

高校新卒者の進学行動と最低賃金

北條 雅一*

新潟大学

本稿は、近年の最低賃金の上昇が高等学校新卒者の進路選択に及ぼした影響を検証するものである。都道府県パネル・データを用いた分析の結果、地域別最低賃金が上昇した都道府県において、高校新卒者の専修学校専門課程進学率が低下し、就職率が上昇したことが明らかになった。また、最低賃金の上昇は女子よりも男子新卒者に大きな影響を与えたことも明らかになった。最低賃金変数の内生性がもたらす影響を十分に考慮できていないという限界はあるが、これらの分析結果は、最低賃金の上昇が若年者の就学に負の影響を与えるとする海外の先行研究と整合的であると同時に、近年の最低賃金引き上げが若年層の進路選択に影響を与えている可能性を示すものである。

1. はじめに

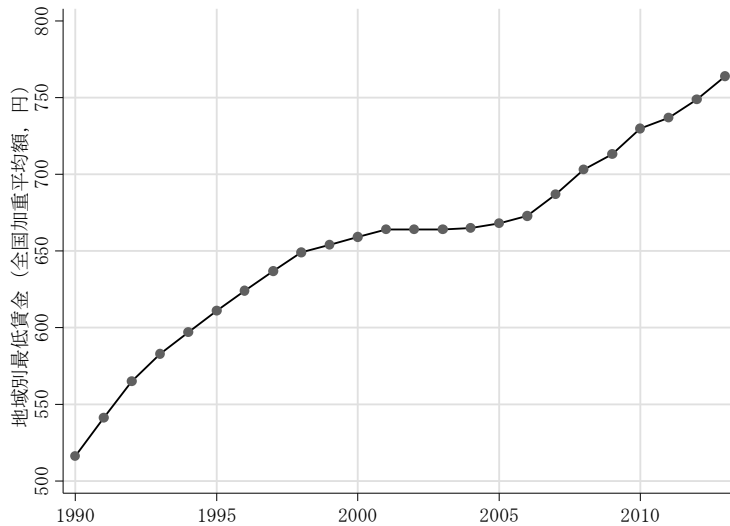
2006年に最低賃金と生活保護の逆転現象が指摘されて以降、日本では最低賃金の引き上げが進んでいる。07年の最低賃金法の改正では、第9条3項に「前項の労働者の生計費を考慮するに当たっては、労働者が健康で文化的な最低限度の生活を営むことができるよう、生活保護に係る施策との整合性に配慮するものとする」と規定された。最低賃金で就労した場合の収入が生活保護受給額を下回っている逆転現象が発生している都道府県に対しては、地域別最低賃金の引き上げによって3年から5年以内に逆転状態を解消することが求められ、該当する都道府県では大幅な地域別最低賃金の引き上げが実施されてきた¹。また、09年7月に発足した民主党（当時）政権は、10年に定めた「新成長戦略」において、「最低賃金について、できる限り早期に全国最低800円を確保し、景気状況に配慮しつつ、全国平均1000円を目指す」とし、最低賃金引き上げの機運を後押しした。さらに、12年末に発足した第2次安倍政権の成長戦略「日本再興戦略」においても、「全ての所得層での賃金上昇と企業収益向上の好循環を実現できるよう、今

本稿の作成にあたっては、赤林英夫氏、川口大司氏、篠崎武久氏、妹尾渉氏、玉田桂子氏、中村亮介氏をはじめ、東京労働経済学研究会、日本経済学会2014年春季大会の参加者の方々、および2名の匿名レフェリーから数多くの有益なコメントを頂戴した。深く御礼を申し上げたい。本研究は、科学研究費補助金（課題番号：25780185）による援助を受けている。本稿のありうべき誤りは、すべて筆者に属する。

*（連絡先住所）〒950-2181 新潟県新潟市西区五十嵐2の町8050 新潟大学経済学部
(E-mail) hojo@econ.niigata-u.ac.jp

¹ 最低賃金と生活保護の逆転現象が発生するメカニズムについては桜井（2014）が詳細に検討している。

図1 地域別最低賃金（全国加重平均額）の推移（1990-2013年）



出所) 労働調査会『最低賃金決定要覧』

後の経済運営を見据え、最低賃金の引上げに努める」と言及されるなど、最低賃金の引き上げは政権を問わず重要な課題として位置づけられている。図1は地域別最低賃金の全国加重平均額の推移を示したものである。1990年代に大幅に上昇した後、2000年代前半に停滞し、06年以降再び上昇幅が大きくなっている。

このように最低賃金の引き上げが進む中、経済学において最低賃金引き上げの影響を検証する研究が蓄積されつつある²。それらの多くは、最低賃金の上昇が賃金分布や雇用に与える影響を分析している。最低賃金の引き上げには賃金上昇を通じて労働者の生活水準を向上させる効果が期待されているが、一方で大幅な引き上げは最低賃金水準の雇用を減少させ、結果的に低賃金労働者の生活水準に負の影響を及ぼす可能性が懸念されるからである³。また、最低賃金の引き上げによって影響を受けやすい低技能労働者として若年層に注目する研究も多い。若年層の就業環境の悪化が懸念される中で、最低賃金の引き上げが若年層の雇用に悪影響を及ぼすならば、大幅な引き上げは若年層の非正規雇用化や無業化を加速させ、日本の人的資本水準を長期的に低下させる可能性があるか

² 日本を対象とした最低賃金研究の現状および海外の研究成果については、鶴(2013)が包括的に述べている。

³ 労働経済学の理論では、労働市場が買手独占の状態であれば、適切な最低賃金の設定が賃金の上昇と雇用量の増大をもたらす(大森2008,第7章)。Card and Krueger(1994)は、米国ニュージャージー州における最低賃金の上昇が賃金の上昇と雇用の増大をもたらしたことを実証的に示した。彼らの研究以降も最低賃金引き上げの影響に関する論争は続いており、Neumark and Wascher(2008)が文献のサーベイを行っている。

らである。

本稿は、最低賃金の引き上げが高等学校新卒者の進学行動に及ぼす影響に注目する。日本では義務教育修了者のほとんどが高等学校へ進学し、高等学校の卒業時点で進学または就職が決まる。高校新卒者の多くは低技能労働者であるため、若年低技能労働者の雇用と高校新卒者の進路選択行動は密接に関連している。最低賃金の引き上げは、以下のような経路を通じて高校新卒者の進路選択に影響を及ぼしうると考えられる。

第1に、最低賃金の上昇が高校新卒就職者の所得を上昇させる場合、高校卒業後に進学した場合の機会費用（放棄所得）が少なくとも短期的には増大することによって、進学より就職を選ぶ生徒が増加することが考えられる。第2に、最低賃金の上昇が高校新卒者への労働需要（高校新卒求人数）を減少させる場合、高校新卒者の就職活動が難化するために進学を選ぶ生徒が増加する可能性がある⁴。極端なケースとして、仮に高校新卒時に就職できないとすれば、進学の場合費用はゼロとなり、進学を選んだ場合の期待収益率が高まる。第3に、本人や家計の予算制約に与える影響が考えられる。親が子の教育費を負担する傾向の強い日本では、最低賃金の引き上げが親世代の所得上昇を通じて子どもの進学率を高める可能性がある。また、本人がアルバイト等で学費を稼ぎながら大学に通うことを考えた場合、最低賃金の引き上げによってアルバイトの時給が上昇し、アルバイトと学業の両立可能性が高まることも考えられる。しかし、最低賃金の引き上げによって学生アルバイトの労働需要が減少する場合には、学業と両立可能なアルバイトを見つけることが困難となり、働きながらの就学をあきらめる可能性も考えられる。

