

論 説

学歴ミスマッチが賃金に与える影響

——公的統計による検証——

平 尾 智 隆

目次

- 1 問題意識と先行研究
- 2 定義と仮説
- 3 データ
- 4 学歴ミスマッチの発生状況
- 5 実証分析
- 6 おわりに

1 問題意識と先行研究

本研究の目的は、就業構造基本調査の個票データを用い、学歴ミスマッチが賃金に与える影響を統計的に検証することにある。ここでいう学歴ミスマッチとは、教育過剰 (overeducation) と教育過少 (undereducation) のことを指す。

多くの先行研究で述べられているとおり、教育過剰とは、個人の学歴がその個人が就いている職業に求められる学歴よりも高い場合をいう。逆に、個人の学歴が就いている職業に求められる学歴よりも低い場合を教育過少という。さらに、個人の学歴と就いている職業に求められる学歴が同じ場合は教育適当 (required education) ということになる。

このような労働市場における学歴ミスマッチは、本来創出できたであろう価値を喪失しているという意味で社会的なロスになる。教育過少者は与えられた仕事に対して十分な学歴を持っておらず、学歴の高い人が担えば産出できたであろう価値を産出できないし、教育過剰者はその高い学歴によって得られた能力を発揮する機会に恵まれず、機会があれば生み出せたであろう価値を逸する。特に、教育過剰は、McGuinness (2006) が指摘するとおり、マクロ経済レベル、企業レベル、個人レベルのいずれでも多くのコストを支払うことになる非効率な状態である。

この学歴ミスマッチが生む社会的なロスに対して、欧米ではその関心は高く、Freeman (1976) と Duncan and Hoffman (1981) 以後、学歴ミスマッチの実証研究は枚挙に暇がないほど発表され、議論が行われてきた。例えば、1992年発行の *The Journal of Human Resources* では、Verdugo and Verdugo (1989) の分析とその解釈に対する論争が行われているし、2000年発行の *Economics of Education Review* では、教育過剰が special issue になっており、多くの論文が寄稿されている。また、2007年の *The Australian Economic Review* でも Policy Forum として

特集が組まれている。

その一方で、日本ではこのテーマが学術誌上で論争になったことも特集が組まれたこともなく、学歴ミスマッチは看過され続けてきた研究課題であった。もちろん、日本で学歴ミスマッチの実証研究が進展しなかったことについては、それなりの社会的な理由がある。周知の通り、戦後から1990年代前半のバブル経済崩壊まで、わが国は高い経済成長を経験してきた。労働需要が旺盛で高学歴者にその学歴に見合った雇用機会が提供されていれば、学歴ミスマッチが社会問題化しなかったといえることができるだろう。

しかし、「失われた10年（ないし20年）」を経て、教育が経済的地位の獲得に必ずしも有用に機能しない事態が生じてきている。その証左として、学校教育制度の頂点まで登りつめた大学院卒の就職が厳しいことが言及されるようになった（濱中 2007, 濱中 2008）。また、博士号取得者がその後不安定な身分におかれていることに対する支援策の必要性が叫ばれたり（国立教育政策研究所・日本物理学会2009）、企業内での大学院卒の処遇プレミアムが目減りしている事実が示されてきた（平尾ほか 2011）。日本国内で十分な処遇を得られない優秀な科学者の頭脳流出も深刻な問題である（村上 2010）。

日本の高学歴化は労働市場状況と関係なく、一貫して進行してきた。1998年、新規学卒労働市場において最大割合を占める学歴が高校卒から大学卒に逆転したことは、その象徴的な出来事であった（白川 2005）。高学歴者である大学卒は、そこではもはや計量的に希少な労働力ではなくなっている。

バブル経済の崩壊以後の20年ほど、労働需要の減退と労働供給の高学歴化が進行してきたわけであるが、このことは学歴に見合った職業に就けない者が数多く生まれていることを疑わせる。すなわち、日本においても学歴ミスマッチは看過できない社会問題になってきているといえるだろう。

欧米の先行研究では、概して教育過剰者の賃金や仕事満足は、教育適当者に比べて低いことが実証されてきた。²⁾日本のデータを使ったいくつかの先駆的研究でも同様の結果が得られている（国立教育政策研究所2013, 平尾2014, 市川2016, 平尾2016）。本研究では、就業構造基本調査という大規模データを用いて、日本労働市場における学歴ミスマッチの把握とそれが賃金に与える影響を検証する。具体的には、Duncan and Hoffman (1981)をはじめとする先行研究と同様に、同じ学歴を獲得したにもかかわらず、より低い学歴しか求められない職業に就いた者（教育過剰者）とその学歴に見合った職業に就いた者（教育適当者）の賃金を比較する。さらに、より高い学歴が求められる職業に就いた者（教育過少者）の賃金を教育適当者のそれと比較する。³⁾

なお、本稿の構成は次の通りである。2節では、学歴ミスマッチの定義と仮説を提示する。3節では、分析に用いるデータについて説明を行う。4節では、学歴ミスマッチの具体的な計り方とその日本労働市場における現状について概観する。5節では、学歴ミスマッチが賃金に与える影響について分析を行う。最終節6節では、まとめと残された課題を議論する。

2 定義と仮説

まず、いくつかの先行研究を参考に学歴ミスマッチについて定義しておこう。ある職業に就くために必要とされる教育年数を E^r 、個人が獲得した教育年数を E とすると、教育過少となる教育年数 E^u は(1)式ようになる。同様に、教育過剰となる教育年数 E^o は(2)式ようになる (Cohn and Khan 1995を参照)。

$$E^u = E^r - E, \text{ if } E < E^r \quad (1)$$

$$E^o = E - E^r, \text{ if } E > E^r \quad (2)$$

分析には、このような学歴ミスマッチ (教育過少 UE , 教育適当 RE , 教育過剰 OE) について下記の通りダミー変数を作成し、それらを使用することになる。

$$UE = 1, \text{ if } E^u > 0, \text{ and } UE = 0, \text{ otherwise;} \quad (3)$$

$$RE = 1, \text{ if } E^r = E, \text{ and } RE = 0, \text{ otherwise;} \quad (4)$$

