

初期キャリアにおける学歴収益の時点変化についての検討*¹

吉田 崇
(静岡大学)

【論文要旨】

本稿の目的は最近 30 年にわたる高学歴化を背景に、学歴の収益率がどのように変化したのかを検討することである。分析には 1985 年から 2015 年の 4 時点の SSM 調査を用いる。また、学歴の収益は経済的収益に限定せず、職業的・社会階級的収益にまで拡大し、学歴と職業との関連がどのように変化したのかを検討する。分析の結果、学歴と初職の職業の関連は全般的に安定している一方、学歴と非正規雇用就業との関連については男女差が見られた。所得については、高卒・大卒間の所得格差は拡大傾向にあるが、これは高卒の所得低下によって引き起こされていることが分かった。ミンサー型の所得関数の推定の結果、学歴の収益率は 4 時点で安定しており、趨勢的な低下傾向は見られなかった。以上のことから、高学歴化によって大卒者の供給は増加したが、それに伴う大卒の有利さや収益率は安定的であることが確認された。

キーワード：高学歴化 初期キャリア 職業的収益 収益率

1. 問題の所在：教育の拡大は何をもたらしたのか

本稿の目的は、高学歴化が進展するなかで、学歴が労働市場における地位形成に及ぼす影響が変化したのか、あるいはしなかったのかを検討することである。労働経済学や教育経済学では人的資本論の概念から経済的な収益率の意味に限定して用いられることが多いが、本稿では、社会経済的な変数にも対象を広げ、職業的収益 (occupational returns) (van de Ploeg 1994; Kreidl et al. 2014) あるいは社会階級的収益 (social class return) (Bukodi and Goldthorpe 2011) を検討に含める。

こうした問題関心の背景には高等教育機関への進学率の上昇がある。文部科学省「学校基本調査」によれば、四年制大学進学率は、1970 年代後半から 1980 年代にかけて停滞していたが、1990 年代に入ると男女とも上昇に転じる。大学進学率は、この 30 年間に持続的に増加し、26.5% (1985 年) から 51.5% (2015 年) へと 25 ポイントも増加している (男女計)。この間、女性の短大進学率は下降し、進学先が短大から四年制大学にシフトしている。

これに伴い新規学卒者の学歴構成は高卒中心から大卒中心へと変わってきた。図 1 に示したのは、学歴別の卒業者数に就職率を乗じて新卒就業者数を推定したもので、大卒% は新卒者全体に占める大卒者比率である。これによると、各年の新卒労働市場における学歴構成は大きく変化し、1990 年頃までは高卒中心 (大卒比率が 3 割未満) であったの

¹ 本研究は、JSPS 科研費 JP25000001 の助成を受けたものです。

が、1990年代半ばから高卒と大卒の新卒就業者数が逆転し、2000年代に入ると大卒者比率が5割を超え、なお上昇し続けている。大卒者の大量供給は、他の条件が一定である限り、大卒者の希少性を低め、学歴の収益を低下させる(玄田 1994)ことを予想させる。

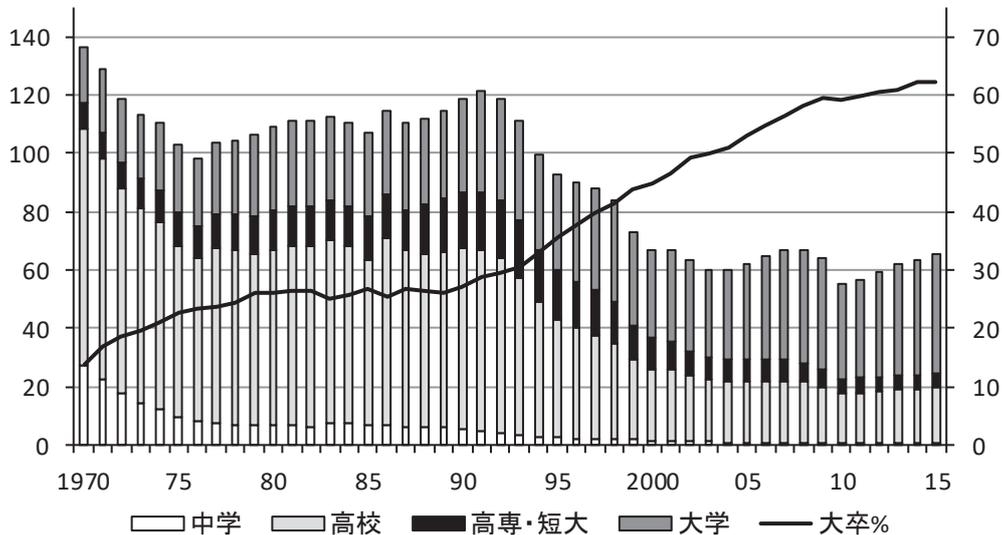


図1 学歴別の新規学卒者数(万人)の推移と大卒者比率(右軸)

(出所) 文部科学省「学校基本調査(各年)」より算出。男女計。専門学校卒は含まない。

一方、労働市場については、1990年代以降、長期停滞を続けており、産業構造の変化や非正規雇用の増大といった大きな変化が見られる。こうした変化は学歴と職業との関連にどのような影響を及ぼしたのだろうか。

