

# 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——

平尾智隆

## 目次

1. はじめに
2. 先行研究
3. 学歴ミスマッチ
4. 調査概要とデータ
5. 実証分析
6. おわりに
7. 補論：教育過剰の決定要因

## 1. はじめに

本研究の目的は、教育過剰 (overeducation) が労働意欲に与える影響を統計的に検証することにある。一般に、教育過剰とは、個人の学歴がその個人が就いている職業や仕事に求められる学歴よりも高い場合をいう。このような教育過剰状態は、諸外国の多くの先行研究によって、賃金や労働意欲に「負の影響」を与えることが実証されてきた。<sup>1)</sup>近年、日本のデータを用いて行われた研究においても、その賃金への影響は、諸外国の先行研究と変わらないものであった (乾ほか 2012a, 平尾 2013, OECD 2013)。本研究では、日本のデータを用いて、賃金にとどまらないその労働意欲に対する「負の影響」を実証する。

人的資本理論 (Human Capital Theory) の誕生以来、「教育は労働者の生産性を高める」ということが言われ続けてきた。教育経済学のフロンティアが Schultz (1961) によって切り開かれ、その理論的精緻化を Becker (1964, 1975) が行い、Mincer (1974) によって考案された計量経済モデルがその実証研究に大きな影響を与えたことは言うまでもないだろう。人的資本理論とミンサー型の賃金関数はその後、教育の経済分析において中心的な分析ツールとなり数多くの研究と政策インプリケーションを生み出してきた。<sup>2)</sup>

また、教育と生産性の関わりについては、人的資本理論以外にも様々な研究が行われてきた。教育とその結果である学歴は、生産性を伝えるための信号であるとするシグナリング理論 (Spence 1973) や内部労働市場における仕事と訓練機会の配分・獲得競争のメカニズムを明らかにした仕事競争モデル (Thurow 1975) などは、その代表例であろう。<sup>3)</sup>

では、教育過剰は労働経済学・教育経済学の理論でどのように解釈できるのだろうか。<sup>4)</sup> 人的資

本理論においては、労働者に持てる生産性を最大限に発揮してもらうため、企業はその生産に最適な人材配置を行い、生産性の高い労働者に高い賃金を、生産性の低い労働者に低い賃金を支払い利潤の最大化を目指すことが暗黙裏に前提とされている。つまり、労働者の生産性は賃金と一致するわけであるが、学歴＝生産性＝賃金と仮定した時、教育過剰は学歴（あるいは生産性）以下の仕事しか配分されていない状態であり、上記の理論とは整合的でないものとして認識される。自身の生産性を発揮できない（発揮してもそれに見合った十分な賃金が支払われない）状態は、発揮できる生産性と求められる生産性の間に乖離があることを意味し、その差分に企業は賃金を支払う理由がなく、労働供給側にとってそれは教育投資のロスとなる。

換言すれば、市場メカニズムの中では、教育過剰は企業の生産調整や人材配置の調整、あるいは労働者の転職活動を通じて長期的には解消される短期的な労働市場の不均衡ということになる。誤解を恐れずに言えば、完全情報を基にした人的資本理論に従えば、教育過剰は杞憂の出来事ということができる。

しかし、企業が生産調整や人材配置の調整を簡単に行えない場合や労働者の労働移動が速やかに行われない場合などを考えれば、現実的には労働市場の不均衡はなかなか解消しないだろう。他の労働市場理論やマクロ経済の不平等指数などを確認しても、教育過剰状態の解消は、容易ではないと予想される。

他の労働市場理論、例えば、Thurow（1975）の仕事競争モデルからも教育過剰を考えてみよう。仕事競争モデルでは、賃金は個人が既に保有している能力（生産性）によって決まる以上に、獲得した仕事とそれに付随する訓練機会によって前もって決まっていると想定する。賃金決定においては、労働者の生産性よりも、組織内（あるいは労働市場全体の中）での個人間の相対的な位置関係の重要性が指摘されている。