このように、最低賃金の上昇が高校新卒者の進路選択に与える影響には複数の経路が想定される上に、それぞれの影響の大きさを理論的に予測することが難しいため、実証分析による効果の検証が必要となる。本稿は、著者の知りうる限り、日本のデータを用いて最低賃金と高校新卒者の進路決定行動の関係を分析する最初の実証的研究である。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節は既存研究を整理しつつ、最低賃金と進学行動の関係について解説する。また、この分野の実証研究に日本が適していることを指摘する。第3節はデータおよび実証モデルを説明する。第4節は分析結果を報告する。第5節は結語である。

⁴ 有賀（2007）は、1962年から2002年の都道府県パネル・データを用いて、地域別最低賃金の上昇が高校新卒者の初任給を上昇させると同時に求人数を減少させることを報告している。

2. 進学行動と最低賃金

最低賃金に関する経済学の研究の多くは雇用や賃金分布に対する影響に焦点を当てているが、最低賃金が教育や人的資本蓄積に与える影響についても、主に海外を中心に研究が進んでいる。そうした研究の多くは、最低賃金が雇用や賃金に与える影響を受ける労働者の範囲が小さく、またその影響も短期的であるのに対し、若年期の教育に与える影響はその後の長期間にわたって持続するため、就学行動に及ぼす影響は雇用・賃金に与える影響よりも重大であることを指摘している。しかし、理論的な分析においては、個人による就学・就業の意思決定に加え、労働市場における労働需要側の要因も考慮する必要があるため、現在のところ明快な結論が得られていない。近年は、各国のデータを使用した実証分析の蓄積が進みつつある。

最低賃金が若年層の就学・就労行動に与える影響は複雑であるが、海外の先行研究では以下のような経路が指摘されている。まず、最低賃金の上昇は低技能労働者の賃金が上昇することを意味する。労働供給側から見れば就業した場合における所得の増加を意味するため、低技能労働者である若年層において進学よりも就業を選ぶ傾向が高まる可能性がある。一方で、最低賃金の上昇に直面した企業が低技能労働者から高技能労働者へ労働需要をシフトする効果が大きい場合、低技能労働者への需要減が若年者の就業確率の低下を通じて就業した場合の期待収益を低下させるため、就学率が高まる可能性も考えられる。これは、上昇した最低賃金に見合う高い技能や学歴を身につけるために進学する効果とも言い換えられる。また、低技能労働者への需要減が若年層の失業や無業の増加につながる可能性もある。

上記のような最低賃金上昇の影響は、その多くが低技能労働者である日本の高校新卒者についても同様に想定できるであろう。最低賃金の上昇が高校新卒就職者の所得を上昇させる場合、高校卒業後に進学した場合の機会費用（放棄所得）が増大するために、進学より就職を選ぶ生徒が増加することが考えられる。一方で、最低賃金の上昇によって新規高卒者への労働需要が減少する効果が大きい場合、高校新卒者の就職活動は難化し、就職確率の低下や就職先企業の質の低下が発生する。これは就職を選んだ場合の期待所得の減少を意味するため、就職よりも進学を選ぶ生徒の増加をもたらすであろう。これらの経路に加えて、日本では親や本人の予算制約を通じた影響も考えられる。

海外では米国を中心に実証的な研究が蓄積されている。Neumark and Wascher (2003) は、米国の最低賃金が州レベルで異なることを利用して実証分析を行い、最低賃金の上昇が就学率を低下させることを報告している。Chaplin, Turner and Pape (2002) は、

公立学校の全生徒をカバーしたデータを使用した分析の結果、高い最低賃金は、18歳以前に中退できる州において10代の就学率を低下させること、その効果は第9学年から第10学年への移行時に発生していること、それ以外の州やそれより上の学年については影響がないことを報告している。Card (1992) は、88年にカリフォルニア州の最低賃金が上昇したことを活用して分析を行い、最低賃金の上昇後、カリフォルニア州では他州に比べて就学率が低下したことを報告している。

Landon (1997) は、カナダの州パネル・データを使用して分析をおこない、高い最低賃金が16、17歳男性と17歳女性の就学率を低下させることを報告し、50セントの最低賃金上昇が0.7%ポイントの就学率低下をもたらすとしている。一方、カナダの個人レベル・データを使用したCampolieti, Fang and Gunderson (2003) の分析結果によると、最低賃金の上昇は10代の雇用を減少させるものの就学には影響しない。Rice (2010) は、英国で99年に再導入された全国最低賃金制度を自然実験として活用した分析を行っている。導入時に18歳以上の労働者が適用対象であったため、17歳コーホートと18歳コーホートを比較することによって最低賃金の効果を推定している。個人レベルのパネル・データを使用した分析の結果によると、最低賃金が平均賃金に対して相対的に高い地域において、最低賃金の導入が義務教育以後の就学率を低下させた。Hyslop and Stillman (2007) は、ニュージーランドにおいて01年に若者の最低賃金制度が変更されたことを活用して分析を行った。制度変更前、16歳から19歳の最低賃金は、成人最低賃金の60%に設定されていたが、制度変更後には段階的に80%に引き上げられ、同時に成人最低賃金の適用年齢が18歳に引き下げられた。この制度変更を利用し、16-17歳および18-19歳コーホートと、影響を受けなかった20-25歳コーホートを比較することで若者最低賃金上昇の効果を推定している。その結果によると、若者の就学率は3-5%低下し、失業や無業、生活保護受給が増加した。

海外の先行研究の多くは、最低賃金の上昇が若年層の就学行動に負の影響をもたらしたことを示唆している。本稿では、日本の都道府県パネル・データを使用して、日本においても同様の影響がみられるのかを確認する⁵。ここで、日本を分析対象とすることの利点を述べておきたい。近年の日本では、義務教育修了後、ほとんどの生徒が後期中等教育（高等学校等）に進学し、その卒業時点で最終的な進路（進学、就職、その他）が

⁵ 本稿で検討する最低賃金は、都道府県ごとに決定される地域別最低賃金である。日本では、地域別最低賃金の他に、各都道府県の特定業種に適用される特定最低賃金がある。特定最低賃金が対象とする業種は各都道府県において比較的主力となる業種であり、地域別最低賃金より高い金額が適用されているため、特定最低賃金を分析対象とする必要性は否定できない。しかし、特定最低賃金は県内のすべての労働者に適用されるわけではなく、各県にて対象となる業種・労働者が異なるため分析が煩雑になる点を考慮し、本稿では捨象している。

決まる⁶。高校新卒者のほとんどは就業経験を持たない低技能労働者である。したがって、各学年の卒業時点の進路選択に注目することで、最低賃金の影響を受けやすい低技能若年層への影響を分析することが可能となる。また、日本の最低賃金は県単位で設定されるために横断面の変動が存在し、同時に毎年改訂による時系列の変動も利用できる。これらに加え近年では、08年の最低賃金法改正と前後して、地域別最低賃金の上昇幅が大きくなっている。以上を考慮すると、日本の高等学校新卒者は、最低賃金の上昇と若年層の就学・就労行動という研究テーマの分析対象に適していると考えられる。

3. データと実証モデル

3.1 データ

最低賃金の引き上げが高校新卒者の進学行動に及ぼす影響を検証するため、本稿では都道府県パネル・データを使用する。上述の通り、地域別最低賃金の近年の上昇は07年前後から発生しているが、計量分析におけるラグやトレンドを考慮するため、データの期間は04年から13年とする。分析に使用される変数のデータ出所を付表1に、記述統計を表1に報告している。高校新卒者の進学率や就職率は、3年前の中学校卒業生数に占める各進路選択者の割合として変数を作成している⁷。

