

学卒時のキャリア空白を伴う就業が賃金に与える影響

坂口 裕紀

(駒澤大学修士課程)

本稿では、大卒労働市場において、学卒時に空白期間を経験したのちに正規職へ就業したことが、その後の賃金にどの程度影響するのかを検討した。近年、とりわけ2010年以降、雇用慣行や採用行動、景気動向など若年労働市場を取り巻く環境は大きく変化しており、既卒での正規就業がもたらす賃金への影響は、卒業時期(時代)や性別によって異なる可能性がある。そこで本稿では、処置群を「学卒時に空白期間を伴って正規職に就業した者」、対照群を「学卒直後に正規職に就業した者」と定義し、両者を比較することで、既卒就業による効果の異質性を検証した。分析の結果、とくに大卒男性において卒業時期による差が明確に確認された。操作変数法による推定では、1993~2009年卒の男性で約31~39%の賃金低下が見られた一方、2010~2019年卒の男性では約9~10%の賃金低下にとどまった。以上より、1993~2019年卒の男性では、たとえ既卒として正規職に就業できたとしても人的資本の蓄積や初期キャリア形成が阻害され、賃金面の不利が継続することが示唆される。他方で、その不利の程度は2010年代以降に縮小しており、労働市場環境の変化を踏まえた世代別の評価の重要性が示された。

【キーワード】 労働市場、労働経済、労働事情

目次

- I はじめに——既卒就業という不利
- II 先行研究——学卒時の就業形態がその後の人生に与える影響
- III 実証方法
- IV 推定結果
- V 考察
- VI まとめ

I はじめに——既卒就業という不利

本稿では、日本の大卒労働市場において、学卒時の空白期間を伴う就業が、その後の賃金にどのような影響を及ぼすのかを検討する。とくに、1990年代前半~2000年代卒と2010年代卒とで、その

影響の大きさがどのように変化したのかに焦点を当てる。

年功賃金や終身雇用からなるいわゆる「日本的雇用慣行」の1つとして、新卒一括採用制度がある。新卒一括採用制度は、学校から初職へのスムーズな移行を特徴とし、新規学卒者の就業率を向上させ、企業側に安定的な労働力を供給する等の重要な役割を果たしてきた。一方で、日本は雇用の流動性が低いため、学卒時の労働市場の状況や就業形態がその後の人生に長期的な影響を及ぼすことも指摘されてきた。このような若年労働市場の問題は、とくに就職氷河期世代(1993~2004年学校卒業者)が置かれた状況を描写する際に取り上げられ、いわゆる瑕疵効果、烙印効果と呼ばれた(酒井2020)。

では、学卒時の労働市場環境が悪化していた場合や、卒業時に正規職へ就職できなかった場合、その不利を学卒後のキャリアの中でどの程度取り戻すことができるのだろうか。この点を考える参考として、労働政策研究・研修機構（2023）は、卒業後3年以内に正規職に就いた者（以下「既卒就業者」）と、卒業時点で正規職に就いた者（以下「新卒就業者」）の初職の従業員規模や業種構成を比較している。初職の従業員規模については、男女ともに新卒就業者と比較して既卒就業者の大企業へ入職する割合は低い。また業種に着目すると、男性では既卒就業者は新卒就業者に比べて製造業、教育・学習支援業、小売業の割合が高く、女性では宿泊・飲食サービス業の割合が高いことが示されている。このような結果から、既卒就業者は相対的に賃金水準の高い大企業や業種に就職する割合が低いことがわかる。すなわち、たとえ卒業後に正規職として就業できたとしても、学卒時のつまずきにより初職の選択肢が限定され、キャリア初期から不利を抱えやすい状況に置かれていることが示唆される。また、就業先が限定されることによって、マッチングの質が低下し、早期離職を引き起こす可能性もありうる¹⁾。Fujii, Shiraishi and Takayama (2018) は、若年労働者にとって初職の早期離職（入職後5年以内の離職）はその後の正規職率及び賃金の低下等を引き起こすことを明らかにしており、その影響は離職に至るまでの期間が早期であるほど、大きいことを示している。すなわち、既卒就業者は、そもそも高収入の就業が難しくなるうえ、マッチングの質の低下によってさらに不利を被っている可能性がある。

学卒時の空白期間を伴った既卒就業がその後の賃金に与える影響は、太田・玄田・近藤（2007）における烙印効果の議論と同様に、主に2つの理論的な説明を行うことができる。第一に負のシグナルによる効果である。負のシグナルとは、空白期間が企業に対して応募者の能力、就業意欲、キャリア形成に対する不確実性を示す指標として機能することを指す。第二に人的資本形成の遅れ・阻害である。空白期間は職務経験やOJTによる一般的・企業特殊な人的資本形成の遅れをもたらす、同年齢の新卒就業者と比較して技能習

得の開始時期が遅く、かつ質も低廉となるため、初職後の賃金上昇パスにも長期的な影響を与える可能性がある。

本稿の分析が注目するのはキャリアの「空白期間」である。「空白期間」を検証する分析上の意図は、労働市場における「情報の欠落」がどう扱われるかを検討することである。先述した既卒就業の影響に関する説明に照らした場合、人的資本形成という観点では、空白期間において、実質的なスキル低下が顕著に発生すると予想される。他方で、負のシグナルによる影響は時代によって異なるかもしれない。この点、Kondo (2024) において瑕疵効果の影響が時代によって異なることを明らかにしているように、景気が回復し、企業の労働需要が増加する状況においては、空白期間の影響も変化する可能性がある。具体的には、労働需要超過が発生する状況では、企業は応募者のスキルや適性といった要素を重視するようになり、新卒か既卒かという形式的な区分の重要性は低下すると考えられる。また、採用枠が広がることで、既卒者が応募できる職種や企業の選択肢も拡大し、初職におけるミスマッチのリスクが小さくなる可能性がある。このような労働市場環境の変化は、空白期間が将来賃金に及ぼす負の効果の縮小につながりうる。

また、性別によって、空白期間を伴う既卒就業の労働市場における意味が異なることで、影響の大きさが異なる可能性もある。日本の新卒採用では、男女で配置されやすい職務トラックが異なる。男性は長期的な育成と内部昇進を前提としたキャリアパスが多い一方で、女性は定型的な事務職や職務が限定された業務に配置されやすい。このような採用基準のもとでは、既卒就業の男性は高収入になるキャリアパスを描きにくくなり、既卒就業の女性は、事務職等のホワイトカラーの業務に従事することが難しくなりうる。このように既卒就業がもたらす内容が異なることで、影響の大きさも異なる可能性がありうる。

そこで、本研究では、空白期間を伴う既卒就業がその後の賃金にどのような影響を与えるか、またその影響は時代によって変化するのか、男女によって差は見られるのかについて検証する。

Ⅱ 先行研究——学卒時の就業形態がその後の人生に与える影響

学卒時の就業形態がその後の人生に与える影響に関する実証分析は、主に就職氷河期世代を主な分析対象として用いて行われてきた。表1に、先行研究の主な内容を示した。

学卒時の就業形態がその後の就業形態や賃金に与える影響について、Kondo (2007), Hamaaki et al. (2013), 萩原・太田 (2016), 水落 (2020) 等によって検討されてきた。Kondo (2007) は、JGSS (個票) の1985～1997年に学校を卒業した男女を分析対象として、学卒時の就業形態がその後の就業形態に与える影響について、操作変数法を用いた推定を行った。分析の結果、学卒時の就業形態が正規職ではないことはその後の就業形態

の正規職率を低下させることが明らかになった。Hamaaki et al. (2013) は、Kondo (2007) と同様の推定方法で、24歳以上の女性の個票データを用い、分析を行った。分析の結果、学卒時の就業形態が正規職ではないことはその後の就業形態の正規職率を低下させることが明らかになった。また、パネル調査であることを活用し、学卒時の就業形態によるその影響が10年経過するとみられなくなること、学卒後3年以内に正規職で就業できれば、学卒時の就業形態による影響は消失することも指摘した。萩原・太田 (2016) は、Kondo (2007), Hamaaki et al. (2013) と異なり、学卒時の就業形態のうち無業に着目し分析を行った (分析対象者は、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年間通った者)。学卒時無業を経験して就業した男性と学卒直後に就業できた男性を比べると