入職口やその後の訓練機会が労働市場での相対的な位置の獲得に大きな意味を持つのであれば、個人はより良いそれを獲得するために、選抜基準である訓練可能性（trainability）の代理指標である学歴をさらに高めようとするだろう。結果として、個人は組織内あるいは労働市場での相対的な位置を上げるために、多大な教育投資を繰り返すことになり、その時、労働需要が一定ならば教育過剰者が生まれ続けることになる。

理論研究だけでなく実証研究に目を向けても、教育と生産性の関係は日本においても単純ではないことがわかる。ジニ係数を用いた近年の研究では、教育の分配が平等化する傾向にある一方、所得格差は拡大する傾向にあることが示されている（北條 2008, 勇上 2003）。同様に、2009年に4年制大学進学率が50%を超えるなど戦後一貫して高学歴化が進行してきた一方、日本の全要素生産性（TFP）上昇率は製造業において1990年代以降下落し、非製造業において1970年代以降一貫して停滞している（深尾 2012）。このような事実からは、かつて Berg（1970）が指摘したように、高い学歴を得た者が必ずしも高い生産性を発揮しているわけではないであろうことが疑われる。

本研究では、個人が努力して獲得した学歴とその個人が就いている仕事に求められる学歴の差（学歴ミスマッチ）を捉え、その差が生産性につながる労働意欲に与える影響を分析する。具体的には、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仕事に就いた者（教育過剰者）とその学歴に見合った仕事に就いた者（教育適当者）の労働意欲を比較する。さらに、

より高い学歴が求められる仕事に就いた者（教育過少者）の労働意欲を教育適当者のそれと比較する。

本稿の構成は次の通りである。続く第2節で先行研究を概観し、第3節では学歴ミスマッチの定義と計り方について整理を行う。第4節では、実証分析に用いるデータの収集方法を述べる。そして、第5節で統計分析を行う。最終節6節はまとめである。

## 2. 先行研究

教育過剰の研究は、Freeman (1976) がその著作を発表して以後、欧米では枚挙に暇がないほど発表されてきた。特に、それが賃金に与える影響については、教育経済学者の関心事として実証研究が積み上げられてきた<sup>5)</sup>。労働意欲や職務満足に与える影響については、教育経済学の分野にとどまらず、社会学や経営学、心理学の分野においてもその研究がみることが特徴点といえるだろう。

経済学の分野において、このテーマを追究した初期の研究としては、Tsang (1987) や Tsang, Rumberger and Levin (1991), Hersch (1991) などが挙げられる。

Tsang (1987) は、アメリカのベル電話会社 (AT&Tの前身) の従業員を調査対象として行われた研究である。この研究では、教育過剰は職務満足を通じて労働者の生産性、ひいては企業業績に影響を与えるという仮説が設定されており、教育過剰年数が職務満足を引き下げること、それにもなって生産性が低下することが実証されている。また、教育過剰の解消について個人、会社、政策の各レベルで様々な対処策が議論されている。

Tsang, Rumberger and Levin (1991) は、この分野で多くの研究業績を残した研究者達によって行われたもので、ミシガン大学が行った労働環境調査 (1969年)、雇用の質調査 (1973, 1977年) のデータを用いた研究である。分析の結果は、教育過剰者は職務満足が教育適当者に比べて低く、転職意欲が強い。特に、教育過剰の程度が高い男性労働者ほどその傾向が強いというものであった。この結果を受けて、著者らは人的資本に投資するだけでは十分でなく、労働者が教育によって得られた能力を有効に活用できるようなインセンティブ・システムを構築する必要性を説いている。

また、Hersch (1991) は、1986年にオレゴン州で行われた調査のデータを基にした研究である。明らかになったことは、①教育過剰年数の収益は教育適當年数の収益よりも小さい、②教育過剰者の職務満足は教育適当者よりも低い、③教育過剰者の転職志向は教育適当者よりも強い、④教育過剰者は教育適当者に比べて企業内訓練を受ける時間が少ないというものであった。

