

高卒と大卒の学歴間賃金格差は拡大したのか？



立教大学社会学部助教 豊永 耕平

～要旨～

本稿では、高卒と大卒との賃金格差が本当に拡大傾向にあるのかを追加検証した。賃金構造基本調査をみると、男女ともに2000年代以降には高卒と大卒の賃金格差が「拡大」しているようにみえるものの、労働者全体ではどのような変化が生じているのかは必ずしも明らかではなく、統計不正や調査票変更などの調査方法の変化を反映した可能性も否定できなくなっていた。そこで就業構造基本調査（匿名データ）から労働者全体で追加検証した結果、年間収入からみた高卒と大卒の格差は2000年代以降には確かに拡大していることが明らかになった。けれども、労働時間を考慮した時給賃金からみた場合にはそれほど大きな変化が生じていなかった。以上から、従業上の地位の変化も反映した労働時間の変化によって年間収入からみた学歴間格差は拡大している可能性や、専門学校卒が高卒に含まれると学歴間賃金格差の大きさとそのトレンドを見誤ってしまうことを議論した。

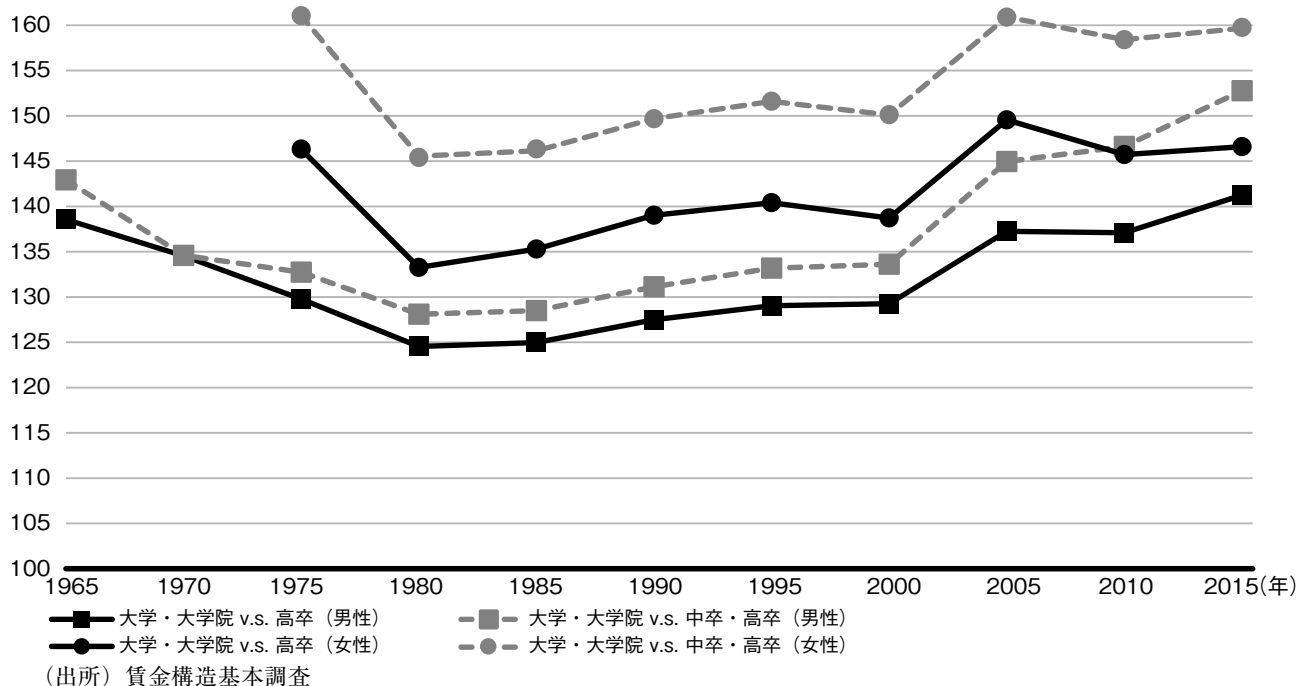
1 学歴間賃金格差は本当に拡大したのか？

大学進学率は、1990年には24.6%（男性33.4%、女性15.2%）であったが、高等教育の抑制政策が放棄された1990年代以降には急激に上昇し、2019年には53.7%（男性56.6%、女性50.7%）にも達している（文部科学省2019）。学歴が社会的地位（職業・賃金など）にもたらす影響力は需要・供給の双方の関係性に依存する。そのため、急激な高学歴化は大卒労働者の供給過剰につながり、従来よりも大卒学歴の価値を低下させる「学歴インフレ」を引き起こす可能性や（Wolbers et al. 2001）、むしろ高学歴化と並行して進展する技術進歩によって供給増加を上回る形で高スキル労働者（大卒労働者）の需要が