表1 記述統計

	平均	標準偏差	最小値	最大値
地域別最低賃金	704.245	59.324	608	869
大学進学率	0.411	0.081	0.250	0.609
短期大学進学率	0.053	0.014	0.027	0.101
専修学校専門課程進学率	0.146	0.031	0.094	0.255
専修学校一般課程進学率	0.055	0.016	0.012	0.107
就職率	0.165	0.059	0.067	0.305
無業率	0.046	0.022	0.008	0.165
失業率	4.301	0.920	2.325	7.850
普通科生徒比率	0.739	0.101	0.456	0.885
大学収容力	0.503	0.351	0.136	1.430
世帯収入（実質、千円）	557.298	61.020	391.459	804.134
新卒者一人当たり求人数	0.245	0.101	0.052	0.631
地域別最低賃金／高卒初任給（時給換算）	0.745	0.019	0.705	0.816
地域別最低賃金／短時間労働者所定内給与（時給換算）	0.717	0.025	0.668	0.788

注) 観測数は423。

⁶ 文部科学省『児童生徒の問題行動等生徒指導上の諸問題に関する調査』によれば、高等学校の中退率は2-3%程度である。なお、文部科学省が公表している中退率の数値が過小評価になっているとの指摘もある。酒井・林（2012）は過小評価の原因として、転学が含まれていないこと、年度当初の在籍者数に対するその年度の中退者数の比率となっていること、を挙げている。

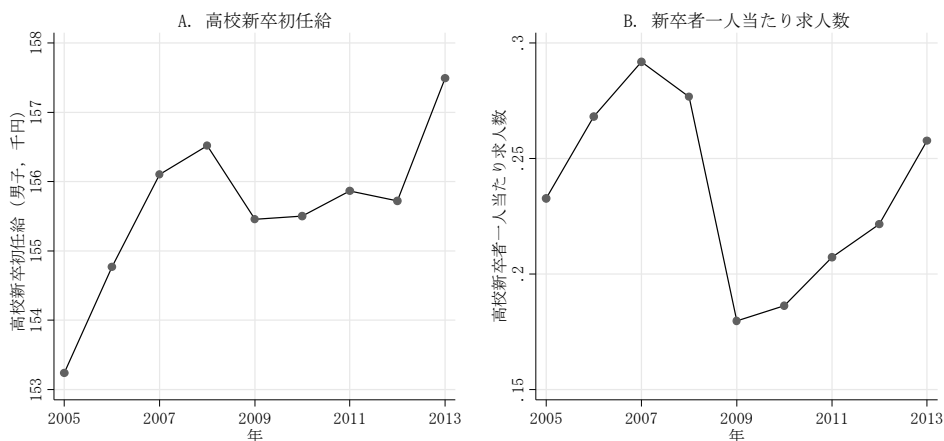
⁷ 本稿では全日制および定時制高校に通う生徒を対象としており、中等教育学校や通信制高校に通う生徒は除外している。また、進学先の1つである専修学校一般課程には受験予備校も含まれているため、以下の分析結果を解釈するには注意が必要である。なお、進学率や就職率を算出するにあたり、3年前の中学校卒業生数の代わりに高校卒業生数を用いても、以下の分析結果に本質的な変化がないことを確認している。

ここで、本稿における年の定義について補足しておく。地域別最低賃金は例年 10 月頃に発効する。一方、高校新卒者の就職活動が開始するのは卒業年度の 7 月、最終的な進路が観察されるのは次の年の 3 月である。このように、本稿で使用する変数は、観測される時期が数か月単位で異なっており、結果として暦年をまたぐように観測されている。そこで本稿では、年を学校年度として定義し、ある学校年度の卒業者はその年度内に発効した地域別最低賃金を考慮して進路を決定すると想定している。

ところで、地域別最低賃金の上昇は、高校新卒者が就職を選択した場合の期待所得を増加させているのだろうか。有賀（2007）は、62 年から 02 年の都道府県パネル・データを用いて分析を行い、地域別最低賃金の上昇が高校新卒者の初任給を上昇させると同時に求人数を減少させたことを報告している。この分析結果は、就職した場合の所得増と同時に就職確率（あるいはマッチングの質）の低下を意味するため、最低賃金の上昇が期待所得に与える影響を特定することはできない。

図 2 は、近年の最低賃金上昇期間における高校新卒初任給（男子）および高校新卒求人数の平均値の推移を示したものである。男子高校新卒者の平均初任給は 08 年度卒業生までは上昇傾向にあったが、09 年度に減少に転じた後は微増で推移し、直近では再び上昇に転じている（パネル A）⁸。すなわち、近年の最低賃金上昇局面においては、少な

図 2 高校新卒者の初任給（男子）と一人当たり求人数の推移



出所) 厚生労働省『賃金構造基本統計調査』、『高校・中学新卒者の就職内定状況等』、『新規学卒者（高校・中学）の職業紹介状況』より筆者作成。

⁸ 堀（2013）は、都立商業高校のインタビュー事例において、「二〇〇九年度はひどかった。初めて会社見学を断られ、会社説明会にも参加できなかった。こういう経験はバブル崩壊後でもあまりなかった（以下引用省略）」という進路指導教諭の言葉を紹介している。

くとも 08 年度までは高校新卒初任給は上昇傾向にあり、10 年度以降も回復傾向にあったと解釈できる。パネル B は、高校新卒者 1 人当たり求人数の推移を示している。高校新卒者 1 人当たり求人数も、09 年度に大きな減少を経験しているが、その前後の期間には上昇傾向にあったことが確認される。従って、図 2 のグラフは、09 年度に発生した負のショックを度外視してその前後の期間に注目したとき、高校新卒者の初任給および求人数が対前年比で上昇傾向にあったことを示しており、この時期に高校新卒者が就職を選択した場合の期待所得が増加傾向にあったことを示唆している。

3.2 実証モデル

最低賃金の引き上げが高校新卒者の進路決定行動に及ぼす影響を検証するモデルとして、まず(1)式で示される回帰モデルを考える。

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 mw_{it} + x_{it}\beta + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

$i = 1, \dots, 47$ は都道府県、 $t = 2004, 2005, \dots, 2013$ は年度を表す。ここで y は 3 年前の中学校卒業者に占める各進路選択者の男女別の割合、 mw は地域別最低賃金（自然対数）、 x はその他の説明変数、 μ_i は県効果、 λ_t は年効果である。説明変数 x には、教育需要の代理変数である普通科生徒比率、教育供給の代理変数である大学収容力、および後述する労働需給を制御するための変数が含まれている⁹。最低賃金上昇の効果は α_1 の推定値によって計測される。(1)式の推定から得られる結果が信頼できるのは、地域別最低賃金変数 mw が誤差項 ϵ_{it} と相関しない場合に限られる。