社会学や経営学、心理学の分野において行われた教育過剰の研究においても、概して同様の結果が示されている (例えば、Burriss 1983, Kokko and Guerrier 1994, Periò, Agut and Grau 2010など)。教育過剰が与える賃金以外への影響については、労働意欲や職務満足だけでなく転職の意向や訓練の量などが取り上げられてきたが、教育過剰者は教育適当者に比べて労働意欲や職務満足が低く、転職の意向が強く、訓練を受けていない傾向にあることが実証されてきた<sup>6)</sup>。

このような教育過剰が生む「負の影響」に対して、欧米ではその関心は高く、前述の通り、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。しかし、高学歴化とともに議論する必要のあるこの問題について、わが国では研究・議論がなされることはほとんどなかった<sup>7)</sup>。本研究は、おそらく、日本のデータを用いて教育過剰の労働意欲への影響を分析した初の研究であろう<sup>8)</sup>。繰り返しになるが、この研究テーマが日本で追究されることはほとんどなかった。その意味で、本研究は先駆的な貢献を果たす。

### 3. 学歴ミスマッチ

まず、Cohn and Khan (1995) を参考に学歴ミスマッチ、すなわち、教育過剰 (overeducation)、教育適当 (required education)、教育過少 (undereducation) の定義を行っておこう。ある仕事に就くために必要とされる教育年数を  $E^r$ 、個人の教育年数を  $E$  とすれば、教育過剰年数は、

$$OEy = E - E^r \text{ if } E > E^r$$

と定義できる。同様に教育過少年数は、

$$UEy = E^r - E \text{ if } E < E^r$$

と定義できる。分析には、このような学歴ミスマッチ (教育過剰  $OE$ 、教育適当  $RE$ 、教育過少  $UE$ ) 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。

$$OE = 1, \text{ if } OEy > 0, \text{ and } OE = 0, \text{ otherwise;}$$

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

$$UE = 1, \text{ if } UEy > 0, \text{ and } UE = 0, \text{ otherwise.}$$

教育過剰を計量データにおいて、どのように把握するのが適切かということについては、McGuinness (2006) や Levin and Oosterbeek (2011) が整理を行っている。乾ほか (2012a) や平尾 (2013) でも、かなり詳細にその方法と限界がまとめられているので、屋上屋を架さないよう、詳細はそれらの先行研究に譲り、ここではその概要を記しておくにとどめる。

教育過剰の計り方は、大きく2つある。ひとつは主観的計測法 (subjective measure) と呼ばれ、もうひとつは客観的計測法 (objective measure) と呼ばれる。主観的計測法と客観的計測法は、またその中でいくつかに分類される。

前者は、質問紙調査などにおいて、調査対象者に自身の学歴と現在就いている仕事に就くときに求められた学歴を聞き、それを比較する方法である (求人要件と学歴の比較法)。あるいは、直接現在の就労状態が教育過剰であるか否かを聞き、教育過剰状態を把握する方法である (直接質

問法)。

後者には3つの方法が含まれる。その第1は、労働市場に存在する職業・仕事について職務分析を行い、その職業・仕事に必要なとされる学歴を特定し、作成された資料を基に調査対象者個人の学歴とを比較する方法である(職務分析法)。第2は、統計資料等からある職業の教育年数分布を調べ、個人の教育年数が平均から $\pm 1$ 標準偏差以内を教育適当、 $+1$ 標準偏差より大きい場合を教育過剰とする方法である(標準偏差法)。さらに第3は、標準偏差法と同じく統計資料等からある職業の学歴分布を調べ、最頻値の学歴保有者を教育適当、それより上位(下位)の学歴保持者を教育過剰(教育過少)とする方法である(最頻値法)。