増大し、大卒学歴のリターンは上昇するという「スキル偏向型技術進歩」仮説も議論されてきた（Acemoglu & Autor 2011）。それでは、高学歴化が進んだ1990年代以降には学歴間賃金格差は日本でも変化しているのだろうか。

図1には、厚生労働省が実施している「賃金構造基本調査」から学歴間賃金格差の推移を示した¹⁾。ここでは、大学・大学院卒の平均賃金の推移を、高卒の平均賃金を100とした場合（黒太線）と、中卒も含めた高卒以下の平均賃金を100とした場合（灰点線）について男女それぞれで表している。これを確認すると、高卒や高卒以下と比較した大学・大学院卒の相対的な平均賃金は高度成長期には高かったものの（1965年）、

図1 学歴間賃金格差の時代変化（賃金構造基本調査）



そうした賃金格差は1980年までには縮小し、1990年代後半までほぼ横ばいで安定的に推移していたことが読み取れる。しかしながら、2000年代以降には高卒や高卒以下と比較した学歴間賃金格差は再び拡大傾向にあり、高学歴化による大卒労働者の供給増加とは裏腹に、2015年には学歴間賃金格差はかなり高い水準まで「拡大」しているように見える。

こうした賃金構造基本調査（賃金センサス）から確認できる学歴間賃金格差の「拡大傾向」はしばしば言及されてきたものの（何・小林2015など）、賃金センサスからわかる学歴間賃金格差には以下のような注意を要する点がある。第一に、賃金センサスからわかるのは、①5人以上の事業所に勤務する「一般労働者」の、②労働時間を考慮しない年間収入でみた場合の、③専門学校卒を含む高卒と大卒の格差であることである。「一般労働者」は、同一事業所内部で相対的に労働日数・労働時間が長い労働者を指し、短時間・パートタイム労働者や自営業者などは

含まれない。そのため、労働者全体でも本当に学歴間賃金格差が拡大傾向にあるのかは必ずしも明らかではなく、あくまでも年間収入であるため、単に労働時間の変化を反映しているだけの可能性も否定できない。さらに賃金センサスでは専門学校卒は高卒に含まれるため、ここでの「高卒」の意味合いが変化している可能性があることにも注意が必要である。

注意すべき点の第二は、賃金センサスもまた統計不正が発覚した官庁統計の一つであることである。具体的には、調査員が事業所に出向いて調査すべきところを少なくとも2006年には調査票の配布・回収のすべてを郵送法で実施していたことが報告されている（総務省2019）。さらに、統計不正によるものではないものの、2005年には「パートタイム労働者」から「短時間労働者」へと調査票の表現が変更されたため、従来は「パートタイム労働者」と回答していた層が「一般労働者」と回答してしまい、2005年以降には一般労働者の賃金分布が大きく変化し

ていることも問題視されている（篠崎 2008）。そのため 2000 年代以降に生じた「変化」が、統計不正や調査票変更などによる調査方法の変化を反映しただけなのか、本当に「拡大」したのかは追加検証が必要である。

そこで本稿では、総務省統計局が実施している「就業構造基本調査」（匿名データ）を用いて学歴間賃金格差が本当に拡大傾向にあるのかを明らかにする。既存研究では先述のような問題点がある中で、学歴間賃金格差は「拡大傾向」にあるという議論と（田中 2013、何・小林 2015 など）、それほど変化が生じていないという議論（Yamada & Kawaguchi 2015、Kawaguchi & Mori 2016 など）が混在して蓄積されており、学歴間賃金格差の変化に関する知見が一致してこなかった。例えば賃金センサスを集計した何・小林（2015）は、①一般労働者の、②年間収入でみた場合の、③専門学校卒を含んだ高卒と大卒の格差は 1981 年から 2013 年にかけて全体的に拡大傾向にあり、高年齢層では縮小傾向にあるものの、特に中・若年層ほど拡大していることを明らかにしている。

けれども賃金センサスの個票データを分析した Kambayashi et al. (2008) は、ミンサー型賃金関数からわかる中卒と大卒の時給賃金格差は 1989 年と比べて 2003 年には男女ともに縮小傾向にあることを報告している。その一方で同様に賃金センサスの個票データを分析した Yamada & Kawaguchi (2015) は、学歴別に男性の賃金プロフィールを 1991 年・2000 年・2008 年の 3 時点間で比較すると、専門学校卒を含んだ高卒と大卒の時給賃金格差には大きな変化が生じていないことを指摘しており、同様の賃金センサスを用いた分析結果であっても知見が一致していない。こうした中で労働力調査（1986 年～2008 年）から追試した Kawaguchi