表1 学卒時の就業形態 (労働市場の状況) がその後の人生に与える影響に関する主な先行研究

論文	データ	対象・期間	主な分析	主な結果
酒井・樋口 (2005)	慶應家計パネル調査	調査時点で53歳未満の男女	フリーター (学卒後、無業もしくは臨時雇用) 経験が、結婚・出産年齢に与える影響を推定。	フリーター経験者は正規雇用経験者に比べて婚姻時期が有意に遅くなる、第1子の出産年齢が有意に高くなる。
Kondo (2007)	JGSS (個票)	1999～2002年の全調査対象者のうち、1985～1997年に学校を卒業した男女	現在の就業形態と初職の就業形態の関連性について、操作変数法を用いたプロビット推定。	現在と初職の就業形態については有意な関連がみられる。
Hamaaki et al. (2013)	消費生活パネル調査	1993～2007年の調査対象者 (24歳以上の女性)	同上。 また、学卒後無業もしくは非正規職であっても短期で正規職に就業できれば、現在の就業形態と初職の就業形態の関連性がみられなくなるかについて推定。	現在と初職の就業形態の関連性は、10年経過するとみられなくなる。また、学卒後短期間で正規職に就業できれば有意な関連がみられなくなる。
稲垣・小塩 (2013)	くらしと仕事に関する調査	調査時点 (2011年) で30, 40, 50代の男女	初職の就業形態と現在の生活満足度・精神的健康の関連性について、操作変数法を用いた推定。	男性の場合、初職の就業形態と生活満足度、精神的健康の有意な関連がみられる。一方で、女性の場合、有意な関連はみられない。
萩原・太田 (2016)	ワーキングパーソン調査2014	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年間通った個人	学卒時無業を経験して就業した個人と学卒直後に就業できた個人を比べて、その後の就業形態、賃金にどのような影響が生じるか推定。	就業形態、賃金に有意な関連がみられる。
水落 (2020)	平成24年就業構造基本調査 (総務省統計局)	平成24年調査時点で39歳以下の学校卒業者	現在の就業形態が正規職である者に分析対象を限定し、現在の労働収入と初職の就業形態の関連性について、操作変数法を用いて推定。	現在正規職で就業できていたとしても、初職の就業形態と賃金に有意な関連がみられる。
Kondo (2024)	労働力調査 (1987～2021年) 賃金構造基本統計調査 (1987～2019年)	1984～2013年に学校を卒業した男性で卒業後20年以内の者	1984～2004年に卒業したコホートと、1993～2013年に卒業したコホートのサブサンプルを使用して、卒業前年の失業率が、現在の就業率、正規職率、賃金に与える影響を推定。	卒業時の労働市場の状況がその後の就業形態、賃金等に与える影響は1984～2004年に卒業したコホートにおいて有意に見られるが、1993～2013年のコホートでは見られなくなった。

ころ、学卒時無業によって、その後の就業形態の正規職率・賃金が有意に低下することが明らかになった。水落（2020）は、分析対象を調査時点で正規職就業者の39歳以下男性に限定し、学卒時の就業形態による賃金への影響を推定した。その結果、分析対象を調査時点で正規職として就業する者に限定したとしても、学卒時の就業形態がその後の賃金を有意に低下させることが示された。

また、学卒時の就業形態は、その後の婚姻・生活満足度・精神的健康等にも影響を及ぼすことも指摘されている。酒井・樋口（2005）は、53歳未満の男女の個票データを用い、フリーター（学卒時無業または臨時雇用）の経験が、結婚・出産年齢に与える影響を推定した。フリーター経験者は正規雇用経験者に比べて婚姻時期が有意に遅くなり、第1子の出産年齢が有意に高くなるとの結果が得られた。稲垣・小塩（2013）は、30～50代の男女の個票データを用い、学卒時の就業形態が正規職でないことがその後の生活満足度・精神的健康に与える影響について分析を行った。その結果、性別によって異なる影響が見られることが指摘された。男性の場合、学卒時の就業形態が正規職でないことが、その後の生活満足度、精神的健康に有意な負の影響を及ぼす一方で、女性の場合、そのような有意な影響は見られなかった。

上記のとおり、先行研究において、学卒時の就業形態がその後の人生に長期的な影響をもたらすことは繰り返し指摘されている。一方で、学卒時に正規職で就業できなかった場合、どうすれば新卒就業者と遜色ない生活水準を達成できるかについて十分な検討はなされてこなかった。この点、学卒後3年以内の正規職就業（Hamaaki et al 2013）、学卒後無業を伴った就業（萩原・太田 2016）、現職正規職就業（水落 2020）によって、賃金水準等が回復可能かどうかは明らかになりつつあるものの、時代・性別に着目した研究は今まで行われていない。2010年代における若年労働市場の変容等に伴い、その影響は変容している可能性がある²⁾。

そこで本稿では、時代・性別に着目し、学卒時の空白期間を伴う既卒就業者と新卒就業者の賃金を比較する³⁾。本稿では、Hamaaki et al. (2013)

と異なり、分析対象を学卒無業者に限定し、学卒時の空白期間を伴った既卒就業による影響を推定する。本稿の注目点は、空白期間を伴った既卒就業による賃金への影響の異質性を検証することである。新卒一括採用が行われる日本において、たとえ正規職で就業できたとしても、空白期間を伴う就業による賃金への負の影響は大きいことが予想される。ただ、2010年代以降の労働市場の変容を背景として、時代・性別により、その影響は異なる可能性がある。本稿の目的は、既卒就業の時代・性別による違いを検証することである。

Ⅲ 実証方法

1 データと分析対象

本研究で使用するデータは、リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査2016～2024年」である。本研究のデータはパネルデータであるが、繰り返しクロスセクションデータとして扱った⁴⁾（当初のサンプルサイズは、49万2799）。分析対象は、調査時点において賃金収入がある大卒者とした。大卒者に分析対象を限定した理由は、「既卒就業」という状態が大卒者において制度的に明確かつ一貫した意味を持ち、因果効果を識別するうえで均質な処置として扱うことが可能だと考えられるからである。日本の新卒労働市場では、大卒者は新卒一括採用の枠組みの下で卒業年に採用が集中しており、卒業直後の就職機会を逃すと「新卒枠から外れる」という境界が存在する。したがって、「既卒」という状態は大卒者にとって共通のリスクと考えられる。一方で、他学歴では新卒採用の運用が地域・産業によって多様であり、「既卒」が必ずしも一貫した意味を持たない可能性が高い。このような異質性を含めたまま分析した場合、「既卒」の定義が曖昧になり、因果効果の解釈に支障をきたすおそれがある。以上の理由から、本研究では「既卒」という状態が明確に定義され、同質性が比較的確保されうる大卒者に分析対象を限定した。

具体的な分析対象は、1993年から2019年の3月卒業者で中退経験がなく、在学中ではない、賃

金収入が観測される大卒者 7 万 370 のうち、初職が正規職である者 5 万 6627 を用いた。そこから、分析に必要なデータの回答がある個人 (4 万 2627)⁵⁾のうち、無業期間が 3 年以内の者 3 万 9978 を分析対象とした⁶⁾ (うち男性は 2 万 7055、女性は 1 万 2923)。なお、3 年をこえて無業状態が継続した場合、大卒者として就職することが難しくなると予想され、また長期間の無業状態の継続は疾病等で就業することが難しい可能性があるため、既卒就職したもののうち、学卒後 36 カ月をこえて就業した者は分析対象から削除した)。そのため、本研究における既卒就業とは学卒時無業であり、卒業後 3 年以内に正規職で就業できた者を指す。