データについては、次節以降で詳述するが、データの制約の関係から本研究では主観的計測法、特に直接質問法によって教育過剰状態の把握を行うことになる。

#### 4. 調査概要とデータ

本研究では、内閣府経済社会総合研究所が2012年1月に実施した「東日本大震災の発生が若者のキャリアや賃金に与える影響に係るインターネット調査」<sup>9)</sup>で得られた個票データを用いる。この調査は、内閣府がインターネット調査会社と契約し、専用ウェブサイトを通じて調査会社のモニターとなっている全国の17歳から27歳の若者を対象に行ったもので、約12000人から回答を得た。分析は、調査時点で在学中の者、自営業の者を除き、後に説明する分析に使用する変数に欠損値がない在職中の者、4222人を対象としている。

インターネット・モニター調査がこれまで築き上げられてきた社会調査の方法論との比較で、いくらかの問題を抱えている可能性は指摘されるところである。例えば、回答方法の違いなど何らかの理由でデータに誤差が生まれる測定誤差の問題、調査会社がモニターとして抱える人々の属性などの偏りにより、モニター(サンプル)が母集団の傾向をあらわさないというサンプリング・バイアスの問題などは、社会調査方法論上、大きな問題であるといえる。それ故に、このインターネット・モニター調査によって収集されたデータを従来型の社会調査から得られた計量データの代用として用いることは、留保なしに是とはいえないだろう。

ただし、本多(2006)が指摘する通り、インターネット調査と他の調査方法の間で大きな測定誤差が生まれない場合もある。また、母集団の特性を正確に補足するために純粋にランダム・サンプリングが行われるよう設計した調査であっても回収の段階で偏りが生じる可能性があり、ランダム・サンプリングによる標本抽出それ自体が絶対的に代表性を確保してくれるわけでもない。この点については、本研究の主眼ではないので、議論は他に譲りたいと思うが、一定限界のあるデータでも分析を行うことで、社会的な議論に寄与する結果を発信し、推計値の補正を可能にする従来型の調査の実施を促していきたいと考えている。<sup>10)</sup>

また、何より本調査では、学歴に関わる意識的な質問がしにくい日本において、他の経済的変数とともに、教育過剰の主観的計測に関わる質問が行われている。現時点で、日本の労働市場における教育過剰の実証分析を、主観的計測法、特に直接質問法を用いて行える希有な個票データであるといえるだろう。加えて、調査対象が若年世代に限られており、教育過剰感の世代差が一

定程度コントロールされている点も利点である。

## 5. 実証分析

### (1)分析方法

教育過剰が労働意欲に与える影響について、2つの分析を行う。まず、学歴ミスマッチ（教育過剰・教育適当・教育過少）と労働意欲のクロス表を作成し、独立性の検定を行う。検定の結果、有意差が確認されれば、残差分析を行い、どのセルが差をもたらしているのかを観察する。

次に、他の要因をコントロールした上でもなお教育過剰は労働意欲に影響を与えているのか否かを検証するため、順序変数となっている労働意欲を被説明変数とした順序プロビット分析を行う。推定モデルは以下のようになる。

$$M_i = \alpha_0 + \beta_1 UE_i + \beta_2 OE_i + \beta_3 S_i + \beta_4 A_i + \beta_5 x_i + \varepsilon_i$$

ここで、 $M$ は労働意欲、 $S$ は教育年数、 $x$ は労働意欲に影響を与える他の要因（コントロール変数）を表わしている。本研究の分析において重要な変数は、 $UE$ と $OE$ である。教育適当を基準にして $UE$ は教育過少を、 $OE$ は教育過剰を表すダミー変数である。 $OE$ の係数である $\beta_2$ が負で有意であれば1節および2節での議論を実証できることになる。

また、本研究では能力バイアスを除去するため、Ono (2004) や安井・佐野 (2009) にならない個人の生来の能力を表すと考えられる代理変数 $A$ （中学3年生当時の成績）をダミー変数化して投入する。

### (2)分析に使用する変数

以上の分析を行うために調査で得られたデータから次のように変数の作成を行った。変数作成の方法と記述統計量については、表1を参照されたい。

まず、被説明変数となる労働意欲は、「現在、あなたはやる気をもって仕事をしていますか」という質問項目に対する答えにそれぞれ「全くやる気もてない」=1、「あまりやる気もてない」=2、「どちらともいえない」=3、「多少やる気がある」=4、「非常にやる気がある」=5と得点を与えた順序変数である。