長期にわたる経済停滞により、出身家庭の大学教育費負担がますます高まるにもかかわらず、進学率が上昇し続けるのはなぜだろうか。大卒者に対する旺盛な需要にけん引されたという見方もできるが、大卒求人倍率(リクルートワークス研究所)を見る限り、需要要因では十分に説明がつかない。もし、大卒者に対する十分な出口が確保されていないのであれば、学歴と職業のミスマッチが引き起こされることが予想される。以下では、複数時点のSSM調査を分析することでこれらの疑問の解明を試みる。

2. 先行研究

2.1 学歴と初職達成・初期キャリアの関連

社会階層論および教育社会学では、地位達成あるいは初職への移行過程における学歴の効果が検討されてきた(濱中・荻谷 2000; 石田 2005)。近年は、どの大学を出たかという学校歴についても研究が進められている(平沢 2010, 2011 など)。

石田(2005)は、日本版総合社会調査(JGSS-2000,00,02)の調査時20~35歳までの若年

層データを用い初職への移行過程の分析した結果、初職＝非典型雇用へのなりやすさに関して男性では学歴による差がないが、女性では短大・大卒であることが正規就業に効果があることを示した。平沢（2011）は、2005年SSM調査を用い、初職・現職（職業威信スコアと専門＋大企業ホワイトへの就業機会）および年収について学歴および学校歴は出身階層を統制した上での頑健な直接効果があり、世代を通じて安定的であることを示している。

その他にも学校歴を用いたものとして、平沢（2010）は「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」（東大社研若年・壮年パネル調査）を用い、複数の指標（正規職、大企業・公務員、専門職など）でみた就職結果に学校歴が及ぼす効果を分析し、大企業や専門職への就業には大学の選抜度が効果をもつが、正規雇用については選抜度の効果がないとし、就職時期による違いはほとんどなく安定的な構造であったことを示した。荻谷（2011）も同調査を用いて初職の職業機会について分析し、正規職であることに大卒資格は効果がないが、大企業正規職については大卒資格の効果があることを示し、さらに、若年コーホートでは大卒資格そのものでなく、選抜的な（偏差値55以上）大学であることが有利に働くことを示した。

2.2 教育の拡大と収益率

学歴と職業で必要とされる能力とのミスマッチは教育過剰（overeducation）と呼ばれ、アメリカでは1970年代に問題化し（Freeman 1975）、実証研究が重ねられてきた。教育過剰であれば、学歴の有利差、収益の低下が予想される。

日本では、学歴間の賃金格差は、所得格差研究の一環として行われ、厚労省「賃金構造基本統計調査」（賃金センサス）の公表された集計値を用いて検討されることが多い。そこでは年齢階級ごとの高卒・大卒の賃金格差（比率や対数階差）の推移から、若年層において格差が拡大していることが多くの研究によって示されている（大竹 2005；三谷 2010；櫻井 2011；小杉 2013）。

また、大卒の投資価値は教育の収益率としてしばしば測定される。労働経済学ではミンサー（Mincer）型賃金関数の研究が数多くなされている。川口（2011）は、賃金構造基本統計調査の個票を用い、関数形の検討とCPSを用いた米国との比較を行っている。その結果、日本の賃金－経験年数のプロファイルはアメリカよりも急こう配であることが示された。また、日本のデータを用いて賃金関数を推定する際の留意点として、教育水準は教育年数ではなく学歴を用いるべき、といった指摘を行っている。

SSM調査を用いた研究において、島（1999）は1965年から1995年の4時点の調査を用いて教育の収益率を求め、高度成長期以降、収益率は低下していることを示した。矢野・島（2000）は「賃金構造基本統計調査」を用いた大学・短大の収益率についても長期的に低下傾向にあることを示し、また1995年SSM調査を用いた職業別のミンサー型所得関数の推定から、職業別に人的資本の形成メカニズム（教育が重要か経験が重要か）が異なることを指摘してい

る。吉田（2011）は1985年から2005年の3時点の調査を用いた所得関数の推定を行い、職種や職歴（転職等）を考慮しても時点間での安定的な学歴収益を報告している。

厳密な教育の因果効果に関心を寄せる労働経済学では、素朴なミンサー型の所得関数については能力バイアスに基づく過大推定という指摘があり、出身家庭（親の教育年数）や能力の代理指標としての中学時の学校成績を操作変数として用いた推定も試みられている。佐野・安井（2009）はJGSSデータを用い、出来る限りバイアスを除いた結果の教育の収益率は4%と報告している。さらに、分位点回帰により各分位における教育の収益率に差はないとしている。

3. データと変数

3.1 データ

分析には1985、1995、2005、2015年の4時点のSSM調査を用いる。各調査年で25～44歳に限定する。初期キャリアにおける収益が重要だと考えたためである。たとえば、年齢-賃金カーブを描く際の資料としてしばしば用いられる厚生労働省「賃金構造基本統計調査（賃金センサス）」を用いれば、学歴間の賃金格差は年齢とともに開くことが容易に確認できる。賃金カーブのピークでは昇進等を反映したものである。一方で今日、この賃金カーブがフラット化してきていることが報告されている。クロスセクショナルな断面で切り取った年齢-賃金の関係は、将来にわたる昇給を保証するものではないため、遠い先の賃金はますます不透明度を増している。したがって、キャリアの形成期における収益がより重要だと考え、キャリア形成期に着目する。