2 推定方法

本稿では通常の OLS とともに、内生性の問題に対処するため、操作変数法を用いて既卒就職の影響を推定した。本研究において考えられる内生性として、既卒就業の選択は、職業志向・キャリア観・就職活動へのコミットメント等の観察されない動機・能力に依存することが考えられる。これらの未観測特性は既卒就業ダミーと相関し、将来賃金にも影響を及ぼすため、既卒就業ダミーと誤差項の独立性が成立せず、通常の回帰分析による推定にはバイアスが生じる。このような内生性への対応として、本稿では、先行研究と同様に操作変数として、地域別失業率を用いた推定を行う。なお、操作変数は 2 つの条件を満たす必要がある。1 つは操作変数が内生変数である既卒就職ダミーと強く相関していること、もう 1 つは操作変数が誤差項と相関しないことである。

なお、観察されない個体効果を考慮する手法として固定効果モデル及び変量効果モデルの適用が考えうる。しかし、本研究の場合、各個人が持つ内生変数及び操作変数は不変のため、固定効果モデルの場合、内生変数と操作変数が消失してしまい利用することができない。また、変量効果モデルの識別仮定である個体効果と説明変数が独立であることが本研究では成立しない可能性が高いため、変量効果モデルも利用できない。具体的には、既卒就業の選択が個人の就業志向やキャリア観等の観察されない個人特性と関連する等であ

り、これらの特性は固定的であると同時に、将来賃金にも影響を与えることが予想されるため、個体効果と既卒就業の独立性は保証されない。変量効果モデルの仮定が満たされない状況で変量効果モデルによる推定を行うと、推定量が不偏でなくなる懸念があるため、本研究ではプールド推定により分析を実行した。

推定において、コントロール変数に初職の従業員規模・業種を含むかどうかで 4 つのモデルを用いた。model O (初職の従業員規模・業種を両方含まないモデル)、model A (初職の従業員規模を含むモデル)、model B (初職の業種を含むモデル)、model C (初職の従業員規模と業種を両方含むモデル) の 4 つである。それぞれのモデルで OLS と操作変数法を用いて推定を行った。model O において既卒就業による賃金への負の影響がみられなかった場合、初職の従業員規模・業種を考慮に入れなくても賃金への影響がみられないと解釈できるため、既卒就業者は新卒就業者と遜色ない賃金水準まで回復することができることを意味する。一方で、model C において負の影響が見られた場合、初職の従業員規模・業種をコントロールしたうえで賃金への影響が残ると解釈できるため、同一の従業員規模・業種に就業できたとしても、その中で低賃金の就業を余儀なくされる、もしくは人的資本形成の低下が起こっている可能性があることを意味する。model A、model B は、初職の従業員規模・業種が既卒就業の影響を考えるうえで重要な役割を果たしているか検討するために用いる。model A、model B の既卒就業の推定値は、それぞれ初職の業種・従業員規模による影響を含んだ推定値となる。そのため、例えば model A では負の影響がみられ、model B では負の影響がみられなかった場合、既卒就業の影響は初職の業種が限られることを通して起こる可能性があることを意味する。このようにコントロール変数を段階的に追加することで、既卒就業の影響に関する背景についても検討を加える。

なお、本稿では時代・性別によって既卒就業の影響に違いがあるかを検討するため、4 区分 (1993~2009 年卒の男性、2010~2019 年卒の男性、1993~2009 年卒の女性、2010~2019 年卒の女性) に

分けた。時代区分として2010年卒を境界としたのは、労働市場のマクロ指標が2009年を底として反転したことに基づく。図1に示すとおり、全国の完全失業率は2009年以後に改善へ転じ、また大卒無業者割合についても同様の傾向が見られる。これらは、2009年が景気後退の最終年であるとともに景気回復の始点に当たることを示している。したがって、既卒就業の影響が労働市場の状況によって変化するかを検証するという本研究の目的に照らし、景気回復の始点である2009年の労働市場の影響を受けた2010年卒を区切りとした。

本稿の注目点は、空白期間を経験した既卒就業者は新卒就業者と遜色ない賃金水準まで戻ることができるか、またその結果は時代・性別によって異なるのか、背景はどのようなものかという点である。本稿の仮説は大きく2つある。第一に、2010年代の労働市場はそれ以前労働市場に比べると改善しているため、2010～2019年卒において既卒無業による負の影響が縮小しているのではないかとということである。第二に、既卒就業による負の影響は人的資本形成の低下を伴って発生しているのではないかとということである。すなわち、初職の従業員規模・業種をコントロールしたmodel Cにおいても既卒就業による負の影響が見

られるのではないかとということである。

3 変数

ここでは本稿で使用する変数について説明する。

(1) 賃金

被説明変数として、回答者個人の賃金を用いる。「全国就業実態パネル調査」では、主な仕事に関して1年間の収入額を質問している。なお、賃金の回答は連続変数であり、本稿ではその自然対数値を用いた。

(2) 既卒就職

本稿では、既卒就業であるかどうかを、学卒後1カ月以内に就職したかそれ以上かによって区分した。36カ月をこえて無業状態が継続した場合、大卒者として就職することが難しくなると予想され、また長期間の無業状態の継続は疾病等で就業することが難しい可能性があるため、既卒就職したもののうち、学卒後36カ月をこえて就業した者はサンプルから削除した。入職時期別のサンプルサイズは表2のとおりである。

(3) 操作変数

Neumark (2002) は卒業直前の失業率を操作変数として用いているが、本稿ではこれにならない、卒業前年の初職就業地の地域別失業率⁷⁾を操作

図1 全国完全失業率・大卒新規卒業者の無業者割合の推移（1993～2022年）

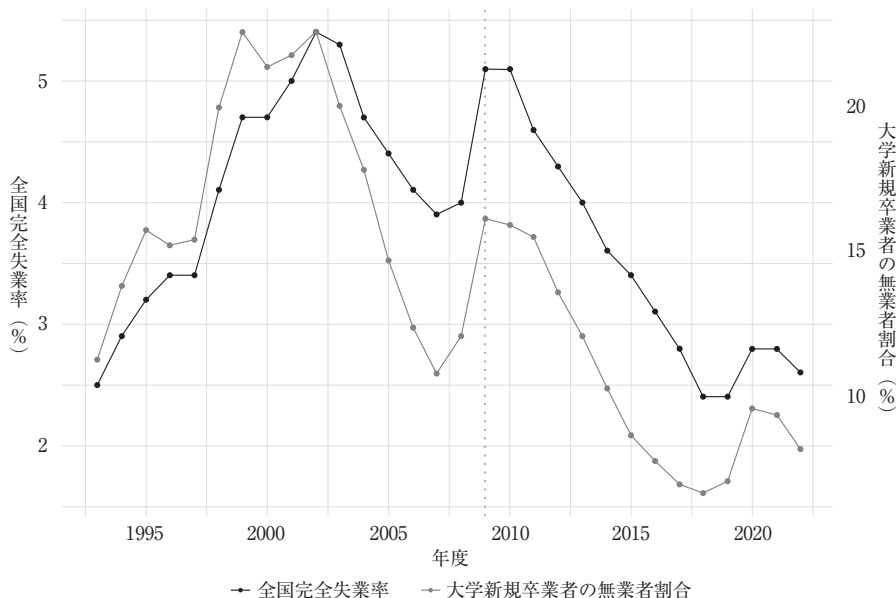


表2 学卒後の空白期間別サンプルサイズ

入職までの 空白期間	1 カ月	2-12 カ月	13-24 カ月	25-36 カ月
男性	23,910 (8,032)	1,057 (391)	1,380 (598)	708 (291)
女性	11,741 (4,269)	529 (197)	462 (215)	192 (93)