& Mori (2016) は、①自営業を除いた被雇用男性の、②時給賃金でみた場合の、③専門学校卒を含んだ高卒と大卒の賃金格差にはやはり大きな変化が生じておらず、日本の場合には技術進歩による大卒労働者に対する需要増大を満たす形で高学歴化が進んだために変化が生じなかったことを議論している。

このように既存研究では、年間収入・時給賃金のいずれを、どのような期間・分析方法で検証するかの違いもあって学歴間賃金格差の「変化」に関する知見が一致していない。週あたりの労働時間の学歴間格差は拡大傾向にあることが知られているため（黒田 2009）、時給賃金からみた場合はそれほど大きな変化が生じていない一方で、年間収入からみた場合には「拡大」している可能性があるものの、あくまでも賃金センサスは「一般労働者」というセレクトティブな集団が分析対象になるため、労働者全体では学歴間賃金格差がどのように変化しているのかは必ずしも明らかではない。さらに専門学校卒が高卒に含まれることで学歴間格差が過大または過小に評価されてしまう可能性も十分には議論されていないため、本稿では、年間収入・時給賃金の学歴間格差とその変化を「就業構造基本調査」から男女それぞれについて追加検証していく。

2 分析に使用する変数の設定

分析に使用するデータは、総務省統計局が実施した「就業構造基本調査」の匿名データである。1956 年から 1982 年まではおおむね 3 年ごと、それ以後には 5 年ごとに実施されている基幹統計調査であり、層化二段無作為抽出法によって日本全国から世帯が抽出され、その世帯に居住する 15 歳以上の世帯員すべてが調査されている。本稿の目的は、賃金センサスから確認でき

る1990年代後半から2000年代にかけての学歴間賃金格差の「拡大」を追加検証することにあるため20歳～69歳までのすべての有職男女を分析対象とし、1997年調査と2007年調査の「変化」を検証する。分析に使用する変数の記述統計量を表1に示した。なお、すべての分析は集計乗率を用いた重み付けを行っている。

本稿の関心となる従属変数は年間収入・時給賃金の2つである。本人が仕事から得る1年間の収入について各カテゴリーの中央値を取って連続変数とし、2015年価格に実質化した上で対数変換して用いる²⁾。就業構造基本調査では、有業者全員に年間収入を訊いているものの、労働日数・労働時間は「規則的な働き方」をしている有業者だけに調査されている。そのため、後述するように有業者および規則的な働き方をする

有業者を予測する二項プロビット分析から逆ミルズ比を作成して統制することでセレクションバイアスに対処する。二項プロビット分析では学歴・年齢³⁾・婚姻状態・末子年齢を分析に使用した。

本稿の焦点は、1997年調査と2007年調査を比較して学歴が年間収入・時給賃金にもたらす影響が本当に変化しているのかを検証することにある。まず、年齢(とその2乗項)および逆ミルズ比のみを統制したモデルから、学歴が年間収入にもたらす全体的な影響が本当に「拡大」しているのかを追加検証する。以上を踏まえて勤続年数(とその2乗項)・労働経験年数⁴⁾(とその2乗項)・逆ミルズ比を統制したミンサー型賃金関数から、学歴が時給賃金にもたらす影響力とその変化を検証し、労働時間などを考慮し

表1 分析に使用する変数の記述統計量

	1997年				2007年			
	男性		女性		男性		女性	
	有効度数	平均値	有効度数	平均値	有効度数	平均値	有効度数	平均値
年間収入	259,024	506.135	171,727	228.513	222,251	472.178	175,346	221.341
時給賃金	245,361	0.352	155,499	0.221	209,747	0.322	160,090	0.225
学歴								
中学	298,219	0.227	312,871	0.231	262,815	0.150	277,075	0.138
高校(専門学校含む)	298,219	0.481	312,871	0.521	262,815	0.555	277,075	0.606
高校	298,219		312,871		262,815	0.467	277,075	0.477
専門学校	298,219		312,871		262,815	0.088	277,075	0.153
短大・高専	298,219	0.067	312,871	0.181	262,815	0.031	277,075	0.153
大学・大学院	298,219	0.225	312,871	0.067	262,815	0.264	277,075	0.104
勤続年数	264,248	14.831	196,435	9.879	220,713	14.524	173,983	9.567
労働経験年数	294,925	25.407	312,923	26.210	261,588	26.258	278,099	26.953
年齢	294,925	43.956	312,923	44.331	261,588	45.335	278,099	45.633
有業	294,925	0.901	312,923	0.613	261,588	0.868	312,923	0.613
有業(規則的)	294,925	0.858	312,923	0.548	261,588	0.831	278,099	0.577
婚姻状態								
配偶者なし	294,811	0.272	312,853	0.274	260,401	0.294	276,989	0.284
配偶者あり	294,811	0.728	312,853	0.726	260,401	0.707	276,989	0.716
末子年齢								
子どもなし	294,925	0.418	312,923	0.426	261,399	0.444	277,934	0.461
末子6歳未満	294,925	0.139	312,923	0.141	261,399	0.123	277,934	0.124
末子6-14歳	294,925	0.120	312,923	0.127	261,399	0.107	277,934	0.114
末子15歳以上	294,925	0.324	312,923	0.306	261,399	0.325	277,934	0.301