なお、分析は非農林の雇用者に限定する。初職に関しては、当該のコHORTが農林漁業に就く割合は1995年以降極めて小さいことによる。また、被雇用者に限定すると、初職の就業（就職）や所得（賃金）が、学歴の収益を検討する上で分かりやすいという理由もある。もちろん、自営業として独立といった地位達成のルートを分析に含めることができなくなるという欠点もあるが、ある程度単純に理解できるよう、被雇用者としての地位達成に議論を限定した。

3.2 変数の加工

独立変数である学歴は、男性は（1）高校以下（中学と高校）、（2）短大・高専+専門学校、（3）四年制大学（+大学院）、という3区分を、女性は（1）高校以下（中学と高校）、（2）専門学校、（3）短大・高専、（4）四年制大学（+大学院）、という4区分を採用する。ただし、1995年B票では専門学校経験の情報が得られないため、1995年データは専門学校を含むカテゴリが過少で、高卒が過大となっている点に留意する必要がある。また、一部の分析では標準的な就学年数を用いた教育年数を用いているが、教育年数には専門学校経験は含めてい

ない。

職業については、産業・職業構造の変化を考慮して、サービス職従事者を独立させる。SSM調査を用いた分析で広く用いられている、職業8分類ではサービス職従事者は販売から熟練、半熟練、非熟練にまたがって分布している。そのため近年の産業・職業構造の変化をとらえるにはやや鈍感な変数となっている。そこで、原・盛山（1999）が用いた「グレーカラー」（販売＋サービス）に、さらに保安を加えたものをグレーカラーとして区分する。また、本稿では初期キャリアに焦点を当てているため、管理職は比較的少ない。そこで、管理職は事務職に含める。結果として、職業については（1）専門、（2）事務（少数の管理職を含む）、（3）グレー（販売＋サービス＋保安）、（4）ブルー（熟練、半熟練、非熟練）の4カテゴリを採用する。また、必要に応じて非正規雇用を区別する。また、日本では企業規模が重要となってくるが、これについては既に平沢（2010）ほかで繰り返し明らかにされているため、以下では扱わない。

所得は、個人年収を階級中位数によって数値化（万円）したものの自然対数値を用いる。また、必要に応じて消費者物価指数で実質化した。なお、調査年ごとの選択肢（所得階級カテゴリ）の違いは考慮していない。また、労働時間の情報は2005年以降のSSM調査でしか得られないため考慮していない。

4. 分析と結果

4.1 職業収益率の検討

はじめに学校から職業への移行局面である初職就業について、学歴別の初職の職業構成および非正規雇用比率について確認する。

はじめに、全体の分布を概観すると、ここ20年の間に事務職が減りグレーカラー職（販売・サービス・保安）が増えるという傾向がみられ、同時に非正規雇用比率も高まっていることがわかる。また、専門職は1985年から1995年にかけて増え、その後は2割弱で大きな変化は見られない。次に、学歴別の傾向に目を向けると、大学卒の職業構成では、専門職の比率は3割強と安定的であり、目立った変化は見られない。他の学歴から専門職へ就く比率にも趨勢的な増減は見られず、大学卒の有利さは一定程度に維持されたことがうかがえる。一方、事務職の減少やグレーカラー職の増加、および非正規雇用の増大については大卒も影響を受けており、大学卒であっても就業環境の悪化は免れないことがわかる。

以上の傾向を、オッズ比を用いて相対的な格差として記述してみよう。専門職就業について、中学＋高校と大学との比較ではオッズ比10以上の高い値を示しており、大学卒の有利さは安定的だといえる。また、安定職といえる事務職についてもオッズ比3程度で安定している。一方、非正規雇用就業のオッズ比については、2005年までは大学卒は0.5程度であったものが2015年にはほぼ1となり、大学卒の相対的な有利さは消失している。

表 1 学歴別の初職の職業分布および非正規比率の時点変化(男性・25-44 歳)

調査年	学歴	専門	事務	グレー	ブルー	計	非正規
1985 年	中+高	3.1	15.4	18.8	62.6	642	3.0
	短+専	14.9	14.9	23.4	46.8	47	4.3
	大学	33.8	44.6	15.4	6.2	260	2.3
	計	12.1	23.4	18.1	46.4	949	2.8
1995 年	中+高	7.6	15.8	19.2	57.5	449	4.9
	短+専	22.7	29.5	13.6	34.1	44	2.3
	大学	35.4	30.8	24.5	9.3	302	3.0
	計	19.0	22.3	20.9	37.9	795	4.0
2005 年	中+高	1.0	11.3	25.3	62.4	391	13.3
	短+専	23.6	17.9	30.9	27.6	123	12.2
	大学	37.3	32.2	23.1	7.5	295	7.5
	計	17.7	19.9	25.3	37.1	809	11.0
2015 年	中+高	1.9	6.1	23.1	68.9	360	18.3
	短+専	18.1	13.6	28.0	40.3	243	18.1
	大学	33.8	17.6	32.2	16.5	370	18.9
	計	18.1	12.3	27.7	41.8	973	18.5