注：() 内は、個人数。なお、入職までの空白期間が1カ月の者が新卒就業者を指す。

変数として用いる。操作変数が成立するための条件は、第一に、内生変数と十分に強く相関していること（関連性）、第二に、第二段階の誤差項と相関しないこと（排除制約）である。また、既卒就業を内生変数として扱う必要があるかを判断するため、内生性の検定も併せて実施する。なお、本研究で用いる操作変数は1つであるため、モデルはちょうど識別されている状況にあり、過剰識別制約検定は適用できない。

本研究で用いる卒業前年の地域別失業率は、個々の学生の能力、就業意欲、就職活動へのコミットメントとは無関係に決まるマクロ経済指標であり、既卒就業を経由せずに将来賃金に直接影響を及ぼす経路は考えにくい。そのため、排除制約は原則妥当であると考えられる。一方で、初職就業地の地域別失業率が高い地域では、その後も相対的に高い失業率が持続する可能性があり、卒業前年の地域別失業率が将来賃金に直接影響する経路が完全には否定できない。そのため本稿では、調査時点における地域別失業率を共変量としてモデルに追加して推定を行った。

(4) コントロール変数

賃金関数の変数として、潜在経験年数⁸⁾とその2乗、早期離職経験の有無、初職の従業者規模、初職の業種、配偶者の有無、6歳以下の子どもの人数、7歳から18歳の子どもの人数、調査年ダミー、初職地の都道府県別調査時点失業率を用いる。初職の従業員規模は、水落（2020）と同様に1～9人、10～29人、30～99人、100～299人、300～999人、1000人以上、官公庁等の7区分である。初職の業種は表3のとおり、67区分を12区分に集約した⁹⁾。

また、先述のとおり労働政策研究・研修機構（2023）によると、既卒就業者の就業先の選択肢

は新卒就業者と比較した場合限定されることが指摘されており、ジョブマッチングの質が低下する可能性がある。Fujii, Shiraishi and Takayama（2018）は、若年労働者にとって初職の早期離職（入職後5年以内の離職）は正規職率、賃金の低下等を引き起こすことを明らかにしており、その影響は離職に至るまでの期間が早期であるほど、大きいことを示している。そこで、学卒時のキャリア空白を伴う既卒就業そのものの影響を考察するため、コントロール変数として初職を3年以内で離職したかどうかを表す早期離職経験の有無を設定した¹⁰⁾。

なお、Neumark（2002）や水落（2020）で指摘されているように、地域別失業率は同じ傾向を持ち続けるため、卒業時点の失業率は現在の失業率と相関を持ち、それが調査時点の賃金と相関を持つ可能性がある。そのため、推定式に初職地の地域別調査時失業率を入れて対応した。

IV 推定結果

賃金関数の推定に用いた大卒者の記述統計量は、表4のとおりである。表5、表6は、それぞれ既卒就業者が新卒就業者に比べてどのような賃金水準であるかを推定した結果である。分析は、OLSと操作変数法を用いて実施した。なお、OLSは男女別に分析を行い、操作変数法を用いた分析は4区分（1993～2009年卒の男性、2010～2019年卒の男性、1993～2009年卒の女性、2010～2019年卒の女性）にサンプルを分割して行った。

まず表5を用いて、OLSによる推定結果の検討を行う。とくに注目している既卒就業ダミーの結果から説明を行う。まず、推定に用いたモデルでは、既卒就業ダミーと既卒就業と2010年以降卒ダミーの交差項を説明変数として含めている。既卒就業ダミーの係数は、1993～2009年卒の既卒就業の影響を表し、交差項の係数は2010年以降卒業者における既卒就業の追加的な影響（1993～2009年卒との差分）を示す。

OLSの推定結果をみると、男性はmodel O～Cのすべての仕様で、既卒就業ダミーの係数は負で有意となった一方、女性はすべて正で有意となっ

表3 初職の業種区分表

本稿の業種区分	「全国就業実態パネル調査」上の業種区分
農業、林業、漁業、鉱業、採石、砂利採取	農林漁業、鉱業
建設	総合工事業、職別工事業（大工、とび、左官、石工など）、設備工事業
生産工程	食料品製造業、繊維工業、衣服・繊維製品製造業、木材・木製品、家具、紙・パルプ、印刷・同関連業、化学工業、石油・石炭製品、プラスチック製品製造業、ゴム、革、窯業・土石製品製造業、鉄鋼業、非鉄金属製造業、金属製品製造業、一般機械器具製造業、総合電機、重電・産業用電気機器、コンピュータ・通信機器・OA機器関連、家電・AV機器、ゲーム・アミューズメント機器、半導体・電子・電気部品、その他の電気機械器具製造業、自動車・鉄道・航空機等製造、同部品製造、精密機械器具製造業、その他の製造業
電気、ガス、熱供給、水道、情報通信	電気・ガス・熱供給・水道業、放送業、通信業（電気通信業、信書送達業など）、情報サービス・調査業（ソフトウェア業、情報処理業、コンピュータ修理など）、インターネット付随サービス業、映像・音声・文字情報制作業（映画・ビデオ・テレビ番組・レコード・ラジオ番組制作業、新聞業、出版業）
運輸、郵便	鉄道、道路旅客運送業、道路貨物運送業、倉庫業、旅行業および運輸に付帯するサービス業、その他の運輸業、郵便局（郵便事業のみ）
卸売、小売	卸売業、百貨店、ディスカウントストア、織物・衣服・身の回り品小売業、スーパー・ストア、コンビニエンスストア、その他の飲食料品小売業、その他の小売業
金融、保険、不動産、物品賃貸	銀行・信託業、信金、信用組合理業、貸金業、投資業等非預金信用機関、証券業、商品先物取引業、保険業、その他金融、不動産業
学術研究、専門・技術サービス	広告代理業、専門サービス業（法律事務所、税務事務所、デザイン業、広告制作業、コンサルティングなど）
宿泊、飲食サービス、生活関連サービス、娯楽	飲食店、旅館、ホテル、レジャー、理美容、エステ、クリーニング、浴場、駐車場業、その他の生活関連サービス業（家事サービス、写真、冠婚葬祭など）、自動車整備業、物品賃貸業（ビデオ、事務機器・自動車のレンタル・リースなど）、その他の事業サービス業（消毒、ビルメンテナンス、職業紹介、清掃事業）、その他のサービス業（機械等修理業、共同組合、廃棄物処理業、学術研究機関、宗教、経済団体など）
教育、学習支援、医療、福祉	医療業（病院、歯科診療所など）、社会保険、社会福祉（保育所、託児所、訪問介護など）、教育（小・中・高等学校、短大、大学、専修学校、各種学校、その他教育機関）
公務	公務
複合サービス、他に分類されないサービス	他に分類されないもの

た。交差項については、男性ではいずれのモデルでも有意な係数は得られず、既卒就業の影響が時代を通じて変化していないことが示唆された。これに対し、女性では交差項がすべての仕様で負の値で有意となり、既卒就業の影響に時代差が存在することが確認された。限界効果に着目し、既卒就業の影響の大きさを整理すると、1993～2009年卒の男性では、初職の企業規模・業種の統制の有無によって $-0.027 \sim -0.046$ と推定され、これは新卒就業者と比べ既卒就業者の賃金が約2.7～4.5%低いことを表す。一方、1993～2009年卒の女性では、 $0.042 \sim 0.054$ と推定され、これは約4.3～5.6%賃金が高いことを表す。また、2010～2019年卒の男性に対する既卒就業の影響は、1993～2009年卒とほとんど差がみられなかったのに対し、2010～2019年卒の女性では $-0.066 \sim -0.072$ と推定され、約6.4～7.0%賃金が低いこ

とを表す¹¹⁾。以上より、OLSによる分析結果からは、既卒就業による負の影響が見られる時代は、性別によって異なり、時代による異質性が存在するかどうかとも性別によって異なることが明らかとなった。