先に表2で労働意欲についてそれぞれの割合を確認すると、「全くやる気もてない」6.9%、「あまりやる気もてない」18.0%、「どちらともいえない」19.0%、「多少やる気がある」36.7%、「非常にやる気がある」19.4%となっている。

学歴ミスマッチについては、現在の仕事と学歴の関係について聞いた質問項目から「学歴以上の高度な仕事をしている」を教育過少、「学歴相応の仕事をしている」を教育適当、「学歴以下の仕事をしている」を教育過剰とし、それぞれダミー変数を作成した。説明変数として投入する際には、教育適当を基準にする。

表1で学歴ミスマッチについて記述統計量からその割合を確認すると、教育過少9.9%、教育

表1 変数と記述統計量

変数名	作成方法	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
労働意欲	全くやる気がもてない=1 あまりやる気がもてない=2 どちらともいえない=3 多少やる気がある=4 非常にやる気がある=5	4222	3.437	1.187	1	5
(学歴ミスマッチ)						
教育過少ダミー	学歴以上の高度な仕事をしている=1, それ以外=0	4222	0.099	0.299	0	1
教育適当ダミー	学歴相応の仕事をしている=1, それ以外=0	4222	0.654	0.476	0	1
教育過剰ダミー	学歴以下の仕事をしている=1, それ以外=0	4222	0.247	0.431	0	1
(中学3年生時の成績)						
下の方ダミー	下の方=1, それ以外=0	4222	0.039	0.193	0	1
やや下の方ダミー	やや下の方=1, それ以外=0	4222	0.065	0.247	0	1
真ん中あたりダミー	真ん中あたり=1, それ以外=0	4222	0.172	0.378	0	1
やや上の方ダミー	やや上の方=1, それ以外=0	4222	0.285	0.451	0	1
上の方ダミー	上の方=1, それ以外=0	4222	0.439	0.496	0	1
教育年数	高校 中退=10.5 高校 卒業=12 1年制専門・専修学校 中退=12.5 1年制専門・専修学校 卒業=13 2年制専門・専修学校 中退=13 2年制専門・専修学校 卒業=14 2年制短期大学 中退=13 2年制短期大学 卒業=14 高等専門学校(商船学科以外) 中退=11.5 高等専門学校(商船学科以外) 卒業=14 高等専門学校(商船学科) 中退=11.75 高等専門学校(商船学科) 卒業=14.5 3年制専門・専修学校 中退=13.5 3年制専門・専修学校 卒業=15 3年制短期大学 中退=13.5 3年制短期大学 卒業=15 4年制専門・専修学校 中退=14 4年制専門・専修学校 卒業=16 4年制大学 中退=14 4年制大学 卒業=16 大学院(修士・博士前期課程・MBA) 中退=17 大学院(修士・博士前期課程・MBA) 修了=18 医学部, 歯学部, 薬学部 中退=15 医学部, 歯学部, 薬学部 卒業=18	4222	15.826	1.491	10.5	18
勤続	勤続月数	4222	19.557	12.369	0	51
男性ダミー	男性=1, 女性=0	4222	0.462	0.499	0	1
有効求人倍率	調査時点の勤務先所在地都道府県の有効求人倍率	4222	0.790	0.171	0.35	1.15
2011年度見込み賃金 (対数変換)	収入なし/50万円未満=25, 50~99万円=74.5, 100~149万円=124.5, 150~199万円=174.5, 200~249万円=224.5, 250~299万円=274.5, 300~399万円=349.5, 400~499万円=449.5, 500~599万円=549.5, 600~699万円=649.5, 700~799万円=749.5, 800~899万円=849.5, 900~999万円=949.5, 1000~1499万円=1249.5, 1500万円以上=1500	4222	5.379	0.804	3.219	7.313
非正規雇用ダミー	非正規雇用=1, それ以外=0	4222	0.198	0.399	0	1