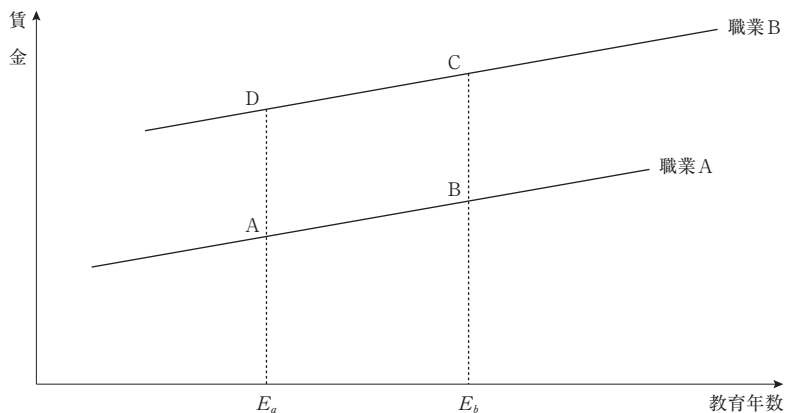
$$OE = 1, \text{ if } E^o > 0, \text{ and } OE = 0, \text{ otherwise.} \quad (5)$$

推定においては、(6)式のように教育適当 RE を基準に教育過少ダミー変数 UE 、教育過剰ダミー変数 OE を投入することになる。ここで $\ln w$ は賃金、 x はコントロール変数、 α は定数項、 $EDUC$ は教育年数、 \exp は勤続年数、 \exp^2 は勤続年数2乗、 ε は誤差項である。⁴⁾

$$\ln w = \alpha + \beta_1 x + \beta_2 UE + \beta_3 OE + \beta_4 EDUC + \beta_5 \exp + \beta_6 \exp^2 + \varepsilon \quad (6)$$

では、なぜ教育過剰者の賃金は教育適当者のそれと比べて低くなるのか。図1は、Gill and Sorberg (1992) で示されている図に加筆修正を行ったものであるが、この図を見ながらそのことを確認していこう。

図1 学歴ミスマッチと賃金の関係



出所：Gill and Sorberg (1992, Figure 1) を加筆修正。

今、職業 A に就くために必要とされる教育年数を E_a 、職業 A よりも高賃金の職業 B に就くために必要とされる教育年数を E_b とすると、職業 A において E_a より大きい教育年数を持つ者は教育過剰となる。すなわち、点 B と点 C は同じ学歴を獲得したにも関わらず、その学歴が求められる職業に就いた者（点 C）とその学歴以下の学歴しか求められない職業に就いた者（点 B）の差をあらわしており、教育過剰ダミー変数は、賃金に対して負の影響を与えることがわかる。(6)式の係数 β_3 の符号は負となる。

同様に、点 D と点 A は同じ学歴を獲得したにも関わらず、その学歴が求められる職業に就いた者（点 A）と獲得した学歴以上の学歴が求められる職業に就いた者（点 D）の差をあらわしており、教育過少ダミー変数は、賃金に対して正の影響を与えることがわかる。⁵⁾(6)式の係数 β_2 の符号は正となる。ここから、以下 2 つの仮説が導かれる。

仮説 1：教育過少者の賃金は教育適当者のそれよりも高い ((6)式の係数 β_2 は正)。

仮説 2：教育過剰者の賃金は教育適当者のそれよりも低い ((6)式の係数 β_3 は負)。

3 データ

分析に使用するデータは、総務省統計局が 2007 年に実施した就業構造基本調査の個票データである。筆者らは、統計法 33 条の規定に基づき就業構造基本調査の調査票情報の提供を申請した。労働市場における学歴ミスマッチを把握する場合、職業に関する詳細情報を含み、相当の観測数のあるデータの確保が求められる。就業構造基本調査には約 96 万の観測数があり、かつ大中小のレベルで職業分類が行われており、その条件を十分に満たす調査である。

就業構造基本調査を利用する理由は、大規模な観測数と詳細な職業分類が利用可能であるという以外に、他の公的統計と比較して学歴に関する豊富な情報が獲得できる点にもある。特に、大学院卒の就労状況がわかる公的統計である点は大きいといえる。⁶⁾平尾ほか (2011) や森川 (2011) が指摘するとおり、大学院学歴に関するデータの整備は乏しい。多くの公的統計では大学院学歴は「大学・大学院卒」といったように高等教育の学歴として把握されることが多い。就業構造基本調査は、2007 年調査から大学院の学歴を分離してデータを収集しており、学歴に関する情報が他の公的統計に比して豊富である。2007 年の就業構造基本調査では、学歴は「小学・中学」「高校・旧制中」「専門学校」「短大・高専」「大学」「大学院」の区分でデータが収集されている。

加えて、2007 年という時期は、1990 年代初頭のバブル経済崩壊から 15 年ほどが経過した時期であり、日本経済が不況に喘いでいた時期と合致し、学歴ミスマッチの影響が色濃く反映されている可能性があると考えられる。

日本労働市場における学歴ミスマッチを把握しようとする時、現時点で日本に存在するデータでこれ以上のものはないといっても過言ではないであろう。なお、分析においては、「労働市場における学歴ミスマッチ」を把握するという観点から、以下の条件を満たすものを分析の対象とした。