次に表6を用いて、操作変数法を用いた推定結果において検討を行う。本研究では、先述の4区分（1993～2009年卒男性、2010～2019年卒男性、1993～2009年卒女性、2010～2019年卒女性）に分けて推計を行った。男性の分析では、いずれの区分においても第一段階のF値が10を大きく上回っており、弱操作変数の問題は確認されなかった。また、内生性の検定もすべてのモデルで5%水準で有意となり、OLSが一致推定量であるという帰無仮説は棄却された。したがって、男性については操作変数法による推定が適切であると判断した。一方、女性の分析では、内生性の検定が有意

表 4 記述統計量

	学卒後 3 年以内に初職正規就業 (N = 39,978)			
	平均値	標準誤差	最小値	最大値
対数賃金	2.537	0.360	0.000	3.699
既卒就職ダミー	0.108	0.311	0.000	1.000
早期離職ダミー (3 年以内に初職離職)	0.252	0.434	0.000	1.000
初職の従業員規模				
1～9 人	0.038	0.191	0.000	1.000
10～29 人	0.066	0.248	0.000	1.000
30～99 人	0.129	0.335	0.000	1.000
100～299 人	0.162	0.368	0.000	1.000
300～999 人	0.186	0.389	0.000	1.000
1,000 人以上	0.328	0.469	0.000	1.000
官公庁	0.092	0.289	0.000	1.000
初職の業種				
農業、林業、漁業、鉱業、採石、砂利採取	0.005	0.069	0.000	1.000
建設	0.042	0.201	0.000	1.000
生産工程	0.164	0.370	0.000	1.000
電気、ガス、熱供給、水道、情報通信	0.111	0.314	0.000	1.000
運輸、郵便	0.044	0.205	0.000	1.000
卸売、小売	0.125	0.331	0.000	1.000
金融、保険、不動産、物品賃貸	0.121	0.326	0.000	1.000
学術研究、専門・技術サービス	0.023	0.151	0.000	1.000
宿泊、飲食サービス、生活関連サービス、娯楽	0.074	0.262	0.000	1.000
教育、学習支援、医療、福祉	0.141	0.348	0.000	1.000
複合サービス、他に分類されないサービス	0.065	0.247	0.000	1.000
公務	0.084	0.277	0.000	1.000
男性ダミー	0.677	0.468	0.000	1.000
配偶者ダミー	0.534	0.499	0.000	1.000
6 歳以下の子ども有無	0.259	0.438	0.000	1.000
7～18 歳以下の子ども有無	0.202	0.402	0.000	1.000
潜在経験年数	13.134	7.160	0.083	30.833
潜在経験年数の 2 乗	223.758	208.200	0.007	950.694
卒業年 2010 年以降ダミー	0.361	0.480	0.000	1.000
2016 年ダミー	0.107	0.310	0.000	1.000
2017 年ダミー	0.091	0.287	0.000	1.000
2018 年ダミー	0.106	0.308	0.000	1.000
2019 年ダミー	0.119	0.324	0.000	1.000
2020 年ダミー	0.169	0.374	0.000	1.000
2021 年ダミー	0.161	0.367	0.000	1.000
2022 年ダミー	0.145	0.352	0.000	1.000
2023 年ダミー	0.057	0.232	0.000	1.000
2024 年ダミー	0.045	0.206	0.000	1.000
現在失業率 (調査時点の地域別失業率)	2.708	0.358	1.800	4.400
学校卒業前年の地域別失業率	4.080	1.007	1.500	6.900

とならず、OLS が一致推定量であるという帰無仮説が棄却されなかった。この結果は、操作変数法を用いることで、かえって効率性の低下や推定量の偏りを招く可能性があることを意味するため、女性については操作変数法による推定は行わなかった。

操作変数法による推定結果をみると、1993～2009 年卒の男性、2010～2019 年卒の男性ともに、すべてのモデルで既卒就業が賃金に対して有意な

負の影響を与えることが確認された。限界効果に基づき影響の大きさを整理すると、1993～2009 年卒の男性では $-0.375 \sim -0.497$ が推定され、これは約 31～39% 低いことを表す。既卒 2010～2019 年卒の男性では $-0.092 \sim 0.111$ が推定され、これは約 8.8～10.4% 賃金が低いことを表す。以上より、操作変数法の推定結果からは、OLS による結果とは異なり、男性における既卒就業の賃金への影響は時代によって大きく異なることが示された。

表5 OLS による分析結果

	男性				女性			
	model O	model A	model B	model C	model O	model A	model B	model C
正規雇用就業の時点（ベース：1 カ月以下）								
既卒就職ダミー	-0.046*** (0.006)	-0.031*** (0.006)	-0.043*** (0.006)	-0.027*** (0.006)	0.050** (0.015)	0.054*** (0.015)	0.042** (0.015)	0.051*** (0.015)
既卒就職×卒業年 2010 年以降ダミー	-0.015 (0.010)	-0.010 (0.010)	-0.015 (0.010)	-0.013 (0.010)	-0.122*** (0.024)	-0.118*** (0.024)	-0.123*** (0.024)	-0.117*** (0.024)
早期離職ダミー（3 年以内初職離職）	-0.108*** (0.004)	-0.093*** (0.004)	-0.100*** (0.004)	-0.089*** (0.004)	-0.144*** (0.007)	-0.131*** (0.007)	-0.134*** (0.007)	-0.126*** (0.007)
初職の従業員規模（ベース：官公庁）								
1～9 人		-0.140*** (0.010)		-0.121*** (0.020)		-0.191*** (0.021)		-0.208*** (0.037)
10～29 人		-0.094*** (0.008)		-0.075*** (0.019)		-0.133*** (0.019)		-0.150*** (0.035)
30～99 人		-0.073*** (0.006)		-0.056** (0.019)		-0.114*** (0.017)		-0.129*** (0.034)
100～299 人		-0.067*** (0.006)		-0.051** (0.019)		-0.133*** (0.017)		-0.148*** (0.034)
300～999 人		-0.040*** (0.006)		-0.024 (0.019)		-0.101*** (0.016)		-0.115*** (0.034)
1,000 人以上		0.007 (0.005)		0.022 (0.019)		-0.087*** (0.016)		-0.099** (0.034)
初職の業種（ベース：公務）								
農業、林業、漁業、鉱業、採石、砂利採取			-0.098*** (0.022)	-0.059* (0.029)			-0.072 (0.054)	0.069 (0.064)
建設			-0.026** (0.009)	0.002 (0.020)			-0.111*** (0.026)	0.017 (0.042)
生産工程			-0.031*** (0.006)	-0.014 (0.019)			-0.069*** (0.019)	0.054 (0.039)
電気、ガス、熱供給、水道、情報通信			-0.025*** (0.007)	-0.002 (0.020)			-0.093*** (0.020)	0.033 (0.039)
運輸、郵便			-0.026** (0.009)	-0.019 (0.020)			-0.123*** (0.024)	-0.009 (0.041)
卸売、小売			-0.075*** (0.007)	-0.054** (0.020)			-0.151*** (0.019)	-0.030 (0.038)
金融、保険、不動産、物品賃貸			0.016* (0.007)	0.027 (0.020)			-0.084*** (0.018)	0.028 (0.038)
学術研究、専門・技術サービス			-0.033** (0.012)	0.015 (0.022)			-0.060* (0.026)	0.078 (0.043)
宿泊、飲食サービス、生活関連サービス、娯楽			-0.093*** (0.008)	-0.069*** (0.020)			-0.140*** (0.020)	-0.015 (0.039)
教育、学習支援、医療、福祉			-0.049*** (0.007)	-0.014 (0.019)			-0.087*** (0.018)	0.037 (0.037)
複合サービス、他に分類されないサービス			-0.071*** (0.008)	-0.040* (0.020)			-0.131*** (0.020)	-0.002 (0.039)
配偶者の有無	0.131*** (0.004)	0.125*** (0.004)	0.129*** (0.004)	0.123*** (0.004)	-0.154*** (0.009)	-0.156*** (0.009)	-0.154*** (0.009)	-0.156*** (0.009)
6 歳以下の子どもの人数	0.011* (0.004)	0.010* (0.004)	0.010* (0.004)	0.009* (0.004)	-0.107*** (0.010)	-0.109*** (0.010)	-0.109*** (0.010)	-0.110*** (0.010)
7～18 歳の子どもの人数	0.039*** (0.005)	0.040*** (0.004)	0.041*** (0.005)	0.042*** (0.004)	-0.161*** (0.011)	-0.163*** (0.011)	-0.162*** (0.011)	-0.164*** (0.011)
潜在経験年数	0.016*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.012*** (0.002)	0.013*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.013*** (0.002)
潜在経験年数の 2 乗	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
卒業年 2010 年以降ダミー	0.011 (0.006)	0.013* (0.006)	0.012 (0.006)	0.015* (0.006)	0.009 (0.014)	0.010 (0.014)	0.005 (0.014)	0.008 (0.014)
2016 年ダミー	-0.034*** (0.010)	-0.031** (0.010)	-0.037*** (0.010)	-0.031** (0.010)	-0.077*** (0.020)	-0.079*** (0.020)	-0.082*** (0.020)	-0.081*** (0.020)
2017 年ダミー	-0.041*** (0.010)	-0.039*** (0.010)	-0.044*** (0.010)	-0.039*** (0.010)	-0.092*** (0.020)	-0.094*** (0.019)	-0.096*** (0.019)	-0.094*** (0.019)
2018 年ダミー	-0.023* (0.009)	-0.022* (0.009)	-0.027** (0.009)	-0.023* (0.009)	-0.071*** (0.019)	-0.073*** (0.019)	-0.076*** (0.019)	-0.075*** (0.019)
2019 年ダミー	0.023* (0.009)	0.020* (0.009)	0.019* (0.009)	0.019* (0.009)	-0.021 (0.021)	-0.023 (0.021)	-0.023 (0.021)	-0.024 (0.021)
2020 年ダミー	0.000 (0.009)	-0.001 (0.009)	-0.003 (0.009)	-0.001 (0.009)	-0.024 (0.018)	-0.027 (0.018)	-0.029 (0.018)	-0.029 (0.018)
2021 年ダミー	0.010 (0.009)	0.008 (0.009)	0.006 (0.009)	0.007 (0.009)	-0.030 (0.018)	-0.033 (0.018)	-0.035 (0.018)	-0.036* (0.018)
2022 年ダミー	0.012 (0.009)	0.008 (0.009)	0.008 (0.009)	0.006 (0.009)	0.016 (0.018)	0.011 (0.018)	0.012 (0.018)	0.009 (0.018)
2023 年ダミー	-0.018 (0.010)	-0.017 (0.010)	-0.017 (0.010)	-0.017 (0.010)	-0.018 (0.020)	-0.018 (0.020)	-0.019 (0.020)	-0.019 (0.020)
現在失業率	0.013* (0.006)	0.011* (0.006)	0.012* (0.006)	0.010 (0.006)	0.015 (0.012)	0.016 (0.012)	0.017 (0.012)	0.017 (0.012)
サンプルサイズ			27,055				12,923	
個人数			9,027				4,690	