以上から、就業機会の格差の観点からは、学歴と職業の関連は大きな変化は見られず、大卒者の有利さは維持されているが、非正規雇用の増大という雇用の悪化については大卒者の初職就業にも影響しているということになる。

次に、女性の初職についても同様に分析する。

はじめに、全体の職業分布を概観すると、男性と同様 1995 年以降、専門職比率は 2 割強と安定的に推移している。一方、事務職の減少、およびグレーカラー職の増加が著しく、この傾向は男性よりも強い。学歴別の傾向を見ると、専門、短大、大学のいずれにおいても 3~4 割が専門職に就いており、この傾向に趨勢的な変化は見られない。一方、事務職の減少は短大で著しく、大学卒ではむしろ増加している。

これらの傾向を相対的な就業機会格差を表すオッズ比を用いて検討すると、専門職については、中学・高校と比べて専門、短大、大学のいずれの学歴についても高い値を維持しており、有利さの構造は変わっていない。非正規雇用就業については、近年になって大卒の有利さが現れている。ただし長期的な趨勢は確認できないため、他の調査を用いた確認を行うとともに、今後の変化を注視していく必要がある。

なお、専門職といっても幅が広く、学歴ごとに職種（職業小分類）が大きく異なり、その内容も時点とともに変化していることに留意する必要がある。専門学校では看護婦とその他

保険医療従事者が、短大では保育と幼稚園教員が多くを占めるのに対し、大学ではかつては小・中・高の教員が多数を占めていたが、2015年では情報処理技術者など専門職の中身も多様化している。

表2 学歴別の初職の職業分布および非正規比率の時点変化(女性・25-44歳)

		専門	事務	グレー	ブルー	計	非正規
1985年	中+高	5.3	51.2	20.2	23.3	416	4.6
	専門	40.0	40.0	16.0	4.0	25	12.0
	短大	44.4	43.1	8.3	4.2	72	11.1
	大学	47.4	36.8	13.2	2.6	38	2.6
	計	14.9	48.6	18.0	18.5	551	5.6
1995年	中+高	10.5	52.8	18.1	18.7	669	6.7
	専門	55.6	33.3	11.1	0.0	45	8.9
	短大	30.1	58.9	7.7	3.3	209	9.1
	大学	44.4	47.9	6.0	1.7	117	12.0
	計	20.2	52.6	14.3	12.9	1,040	7.9
2005年	中+高	3.3	44.3	30.2	22.2	424	14.6
	専門	42.7	27.6	20.4	9.3	225	17.3
	短大	25.9	53.3	16.8	4.1	197	18.3
	大学	44.1	39.1	14.9	1.9	161	18.6
	計	23.0	41.5	22.9	12.5	1,007	16.6
2015年	中+高	5.7	27.5	46.3	20.5	454	30.2
	専門	39.7	18.8	36.4	5.0	239	23.8
	短大	33.2	39.3	22.9	4.7	214	21.0
	大学	31.2	41.4	24.2	3.2	314	25.2
	計	23.8	31.4	34.6	10.2	1,221	26.0

続いて、職業的収益をとらえるために、職業威信スコアを被説明変数とする回帰分析を行う。初職(男・女)については教育年数のみ、現職(男性)については個人属性として年齢だけを統制したものである。

これによると、初職に対する教育年数の係数は男性で1.8~2.4、女性で1.8~2.2と安定的に推移しており、4時点をプールしたデータを用いても、調査年による系統的な変化は認められなかった(2015年男性のみ負の有意傾向)。現職についても同様で、教育の係数は2.1~2.5と安定的であり、時点による系統的な変化はみられない(2005年のみ負の有意傾向)。以上の結果から、男女双方において、大学卒であれば中学・高校卒と比べて初職・現職(女

性は初職のみ)の職業威信スコアが平均して10ポイントほど高く、この関係が安定的に維持されていることを意味する。このように安定性は確認できたものの、職業威信スコアを用いる限界は、非正規雇用を区別しない指標であるため²、産業・職業構造の変化を十分に反映させた職業収益にはなっていないということである。

表3 初職の職業的収益の時点変化(上段:男性, 下段:女性・25-44歳)

	1985年		1995年		2005年		2015年	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
教育年数	2.154 **	0.117	1.864 **	0.137	2.400 **	0.137	1.829 **	0.136
定数	17.217 **	1.502	21.245 **	1.871	12.594 **	1.877	18.681 **	1.891
N	949		795		809		973	
adj R ²	0.263		0.187		0.275		0.156	
教育年数	2.183 **	0.183	1.960 **	0.145	1.796 **	0.155	1.848 **	0.144
定数	19.839 **	2.235	23.137 **	1.865	23.673 **	2.034	20.718 **	1.947
N	551		1040		1007		1221	
adj R ²	0.204		0.148		0.117		0.119	