- 学歴ミスマッチの把握については、雇用者のみ。⁷⁾
- 教育区分が「卒業」の者（「在学中」「在学したことがない」を除く）。

- 推定に使用する変数に欠損値のない者。

4 学歴ミスマッチの発生状況

(1) 学歴ミスマッチの計測方法

学歴ミスマッチを計量データにおいて、どのように把握するのかということについては、McGuinness (2006) や Levin and Oosterbeek (2011) にかなり詳細にその方法がまとめられているので、屋上屋を架さないよう、本節では就業構造基本調査でどのように学歴ミスマッチを計るのかという点について重点を置いて説明を行う。

学歴ミスマッチの計り方は、大きく主観的計測法 (subjective measure) と客観的計測法 (objective measure) の2つに分けられる。主観的計測法には、質問紙調査で現在の職業に就くときに必要とされた学歴と個人の学歴を聞き、その差から学歴ミスマッチを捉える方法 (求人要件と学歴の比較法) と直接現在就いている職業が学歴に見合っているか否かを聞く方法 (直接質問法) とがある。就業構造基本調査では個人の学歴は質問されているが、就職時に求められた学歴や直接的に学歴ミスマッチしているか否かの質問はなされていないので、本研究ではこの方法は採用できない。そのため、本研究では客観的計測法を採用することになる。⁸⁾

客観的計測法の第1は、職業分類の資料などを参考に職務分析を行ない、ある職業に必要とされる学歴を確定し、その職業に就いている調査対象者の学歴と比較することで学歴ミスマッチかどうかを把握する方法である (職務分析法)。就業構造基本調査には職業分類の区分があり、個人が就いている職業を具体的に把握することが可能である。高学歴化の影響を考えながら、年齢や入職時期などに注意を払いつつ評価を行えばこの方法を採用することは可能かもしれないが、欧米の研究で用いられる Standard Occupational Classification や Dictionary of Occupational Titles のような参考のできる職業分類の資料が日本には存在しない。⁹⁾ また、欧米とは違い就職において職務記述書 (Job Description) を取り交わさない日本においては、その資料を作成することは容易ではない。資料、時間、マンパワーなどの諸条件から、本研究でこの方法を採用することは断念せざるを得なかった。

本研究では、残された2つの客観的計測法から学歴ミスマッチの把握を行う。客観的計測法の第2は、標準偏差法とよばれる方法である。これは、ある職業に就いている労働者群の平均教育年数を計算し、同じ職業に就いている調査対象者の教育年数が平均教育年数の1標準偏差より大きければ教育過剰、小さければ教育過少とする把握の方法である (図2)。前述の通り、就業構造基本調査には学歴と職業分類の質問があり、学歴を教育年数に変換し、ある職業に就く労働者群の平均教育年数とその標準偏差を計算することが可能である。本研究では、まずこの標準偏差法によって学歴ミスマッチの把握を試みる。

客観的計測法の第3は、最頻値法とよばれる方法である。これは、ある職業に就いている労働者群について教育年数の最頻値を割り出し、同じ職業に就いている調査対象者の教育年数がその最頻値より大きければ教育過剰、小さければ教育過少とする把握の方法である (図3)。標準偏差法の場合と同様、就業構造基本調査の個票データがあればある職業に就いている労働者群の教

図2 標準偏差法による学歴ミスマッチの把握

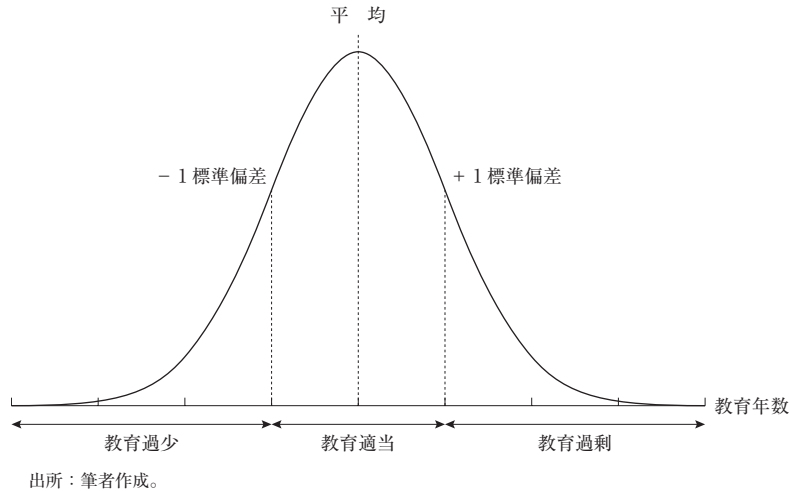
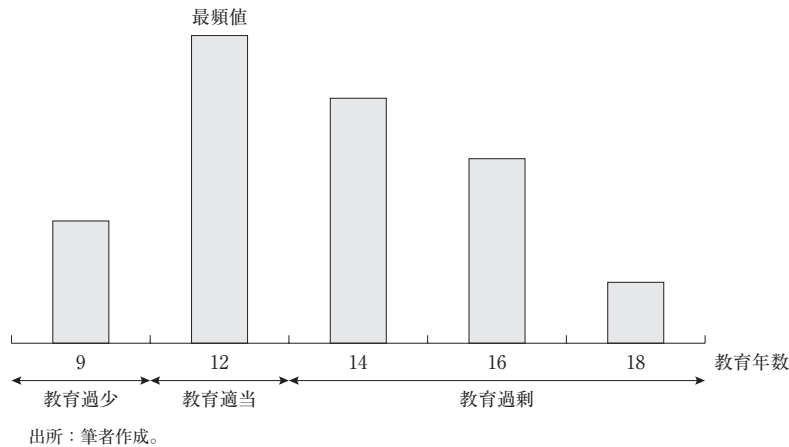