注：有意水準：*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05. () 内は標準誤差。

表6 操作変数法による分析結果

	男性 (1993～2009 年)				男性 (2010～2019 年)			
	model O	model A	model B	model C	model O	model A	model B	model C
正規雇用就業の時点 (ベース: 1 カ月以下)								
既卒就職ダミー	-0.497*** (0.138)	-0.418** (0.150)	-0.438** (0.138)	-0.375* (0.150)	-0.110*** (0.024)	-0.104*** (0.024)	-0.103*** (0.024)	-0.092*** (0.024)
早期離職ダミー (3 年以内初職離職)	-0.112*** (0.007)	-0.096*** (0.007)	-0.098*** (0.006)	-0.090*** (0.008)	-0.128*** (0.007)	-0.117*** (0.007)	-0.125*** (0.007)	-0.116*** (0.007)
初職の従業員規模 (ベース: 官公庁)								
1～9 人		-0.130*** (0.020)		-0.081* (0.037)		-0.055** (0.018)		-0.067* (0.034)
10～29 人		-0.106*** (0.012)		-0.055* (0.027)		-0.086*** (0.014)		-0.096** (0.032)
30～99 人		-0.109*** (0.015)		-0.058* (0.026)		-0.063*** (0.010)		-0.067* (0.030)
100～299 人		-0.132*** (0.023)		-0.078** (0.028)		-0.051*** (0.010)		-0.051 (0.030)
300～999 人		-0.120*** (0.028)		-0.062* (0.030)		-0.021* (0.010)		-0.022 (0.030)
1,000 人以上		-0.067* (0.028)		-0.010 (0.029)		0.008 (0.009)		0.009 (0.030)
初職の業種 (ベース: 公務)								
農業、林業、漁業、鉱業、採石、砂利採取			-0.229*** (0.039)	-0.179*** (0.044)			-0.005 (0.032)	0.035 (0.044)
建設			-0.082*** (0.021)	-0.026 (0.030)			-0.019 (0.015)	0.009 (0.033)
生産工程			-0.104*** (0.025)	-0.051 (0.031)			-0.032** (0.010)	-0.007 (0.031)
電気、ガス、熱供給、水道、情報通信			-0.107*** (0.026)	-0.051 (0.031)			0.001 (0.011)	0.030 (0.032)
運輸、郵便			-0.058** (0.020)	-0.017 (0.028)			-0.057*** (0.014)	-0.045 (0.033)
卸売、小売			-0.144*** (0.020)	-0.092** (0.029)			-0.039*** (0.011)	-0.020 (0.032)
金融、保険、不動産、物品賃貸			-0.076* (0.030)	-0.026 (0.034)			0.032** (0.011)	0.045 (0.032)
学術研究、専門・技術サービス			-0.075*** (0.016)	-0.018 (0.030)			0.048* (0.021)	0.101** (0.036)
宿泊、飲食サービス、生活関連サービス、娯楽			0.148*** (0.020)	-0.096*** (0.029)			-0.086*** (0.013)	-0.058 (0.032)
教育、学習支援、医療、福祉			-0.080*** (0.012)	-0.024 (0.026)			-0.033** (0.010)	0.001 (0.030)
複合サービス、他に分類されないサービス			-0.129*** (0.019)	-0.077** (0.029)			-0.037** (0.014)	-0.001 (0.033)
配偶者の有無	0.145*** (0.006)	0.142*** (0.006)	0.143*** (0.006)	0.141*** (0.006)	0.091*** (0.008)	0.086*** (0.008)	0.089*** (0.008)	0.084*** (0.008)
6 歳以下の子どもの人数	0.005 (0.007)	0.004 (0.006)	0.003 (0.006)	0.003 (0.006)	0.005 (0.009)	0.004 (0.009)	0.003 (0.009)	0.003 (0.009)
7～18 歳の子どもの人数	0.039*** (0.006)	0.037*** (0.006)	0.037*** (0.006)	0.037*** (0.005)	0.038* (0.019)	0.037* (0.019)	0.041* (0.019)	0.040* (0.019)
潜在経験年数	0.012*** (0.003)	0.013*** (0.003)	0.014*** (0.003)	0.015*** (0.003)	0.034*** (0.004)	0.035*** (0.004)	0.035*** (0.004)	0.036*** (0.004)
潜在経験年数の 2 乗	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
2016 年ダミー	-0.063*** (0.015)	-0.061*** (0.016)	-0.065*** (0.015)	-0.059*** (0.015)	-0.018 (0.022)	-0.021 (0.022)	-0.021 (0.022)	-0.019 (0.021)
2017 年ダミー	-0.062*** (0.013)	-0.063*** (0.013)	-0.067*** (0.013)	-0.063*** (0.013)	-0.006 (0.022)	-0.008 (0.021)	-0.010 (0.021)	-0.007 (0.021)
2018 年ダミー	-0.028* (0.013)	-0.032** (0.012)	-0.036** (0.012)	-0.034** (0.012)	-0.020 (0.020)	-0.023 (0.020)	-0.024 (0.020)	-0.023 (0.020)
2019 年ダミー	0.015 (0.013)	0.007 (0.013)	0.005 (0.013)	0.006 (0.013)	0.023 (0.019)	0.018 (0.018)	0.018 (0.018)	0.016 (0.018)
2020 年ダミー	-0.013 (0.012)	-0.018 (0.012)	-0.020 (0.012)	-0.018 (0.012)	0.009 (0.018)	0.006 (0.018)	0.005 (0.018)	0.005 (0.018)
2021 年ダミー	-0.005 (0.012)	-0.009 (0.012)	-0.011 (0.012)	-0.010 (0.012)	0.018 (0.018)	0.015 (0.018)	0.014 (0.018)	0.014 (0.018)
2022 年ダミー	0.016 (0.012)	0.007 (0.011)	0.007 (0.012)	0.004 (0.011)	0.014 (0.017)	0.011 (0.017)	0.011 (0.017)	0.010 (0.017)
2023 年ダミー	-0.020 (0.014)	-0.019 (0.013)	-0.020 (0.013)	-0.020 (0.013)	-0.017 (0.020)	-0.017 (0.020)	-0.018 (0.020)	-0.017 (0.020)
現在失業率	0.046*** (0.011)	0.038*** (0.010)	0.038*** (0.010)	0.034*** (0.010)	-0.002 (0.010)	-0.005 (0.010)	-0.002 (0.010)	-0.006 (0.010)
サンプルサイズ		18,502				8,553		
個人数		5,555				3,493		
弱操作変数の検定 (F 値)	46.380	37.948	44.200	36.336	1201.998	1166.790	1181.985	1157.912
内生性の検定 (p 値)	0.000	0.004	0.002	0.012	0.025	0.008	0.050	0.027