注: ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$

表4 現職の職業的収益の時点変化(男性・25-44歳)

	1985年		1995年		2005年		2015年	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
教育年数	2.487 **	0.137	2.166 **	0.147	2.545 **	0.150	2.219 **	0.155
年齢	0.176 **	0.059	0.302 **	0.059	0.268 **	0.065	0.287 **	0.065
定数	9.061 **	2.993	8.409 **	3.011	3.036	3.008	5.526	3.361
N	833		689		691		831	
adj R ²	0.283		0.250		0.312		0.201	

注: ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$

以上の学歴と職業の分析から、学歴と職業との関連は学歴構成が変化してもおおむね安定的であり、また正規・非正規就業については、男性では学歴による差はなく、女性では大卒が有利とまとめられよう。こうした結果は、石田(2005)、平沢(2010)とも整合的である。

² 元治・三輪(2017)が雇用状態を区分した職業威信スコアを開発している。このスコアの応用は今後の課題としたい。

4.2 所得収益率の検討

はじめに、学歴間の所得格差を確認しよう。ここでは、25～44歳の男性（非農林・被雇用者）について個人収入の平均値および四分位（p25: 第1四分位, p50: 中央値, p75: 第3四分位）を学歴別に求め、大卒/高卒比率の自然対数をとったものの推移を示した（図2）。

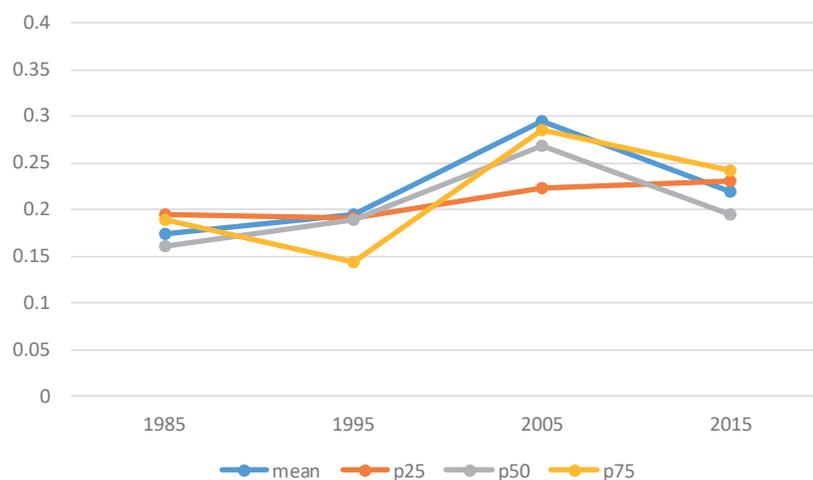


図2 高卒・大卒所得格差(対数値)の推移

これによると、平均値や分位数のいずれの指標でも1995年までは高卒・大卒の格差は15～20%であったのに対し、2005年から2015年には25%前後にも拡大していることがわかる。これは分布の上位や下位といった位置にそれほど関係なく見られる傾向である。同様の傾向は賃金センサスを用いても確認され³、先行研究でも指摘されている（大竹 2005 ほか）。

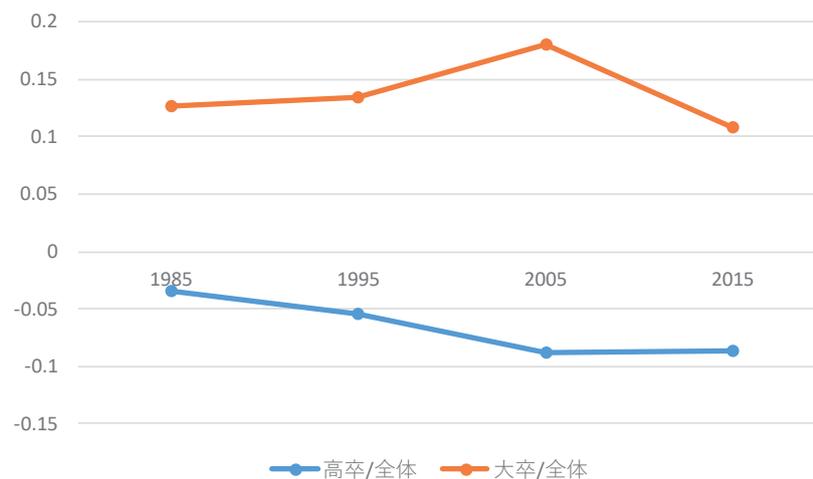


図3 学歴別所得中央値の全体中央値比(対数値)の推移

³ 「賃金構造基本調査」で公表された集計値を用い、きまって支給される現金支給額（×12）に年間賞与を加えた年収の高卒・大卒格差（対数値）は、0.22（1985年）、0.25（1995年）、0.32（2005年）、0.35（2015年）となっている（男性・産業計・規模計・年齢計）。

また、図2でみた格差は、高卒と大卒とを比較した相対的なものであり、それぞれの学歴の所得水準が全体の水準からどの程度にあるのかは分からない。そこで、それぞれの学歴の中央値と全体の中央値との比（対数値）を示すと図3のようになっている。