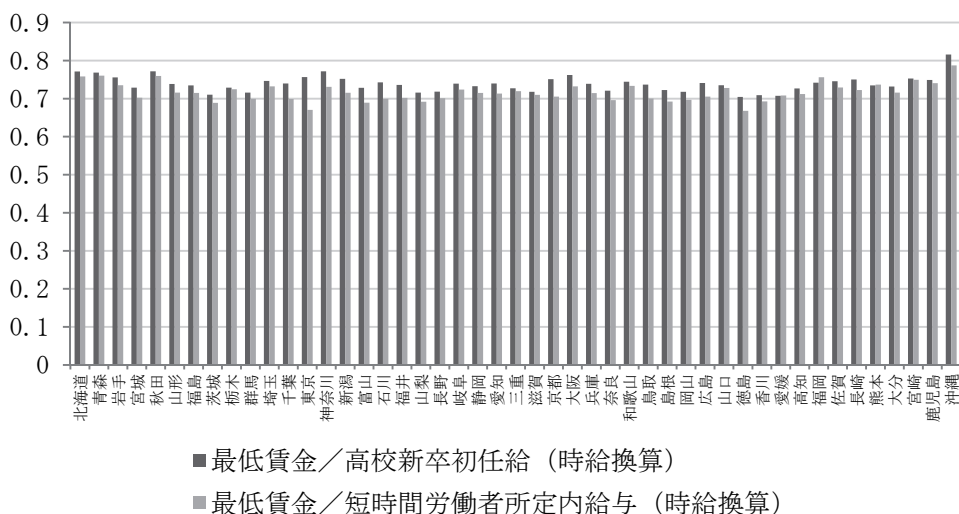
地域別最低賃金は都道府県単位で設置される最低賃金審議会において決定されている。玉田・森（2013）によると、地域別最低賃金の引き上げ額は中央最低賃金審議会が示すランク別の目安額を基準として決定されている。また玉田・森（2013）は、中央最低賃金審議会が示す目安額が各ランクの有効求人倍率に依存することを示すとともに、各都道府県の引き上げ額は目安額に加え、消費者物価上昇率や失業率に依存して決定されていることを明らかにしている。すなわち彼らの分析結果によると、地域別最低賃金の引き上げ額は各都道府県内の経済状況や労働需給を考慮して決定されている。そのため本稿では、県効果、年効果に加えて、平均世帯収入および失業率を説明変数に追加することにより、各都道府県の経済状況や労働市場動向を制御するが、これらの変数によっても各都道府県の労働需給を適切に制御できない可能性は否定できない。各都道府県

⁹ 上山（2011）は、90 年代以降、大学進学率の都道府県間格差が拡大した要因の一つとして、大学収容率の影響が強まったことを指摘している。本稿における大学収容率の変数は、朴澤（2012）に倣い、各都道府県内に立地する大学への入学者数を、当該県の 3 年前の中学校卒業生数で除して作成している。

の景気や労働需給動向が最低賃金の引き上げ額に影響を及ぼし、同時に高校新卒者の進学行動にも影響を与えていたとすれば、最低賃金変数の係数推定値 α_1 にはバイアスが生じる。言い換えれば、最低賃金変数の係数が純粋に最低賃金のみの効果を表すのではなく、労働需要など他の要因による影響を含む。従って、次節で報告する分析結果は、そのような最低賃金変数の内生性による影響を完全に制御できていない可能性があることに留意する必要がある。

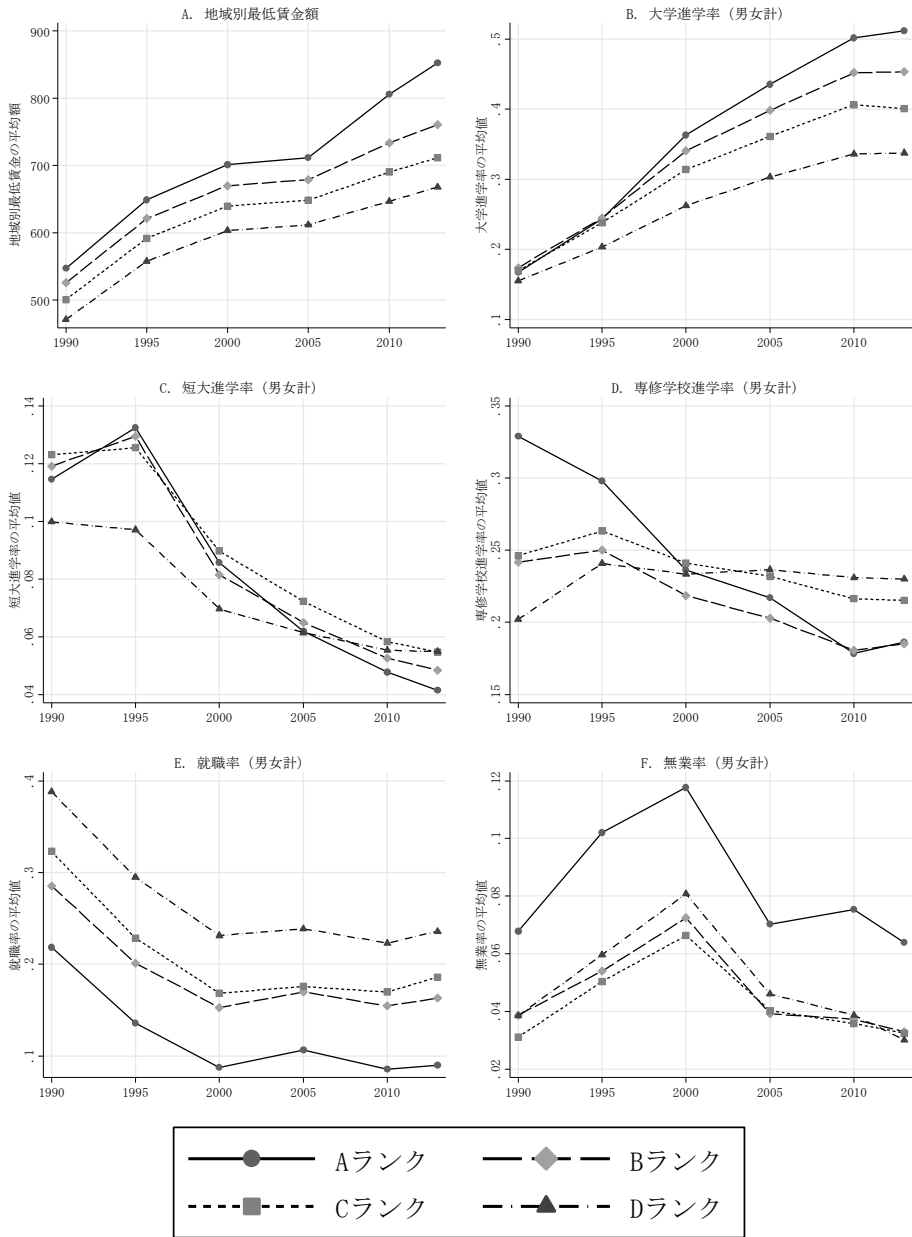
再び(1)式の回帰モデルに戻るが、最低賃金の上昇が高校新卒者の進学・就業行動に影響を及ぼすには、地域別最低賃金が実際に地域の実勢賃金の下支えとなっていることが条件となる。図3は、地域別最低賃金の高校新卒者初任給（時給換算）および短時間労働者の所定内給与（時給換算）に対する比率を都道府県ごとに示したものである。なお、この数値は分析期間中の各年において算出したそれぞれの比率の平均値である。図3によると、最低賃金／高卒初任給（時給換算）は沖縄県を除けば0.7～0.8の値となっており、最小値は徳島県の0.705、最大値は沖縄県の0.816である。一方、最低賃金／短時間労働者所定内給与（時給換算）については、高卒初任給に対する比率と比べると都道府県間の差がやや大きい。最小値は徳島県の0.668、最大値は沖縄県の0.788である。いずれの指標においても、比率の高い都道府県は地域別最低賃金と実勢賃金の乖離幅が小さい都道府県であるため、最低賃金の引き上げが地域の実勢賃金の下支えとなっている可能性が高い都道府県であると解釈できる。上述の通り、本稿の回帰モデル

図3 最低賃金と実勢賃金の乖離



出所) 労働調査会『最低賃金決定要覧』、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』より筆者作成。