図3 最頻値法による学歴ミスマッチの把握



育年数の最頻値を割り出すことが可能である。本研究では、標準偏差法に加え、この最頻値法によっても学歴ミスマッチの把握を試みる。

(2) 学歴ミスマッチの状況

まず、学歴を教育年数に変換し、職業分類別の平均教育年数とその標準偏差を計算できるように準備をする必要がある。「小学・中学」=9、「高校・旧制中」=12、「専門学校」=14、「短大・高専」=14、「大学」=16、「大学院」=18とそれぞれの学歴に教育年数を与え、職業別（中分類を利用¹⁰⁾）にその平均と標準偏差を計算した。その際、世代による高学歴化の影響を考慮し、「25-29歳」「30-34歳」「35-39歳」「40-44歳」「45-49歳」「50-54歳」「55-59歳」と年齢区分ごとに職業分類別の平均教育年数とその標準偏差を計算した¹¹⁾。

以上の情報をもとに個人の教育年数が職業分類の平均教育年数のプラス1標準偏差よりも大きければ教育過剰、マイナス1標準偏差よりも小さければ教育過少、±1標準偏差内であれば教育

表1 職業分類 (大分類と中分類)

職業大分類	職業中分類	職業大分類	職業中分類
A 専門的・技術的職業従事者	科学研究者 技術者 保健医療従事者 社会福祉専門職業従事者 法務従事者 経営専門職業従事者 教員 宗教家 文芸家, 美術家, 音楽家 (注1) その他の専門的・技術的職業従事者	日運輸・通信従事者	鉄道運転従事者 自動車運転者 船舶・航空機運転従事者 その他の運輸従事者 通信従事者
B 管理的職業従事者	管理的公務員 会社・団体等役員 その他の管理的職業従事者		製造・制作業者 化学製品製造業者 窯業・土石製品製造業者 金属加工業者 一般機械器具組立・修理業者 電気機械器具組立・修理業者 輸送機械組立・修理業者 計量計測機器・光学機械器具組立・修理業者 食料品製造業者 飲料・たばこ製造業者 紡織業者 衣服・繊維製品製造業者 木・竹・草・つる製品製造業者 ハルレブ・紙・紙製品製造業者 印刷・製本業者 ゴム・プラスチック製品製造業者 革・草製品製造業者 その他の製造・制作業者, 貴金属等細工業者 (注2)
C 事務従事者	一般事務従事者 外勤事務従事者 運輸・通信事務従事者 事務用機器操作員	I 生産工程・労務作業者	設置機関運転 電気作業 採掘・建設・労務業者 建設業者 運搬労務業者 その他の労務業者
D 販売従事者	商品販売従事者 販売類似職業従事者		定置機関運転 電気作業 採掘・建設・労務業者 建設業者 運搬労務業者 その他の労務業者
E サービス職業従事者	家庭生活支援サービス職業従事者 生活衛生サービス職業従事者 飲食物調理従事者 接客・給仕職業従事者 居住施設・ビル等管理人 その他のサービス職業従事者		分類不能の職業
F 保安職業従事者	保安職業従事者		
G 農林漁業作業者	農作業業者 林業作業業者 漁業作業業者	J 分類不能の職業	

注1: 「文芸家, 美術家, 音楽家」は, 「文芸家, 記者, 編集者」, 「美術家, 写真家, デザイナー」, 「音楽家, 舞台芸術家」をまとめたもの。

注2: 「その他の製造・制作業者, 貴金属等細工業者」は, 「その他の製造・制作業者」, 「貴金属・宝石・甲・角等細工業者」をまとめたもの。

出所: 就業構造基本調査より筆者作成。

表2 学歴ミスマッチの発生状況

		男 性			女 性		
		教育過少	教育適当	教育過剰	教育過少	教育適当	教育過剰
25-29歳	標準偏差法	10.9	68.7	20.4	19.4	70.4	10.1
	最頻値法	16.0	53.0	31.1	32.6	48.4	19.0
30-34歳	標準偏差法	12.1	63.6	24.3	20.6	65.0	14.4
	最頻値法	11.8	49.8	38.4	11.2	50.1	38.7
35-39歳	標準偏差法	9.1	66.5	24.4	7.7	82.6	9.8
	最頻値法	12.7	51.9	35.5	9.1	56.9	33.7
40-44歳	標準偏差法	8.6	64.0	27.4	6.1	82.9	11.0
	最頻値法	11.1	54.6	34.3	7.5	62.5	30.0
45-49歳	標準偏差法	9.1	62.3	28.6	6.8	82.2	11.1
	最頻値法	11.0	54.2	34.9	7.6	61.8	30.6
50-54歳	標準偏差法	13.4	59.4	27.2	11.6	77.6	10.8
	最頻値法	16.2	52.5	31.3	12.5	62.8	24.7
55-59歳	標準偏差法	13.9	60.9	25.2	19.9	70.8	9.3
	最頻値法	13.9	53.9	32.2	20.3	62.2	17.6

注：単位はパーセント。
出所：就業構造基本調査より筆者作成。

適当とした。

次に、上記で変換した教育年数を用い、職業別に最頻値となる教育年数を年齢区別に調べた。その情報をもとに個人の教育年数が最頻値となる教育年数よりも大きければ教育過剰、最頻値となる教育年数よりも小さければ教育過少、最頻値と同じであれば教育適当とした。

標準偏差法および最頻値法によって把握された学歴ミスマッチの状況は表2の通りである。当然ではあるが、計測法によっていくらかの差異は見られる。例外はあるが、基本的に最頻値法より標準偏差法の方が教育適当者を広くとるので、教育適当者は最頻値法より標準偏差法で捉えた方がその割合は高くなる。逆に、教育過剰者と教育過少者は標準偏差法より最頻値法で捉えた方がその割合は高くなる。また、若い世代ほど高学歴化が進んでいるため年齢区分が高いほど教育過剰者の割合が低くなると予想されたが、そのような傾向は確認できなかった。