ても「拡大」しているのかを明らかにする。基本的には賃金センサスや既存研究と同様に専門学校卒を高卒に含めて「変化」を追加検証するものの、就業構造基本調査は2007年調査から専門学校が学歴として調査されている。そのため、専門学校卒が高卒に含まれる場合とそうではない場合ではどのようなバイアスが生じるのかも検証する。

3 分析結果

(1) 学歴が就業にもたらす影響力は変わったか？

それでは学歴間賃金格差には変化が生じているのだろうか。年間収入・時給賃金についての分析に入る前に、就業（セレクション）に学歴

がもたらす影響とその変化を概観しておこう。

表2には、有業者を予測する二項プロビット回帰分析の結果を示した⁵⁾。1997年と2007年①を比較することで専門学校卒を含む高卒と大卒学歴の格差の「変化」を追加検証し、2007年①と2007年②を比較することで専門学校卒が高卒に含まれることで高卒と大卒との学歴間賃金格差にどのようなバイアスが生じているのかを確認する。

表2に示した分析結果をみると、常識的な結果ではあるものの、男女ともに学歴は就業を大きく左右しており、専門学校卒を含む高卒と比べて中卒者ほど無業になりやすく、大卒者ほど有業者になりやすいことがわかる。こうした学

表2 就業に対する学歴効果とその変化（二項プロビット分析）

	男性			女性		
	1997年	2007年①	2007年②	1997年	2007年①	2007年②
学歴（基準：高校）						
中学	-0.153 *** (0.010)	-0.273 *** (0.012)	-0.255 *** (0.012)	-0.017 * (0.008)	-0.248 *** (0.010)	-0.218 *** (0.010)
専門学校			0.147 *** (0.019)			0.183 *** (0.011)
短大・高専	-0.056 *** (0.019)	0.133 *** (0.029)	0.156 *** (0.029)	-0.034 *** (0.008)	-0.028 ** (0.009)	0.014 (0.010)
大学・大学院	0.146 *** (0.013)	0.162 *** (0.011)	0.184 *** (0.011)	0.038 ** (0.013)	0.071 *** (0.012)	0.114 *** (0.012)
年齢	-0.045 *** (0.000)	-0.039 *** (0.000)	-0.039 *** (0.000)	-0.021 *** (0.000)	-0.025 *** (0.000)	-0.024 *** (0.000)
婚姻状態（基準：配偶者なし）						
配偶者あり	0.865 *** (0.012)	0.752 *** (0.012)	0.754 *** (0.012)	-0.396 *** (0.008)	-0.328 *** (0.008)	-0.327 *** (0.009)
末子年齢（基準：子どもなし）						
末子6歳未満	0.139 *** (0.018)	0.301 *** (0.022)	0.299 *** (0.022)	-0.687 *** (0.010)	-0.724 *** (0.012)	-0.727 *** (0.012)
末子6-14歳	0.333 *** (0.019)	0.521 *** (0.022)	0.521 *** (0.022)	0.146 *** (0.010)	0.117 *** (0.012)	0.116 *** (0.012)
末子15歳以上	0.024 * (0.010)	-0.002 (0.010)	-0.003 (0.010)	0.274 *** (0.007)	0.200 *** (0.008)	0.201 *** (0.008)
切片	2.839 *** (0.023)	2.493 *** (0.024)	2.451 *** (0.025)	1.536 *** (0.015)	1.778 *** (0.017)	1.707 *** (0.018)
McFadden 擬似決定係数	0.168	0.160	0.160	0.088	0.097	0.099
N	294925	261588	261588	312923	278099	278099

(注) 1) 括弧内は標準誤差。***: p<0.001, **: p<0.01, *: p<0.05

2) 多重代入法による欠損値補正を行った。代入回数は30回、分析で使用する変数すべてで予測した。

歴間の就業格差を1997年と2007年①で比較すると、男女ともに専門学校卒を含む高卒と大卒と格差は拡大傾向にあり（男性：0.146 → 0.162 / 女性：0.038 → 0.071）、中卒との格差をみても拡大傾向にある（男性：-0.153 → -0.273 / 女性：-0.017 → -0.248）。男女ともに就業についての学歴間格差は2000年代以降には拡大傾向にあることが明らかになった。