注: 有意水準: *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05. () 内は標準誤差。

上記の結果から、OLSを用いた分析において、男女ともに本稿の第一の仮説は支持されず、全男性と2010～2019年卒女性において第二の仮説は支持された。第一の仮説は、2010～2019年卒において既卒就業による負の影響が縮小しているのではないかとのことであったが、男性では交差項の係数が有意ではないことから、時代による変動はないことが明らかになった。一方で女性では、むしろ1993～2009年卒において既卒就業は賃金にたいして正の影響を持っており、2010～2019年卒においては男性における影響の大きさを超える負の影響が観測された。

また、操作変数法を用いた分析においては、第一の仮説・第二の仮説ともに支持された。1993～2009年卒男性のmodel Cで見られた約31.3%の賃金減少が、2010～2019年卒男性のmodel Cで見られた約8.8%の賃金減少となり、既卒就業によるペナルティが約22.5%の縮小することが明らかになった。第二の仮説は、既卒就業による負の影響は人的資本形成の低下を伴って発生しているのではないかとのことであったが、両時代におけるmodel Cの結果から、人的資本形成の低下も伴って発生していることが示唆された。

以上が主要な分析結果である。なお、繰り返しになるが、本研究は現時点で就業している者のみを分析対象に設定しているため、2010年代卒においても既卒就業の影響が分析結果よりも縮小していない可能性があることに注意する必要がある。

V 考 察

本稿では、1993～2019年卒の大卒者の労働市場において、既卒就業が賃金に対して与える影響の検証を行った。本節では、分析結果についてまとめ、その考察を行う。

まず、OLSにおける分析結果についてである。OLSの場合、男性では新卒就業者と比べ既卒就業者の賃金が約2.7～4.5%低く、時代によって相違はないが、女性は1993～2009年卒の場合に約4.3～5.6%賃金が高く、2010～2019年卒の場合に約6.4～7.0%賃金が低くなることが明らかになった。既卒就業に関する賃金への影響を推定した先

行研究が乏しく、共変量も異なるため単純な比較はできないが、萩原・太田(2016)においては報告された学卒時無業の影響は大卒文系等の個人において6.3%の賃金減少となっており、おおむね本稿の全男性・2010～2019年卒女性における推定結果と整合的であった。一方で、女性の1993～2009年卒の女性における既卒就業の影響が約4.3～5.6%の賃金増加とされているのは、先行研究に反する結果である。女性において、既卒就業の影響が異なる理由であるが、大きく2点考えられる。第一に、未観測要因の影響である。2010年代以前は女性の就業率が高くなかったため、空白期間があっても正規職として就業できる女性は、その時代の平均的な女性よりも能力や仕事への意欲が高かった可能性がある。そのため、学卒無業者の中でもとくに優秀な女性が既卒から正社員になり、推定結果に現れたと考えられる。第二に、既卒就業の影響が時代によって異なる理由として、上方バイアスが考えられる。本稿において脱落要因の分析を別途実施したところ、既卒就業と脱落は有意な相関を持っており、パネルデータの脱落は低賃金の個人に偏ることを合わせて考えると¹²⁾、既卒者のうち、低賃金の個人はサンプルから脱落することで、既卒であることが実際よりもポジティブに推定される可能性がある。

次に、操作変数法を用いた分析結果についてである。本研究の操作変数法を用いた分析結果によると、既卒就業は1993～2009年卒において約31～39%の賃金減少、2010～2019年卒においては約8.8～10.4%の賃金減少が見られた。操作変数法における限界効果の大きさについても、先行研究と直接的な比較はできないが、水落(2020)において報告された現職正規職就業者における学卒時非正規職の影響は約23%の賃金減少であり、本研究の分析結果と比較した場合小さい。ただ、本研究では現職正規職に限定していないことを考慮に入ると、本研究の推定結果の方が初職非正規の影響は大きく推定されることが予想され、おおむね整合的であったと言える。また、2010～2019年卒における烙印効果を分析した研究が本研究の他にないため、比較することができないが、既卒就業の影響が縮小した理由として大きく

2つ考えられる。第一に、本研究で示した仮説のとおり、既卒就業によって引き起こされたと予想される負のシグナル及び人的資本蓄積阻害の縮小である。労働需要超過の状況が引き起こされたことによって、企業側の既卒者への対応が変わり、賃金への負の影響が縮小された可能性がある。第二に、時代によって能力・性質等が異なる個人におけるLATE（局所処置効果）を推定している可能性もある。操作変数を用いた推定結果は、操作変数の変動によって内生変数が変動する個人における介入効果を表す。本研究の場合、地域別失業率というマクロ経済状況により、既卒就業せざるをえなくなった個人の影響を推定することになるが、1993～2009年卒と2010～2019年卒で既卒就業せざるをえなくなった個人の能力・性質等が異なる可能性がある。1993～2009年における大卒無業率は20%をこえる年を含む一方で、2010年代以降の大卒無業率は以前に比較すると低い。そのため、1993～2009年卒男性の分析対象には、2010～2019年卒男性よりも能力水準の高い個人が含まれていた可能性がある。また、1993～2009年卒者の労働市場においては、労働需要不足が長期的に発生していたことにより、既卒で就業できたとしても低賃金の職種に限られていたであろうことも考慮に入れると、1993～2009年卒者の新卒就業者は、それ以後の時代の新卒就業者よりも賃金上昇する可能性がある一方で、1993～2009年卒の既卒就業者はそれ以後の時代の新卒就業者よりも低賃金となる可能性がある。このような事情によって、1993～2009年卒男性の既卒就業による影響が大きく推定されたかもしれない。

最後に、男性におけるOLSと操作変数法の推定結果の違いについてである。操作変数法による推定結果と比較し、OLSによる推定結果が小さくなるのは、OLSの場合、既卒就業を選択する学生の観察されない能力やキャリア志向の高さ等の未観測要因による影響を受けており、上方バイアスが生じるためだと考えられる。他方、操作変数法は地域別失業率という外生的ショックによって「望まない既卒」を経験する学生の変動を利用するため、真の因果効果に近い影響を推定することができたと考えられる。