図4 地域別最低賃金ランク毎の変数の推移



出所) 文部科学省『学校基本調査』より筆者作成。

における最低賃金変数の係数は、最低賃金以外の要因による影響を含む可能性がある。しかし、地域別最低賃金が進学・就業行動に与える影響を推定したときに、地域別最低賃金と実勢賃金の乖離が相対的に小さい都道府県ほどその影響が大きくなるという結果が得られれば、最低賃金と進路選択の関係が直接的であることの傍証となりうる。最低賃金変数の内生性への対処として十分とは言えないものの、次節では最低賃金と実勢賃金の乖離幅に着目した分析も行う。

次に、地域別最低賃金額と被説明変数である各進路選択者割合の推移を確認する。地域別最低賃金は78年以降、47都道府県をA、B、C、Dの4つのランクに区分し、改定に際してランク毎に中央最低賃金審議会が目安額を提示する。このランク区分は何度か見直しが行われているが、Aランクには大都市を抱える都道府県（都市県）が区分され、以下BからDの順に地方の都道府県（地方県）が区分されている。

図4は、地域別最低賃金額および各進路選択者割合の推移を、このランク毎に示したものである¹⁰。なお、この図では長期的な傾向を確認するために、90年以降のデータを使用している。パネルAは地域別最低賃金の各ランクの平均額の推移を示している。90年時点において、AランクとDランクの平均額の差は76円（Aランク547円、Dランク471円）であったが、2000年代にかけて徐々に差が拡大し、05年以降は拡大を続けた。その結果、13年時点での平均額の差は184円（Aランク852円、Dランク668円）にまで拡大した。従ってパネルAのグラフは、都市県ほど地域別最低賃金の伸びが大きかったことを示している。

パネルBは、大学進学率（男女計）の推移を地域別最低賃金のランク毎に示したものである。90年時点ではランク間に大学進学率の顕著な差は存在しなかったが、その差は徐々に拡大し、13年には17.3%ポイント（Aランク51.1%、Dランク33.8%）にまで拡大した。すなわちパネルBのグラフは、地域別最低賃金額の場合と同様に都市県で大学進学率の上昇が大きかったことを示している。パネルCは短期大学進学率（男女計）、パネルDは専修学校進学率（男女計）の推移をランク毎に示したものである。短期大学と専修学校については、もともと90年時点では上位ランクの都道府県で進学率が高かったが、2000年代にかけて上位ランクの都道府県で進学率が大きく低下した結果、13年には上位ランクの都道府県ほど進学率が低くなった。パネルEとパネルFはそれぞれ就職率、無業率の推移を示しているが、この2つの推移についてはランク間に顕著な傾向差は見られない。

¹⁰ ここでは91年時点のランクを採用している。

表2 県固定効果モデルの推定結果

	大学	短期大学	専修学校(専門)	専修学校(一般)	就職	無業・その他
地域別最低賃金 (対数)	0.339 ** (0.045)	-0.053 ** (0.016)	-0.046 (0.030)	-0.244 ** (0.022)	-0.081 * (0.034)	0.045 (0.030)
世帯収入 (対数)	-0.004 (0.007)	0.006 (0.003)	0.003 (0.006)	0.002 (0.005)	0.008 (0.007)	-0.013 ** (0.005)
失業率	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.003 * (0.001)	-0.000 (0.001)	0.002 (0.002)	0.003 * (0.001)
普通科生徒比率	0.189 * (0.083)	0.079 * (0.031)	0.009 (0.043)	-0.094 (0.047)	-0.055 (0.052)	-0.031 (0.044)
大学収容力	0.025 (0.032)	-0.017 (0.011)	-0.099 ** (0.019)	-0.001 (0.014)	0.028 (0.019)	-0.013 (0.024)
定数項	-1.956 ** (0.309)	0.320 ** (0.110)	0.496 * (0.205)	1.699 ** (0.147)	0.666 ** (0.226)	-0.143 (0.171)
adj. R-squared	0.883	0.768	0.745	0.437	0.641	0.369
Observations	423	423	423	423	423	423

注) 県固定効果モデルの推定結果を報告している。分析期間中の高校卒業者数の平均値をウェイトとした加重推定をおこなっている。括弧内は県単位での誤差項の任意の相関に頑健な標準誤差である。すべての推定に年ダミーを含む。**は1%水準で統計的に有意、*は5%水準で統計的に有意なことを示す。

図4のグラフは、地域別最低賃金額がランク毎に異なる上昇傾向（トレンド）をもって推移したと同時に、高校新卒者の進学行動も最低賃金のランク毎に異なるトレンドをもって推移したことを示している。より具体的に言えば、上位ランクの都市県では下位ランクの地方県に比べて大学進学率の上昇トレンドが大きく、短期大学・専修学校進学率の低下トレンドも大きかった。図4のグラフは地域別最低賃金ランク毎の傾向を示すにとどまっているが、同一ランクの都道府県においてもそれぞれ高校新卒者の進学トレンドは異なっていたと考えられる。こうした点を考慮し、本稿では高校新卒者の進学行動に都道府県独自のトレンドが存在していることを仮定した回帰モデル(Random Growth Model)を推定する。

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 mw_{it} + x_{it}\beta + \mu_i + \lambda_t + \theta_i \times t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

この(2)式は、都道府県ごとの長期的な進学・就職率トレンド θ_i が地域別最低賃金変数 mw_{it} と相関することを許容する回帰モデルである。すなわち、長期的に進学率の上昇（あるいは低下）トレンドが大きい都道府県において地域別最低賃金の上昇幅も大きくなっていることを考慮した回帰モデルである。

4. 推定結果

表2は(1)式の推定結果を報告している。被説明変数は、高校新卒者に占める大学・短期大学・専修学校（専門課程・一般課程）進学率、就職率、および無業率である。すべての推定において年効果（年ダミー）と県効果を考慮し、ハウスマン検定の結果から県固定効果モデルを採用している。また、全ての推定において、分析期間中の高校新卒者数の平均値をウェイトとした加重推定をおこない、県単位での誤差項の任意の相関に

頑健な標準誤差を算出している。

表2の結果を見ると、大学進学率を被説明変数とする推定において地域別最低賃金（自然対数）の係数推定値は正となっている。また、短期大学進学率、専修学校一般課程進学率、および就職率を被説明変数とする推定においては負の係数推定値となっている。専修学校専門課程進学率、無業率を被説明変数とする推定では係数の推定値は統計的に有意でない。この推定結果は、地域別最低賃金が高い都道府県において大学進学率が高く、短期大学や専修学校一般課程への進学率が低いことを示す。言い換えれば、地域別最低賃金の上昇によって高校新卒者の進学先に代替が発生していることを示す。しかし、前節で述べたように、大学進学率の上昇率は都市県で高く、短期大学や専修学校への進学率は都市県で大きく低下していた。一方で、最低賃金は都市部の都道府県で上昇率が高くなっていた。すなわち、都市部の都道府県では専修学校や短期大学から4年制大学への進学先の代替が長期的に起こっており、そうした都道府県で最低賃金の上昇率も高かった。従って、表2で報告されている地域別最低賃金の係数推定値は、都市県と地方県における進学行動の長期的な変動傾向を反映したに過ぎない可能性がある。

上記の問題に対応するため、都道府県ごとの長期的な進路選択トレンドを考慮し、トレンドと地域別最低賃金の間に相関があることを許容した(2)式の回帰モデルを推定した。推定結果は表3に報告されている。表3によると、地域別最低賃金の係数推定値が大きく変化している。大学進学率を被説明変数とする推定において、地域別最低賃金の係数推定値は縮小し統計的な有意性を失っている。この結果は、都道府県ごとの長期的な進学トレンドの影響を除けば、地域別最低賃金の上昇は大学進学率にほとんど影響を及ぼしていないことを示している。すなわち、もともと長期的に大学進学率の上昇トレンドが大きかった都市部の都道府県において、地域別最低賃金も大きく上昇していた。