けれども先述したように、ここでは「高卒」に専門学校卒が含まれるため、2000年代以降に専門学校卒が増えることで「高卒」の意味合いが変化し、学歴間格差が「変化」しているように見えるのかもしれない。そこで「高卒」から専門学校卒を抜き出した2007年②の分析結果をみると、当然ではあるものの、男女ともに高卒と専門学校卒の格差は大きく、高卒と比べて専門学校卒は就業しやすいことが確認できる。そのため、2007年②では男女ともに高卒と大卒の就業面での格差は大きくなっており（男性：0.162 → 0.184 / 女性：0.071 → 0.114）、専門学校

卒が高卒に含まれると就業面での学歴間格差が過小評価されてしまうことがわかる。専門学校卒は2007年と比べれば1997年では少ないため、こうしたバイアスは1997年の方が小さい（だろう）ことも踏まえれば、専門学校卒を考慮しても就業面での高卒と大卒との格差は拡大傾向にあると推測される。

(2) 学歴が年間収入にもたらす影響力は変わったか？

それでは、こうしたセレクション要因を考慮しても学歴間賃金格差は本当に拡大傾向にあるのだろうか。年間収入に対する全体的な学歴効果とその変化についての結果を示した表3をみると、1997年時点では専門学校卒を含む高卒と比べて中卒男性は19.5% ($1 - e^{-0.217}$) ほど、中卒女性は19.6% ($1 - e^{-0.218}$) ほど年間収入が低くなりやすい一方で、大卒男性の場合は24.5% ($e^{0.219} - 1$) ほど、大卒女性では61.1% ($e^{0.477} - 1$) ほど年間収入が高くなりやすく、高卒と大卒と

表3 年間収入に対する学歴効果とその変化（OLS 回帰分析）

	男性			女性		
	1997年	2007年①	2007年②	1997年	2007年①	2007年②
学歴（基準：高校）						
中学	-0.217 *** (0.004)	-0.123 *** (0.009)	-0.129 *** (0.009)	-0.218 *** (0.007)	-0.147 *** (0.010)	-0.103 *** (0.010)
専門学校			-0.052 *** (0.007)			0.205 *** (0.008)
短大・高専	0.073 *** (0.005)	0.111 *** (0.013)	0.099 *** (0.013)	0.247 *** (0.007)	0.166 *** (0.008)	0.224 *** (0.008)
大学・大学院	0.219 *** (0.003)	0.276 *** (0.005)	0.267 *** (0.005)	0.477 *** (0.010)	0.462 *** (0.009)	0.523 *** (0.009)
年齢	0.133 *** (0.001)	0.139 *** (0.002)	0.139 *** (0.002)	0.014 *** (0.001)	0.025 *** (0.001)	0.027 *** (0.001)
年齢2乗項	-0.137 *** (0.000)	-0.144 *** (0.000)	-0.144 *** (0.000)	-0.013 *** (0.000)	-0.030 *** (0.000)	-0.030 *** (0.000)
逆ミルズ比	-1.015 *** (0.018)	-1.074 *** (0.035)	-1.070 *** (0.034)	-0.682 *** (0.015)	-0.755 *** (0.017)	-0.752 *** (0.016)
切片	3.237 *** (0.018)	2.998 *** (0.032)	3.017 *** (0.032)	5.057 *** (0.023)	4.884 *** (0.029)	4.782 *** (0.028)
自由度調整済み決定係数	0.278	0.207	0.208	0.098	0.118	0.130
N	264495	224716		196593	176740	

(注) 1) 括弧内は標準誤差。2乗項は係数を100倍にして表示した。***: $p < 0.001$, **: $p < 0.01$, *: $p < 0.05$

2) 多重代入法による欠損値補正を行った。代入回数は30回、分析で使用する変数すべてで予測した。

の格差は女性の方が大きいことがわかる。こうした年間収入でみた学歴間格差を1997年と2007年①で比べると、専門学校卒を含む高卒と大卒の格差は女性の場合はそれほど大きな変化が生じておらず(61.1%→58.6%)、むしろわずかに縮小傾向にあるものの、確かに男性の場合には拡大傾向にある(24.5%→31.8%)。就業構造基本調査から労働者全体で追加検証しても、男性の場合には年間収入でみた高卒と大卒の格差が拡大傾向にあることが明らかになった。