本稿が先行研究と異なる点は、就職氷河期世代における瑕疵効果、烙印効果の影響を推定するのではなく、空白期間を伴う既卒就業の影響について、時代・性別の異質性に着目しながら検討した点である。本稿の結果から、空白期間を伴う既卒就業の経済的価値は時代や性別によって異なることが明らかになった。先述のとおり、1993～2009年卒の大卒男性において困難な状況が観察された一方で、2010年卒以降だとその影響は縮小している可能性がある。女性の場合は、時代によって既卒就業の影響の正負が異なり、未観測要因による影響を受けている可能性が示唆された。

VI ま と め

本稿では、既卒就職がその後の賃金に与える影響をリクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査2016～2024年」の個票データを用いて分析した。OLSの他に、因果効果を明らかにするため、操作変数法による推定を行った。1993年から2019年卒の大卒者を対象とし分析を行ったところ、男女または時代によって賃金に与える影響が異なることが明らかになった。

OLSによる分析結果によると、男性の既卒就業による賃金への影響は、新卒就業者と比較した場合、すべての時代において約2.7～4.5%の賃金減少が見られた。女性の既卒就業による賃金への影響は、1993～2009年卒において約4.3～5.6%の賃金増加、2010～2019年卒においては約6.4～7.0%の賃金減少が観察された。操作変数法を用いた分析結果によると、男性の既卒就業による賃金への影響は、新卒就業者と比較した場合、1993～2009年卒において約31～39%の賃金減少、2010～2019年卒においては約8.8～10.4%の賃金減少が観察された。これらの結果は、既卒としてのキャリアスタートがその後の賃金形成に長期的な影響を及ぼしうることで、とくに男性においてその影響が根強く残る時代が存在すること、時代によってその影響が縮小していることを示している。

本稿で議論することができなかった内容は多い。既卒就職の影響は、性別・時代のみならず、学歴によっても規定される。本稿では、「既卒就

業」の実質的な内容を統一するため、また、内生性に配慮した分析を行うため、大卒者に限定した分析を行ったが、他の学歴についても明らかにする必要があろう。また、学卒時の遅れを転職等によって覆することができるのかについても検討する必要があるだろう。

付記 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「全国就業実態パネル調査 2016～2024 年」（リクルートワークス研究所）の個票データの提供を受けました。

- 1) 日本の早期離職問題について包括的なレビューを行った初見（2018）では、若年労働者の早期離職の要因について、バブル経済の崩壊が産業構造と労働条件の低下を引き起こし、その結果、各個人における職業観の変化を引き起こしたとする仮説を提示している。
- 2) Kondo（2024）では、卒業時の労働市場の状況（ブロック別失業率）がその後の就業形態、賃金等に与える影響は 1984～2004 年に卒業したコホートにおいて有意に見られるが、1993～2013 年のコホートでは見られなくなったことが指摘されている。
- 3) 「全国就業実態パネル調査」では、最終学歴の学校の卒業年月、初職・前職・現職の就業開始時期及び離職時期を調査しているが、職歴すべてを聴取していないため、最終学歴の学校卒業後 3 年以内に正規職として就業できたサンプル全体をとらえることができない。そのため、本稿では、サンプル全体をとらえることができる空白期間を伴って正規職で就業できた既卒者に分析対象を限定した。
- 4) 本研究では、パネルデータを用いるため、脱落の問題が発生する。パネルデータの脱落は Fitzgerald, Gottschalk and Moffitt（1998）・坂本（2006）において、低賃金の個人等で生じやすいことが指摘されている。そこで、本稿でも脱落要因の分析を行ったところ、おおむね先行研究と同様の傾向が見られ、既卒就業者が新卒就業者よりも有意に脱落することが明らかになった。そのため、V でも言及するように、「空白期間」の影響の解釈については留意が必要である。
- 5) 欠損値があるケースとして、初職就業地未記入の者と初職業種未記入の者が多かった。
- 6) 本稿では、学卒時に正規職でない者のうち、学卒時無業者のみを扱っている。Hamaaki et al（2013）では、学卒時に正規職でない者を学卒時無業者及び非正規者としていた。「全国就業実態パネル調査」でも、学卒時非正規者を捉えることができるが、正規職への転換のタイミングを把握することができないため、学卒時無業者に絞った。
- 7) 「労働力調査」（総務省統計局）の地域別失業率を使用した。
- 8) 潜在経験年数は、初職の就業時点から調査時点までの期間を月換算し、それを 12 で割ることによって算出した。
- 9) 初職の業種区分は、『就業構造基本調査』（総務省）に倣い設定した。
- 10) 「全国就業実態パネル調査」では、初職の就業時点と離職時点（年・月）を観測しており、36 カ月以内に初職を離職した者を早期離職したと見なした。
- 11) OLS における 2010～2019 年卒女性の既卒就業による限界効果もすべてのモデルで 0.1% 有意であった。
- 12) パネルデータの脱落は、Fitzgerald, Gottschalk and Moffitt

（1998）・坂本（2006）において、低賃金の個人等で生じやすいことが指摘されている。

参考文献

- 稲垣誠一・小塩隆士（2013）「初職の違いがその後の人生に及ぼす影響——LOSEF 個票データを用いた分析」『経済研究』Vol. 64, No. 4, pp. 289-302.
- 太田聡一・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, pp. 4-16.
- 酒井正（2020）『日本のセーフティネット格差——労働市場の変容と社会保険』慶応義塾大学出版会。
- 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, pp. 29-41.
- 坂本和靖（2006）「サンプル脱落に関する分析——「消費生活に関するパネル調査」を用いた脱落の規定要因と推計バイアスの検証」『日本労働研究雑誌』No. 551, pp. 55-70.
- 萩原牧子・太田聡一（2016）「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」『Works Review』Vol. 11, pp. 6-19.
- 初見康行（2018）『若年者の早期離職——時代背景と職場の人間関係が及ぼす影響』中央経済社。
- 水落正明（2020）「学卒時の就業状態がその後の賃金に与える影響」『生活経済学研究』Vol. 52, pp. 1-18.
- 独立行政法人労働政策研究・研修機構編（2023）『若年既卒者の雇用動向——厚生労働省「雇用動向調査」二次分析』JILPT 資料シリーズ No. 266.
- （2024）『就職氷河期世代のキャリアと意識——困難を抱える 20 人のインタビュー調査から』JILPT 資料シリーズ No. 272.
- Fitzgerald, J., Gottschalk, P. and Moffitt, R.（1998）“An Analysis of Sample Attrition in Panel Data: The Michigan Panel Study of Income Dynamics,” *Journal of Human Resources*, Vol. 33, pp. 251-299.
- Hamaaki, J., Hori, M., Maeda, S. and Murata, K.（2013）“How Does the First Job Matter for an Individual's Career Life in Japan?” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 29, pp. 154-169.
- Kondo, A.（2007）“Does the First Job Really Matter? State Dependency in Employment Status in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 21, pp. 379-402.
- （2024）“Scars of the Job Market “Ice-Age,”” *Social Science Japan Journal*, Vol. 27, No. 2, pp. 133-148.
- Fujii, M., Shiraishi, K. and Takayama, N.（2018）“The Effects of Early Job Separation on Later Life Outcomes,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 48, pp. 68-84.
- Neumark, D.（2002）“Youth Labor Markets in the United States: Shopping around vs. Staying Put,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, No. 3, pp. 462-482.
- Stock, J., Wright, J. and Yogo, M.（2002）“A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 20, No. 4, pp. 518-529.

〈投稿受付 2025 年 8 月 19 日，採択決定 2026 年 1 月 13 日〉

さかぐち・ゆうき 駒澤大学経済学研究科修士課程 1 年。
労働経済学専攻。