5 実証分析

(1) 使用する変数と推定方法

就業構造基本調査は世帯調査であるので、データ・セットには非労働力人口が含まれる。ここから労働力人口の就業者のみを取り出して回帰分析を行うと全体を対象とした場合よりも上方にバイアスのかかった結果を導いてしまう可能性がある。本研究では、教育適当者と教育過剰者・教育過少者の賃金を比較するにあたり、このサンプル・セレクション・バイアスの問題を回避するため1段階目で就労するか否かを決定する要因を分析し、逆ミルズ比（サンプル・セレクション

が起きる程度)を計算する。その上で、2段階目でこれを説明変数として投入し賃金関数の推定を行う¹²⁾。

$$y^* = \gamma_1 z_1 + \gamma_2 z_2 + \gamma_3 z_3 + v \quad (7)$$

$$y = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases} \text{ if } y^* \begin{cases} > \\ \leq \end{cases} 0 \quad (8)$$

まず(7)式の selection equation の推定を行う。ここでは個人が就労するかしないかというモデルを考える。就労するかどうか y^* (潜在変数) は、実際のデータでは就労しているかどうかという二値確率変数 y となる。すなわち、潜在変数 y^* が 0 より大きいと y が 1 になり、 y^* が 0 以下の場合、 y は 0 になる。

第1段階の(7)式では、プロビット分析により労働供給関数(有業か無業かの選択)の推定を行う。 z は労働供給に影響を与える説明変数である。ここでは第1段階の推定(selection equation)で用いる被説明変数と第2段階の推定(regression equation)で用いる被説明変数に影響する要因、すなわち、労働供給に影響する要因と賃金に影響する要因が異なることを仮定している。加えて、第1段階の推定で用いる説明変数と第2段階の推定で用いる説明変数がかなり重複する場合は、多重共線性の問題が発生し、推定として望ましくないことが縄田(1997)と北村(2009)によって指摘されているため、本研究では、第1段階と第2段階の推定で用いる説明変数を別のものにした。本研究では説明変数 z には、世帯主ダミー変数 z_1 、自己啓発ダミー変数 z_2 、1年前の就労状態ダミー変数 z_3 のみを用い、この問題を回避する。

2段階目の regression equation は先に提示した(6)式となる。賃金は対数変換し、(6)式の UE は教育過少なら 1 を、それ以外なら 0 をとるダミー変数である。 OE は教育過剰なら 1 を、それ以外なら 0 をとるダミー変数である。 x は賃金に影響を与える説明変数である。 x に含まれる変数は、婚姻状態、子どもの有無、従業上の地位、転職経験の有無、居住地の有効求人倍率である。さらに、 x にはサンプル・セレクションによる推定結果の歪みを補正するため第1段階の推定結果から計算された逆ミルズ比¹³⁾を加える。

標準偏差法と最頻値法で計算した学歴ミスマッチ変数を用いて、それぞれ年齢区分別、男女別に推定を行う。なお、就業構造基本調査では、収入は「400～499万円」というような幅のある選択肢になっており、連続変数ではないという問題が存在する。本研究では、閾値が判明しているカテゴリー変数が被説明変数である場合に用いられる推定方法である区間回帰分析(interval regression)を適用することでこの問題に対処する。変数の説明については表3にまとめている。

(2) 分析の結果

年齢区分別、男女別に推定を行い、学歴ミスマッチ変数の係数についてまとめたものが表4である。第1段階および第2段階を含めて全てで56の推定があり、紙幅の都合上、全ての推定結果を掲載することができないので、第2段階の28の推定について、学歴ミスマッチダミー変数の推定結果をまとめている。以下、この表をもとに結果の確認を行っていきこう。

まず、教育過少ダミー変数の係数は、標準偏差法であれ最頻値法であれ、全て正である。教育過剰ダミー変数の係数は、標準偏差法であれ最頻値法であれ、全て負である。すなわち、教育適

表3 変数の説明

変数	説明
賃金（対数変換）	0～49万円, 50～99万円, 100～149万円, 150～199万円, 200～249万円, 250～299万円, 300～399万円, 400～499万円, 500～599万円, 600～699万円, 700～799万円, 800～899万円, 900～999万円, 1,000～1,499万円, 1,500万円以上, の15区分。推定ではこれを対数変換したものをを用いる。
教育過少ダミー SD 教育適当ダミー SD 教育過剰ダミー SD	標準偏差法で教育過少=1, それ以外=0 標準偏差法で教育適当=1, それ以外=0 標準偏差法で教育過剰=1, それ以外=0
教育過少ダミー M 教育適当ダミー M 教育過剰ダミー M	最頻値法で教育過少=1, それ以外=0 最頻値法で教育適当=1, それ以外=0 最頻値法で教育過剰=1, それ以外=0
未婚ダミー 既婚ダミー 離死別ダミー	婚姻状態が未婚=1, それ以外=0 婚姻状態が既婚=1, それ以外=0 婚姻状態が離死別=1, それ以外=0
子どもダミー	世帯に子がいる場合=1, それ以外=0
常雇ダミー 臨時雇ダミー 日雇ダミー 会社役員ダミー	従業上の地位が常用雇用=1, それ以外=0 従業上の地位が臨時雇=1, それ以外=0 従業上の地位が日雇=1, それ以外=0 従業上の地位が会社などの役員=1, それ以外=0
勤続年数 勤続年数2乗	現在の勤務先での勤続年数 勤続年数の2乗
転職ダミー	有業者で前職がある場合=1, それ以外=0
有効求人倍率	居住地都道府県の有効求人倍率（調査時点） 厚生労働省「一般職業紹介状況」より接続。
教育年数	小学・中学卒=9年 高校・旧制中卒=12年 短大・高専・専門学校卒=14年 大学卒=16年 大学院卒=18年
有業ダミー 世帯主ダミー 自己啓発ダミー 1年前就業ダミー	所得あり=1, それ以外=0 世帯主=1, それ以外=0 過去1年間仕事に役立てる訓練・自己啓発をした=1, それ以外=0 1年前も有業者=1, それ以外=0