こうした結果は、賃金センサスから年間収入を検討した既存研究とも整合的であるものの(何・小林 2015 など)、先述のように単に「高卒」に専門学校卒が増えることで「変化」が生じているのかもしれない。そこで2007年②の結果も確認すると、高卒と比較して専門学校卒の男性は5.1% ($1 - e^{-0.052}$) ほど年間収入が低いものの、専門学校卒の女性は22.7% ($e^{0.205} - 1$) ほど年間収入が高い傾向にあり、高卒と専門学校卒の格差は女性の方が大きいことが確認できる。そのため年間収入からみた高卒と大卒の格差は、男性の場合はそれほど大きなバイアスが生じていないものの(31.8%→30.6%)、女性の場合には学歴間格差が過小評価されていたことがわかる(58.6%→68.7%)。専門学校卒が増加したことによるバイアスは男性ではそこまで深刻ではないため、年間収入でみた高卒と大卒との格差が労働者全体でも拡大していることは確かであるといえるものの、そうした拡大傾向は、女性の場合には専門学校卒が「高卒」の中に増えることで打ち消されてしまい、格差が縮小しているようにみえるのだと推測される。

(3) 学歴が時給賃金にもたらす影響力は変わったか？

それでは労働時間を考慮しても学歴間賃金格

差は変化しているのだろうか。時給賃金でみた学歴間格差とその変化も表4から確認してみると、1997年時点では専門学校卒を含む高卒と比較して大卒男性は37.5% ($e^{0.319} - 1$) ほど、大卒女性では67.3% ($e^{0.515} - 1$) ほど時給賃金が高くなりやすいことがわかる。こうした時給賃金でみた学歴間格差を1997年と2007年①で比べると、男性の場合には専門学校卒を含む高卒と大卒との格差にはそれほど大きな変化が生じていない(37.5%→39.4%)。女性の場合には縮小している(67.3%→57.5%)。

こうした結果は、時給賃金でみた学歴間格差とその変化を検討した既存研究とも整合的である(Kambayashi et al. 2008, Kawaguchi & Mori 2016 など)。専門学校卒を「高卒」から抜き出した2007年②も確認すると、年間収入の場合と同様に高卒と比較して専門学校卒の男性は6.4% ($1 - e^{-0.066}$) ほど時給賃金が低い傾向にある一方で、専門学校卒の女性は21.0% ($e^{0.190} - 1$) ほど時給賃金が高い傾向にあることがわかる。そのため2007年①と2007年②を比較すると、時給賃金からみた高卒と大卒の格差の場合にも、男性ではそれほど大きなバイアスが生じていないものの(39.4%→37.4%)、女性の場合には学歴間格差が過小評価されていたといえる(57.5%→67.5%)。1997年と2007年②を比較すると、男女ともに時給賃金でみた学歴間格差にはほとんど変化が生じていないことも踏まえれば(男性: 37.5%→37.4% / 女性: 67.3%→67.5%)、時給賃金でみた場合は高卒と大卒の格差にはそれほど大きな変化が生じていないものの、専門学校卒が「高卒」に増えることで男性の場合にはわずかに「拡大」しているように、女性の場合には「縮小」しているようにみえてしまうのだと推測される。

表4 時給賃金に対する学歴効果とその変化（ミンサー型賃金関数）

	男性			女性		
	1997年	2007年①	2007年②	1997年	2007年①	2007年②
学歴（基準：高校）						
中学	-0.199 *** (0.005)	-0.138 *** (0.007)	-0.146 *** (0.007)	-0.221 *** (0.007)	-0.176 *** (0.011)	-0.139 *** (0.011)
専門学校			-0.066 *** (0.007)			0.190 *** (0.007)
短大・高専	0.108 *** (0.006)	0.125 *** (0.010)	0.110 *** (0.011)	0.254 *** (0.006)	0.191 *** (0.007)	0.248 *** (0.007)
大学・大学院	0.319 *** (0.004)	0.332 *** (0.004)	0.318 *** (0.004)	0.515 *** (0.008)	0.454 *** (0.008)	0.516 *** (0.008)
勤続年数	0.029 *** (0.001)	0.025 *** (0.001)	0.024 *** (0.001)	0.033 *** (0.001)	0.024 *** (0.001)	0.024 *** (0.001)
勤続年数2乗項	-0.039 *** (0.000)	-0.030 *** (0.000)	-0.029 *** (0.000)	-0.066 *** (0.000)	-0.062 *** (0.000)	-0.062 *** (0.000)
労働経験年数	0.040 *** (0.001)	0.032 *** (0.001)	0.032 *** (0.001)	0.008 *** (0.001)	0.016 *** (0.001)	0.017 *** (0.001)
労働経験年数2乗項	-0.060 *** (0.000)	-0.046 *** (0.000)	-0.046 *** (0.000)	-0.019 *** (0.000)	-0.037 *** (0.000)	-0.036 *** (0.000)
逆ミルズ比	-0.506 *** (0.015)	-0.601 *** (0.017)	-0.598 *** (0.017)	-0.208 *** (0.013)	-0.009 (0.014)	-0.011 (0.014)
切片	-2.006 *** (0.005)	-2.016 *** (0.007)	-1.998 *** (0.007)	-2.045 *** (0.007)	-2.112 *** (0.008)	-2.183 *** (0.009)
自由度調整済み決定係数	0.267	0.207	0.206	0.120	0.089	0.096
N	250638	213265		175030	162641	