図2でみた、高卒・大卒格差の拡大は、2005年にかけて大卒所得の全体中央値と比べた上昇と同時に、高卒所得の全体中央値と比べた低下が起きたことの結果であることがわかる。このことから、高卒・大卒の所得格差は高卒層の所得が相対的に減少することによっても引き起こされる点に注意する必要がある。

以上、学歴間の格差について確認したが、学歴内の格差についてはどうなっているのだろうか。ここでは学歴間の所得のばらつきの指標として四分位分散係数（ $QDC=(p75-p25)/2*Me$ ）を求め、全体の値と学歴別の値をプロットした（図4）。なお、数値・図は省略するが、ジニ係数を用いてもほぼ同様の傾向が得られる。

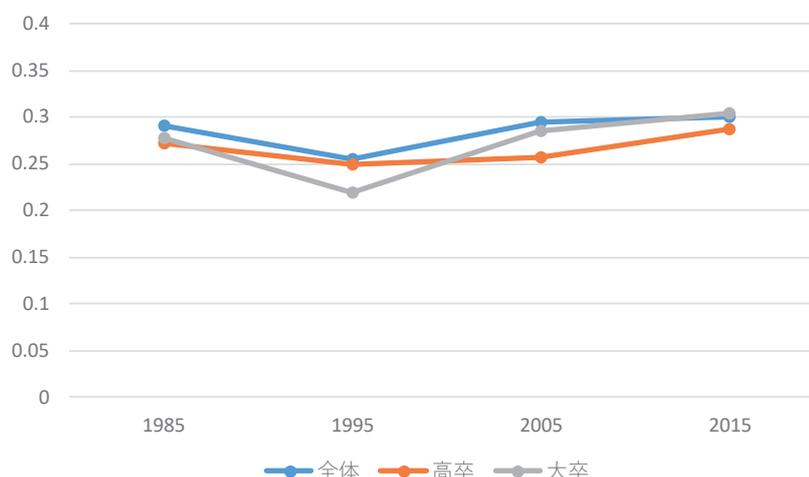


図4 全体および学歴内不平等度(四分位分散係数)の推移

これによるとグループ内での格差の大小に学歴はほとんど影響していない。また、1995年をボトムに大卒内での格差が緩やかに拡大する傾向が見られる。しかし、格差の拡大は緩やかなものであり、また仮に拡大しているとしても、成果主義の導入などさまざまな要因が考えられるため、高学歴化による大卒内格差の拡大を主張するには慎重であるべきだろう。

以上をふまえ、所得関数を推定することで学歴の収益率の変化を検討しよう。教育の収益率は、以下のミンサー型賃金関数の β_1 として求めることができる。

$$\ln(Y) = \beta_0 + \beta_1 school + \beta_2 exp + \beta_3 exp^2 + \varepsilon$$

なお、 $\ln(Y)$ は所得（年収）の自然対数値、 $school$ は教育年数、 exp は労働経験年数である。ただし、以下の分析では、川口（2011）に倣い教育年数ではなく学歴はカテゴリ

を用いる。また、労働経験年数は、年齢－標準教育年数－6 で求めた潜在的労働経験年数を用い、無業による就業中断等は考慮していない。所得関数の推定結果を表 5 に示した。

表 5 学歴の所得収益率の時点変化(男性・25-44 歳)

	1985 年		1995 年		2005 年		2015 年	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
学歴 [高卒]								
中卒	-0.411	** 0.048	-0.344	** 0.063	-0.285	** 0.091	-0.366	** 0.102
短大	0.143	0.104	0.013	0.103	0.186	† 0.108	0.274	* 0.116
大学	0.352	** 0.036	0.346	** 0.034	0.405	** 0.041	0.377	** 0.041
経験年数	0.040	** 0.011	0.064	** 0.012	0.076	** 0.017	0.051	** 0.014
経験年数 ² /100	0.010	0.035	-0.095	* 0.038	-0.124	* 0.053	-0.058	0.045
定数	14.489	** 0.092	14.528	** 0.091	14.301	** 0.134	14.373	** 0.107
N	875		737		679		909	
adj R ²	0.243		0.246		0.197		0.139	

注：** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ [] 内は基準カテゴリ

これによると大学卒の係数は 0.34～0.40 と安定的に推移している。4 で割ると 1 年あたりの収益率は 8～10%程度となり、先行研究で得られた値とおおむね一致する。また、労働経験年数 2 乗の係数が負となっていない時点があるが、これは比較的若年層 (44 歳まで) に限定しているためである。なお、4 時点をプールしたデータを用いて変化を検討すると、学歴の効果が有意に異なることもあるが、趨勢的な変化ではなかった。

ただし、上述した通り、素朴なミンサー型所得関数による学歴収益率は過大に推定されている。ここでは、学歴と関連する個人属性として、職業 (上記の分析で用いた 4 分類のダミー変数)、非正規ダミー、そして、日本の労働市場で重要な要素となる企業規模について、小規模 (～29 人)、中規模 (～299 人)、大規模 (300 人以上)、および官公庁の 4 分類のダミー変数を投入したモデルを検討する (表 6)。

