を考えた。図表9に操作変数法の結果を示している。操作変数法の第1ステージでは、出身地と大学所在地が一致している場合には、有意にブランクが生じる傾向が高くなっている。また、就職活動期の製造業男性就業率の前年差は有意に留年を抑制しており、我々の想定どおりであった。内生性を考慮した第2ステージの推定結果では、図表6の結果に比べて大卒無業の係数の絶対値は大きくなり、留年の係数の絶対値は小さくなったがともに有意ではなかった。そして、Wu-Hausman 検定を行ったところ、F値は0.096となり、OLSと操作変数法の係数について有意な差が検出されず、OLSを支持する結果となった。なお、除外操作変数そのものは第1ステージで有意であったが、全体のフィットは良好とは言えない。学卒時の選択についての因果的な効果を厳密に把握することに関しては、今後の研究をまわりたい。

図表9 操作変数法による推定結果(文系その他)

	first stage		second stage
	大学4年卒 無業	大学1年以上 留年	対数年収
大学4年卒無業			-0.343 [-0.71]
大学1年以上留年			-0.0391 [-0.07]
年齢	0.039 [2.78]***	0.002 [0.14]	0.123 [4.78]***
年齢2乗項	-0.001 [-2.83]***	0.000 [0.16]	-0.001 [-3.25]***
週労働時間	-0.003 [-3.74]***	0.001 [1.11]	0.013 [6.59]***
中学3年時成績自己評価	-0.029 [-3.13]***	0.017 [2.36]**	0.088 [3.77]***
求人倍率	-0.016 [-0.39]	0.042 [1.29]	0.002 [0.05]
出身地=社会人前学校所在地 ^d	0.056 [2.77]***	0.008 [0.53]	
製造業就業率前年差(%) _男	-0.003 [-0.46]	-0.019 [-3.19]**	
_cons	-0.229 [-0.91]	-0.142 [-0.71]	2.449 [7.34]***
Adj-R	0.029	0.011	0.3713
N	1495	1495	1495
F	7.42	3.41	

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

参考文献

- Genda, Yuji, Ayako Kondo, and Souichi Ohta, 2010, "Long-Term Effects of a Recession at Labor Market Entry in Japan and the United States," *Journal of Human Resources*, 45 (1), 157-196.
- Genda, Yuji and Masako Kurosawa, 2001, "Transition from School to Work in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 15 (4), 465-488.
- Hamaaki, Junya, Masahiro Hori, Saeko Maeda and Keiko Murata, 2013, "How Does the First Job Matter for an Individual's Career Life in Japan?,"

-
- Journal of the Japanese and International Economies*, 29 (C), 154-169.
- Hashimoto, Masanori and John Raisian, 1985, "Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States," *American Economic Review*, 75 (4), 721-35.
- Kondo, Ayako, 2007, "Does the First Job Really Matter?, State Dependency in Employment Status in Japan" *Journal of the Japanese and International Economies*, 21 (3), 379-402.
- Lynch, Lisa and Sandra Black, 1998, "Beyond the Incidence of Employer-Provided Training," *Industrial and Labor Relations Review*, 52 (1), 64-81.
- Mincer, Jacob and Yoshio Higuchi, 1988, "Wage Structures and Labor Turnover in the United States and Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 2 (2), 97-133.
- 森川正之, 2013, 「大学院教育と就労・賃金：マイクロデータによる分析」, 『RIETI Discussion Paper Series』13-J-046。
- 太田聡一, 1999, 「景気循環と転職行動—1965～94」, 中村二郎・中村恵編『日本経済の構造調整と労働市場』第1章, 日本評論社。
- , 2010, 『若年者就業の経済学』, 日本経済新聞出版社。
- ・玄田有史・近藤絢子, 2007, 「溶けない氷河—世代効果の展望」, 『日本労働研究雑誌』, No.569, 4-15。
- 大竹文雄・猪木武徳, 1997, 「労働市場における世代効果」, 浅子和美・福田慎一・吉野直行編『現代マクロ経済分析』第10章, 東京大学出版会。
- 酒井正・樋口美雄, 2005, 「フリーターのその後—就業・所得・結婚・出産」, 『日本労働研究雑誌』, No.535, 29-41。