出所：筆者作成。

当者の賃金と比較して、教育過少者のそれは高く、教育過剰者のそれは低いことがわかる。仮説1および仮説2は実証されたと言ってよい。

その他、明らかになった事柄は次の通りである。どの年齢区分においても、標準偏差法か最頻値法かに関わらず、教育過少ダミー変数、教育過剰ダミー変数の係数の絶対値は男性よりも女性の方が大きい。すなわち、学歴ミスマッチの影響は男性より女性で大きくなることがわかる。賃金に対する教育過少の正の影響（undereducation bonus）および教育過剰の負の影響（overeducation penalty）が男性よりも女性で大きい。

表4 推定結果のまとめ

男性

	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	50-54歳	55-59歳
教育過少ダミーSD	0.059 (0.010)	0.108 (0.008)	0.130 (0.010)	0.171 (0.011)	0.138 (0.011)	0.120 (0.010)	0.112 (0.011)
教育過剰ダミーSD	-0.029 (0.008)	-0.026 (0.007)	-0.058 (0.007)	-0.074 (0.008)	-0.119 (0.008)	-0.172 (0.009)	-0.149 (0.011)
教育過少ダミーM	0.044 (0.008)	0.066 (0.008)	0.096 (0.010)	0.120 (0.010)	0.102 (0.010)	0.127 (0.009)	0.082 (0.010)
教育過剰ダミーM	-0.076 (0.007)	-0.085 (0.006)	-0.115 (0.006)	-0.099 (0.007)	-0.133 (0.008)	-0.164 (0.008)	-0.148 (0.009)
逆ミルズ比	-0.206 (0.018)	-0.185 (0.018)	-0.228 (0.020)	-0.224 (0.024)	-0.164 (0.022)	-0.231 (0.022)	-0.227 (0.018)
その他の説明変数	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes
観測数 第2段階	21,963	28,197	29,099	26,542	27,564	28,663	33,905
観測数 第1段階	24,561	30,585	31,371	28,558	29,621	31,448	38,858

女性

	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳	50-54歳	55-59歳
教育過少ダミーSD	0.143 (0.010)	0.205 (0.011)	0.237 (0.016)	0.289 (0.018)	0.342 (0.016)	0.380 (0.014)	0.440 (0.015)
教育過剰ダミーSD	-0.090 (0.012)	-0.095 (0.014)	-0.081 (0.017)	-0.237 (0.016)	-0.285 (0.016)	-0.354 (0.016)	-0.446 (0.018)
教育過少ダミーM	0.056 (0.008)	0.125 (0.013)	0.154 (0.015)	0.173 (0.017)	0.267 (0.017)	0.341 (0.015)	0.422 (0.017)
教育過剰ダミーM	-0.136 (0.009)	-0.167 (0.009)	-0.235 (0.011)	-0.302 (0.012)	-0.362 (0.011)	-0.372 (0.012)	-0.405 (0.016)
逆ミルズ比	-0.257 (0.015)	-0.227 (0.013)	-0.198 (0.012)	-0.163 (0.013)	-0.169 (0.014)	-0.165 (0.013)	-0.132 (0.012)
その他の説明変数	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes
観測数 第2段階	18,926	20,788	21,733	22,835	24,493	24,262	25,248
観測数 第1段階	25,935	32,654	33,410	31,828	32,711	34,751	43,475

注：表中の数値は偏帰帰係数。掲載している全ての係数は0.1%水準で有意。括弧内は頑健な標準誤差。
出所：筆者作成。

また、標準偏差法か最頻値法かに関わらず、教育過少ダミー変数、教育過剰ダミー変数の係数の絶対値は、男女ともに年齢区分が高くなるにつれて大きくなる傾向がある。特に、女性でその傾向が顕著である。男性の場合、学歴ミスマッチの影響は年齢とともにやや強まる傾向を示すに過ぎないが、女性の場合、その影響力は年齢を重ねるごとに大きくなり続ける。

なぜ、高年齢女性の学歴ミスマッチの影響は、男性のそれよりも大きいのだろうか。考えられる1つの解釈は、高年齢高学歴女性が教育適当な職を失った場合、それに準じる職が男性より少なく、教育過剰に陥ることによる penalty が大きいということである。逆に教育過少の人は数少ない条件のよい職に止まることで、その bonus が相対的に上昇すると考えられる。例えば、柿澤ほか（2014）が示すように、大学院卒の賃金プレミアムが男性より女性で大きいことは、その証左と言えるかもしれない。

総じて、自身が獲得した学歴と自身が就いている職業に求められる学歴のミスマッチの影響は、男性より女性で大きいことが明らかになった。女性の教育投資と労働力配置については、ミスマッチが発生した場合、その影響が男性よりも大きく、学歴ミスマッチ、特に教育過剰の是正策を考える場合は、女性のそれについてより敏感になる必要があると言えるだろう。

6 おわりに

推定方法などの違いはあるが、本研究で得られた結果は同種の問題関心を追究した先行研究と同様のものであった。本研究で得られた知見をまとめると次のようになる。

第1に、獲得した学歴と就いている職業に求められる学歴との関係において、前者が後者を下回っている状態は教育過少と定義されるが、教育過少者の賃金は、教育適当者のそれと比較した場合、高いことが明らかになった。

第2に、獲得した学歴と就いている職業に求められる学歴との関係において、前者が後者を上回っている状態は教育過剰と定義されるが、教育過剰者の賃金は、教育適当者のそれと比較した場合、低いことが明らかになった。

第3に、学歴ミスマッチの賃金に与える影響は、若年層よりも中高年層において、また男性よりも女性において大きいことが明らかになった。女性および中高年の人材活用は、これまで繰り返して語られてきたテーマであるが、特に教育過剰という観点から彼・彼女達の労働力配置にロスが生じている可能性が示された。