一方で、専修学校進学率については、一般課程よりも専門課程への進学率に対して地域別最低賃金が大きな負の影響を及ぼしている。具体的には、地域別最低賃金が10%上昇すると専修学校専門課程への進学率が2.3%ポイント低下している。そして、県固有トレンドを考慮した推定の結果、地域別最低賃金の上昇が大きかった都道府県において就職率が統計的に有意に上昇している。地域別最低賃金が10%上昇すると高校新卒者の就職率が3.6%ポイント上昇している。従って、都道府県固有トレンドを考慮したモデルの推定結果は、地域別最低賃金の上昇が専修学校専門課程への進学を減少させ、就職率を上昇させたことを示している。これらの結果は、最低賃金の上昇が若年層の就学に負の影響を与えることを示した海外の先行研究の結果と整合的であるが、日本における

表3 県固有トレンドを考慮した推定結果

	大学	短期大学	専修学校(専門)	専修学校(一般)	就職	無業・その他
地域別最低賃金 (対数)	0.011 (0.069)	-0.048 (0.027)	-0.231 ** (0.065)	-0.098 (0.054)	0.356 ** (0.070)	0.067 (0.079)
世帯収入 (対数)	-0.002 (0.004)	0.001 (0.002)	0.003 (0.006)	-0.003 (0.006)	-0.003 (0.004)	-0.005 (0.004)
失業率	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.002 * (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
普通科生徒比率	0.138 ** (0.047)	0.005 (0.022)	0.030 (0.050)	-0.038 (0.046)	-0.157 ** (0.052)	-0.065 (0.038)
大学収容力	0.104 ** (0.025)	0.007 (0.010)	-0.095 ** (0.027)	0.000 (0.018)	0.002 (0.028)	0.003 (0.028)
定数項	0.022 ** (0.001)	-0.003 ** (0.001)	-0.005 ** (0.001)	-0.006 ** (0.001)	0.003 ** (0.001)	-0.008 ** (0.001)
adj. R-squared	0.679	0.126	0.611	0.142	0.685	0.303
Observations	423	423	423	423	423	423

注) 県固有トレンドを考慮したモデルの推定結果を報告している。分析期間中の高校卒業生数の平均値をウェイトとした加重推定をおこなっている。括弧内は県単位での誤差項の任意の相関に頑健な標準誤差である。すべての推定に年ダミーを含む。** は1%水準で統計的に有意、*は5%水準で統計的に有意なことを示す。

就学への負の影響は専修学校への進学に限られることを示唆している。なお、海外の先行研究の中には、最低賃金の上昇が若年層の無業（非就業・非就学）率を上昇させることを示したものもあるが（Neumark and Wascher, 2003; Hyslop and Stillman, 2007）、本稿表3の推定結果はそのような仮説を支持するものではない。

次に、地域別最低賃金の上昇が高校新卒者の進学や就業に与えた効果の大きさを検討する。本稿と同様に、州レベルで集計されたパネル・データを用いて分析した Landon (1997) によると、カナダにおける最低賃金の10%の上昇が16-17歳の若年層の就学率を0.7%ポイント低下させた。これは、高校新卒者（18歳）を分析対象とした本稿の結果（進学率2.3%ポイント低下）よりも小さい。一方、米国 Current Population Survey のデータを用いた分析をまとめた Neumark and Wascher (2008, Table 6.2 のパネル a, b, c) は、最低賃金10%の上昇が16-19歳の就学率を2.1-3%程度引き下げたことを報告している。本稿で得られた専修学校専門課程進学率2.3%ポイントの低下は進学率全体の約2.9%減に相当し、Neumark and Wascher (2008) で報告された効果とほぼ同規模である。

表4は、(2)式を男女別に推定した結果を報告している。男女別の推定においても、地域別最低賃金は大学進学率に有意な影響を及ぼしていない。一方、男子の短大・専修学校専門課程進学率、女子の専修学校一般課程進学率は地域別最低賃金の引き上げによって低下しており、なかでも男子の専修学校専門課程進学率への影響が大きい。また、地域別最低賃金の上昇は男女の就職率を上昇させており、その効果の大きさも男子の方が大きい。地域別最低賃金の上昇が高校新卒者の進路選択に及ぼした影響は、総じて

表4 男女別の推定結果（県固有トレンドモデル）

	大学	短期大学	専修学校(専門)	専修学校(一般)	就職	無業・その他
男子						
地域別最低賃金（対数）	-0.045 (0.069)	-0.040 * (0.018)	-0.299 ** (0.062)	-0.074 (0.088)	0.495 ** (0.102)	0.069 (0.105)
世帯収入（対数）	-0.003 (0.006)	0.000 (0.001)	-0.002 (0.006)	-0.001 (0.006)	-0.007 (0.005)	-0.003 (0.006)
失業率	-0.000 (0.002)	0.000 (0.000)	-0.002 (0.001)	-0.003 ** (0.001)	0.002 (0.001)	0.003 (0.002)
普通科生徒比率	0.122 * (0.051)	0.001 (0.011)	0.027 (0.060)	-0.004 (0.054)	-0.203 ** (0.070)	-0.079 (0.045)
大学収容力	0.121 ** (0.032)	0.004 (0.006)	-0.093 ** (0.031)	-0.004 (0.025)	0.018 (0.032)	-0.002 (0.040)
定数項	0.022 ** (0.001)	-0.001 ** (0.000)	-0.006 ** (0.001)	-0.007 ** (0.001)	0.004 ** (0.001)	-0.006 ** (0.002)
adj. R-squared	0.608	0.181	0.596	0.140	0.643	0.242
Observations	423	423	423	423	423	423
女子						
地域別最低賃金（対数）	0.069 (0.089)	-0.056 (0.052)	-0.160 (0.101)	-0.125 * (0.052)	0.213 ** (0.064)	0.066 (0.069)
世帯収入（対数）	-0.000 (0.004)	0.003 (0.004)	0.010 (0.007)	-0.005 (0.006)	-0.000 (0.004)	-0.006 (0.003)
失業率	0.002 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)
普通科生徒比率	0.159 * (0.061)	0.006 (0.039)	0.031 (0.055)	-0.074 (0.051)	-0.108 (0.054)	-0.051 (0.039)
大学収容力	0.088 ** (0.027)	0.012 (0.019)	-0.097 ** (0.031)	0.004 (0.018)	-0.017 (0.030)	0.008 (0.020)
定数項	0.022 ** (0.001)	-0.005 ** (0.001)	-0.004 * (0.002)	-0.004 ** (0.001)	0.002 (0.001)	-0.009 ** (0.001)
adj. R-squared	0.515	0.074	0.456	0.093	0.484	0.278
Observations	423	423	423	423	423	423

注）県固有トレンドを考慮したモデルの推定結果を報告している。分析期間中の高校卒業生数の平均値をウェイトとした加重推定をおこなっている。括弧内は県単位での誤差項の任意の相関に頑健な標準誤差である。すべての推定に年ダミーを含む。** は1%水準で統計的に有意、*は5%水準で統計的に有意なことを示す。