個人属性を投入したことにより、学歴と職業の結びつきがある以上当然の結果であるが、大学ダミーの係数は 3～4 割ほど小さな値となり、1 年あたり 5～6%へと縮小していることが確認できる。可能な限りのバイアスを除去したとは言い切れないが、先行研究とも整合的な結果である。

表 6 学歴の所得収益率の時点変化(男性・25-44 歳)・個人属性追加

	1985 年		1995 年		2005 年		2015 年					
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE				
学歴 [高卒]												
中卒	-0.254	**	0.042	-0.330	**	0.058	-0.292	**	0.085	-0.108	0.092	
短大	0.295	**	0.080	-0.004	0.084	0.153	0.099	0.115	0.094			
大学	0.249	**	0.034	0.238	**	0.034	0.214	**	0.046	0.218	**	0.039
経験年数	0.044	**	0.009	0.067	**	0.011	0.065	**	0.015	0.059	**	0.012
経験年数 ² /100	-0.024		0.029	-0.111	**	0.034	-0.098	*	0.048	-0.096	*	0.038
職種 [ブルー]												
専門	0.141	**	0.044	0.142	**	0.046	0.193	**	0.058	0.163	**	0.046
事務	0.212	**	0.033	0.138	**	0.038	0.138	**	0.050	0.125	**	0.044
グレー	0.119	**	0.041	0.052	0.044	0.028	0.051	0.059	0.044			
非正規	-0.743	**	0.102	-0.506	**	0.128	-0.563	**	0.073	-0.679	**	0.053
規模 [小]												
中	0.131	**	0.034	0.024	0.040	0.211	**	0.048	0.097	*	0.045	
大	0.303	**	0.032	0.178	**	0.039	0.370	**	0.046	0.373	**	0.042
官公庁	0.039		0.042	0.080	0.048	0.291	**	0.065	0.275	**	0.065	
定数	14.285	**	0.075	14.410	**	0.083	14.220	**	0.125	14.236	**	0.095
N	747		626		576		764					
adj R ²	0.470		0.394		0.402		0.406					

注：** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ [] 内は基準カテゴリ

以上の分析から、大卒の有利さとその安定性が確認されたが、ここで改めて大卒ダミーの係数は高卒との比較という相対的なものであることに注意したい。すなわち、これらの結果からただちに追加的教育（大学卒）による所得上昇が得られるとは言い切れず、図 3 で見た通り、高卒の所得低下によっても大卒の相対的有利さが保たれている側面もある点に留意する必要がある。

5. まとめと課題

分析の結果をまとめよう。学歴と初職の関係については、男女とも職業との結びつき、とりわけ大卒者の専門職就業機会には大きな変化は見られなかった。一方、非正規雇用化については男女で様相が異なっており、男性では大学卒であっても正規雇用就業に対して有利ではないのに対し、女性では大学卒であれば非正規雇用就業を避けられる傾向が見られた。

所得を用いた分析では、大卒の収益率は若年層に限っても安定した値で推移しており、高学歴化によって目減りしていないことが確認された。一方で、相対的な有利さの基準として高卒を考えた場合に、大卒の有利さが安定している一方の側面には、高卒の所得の低下があることが確認された。

以上の分析は、高学歴化による大卒労働者の大量供給の結果としての収益率悪化、という素朴な予想に基づく分析であった。しかし、需要の側面も重要で、技能偏向的技術進歩(SBTC: skill biased technical change) 仮説をめぐる議論も盛んである(櫻井 2011 ほか)。こうした議論との接合性についても今後はより踏み込んで検討を行いたい。また、学歴収益率についての研究は経済学を中心に高度に洗練されたものとなっており、これらの研究動向をさらに踏まえた研究を行っていく必要がある。

最後に、本分析の限界と課題について触れておく。本稿の限界として、初職の分析以外では女性を除いている点が挙げられる。女性にとっての就業機会格差の問題は大きな問題であるが、一方で、ライフコースによる影響も大きいため、単純な分析枠組みを用いた今回の分析には含めることができなかった。SSM 調査はライフコース変数や家族変数もとらえているので、これらの情報を生かした分析は今後の課題としたい。また、SSM 調査の強みとして、職業経歴および職業情報の豊富さ、学校歴や学校名(大学名)情報を挙げることもできる。大学進学がユニバーサル化した今日、また、図4からも大卒者内での所得格差が緩やかに拡大しつつあることをふまえると、大卒者を1つのカテゴリとして扱うのは不十分であろう。学校歴情報を生かした分析(Ono 2004; 平沢 2011; 荻谷 2011)は今後の課題としたい。

本稿で得られた収益の安定という結果は、限られた有利なパイをめぐり、非進学者の経済的基盤・安定が底割れしていることの可能性も示唆された。大学教育の費用はますます増大し、出身階層による教育機会の不利が解消されていない以上、非進学者の社会経済的な不利をいかに回避・克服すべきかが今後ますます重要な課題となるだろう。

[文献]

- Bukodi, E., and J. Goldthorpe. 2011. "Social class returns to higher education: chances of access to the professional and managerial salariat for men in three British birth cohorts." *Longitudinal and Life Course Studies*. 2(2):185-201.
- Freeman, R. 1976. *The Overeducated American*. Academic Press. (1977. 小黒昌一訳『大学出の価値：教育過剰時代』竹内書店新社)
- 玄田有史. 1994. 「高学歴化、中高年齢化と賃金構造」石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会. 141-68.