教育を受けること、また教育を施すことは、一国の人的資本が積み増されていくという意味で、重要な営みである。紙幅の都合で表には掲載していないが、推定で用いた教育年数の係数は全て正で有意であったことから、そのことは否定されない。しかし、高等教育がユニバーサル段階を迎えた高学歴社会では（Trow 1974）、高学歴者がその学歴に見合った職業に就けるのか否かという労働市場でのマッチングの問題が高確率で発生しうる。効率的な経済成長のためには、特に社会的・企業的・個人的ロスである教育過剰を回避する手立てを考えなければならないだろう。

その際、Tsang（1987）の言及は示唆的である。そこでは、政府、企業、個人がそれぞれどのように教育過剰の「負の影響」を回避していけばよいのか、議論がなされている。政府は熟練勞

働者 (skilled worker) を有効活用している企業へ税制の優遇を行うことで、また教育費の私的負担や補助金のあり方を変えることで「負の影響」を回避することが言及されている。さらに、企業は仕事の再設計や人的資源の配置の変化によって、個人は教育投資の量を変化させることによって、この「負の影響」を回避する方策が議論されている。これらの Tsang (1987) の言及を現在の日本の教育政策や労働政策に取り込むには、様々な意見と対立が予想され一筋縄ではいかないだろう。しかし、本研究の分析結果は、日本社会においても高学歴者がその学歴に見合った職業に就けないことの社会的帰結とその打開策について議論を始めなければならないことを示している。

本研究に残された課題としては、就業構造基本調査という大規模データを利用できたもののデータがクロスセクションデータであるという限界が挙げられる。学歴ミスマッチは、恒常的な状況ではなく転職や担当する仕事の変化、異動、昇進や昇格によってその状態が変化する流動的なものである。その意味では、Verhaest and Omey (2012) のようにパネルデータによって個体差を制御して分析を行うことが求められるだろう。残された課題については、今後も実証研究を積み重ねることで応えていきたいと考えている。

(付記)

本研究の集計と分析は筆者が独自に行ったものであるため、その結果は就業構造基本調査の本体集計と整合性があるとは限らない。また、観測数の少ない集計区分を分析に用いた場合があるが、就業構造基本調査は標本調査であるので、その結果の解釈については、標本誤差について留意しておく必要がある。なお、本研究は JSPS 科研費 26285191 および 19H00619 の助成を受けたものである。

注

- 1) 本研究は労働市場における人材配置を学歴 (教育年数) という物差しを用いて計り、その賃金への影響を分析するものである。教育予算の浪費や教育が不要であるといったようなことを直接的に論じるものではない。
- 2) 包括的なサーベイ論文として、McGuinness (2006) や Levin and Oosterbeek (2011) があるので参照されたい。
- 3) 諸外国での Overeducation の研究には2つの流れがある。1つは、Freeman (1976) に代表される高等教育学歴の収益率の低下を示す研究、ないし高学歴化の中での労働市場構造の変容を示す研究である。もう1つは、Duncan and Hoffman (1981) が行った個人レベルで計量的に学歴ミスマッチを捉え、それを説明変数として用いた計量分析の研究である。前者については日本のデータでも研究の蓄積が多く行われてきたが (例えば、潮木 1978, Kaneko 1992, 小林・矢野 1992, 矢野 2015 など)、後者については日本のデータを用いた研究の蓄積があまりなされていない。本研究は、後者の研究に属し、この点について貢献を行うものである。
- 4) 個人を示すサブスクリプト i を省略している。以下同じ。
- 5) 図1では、同じ職業に就いている場合は、教育年数の長い人の方が賃金が高くなることを想定して右上がりの賃金カーブが描かれている。同じ職業 A に就いているが、教育適当の E_a (点 A) よりも教育過剰の E_b (点 B) の方が教育年数が長く、その仕事をする上では E_b の方が平均的に高い生産性を発揮できるだろう。同じ職業においては、教育適当者よりも教育年数の長い教育過剰者の方が平均的に賃金が高くなる。
- 6) 同じく総務省統計局の「労働力調査」においても、2013年1月末の実施分から調査事項の変更が行われ、特定調査票の教育の区分において、「大学・大学院」から「大学」「大学院」へと分離が行われ

- ている。
- 7) 学歴ミスマッチは、基本的に雇用者（雇われて働く人）の問題であることから、分析の対象を雇用者に限定した。自営業者は、自ら仕事の内容、やり方、労働時間等を決められる者であり、自らの意志と行動で学歴相応の仕事を創造できる可能性が大きい者であると考えれば、学歴ミスマッチはそのような行動を取りにくい雇用者の問題として考えることができるだろう。
 - 8) 日本のデータを用い、主観的計測法で学歴ミスマッチの把握を行い、その賃金への影響を分析した研究として平尾（2016）がある。
 - 9) McGuinness（2006）を参照されたい。
 - 10) ここでは専門学校、短期大学、高等専門学校の教育年数を高校卒業後2年と仮定している。同様に大学は4年を仮定している。また、大学院の教育年数は、4年制大学卒業後2年と仮定している。専門学校については1～4年制、短期大学については3年制、高等専門学校については商船学科（5年6ヶ月）、大学については医学部等の6年制、大学院については修士課程のみならず専門職課程や博士課程があることは述べるまでもないが、データではどのような教育課程を卒業したのかはわからないため、その学歴を代表すると考えられる教育課程の標準在籍年数を教育年数とした。また、中退や留年についてもデータではわかり得ない。高校中退の者は中学卒、専門学校・短期大学・高等専門学校・大学中退の者は高校卒、大学院中退の者は大学卒と答えていると推察されるが推測の域を出ない。参考までに、留年と教育過剰の関係を論じた研究として Aina and Pastore（2012）がある。
 - 11) ここでは大学院の教育年数を2年（修士課程修了）と仮定しているので、この仮定の下で全ての学歴の者が就労年齢に達している25歳以上を分析対象とした。また、企業では60歳定年が多く、再雇用されたとしてもその後は給与体系が大きく変わるため、59歳までを分析の対象とした。この点は川口（2011）を参考にした。
 - 12) 求職者は、職に就く動機となり得る最低額の賃金（reservation wage）よりも高い額の賃金（offered wage）を提供する企業があれば、その職に就く。そのため、就業者のみを取り出して賃金関数を推定したら、offered wage が reservation wage よりも高かった者のみを対象としているため、上方にバイアスがかかった推定結果が導かれることになる。
 - 13) 説明変数に教育年数を用いるので、過剰制御にならないように企業規模、産業、職業を説明変数に加えなかった。高い学歴は個人に対し大企業、高賃金の産業・職業への就職機会を開き、移動させることで高い賃金を実現するため、同時に説明変数に投入するのは好ましくないことを考慮した（川口2008）。