女子よりも男子において大きいといえる。

以下では表3の結果の頑健性を確認する。表5のパネルAは、2011年3月の東日本大震災で被災した3県（岩手県、宮城県、福島県）について、11年度以降のデータを除外したパネル・データを用いた推定結果を報告しているが、地域別最低賃金の効果は表3と同様である。パネルBは、高校新卒求人数（生徒1人当たり）を説明変数に追加した場合の推定結果を報告している。上述の通り、この変数は卒業後に就職を検討している高校新卒者の進路決定に影響を及ぼすと考えられるが、同時に地域別最低賃金とも相関する変数である。地域別最低賃金の上昇が高校新卒求人数の変動を通して新卒者の進路決定に影響を及ぼす場合にこの変数を制御すると、過剰制御によって地域別最低賃金ももたらす効果が適切に推定されない可能性がある。パネルBの推定結果を見ると、高校新卒求人数を制御することによって地域別最低賃金が就職率に与える影響がやや小さくなっており、これは想定通りの結果である。一方で、地域別最低賃金が大学・短大進学比率や専修学校進学比率に与える影響については表3の結果と大きな違いはない。パネルCでは、3年度間隔（07、10、13年度）のデータを用いた場合の推定結果を示し

表5 頑健性の確認

	大学	短期大学	専修学校(専門)	専修学校(一般)	就職	無業・その他
A. 被災3県を除外 (N=411)						
地域別最低賃金 (対数)	0.019 (0.070)	-0.051 (0.027)	-0.228 ** (0.064)	-0.114 * (0.053)	0.361 ** (0.070)	0.073 (0.078)
adj. R-squared	0.683	0.118	0.609	0.141	0.691	0.314
B. 新卒求人倍率を追加						
地域別最低賃金 (対数)	0.004 (0.078)	-0.042 * (0.020)	-0.235 ** (0.061)	-0.092 (0.060)	0.345 ** (0.070)	0.077 (0.073)
新卒求人倍率	0.009 (0.012)	-0.008 (0.004)	0.006 (0.010)	-0.009 (0.009)	0.015 (0.010)	-0.013 (0.007)
adj. R-squared	0.679	0.131	0.610	0.141	0.686	0.306
C. 3年間隔 (N=141)						
地域別最低賃金 (対数)	0.023 (0.148)	-0.036 (0.036)	-0.195 ** (0.060)	-0.232 ** (0.085)	0.264 ** (0.061)	0.241 ** (0.083)
adj. R-squared	0.907	0.376	0.866	0.397	0.784	0.699
D. 地域別最低賃金/高卒初任給 (時給換算)						
上位23県 (N=207)						
地域別最低賃金 (対数)	-0.010 (0.089)	-0.028 (0.029)	-0.273 ** (0.088)	-0.114 * (0.054)	0.361 ** (0.090)	0.087 (0.086)
adj. R-squared	0.753	0.136	0.650	0.176	0.670	0.312
下位24県 (N=216)						
地域別最低賃金 (対数)	0.398 (0.232)	-0.279 * (0.117)	0.272 (0.313)	-0.165 (0.284)	-0.244 (0.237)	0.045 (0.122)
adj. R-squared	0.538	0.177	0.562	0.106	0.721	0.302
E. 地域別最低賃金/短時間労働者所定内給与 (時給換算)						
上位23県 (N=207)						
地域別最低賃金 (対数)	-0.020 (0.111)	-0.050 (0.025)	-0.451 ** (0.120)	0.013 (0.058)	0.456 ** (0.115)	0.032 (0.108)
adj. R-squared	0.697	0.113	0.645	0.131	0.683	0.283
下位24県 (N=216)						
地域別最低賃金 (対数)	0.097 (0.079)	-0.035 (0.047)	-0.099 (0.086)	-0.238 ** (0.062)	0.323 ** (0.084)	0.116 (0.122)
adj. R-squared	0.687	0.113	0.618	0.172	0.700	0.385

注) 表3を参照。他の説明変数の係数推定値は省略している。パネルDの上位23県は順に、沖縄、秋田、神奈川、北海道、青森、大阪、東京、岩手、宮崎、新潟、京都、長崎、鹿児島、埼玉、佐賀、和歌山、石川、福岡、広島、愛知、千葉、岐阜、兵庫である。パネルEの上位23県は順に、沖縄、青森、秋田、北海道、福岡、宮崎、鹿児島、熊本、岩手、和歌山、埼玉、大阪、神奈川、佐賀、山口、栃木、岐阜、長崎、三重、大分、山形、新潟、福島である。

ている。ここでもおおむね表3と同様の結果となっているが、無業率に与える影響が統計的に有意である点が異なる。

表5のパネルDおよびEは、地域別最低賃金と地域の実勢賃金の乖離に着目し、乖離の大小によって地域別最低賃金の影響が異なるかを確認するものである。ここでは、やや簡便な方法ではあるが、指標として「地域別最低賃金/地域の実勢賃金」を使用し、この指標が大きい(すなわち最低賃金と実勢賃金の乖離が小さい)上位23県と、この指標が小さい(最低賃金と実勢賃金の乖離が大きい)下位24県にサンプルを分けて(2)式を推定した結果を報告する。パネルDは実勢賃金として高卒初任給(時給換算)を使用した場合であり、パネルEは短時間労働者所定内給与(1時間当たり)を使用した場合の推定結果である。まずパネルDによると、地域別最低賃金が専修学校専門課程進学率に及ぼす負の影響、および就職率に与える正の影響が、乖離の小さい23県においていずれも大きい。同様の傾向はパネルEにおいても確認されている。これらの結果は、

最低賃金の上昇が地域の実勢賃金を下支えしている可能性が高い都道府県において、地域別最低賃金の影響が大きいことを示している。表3や表4で報告された地域別最低賃金と高校新卒者の進学・就職行動の関係は、最低賃金変数の内生性を十分に制御したものではないため、最低賃金変数の係数推定値は純粋に最低賃金の効果を示していない可能性がある。しかし、パネルDおよびEの推定結果は、最低賃金の水準が実勢賃金に相対的に近い都道府県において最低賃金の影響が大きいことを示しており、最低賃金と進学・就職行動の関係が直接的であることの傍証として解釈することができよう。

最後に、本稿の分析結果と日本の労働市場を対象とした既存研究の結果との整合性について考察する。Kawaguchi and Mori (2009) は、地域別最低賃金の引き上げが10代男性の就業率を低下させたことを報告している。さらに、高等学校在学年齢(16、17歳)の男性にのみ着目すると、最低賃金の引き上げによって「就学・パートタイム就業」および「非就学・就業」の割合が上昇したことを発見し、それらの結果から、最低賃金の上昇は男子高卒者の雇用に強い負の影響をもたらしたと結論づけている。Kawaguchi and Mori (2009) の結果は、地域別最低賃金の上昇が高校新卒者の就職率を高めたとする本稿の分析結果と異なるが、その1つの要因は分析期間の違いにあると考えられる。Kawaguchi and Mori (2009) は82年から02年のデータを使用しているが、この期間は大学入学定員の拡充や18歳人口の減少(92年以降)等によって高校卒業者の進学率(大学・短期大学・専修学校の合計)が一貫して上昇していた時期と重なるため、高校新卒者の就職率は低下傾向にあった。一方、本稿が分析対象とした04年から13年は、大学全入時代を迎える前後の時期と重なり、高等教育機関への進学率の伸びが鈍化する一方で就職率に下げ止まりの傾向がみられた時期と一致する。上記の違いが10代高校新卒者の就学・就業行動と最低賃金上昇の関係に変化をもたらした可能性が考えられる。

しかし、Kawaguchi and Mori (2009) と同様に最低賃金の上昇が10代男女の就業率を低下させたことを示した川口・森(2013)は、07年から10年の期間を分析対象としており、本稿の分析期間と重なる。そのため、分析期間の違いが結果の差異を生み出したとは考えにくい。川口・森(2013)が頑健な結果として報告した推定結果は、都道府県固定効果を仮定した加重最小二乗法によって得られた推定値である¹¹。モデルの定式化は異なるものの、これは本稿の(1)式と同様の手法によって推定された結果であると解釈される。表2で報告したように、都道府県固有のトレンドを考慮せずに推定した場合、就職率を被説明変数とする回帰モデルにおいて地域別最低賃金の係数推定値は負