- 元治恵子・三輪哲. 2017. 「多元的職業威信スコア」の開発とその特徴」第64回数理社会学会（配布資料）.
- 原純輔・盛山和夫. 1999. 『社会階層：豊かさの中の不平等』東京大学出版会.
- 平沢和司. 2010. 「大卒就職機会に関する諸仮説の検討」荻谷剛彦・本田由紀編『大卒就職の社会学』東京大学出版会, 61-85.
- 平沢和司. 2011. 「大学の学校歴を加味した教育・職業達成分析」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, 155-70.
- 石田浩. 2005. 「後期青年と階層・労働市場」『教育社会学研究』76: 41-56.
- 荻谷剛彦. 2011. 「大学教育機会の拡大によって大卒学歴の価値はどのように変化したのか？：日本型学歴インフレの功罪」東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズ No.48.
- 川口大司. 2011. 「ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用」阿部顕三・大垣昌夫・小川一夫・田淵隆俊編『現代経済学の潮流 2011』東洋経済新報社, 67-98.
- 小杉礼子. 2013. 「新卒大卒市場の変化」小杉礼子・堀有喜衣編『高校・大学の未就職者への支援』勁草書房, 101-29.
- Kreidl, M., H.B.G. Ganzeboom, and D.J. Treiman. 2014. *How did occupational returns to education change over time?*, California Center for Population Research.
- 大竹文雄. 2005. 『日本の不平等』日本経済新聞社.
- Ono, H. 2004. "College Quality and Earnings in Japanese Labor Market." *Industrial Relations*. 43(3): 595-6617.
- 櫻井宏二郎. 2011. 『市場の力と日本の労働経済：技術進歩，グローバル化と格差』東京大学出版会.
- 佐野晋平・安井健悟. 2009. 「日本における教育のリターンの推計」『国民経済雑誌』200(5): 71-86.
- 島一則. 1999. 「高度成長期以降の学歴・キャリア・所得：所得関数の変化にみられる日本社会の一段面」『組織科学』33(2): 23-32.
- van de Ploeg, S. 1994. "Educational Expansion and Returns on Credentials." *European Sociological Review*. 10(1): 63-78.
- 矢野眞和・島一則. 2000. 「学歴社会の未来像：所得からみた教育と職業」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, 105-126.
- 吉田崇. 2011. 「初期キャリアの流動化と所得への影響」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, 19-34.

付表 表 5・6 の分析の記述統計量

	1985 年		1995 年		2005 年		2015 年	
	平均	SD	平均	SD	平均	SD	平均	SD
対数所得	15.212	0.495	15.367	0.478	15.304	0.536	15.183	0.571
経験年数	16.517	6.423	15.989	6.465	16.165	5.665	16.168	6.198
経験年数 ² /100	3.140	2.127	2.974	2.076	2.934	1.836	2.998	1.954
	%		%		%		%	
学歴：中卒	17.14		7.87		4.57		3.30	
高卒	51.89		51.83		55.23		52.81	
短大卒	2.06		2.31		3.09		2.42	
大卒	28.91		37.99		37.11		41.47	
職業：専門	13.65		19.33		18.40		21.73	
事務	33.73		31.95		26.56		21.47	
グレー	11.38		14.38		17.19		17.93	
ブルー	41.23		34.35		37.85		38.87	
非正規ダミー	25.97		27.80		27.78		28.80	
規模：小	48.86		47.60		44.79		39.40	
中	35.61		35.78		38.02		42.93	
大	14.19		15.50		11.46		8.64	
官公庁	1.34		1.12		5.73		9.03	
N	875	(747)	737	(626)	679	(576)	909	(764)

注) ()内は表 6 で変数を追加した際の N.

Educational Expansion and Changes in Educational Return of Youth ^{*}

**Takashi Yoshida
(Shizuoka University)**

Abstract

The objective of this paper is to examine from multiple viewpoints whether an expansion in academic education has deteriorated educational return, using the SSM surveys. While the university enrollment rate has been rising over the past three decades, the structure of the labor market has also undergone significant changes, including an increase in non-regular employment. From the viewpoint of labor supply, expansion of education is expected to lead to lower educational return. However, there is also the possibility of an increasing demand for college graduates. In this paper, we examine educational return in relation to two aspects. First, in connection with occupation (occupational return) and social class (social class return), we observe that the relationship between education and the first job has remained stable for the past 30 years. The second point of comparison is economic return. By estimating the Mincer earnings function, it is shown that the educational return rate is stable and there is also no significant expansion in the variance within the educational category. From the above results, it can be concluded that expansion of education has not resulted in deterioration of educational return.

Keywords: educational expansion, youth employment, occupational return, Mincer earnings function

^{*} The study was supported by JSPS KAKENHI Grant Number JP25000001.