(注) 1) 括弧内は標準誤差。2乗項は係数を100倍にして表示した。***: $p < 0.001$, **: $p < 0.01$, *: $p < 0.05$

2) 多重代入法による欠損値補正を行った。代入回数は30回、分析で使用する変数すべてで予測した。

4 結論と考察

本稿では、総務省統計局が実施している「就業構造基本調査」(匿名データ)を用いて学歴間賃金格差が2000年代以降に本当に拡大傾向にあるのかを検証してきた。賃金センサスを確認すると、男女ともに2000年代以降には学歴間賃金格差が「拡大」しているように見えるものの、労働者全体ではどのような変化が生じているのかは必ずしも明らかではなく、統計不正や調査票変更などによる調査方法の変化を反映しているだけの可能性も否定できない問題があった。賃金センサスのように専門学校卒が高卒に含まれる場合にはどのようなバイアスが生じるのかも含めて検証した結果、以下のようなことが明らかになった。

第一に、就業構造基本調査から労働者全体で追加検証しても、年間収入からみた場合には専

門学校卒を含む高卒と大卒の格差は確かに拡大傾向にあることが明らかになった。「高卒」に専門学校卒が増えることで「変化」が生じているようにみえるだけの可能性もあるが、高卒と比較して専門学校卒の男性は年間収入がわずかに低いものの、専門学校卒の女性は年間収入が高い傾向にあり、特に高卒と専門学校卒の格差は女性ほど大きかった。このことは専門学校卒が高卒に含まれてしまうと、男性ではわずかに過大に、女性では過小に学歴間格差が評価されることを示唆している。けれども、そうした専門学校卒が「高卒」に増加するバイアスは男性の場合にはそこまで深刻ではないため、年間収入からみた高卒と大卒の格差が労働者全体でも拡大傾向にあることは確かであるといえる。こうした拡大傾向は女性でも生じているものの、専門学校卒が「高卒」に増えることで学歴間格差

が安定・縮小しているように見えるのだと推測される。

第二に、時給賃金からみた場合には専門学校卒を含む高卒と大卒の格差にはそれほど大きな変化が生じていないことが明らかになった。年間収入の場合と同様に高卒と比較して専門学校卒の男性は時給賃金がわずかに低くなりやすいものの、専門学校卒の女性は時給賃金も高い傾向にあり、時給賃金からみても高卒と専門学校卒の格差は女性ほど大きかった。そのため、専門学校卒が「高卒」に増加するバイアスは女性ほど深刻になりやすく、時給賃金からみた場合には男女ともに高卒と大卒の格差には労働者全体でもそれほど大きな変化が生じていない一方で、専門学校卒が「高卒」に増えることで女性の場合には「縮小」しているかのようにみえてしまうことが示唆された。

このように就業構造基本調査から労働者全体で追加検証しても、年間収入からみた高卒と大卒との格差は拡大傾向にあるのに対して、労働時間を考慮した時給賃金からみた場合にはそれほど大きな変化が生じていない。既存研究では年間収入・時給賃金のいずれを検証するかによって「変化」についての知見が一致してこなかったものの、労働時間の学歴間格差は拡大ぎみに推移していることが知られている（黒田 2009）。そのため、時給賃金でみると学歴間格差はそれほど変化していないという結果が得られる一方で、労働時間の学歴間格差も反映した年間収入でみると高卒と大卒との格差は拡大傾向にあるという結果が得られるのだと考えられる。また専門学校卒が「高卒」に含まれるバイアスは男性ではそれほど深刻ではないものの、女性の場合には高卒と大卒の格差が過小評価されてしまうため、専門学校卒に注意して議論を進める必要があるといえる。

ただし、高学歴化・技術進歩がもたらした影響や、専門学校卒が「高卒」に増加するバイアスは労働者の年齢段階によって異なっていると推測される。本稿が検証した「全体的なトレンド」を踏まえて後続研究は、2010年代以降の変化も含めて学歴間賃金格差とその変化をより精緻に議論していく必要があるだろう。