¹¹ 川口・森(2013)表2-6の(1)列に報告されている。

で統計的に有意であり、川口・森（2013）の結果と一致する。従って、都道府県固有トレンドの制御の有無が結果の差異を生み出した一因と考えられる。

本稿の分析結果は、近年の地域別最低賃金の上昇が高校新卒者の進路決定に影響を及ぼした可能性を示した。中でも、地域別最低賃金の上昇が高校新卒者の専修学校進学率に負の影響を与え、就職率に正の影響を与えたという本稿の分析結果は、労働経済学のみならず政策的な観点からも重要である。08年の最低賃金法改正以降、最低賃金の大幅な引き上げが進む中で、研究者・政策担当者の関心は雇用や賃金への影響に限られる傾向がある。本稿の分析結果が示すように、最低賃金の引き上げが高校新卒者の専修学校（なかでも専門課程）への進学率を低下させる影響が継続・拡大した場合、これまで専修学校進学者によって蓄積されてきた人的資本が長期的に減少する可能性がある。本稿の分析結果は、今後の最低賃金引き上げに際して、雇用や賃金に与える影響だけでなく、若年層の就学行動に与える影響も注視する必要性を示唆するものである。

5. まとめ

本稿は、近年の地域別最低賃金の上昇が高等学校新卒者の進路決定行動に与える影響を検証した。都道府県パネル・データを利用した分析の結果、地域別最低賃金の上昇は高校新卒者の専修学校進学率を低下させ、就職率を上昇させた可能性があることが示された。その効果の大きさは、米国の先行研究による分析結果とおおむね整合的であった。海外の先行研究の多くは、最低賃金の上昇が若年者の就学に負の影響を及ぼすことを報告しているが、日本の高校新卒者においては大学ではなく専修学校への進学に負の影響を与えている可能性が示された。また、男女別に見た場合には女子よりも男子の方が最低賃金上昇の影響を強く受けている。繰り返しとなるが、これらの結果については、最低賃金変数の内生性を必ずしも十分に考慮したものではない点に注意が必要である。

本稿の分析は、最低賃金の引き上げがもたらす短期的な影響に注目しているが、最低賃金と若年者の就学という研究テーマは、本来、長期的な影響の重要性を意識したものである。したがって将来的には、最低賃金の上昇が若年期の就学行動を通じてもたらす長期的な影響を検証する必要がある。また、より詳細な就学行動を分析するためには、都道府県レベルの集計データだけでなく、個人レベルのデータを用いた分析も必要である。また、地域別最低賃金の上昇が専修学校への進学に対して負の影響をもたらしているとすれば、専修学校進学者によって蓄積されてきた人的資本が長期的に減少し、労働市場に影響を及ぼす可能性もある。以上の点については今後の研究課題としたい。

参考文献

- 有賀健 (2007) 「新規高卒者の労働市場」 林文夫編『経済停滞の原因と制度』第8章, 勁草書房.
- 上山浩次郎 (2011) 「大学進学率の都道府県間格差の要因構造とその変容—多母集団パス解析を用いた4時点比較」『教育社会学研究』第88集, pp. 207-228.
- 大森義明 (2008) 『労働経済学』日本評論社.
- 川口大司・森悠子 (2013) 「最低賃金と若年雇用 2007年最低賃金法改正の影響」大竹文雄・川口大司・鶴光太郎編『最低賃金改革 日本の働き方をいかに変えるか』第2章, 日本評論社.
- 酒井朗・林明子 (2012) 「後期近代における高校中退問題の実相と課題—『学校に行かない子ども』問題としての分析—」『大妻女子大学家政系研究紀要』第48号, pp. 67-78.
- 桜井啓太 (2014) 「最低賃金と生活保護の逆転現象発生のメカニズムとその効果」『大原社会問題研究所雑誌』No. 663, pp. 1-16.
- 玉田桂子・森知晴 (2013) 「最低賃金の決定過程と生活保護基準の検証」大竹文雄・川口大司・鶴光太郎 (編) 『最低賃金改革 日本の働き方をいかに変えるか』第6章, 日本評論社.
- 中央最低賃金審議会 「平成20年度地域別最低賃金額改定の目安について (答申)」平成20年8月6日.
- 鶴光太郎 (2013) 「最低賃金の労働市場・経済への影響」大竹文雄・川口大司・鶴光太郎編『最低賃金改革 日本の働き方をいかに変えるか』第1章, 日本評論社.
- 朴澤泰男 (2012) 「大学進学率の地域格差の再検討—男子の大学教育投資の都道府県別便益に着目して—」『教育社会学研究』第91集, pp. 51-71.
- 堀有喜衣 (2013) 「高校における就職指導と未就職卒業生支援のいま」小杉礼子・堀有喜衣 (編著) 『高校・大学の未就職者への支援』第1章, 勁草書房.
- Campolieti, Michele, Tony Fang and Morley Gunderson (2003) “How Minimum Wages Affect Schooling-Employment Outcomes in Canada, 1993-1999,” *Journal of Labor Research*, Vol. 26, No. 3, pp. 533-545.
- Card, David (1992) “Do Minimum Wages Reduce Employment? A Case Study of California, 1987-1989,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 46, No. 1, pp. 38-54.
- Card, David and Alan B. Krueger (1994) “Minimum Wage and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania,” *American Economic Review*, Vol. 84, No. 4, pp. 772-793.
- Chaplin, Duncan D., Mark D. Turner and Andreas D. Pape (2002) “Minimum Wages and School Enrollment of Teenagers: A Look at the 1990’s,” *Economics of Education Review*, Vol. 22,

pp. 11-21.

Hyslop, Dean and Steven Stillman (2007) “Youth Minimum Wage Reform and the Labour Market in New Zealand,” *Labour Economics* 14, pp.201-230.

Kawaguchi, Daiji and Yuko Mori (2009) “Is Minimum Wage an Effective Anti-poverty Policy in Japan?” *Pacific Economic Review*, Vol.14, Issue 4, pp.532-554.

Landon, Stuart (1997) “High School Enrollment, Minimum Wages and Education Spending,” *Canadian Public Policy*, Vol.23, No.2, pp.141-163.

Neumark, David and William L. Wascher (2003) “Minimum Wages and Skill Acquisition: Another Look at Schooling Effects,” *Economics of Education Review*, Vol.22, pp.1-10.

Neumark, David and William L. Wascher (2008) *Minimum Wages*, Cambridge, Massachusetts: MIT Press.

Rice, Patricia (2010) “Minimum Wages and Schooling: Evidence from the UK’s Introduction of a National Minimum wage,” SERC Discussion Paper 50.

付表1 データの出所と変数の定義

地域別最低賃金（時間額、円）	労働調査会『最低賃金決定要覧』
大学進学者数	文部科学省『学校基本調査』
短期大学進学者数	
専修学校進学者数（専門課程・一般課程）	
就職者数（一時的な仕事に就いた者を含む）	
無業者数	
中学校卒業生数	
失業率	総務省統計局『労働力調査』
高校新卒求人数	厚生労働省『高校・中学新卒者の就職内定状況等』 厚生労働省『新規学卒者（高校・中学）の職業紹介状況』
物価指数	総務省統計局『消費者物価指数月報』 「消費者物価地域差指数・総合」
世帯収入	総務省統計局『家計調査年報』 「実収入（二人以上の世帯のうち勤労者世帯）」 を物価指数を用いて実質化したもの
高校新卒者初任給	厚生労働省『賃金構造基本統計調査』
短時間労働者所定内給与額（1時間当たり）	