引用文献

- Aina, Carman and Francesco Pastore (2012) "Delayed Graduation and Overeducation: A Test of the Human Capital Model versus the Screening Hypothesis," IZA Discussion Paper No.6413.
- Cohn, Elchanan and Shahina P. Khan (1995) "The wage effects of overschooling revisited," *Labour Economics*, 2, pp.67-76.
- Duncan, Greg J. and Saul D. Hoffman (1981) "The incidence and wage effects of overeducation," *Economics of Education Review*, 1(1), pp.75-86.
- Freeman, Richard B. (1976) *The Overeducated American*, Academic Press, New York. (=1977, 小黒昌一訳『大学出の価値—教育過剰の時代』竹内書店新社。)
- Gill, Andrew M. and Eric J. Solberg (1992) "Surplus Schooling and Earnings," *Journal of Human Resources*, 27(4), pp.683-689.
- 濱中淳子（2008）「ポストク就職難民問題—解決のための処方箋は何か」『大学と学生』7月号, pp.14-20.
- 濱中淳子（2007）「大学院は出たけれど一夢を追いつける『高学歴就職難民』2万人」『論座』6月号, pp.128-135.

- 平尾智隆 (2016) 「若年労働市場における学歴ミスマッチ—教育過剰の発生とその賃金への影響」『日本労働学会誌』17(2), pp.4-18.
- 平尾智隆 (2014) 「教育過剰が労働意欲に与える影響—高学歴社会のミスマッチ」『立命館経済学』62(5/6), pp.99-117.
- 平尾智隆・梅崎修・松繁寿和 (2011) 「大学院卒の処遇プレミアムとその変化—人事管理の2時点間比較」『社会政策』3(2), pp.99-109.
- 市川恭子 (2016) 「学歴ミスマッチの持続性に関する男女別実証分析の日蘭比較」『ジェンダー研究』(19), pp.137-156.
- 柿澤寿信・平尾智隆・松繁寿和・山崎泉・乾友彦 (2014) 「大学院卒の賃金プレミアム—マイクロデータによる年齢—賃金プロファイルの分析」ESRI Discussion Paper Series, No. 310.
- Kaneko, Motohisa (1992) *Higher Education and Employment in Japan*, R. I. H. E. Hiroshima University.
- 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, pp.67-98.
- 川口大司 (2008) 「労働政策評価の計量経済学」『日本労働研究雑誌』(579), pp.16-28.
- 北村行伸 (2009) 『ミクロ計量経済学入門』日本評論社.
- 小林雅之・矢野眞和 (1992) 「男子大卒労働市場の構造変動分析」『修大論集』33(1), pp.25-54.
- 国立教育政策研究所 (2013) 『成人スキルの国際比較—OECD 国際成人力調査 (PIAAC) 報告書』明石書店.
- 国立教育政策研究所・日本物理学会キャリア支援センター編 (2009) 『ポストドクター問題—科学技術人材のキャリア形成と展望』世界思想社.
- 縄田和満 (1997) 「Probit, Logit, Tobit」蓑谷千風彦・廣松毅監修『応用計量経済学Ⅱ』多賀出版, pp.237-298.
- McGuinness, Séamus (2006) “Overeducation in the Labour Market,” *Journal of Economic Surveys*, 20(3), pp.387-418.
- 森川正之 (2011) 「大学院教育と人的資本の生産性」RIETI Discussion Paper Series 11-J-072.
- 村山上由紀子 (2010) 『頭脳はどこに向かうのか—人「財」の国際移動』日本経済新聞出版社.
- Levin, Edwin and Hessel Oosterbeek (2011) “Overeducation and Mismatch in the Labor Market,” in Hanushek, Eric A., Stephan Machin and Ludger Woessmann eds. *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 4, Elsevier Science & Technology, Amsterdam, pp.283-326.
- 白川一郎 (2005) 『日本のニート・世界のフリーター—欧米の経験に学ぶ』中公新書ラクレ.
- Trow, Martin (1974) “Problems in the Transition from Elite to Mass Higher Education,” in OECD, *Policies for Higher Education: General Report of the Conference on Future Structures of Post-Secondary Education*, OECD, Paris, pp.51-101.
- Tsang, Mu Chiu (1987) “The Impact of Underutilization of Education on Productivity: A Case Study of the U.S. Bell Companies,” *Economics of Education*, 6(3), pp.239-254.
- 潮木守一 (1978) 『学歴社会の転換』東京大学出版会.
- Verdugo, Richard R. and Naomi Turner Verdugo (1989) “The Impact of Surplus Schooling on Earnings: Some Additional Findings,” *Journal of Human Resources*, 24(4), pp.629-643.
- Verhaest, Dieter and Eddy Omey (2012) “Overeducation, Undereducation and Earnings: Further Evidence on the Importance of Ability and Measurement Error Bias,” *Journal of Labor Research*, 33, pp.76-90.
- 矢野眞和 (2015) 『大学の条件—大衆化と市場化の経済分析』東京大学出版会.