【付記】

本稿の分析は、統計法に基づいて独立行政法人統計センターから『就業構造基本調査』（総務省）に関する匿名データの提供を受け、独自に作成・加工した統計を使用しています。また本稿には、佐藤香先生（東京大学）・須藤康介先生（明星大学）・小川和孝先生（東北大学）・打越文弥さん（プリンストン大学）から有益な助言を受けました。記して感謝申し上げます。

【注】

- 1) ここの賃金は「決まって支給する現金給与額」を12倍し（12ヶ月分）、それに「年間賞与その他特別給与額」を合算して用いた。
- 2) 2007年調査では1997年調査と年間収入・年間就業日数・週間就業時間のカテゴリが異なっている部分があるため、分析結果の解釈を容易にするために1997年調査のカテゴリに揃えて用いた。また、年間収入・時給賃金は各調査年における上位1%と下位1%は外れ値として除外した。ただし、こうした処理をしない場合にも本稿の結果は変わらなかった。
- 3) 匿名データでは年齢については5歳きざみのカテゴリでしか検討できないため、ここでは各カテゴリの中央値を取って連続変数として使用する。
- 4) 労働経験年数は連続変数化した年齢から教育年数を引くことで求めた。
- 5) 労働日数・労働時間は「規則的な働き方をして

いる有業者」にだけ調査されているため、時給賃金についての分析ではそうした有業者を予測するプロビット分析から逆ミルズ比を別途作成した。ただし、分析結果は変わらないため、ここでは「有業者」を予測するプロビット分析の結果を示した。

【参考文献】

- Acemoglu, D. & Autor, D. (2011) "Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings" *Handbook of Labor Economics*, Volume 4b, pp.1043-1171.
- 何芳・小林徹 (2015) 「学歴間の賃金格差は拡大しているのか」Panel Data Center at Keio University DISCUSSION PAPER SERIES DP2015-2
- Kambayashi, R., Kawaguchi, D. & Yokoyama, I. (2008) "Wage Distribution in Japan, 1989-2003" *Canadian Journal of Economics*, 41 (4) : pp.1329-1350.
- Kawaguchi, D., & Mori, Y. (2016) "Why Has Wage Inequality Evolved So Differently between Japan and the US?: The Role of the Supply of College-educated Workers," *Economics of Education Review*, 52, pp.29-50.
- 黒田祥子 (2009) 「日本人の労働時間は減少したか? : 1976-2006 年タイムユーズ・サーベイを用いた労働時間・余暇時間の計測」ISS Discussion Paper Series J-174
- 文部科学省 (2019) 『学校基本調査』 (http://www.mext.go.jp/b_menu/toukei/chousa01/kihon/1267995.htm, 2020 年 12 月 25 日取得)
- 篠崎武久 (2008) 「『賃金構造基本統計調査』の調査方法の変更と賃金格差の推移」『人文社会科学研究』48, pp.131-144
- 総務省 (2019) 『賃金構造基本統計問題に関する緊急報告：平成 31 年 1 月の基幹統計の点検に係る

実務上の諸問題を中心として』総務省行政評価局
田中康秀 (2013) 「我が国における学歴間賃金格差の変化について：再論」『国民経済雑誌』208 (2)、pp.1-15

Wolbers, M.H.J., de Graaf, P.M. & Ultee, W.C. (2001) "Trends in the Occupational Returns to Educational Credentials in the Dutch Labor Market: Changes in Structures and in the Association?," *Acta Sociologica*, 44, pp.5-19.

Yamada, K., & Kawaguchi, D. (2015) "The Changing Unchanged Nature of Inequality and Seniority in Japan" *The Journal of Economic Inequality*, 13, pp.129-153.

とよなが こうへい

1991 年東京都生まれ。一橋大学社会学部卒業。東京大学大学院教育学研究科比較教育社会学コース博士課程単位取得退学。攻玉社中学校・高等学校英語科講師・日本学術振興会特別研究員 DC2 (2018 ~ 2019 年度) を経て、2020 年 4 月より現職。

【専門】

教育社会学・社会階層論

【主な論文】

「高等教育の大衆化と大学進学の不平等：社会階層・学業達成がもたらす影響力とその変化」(単著・査読付)『年報社会学論集』33: 61 - 72, 2020 年

「高学歴化・経済変動と学歴：上層ホワイトカラー入職に対する学歴効果の変容」(単著・査読付)『教育社会学研究』103: 47 - 68, 2018 年

「出身大学の学校歴と専攻分野が初職に与える影響の男女比較分析：学校歴効果の限定性と専攻間トラッキング」(単著・査読付)『社会学評論』69 (2) : 162 - 178, 2018 年

「小学校英語教育の効果に関する研究：先行研究の問題点と実証分析の可能性」(共著・査読付)『教育学研究』84 (2) : 215 - 227, 2017 年