出所：筆者作成。

表2 学歴ミスマッチと労働意欲（カイ2乗検定）

		労働意欲					
		1	2	3	4	5	合計
教育過少		30	70	59	134	126	419
		7.2	16.7	14.1	32.0	30.1	100.0
教育適当		117	392	544	1107	601	2761
		4.2	14.2	19.7	40.1	21.8	100.0
教育過剰		145	296	200	308	93	1042
		13.9	28.4	19.2	29.6	8.9	100.0
合計		292	758	803	1549	820	4222
		6.9	18.0	19.0	36.7	19.4	100.0

Pearson  $\chi^2(8) = 311.1342$  Pr = 0.000

注：各セルの上段は観測度数，下段はパーセント。

出所：筆者作成。

適当65.4%，教育過剰24.7%となっている。およそ4人に1人が教育過剰と答えている。

個人の生来の能力を表す代理変数については、中学3年生時の学年の中での成績を質問している。「上の方」「やや上の方」「真ん中あたり」「やや下の方」「下の方」の5段階の選択肢を用意したが、それぞれダミー変数を作成した。説明変数として投入する際には、「真ん中あたり」を基準にする<sup>11)</sup>。

教育年数は、最高学歴（在籍または卒業した学校のうちで学歴段階が一番高いもの）を質問しており、「高校」「1年制専門・専修学校」「2年制専門・専修学校」「2年制短期大学」「高等専門学校（商船学科とそれ以外）」「3年制専門・専修学校」「3年制短期大学」「4年制専門・専修学校」「4年制大学」「大学院修士課程」「医歯薬学部」について、それぞれ標準年数（卒業に必要な最低限の在籍年数）を当てはめた<sup>12)</sup>。最高学歴が中退の場合は、一段下の学歴の標準年数にその最高学歴の標準年数の半分を加えた値を当てはめた。教育年数の平均は15.83年である。

コントロール変数として使用するものは、勤続、男性ダミー、有効求人倍率、賃金（年収）、非正規雇用ダミーである。<sup>13)</sup>

### (3)分析結果

#### (a)独立性の検定と残差分析

まず、教育過少、教育適当、教育過剰の3グループの間での労働意欲の差を確認しておこう（表2）。カイ2乗検定の結果、帰無仮説は棄却されるので、学歴ミスマッチの状態によって労働意欲に有意差が確認されるという結果になった。

教育過少者のうち「多少やる気がある=4」と答えた者は32.0%，「非常にやる気がある=5」と答えた者は30.1%いる。また、教育適当者のうで「多少やる気がある=4」と答えた者は40.1%，「非常にやる気がある=5」と答えた者は21.8%いる。教育過少・教育適当の2グループで「やる気がある」と答えた者は約6割いるが、教育過剰者のうちで「多少やる気がある=4」と答えた者は29.6%，「非常にやる気がある=5」と答えた者は8.9%であり、「やる気がある」と答えた者は4割に満たない。教育過少・教育適当者に比べて教育過剰者の労働意欲は高くはないとい



表3 学歴ミスマッチと労働意欲（残差分析）

		労働意欲				
		1	2	3	4	5
教育過少		30	70	59	134	126
		28.98	75.23	79.69	153.73	81.38
		0.21	-0.70	-2.71	-2.11	5.81
教育適当		117	392	544	1107	601
		190.96	495.70	525.13	1012.98	536.24
		-9.43	-8.74	1.56	6.31	5.30
教育過剰		145	296	200	308	93
		72.07	187.08	198.18	382.30	202.38
		10.26	10.13	0.17	-5.50	-9.87

注：各セルの上段は観測度数，中段は期待度数，下段は調整済み残差。  
出所：筆者作成。

える結果である。

逆に，教育過剰者のうちで「全くやる気がもてない=1」と答えた者は13.9%，「あまりやる気がもてない=2」と答えた者は28.4%いる。教育適当者のそれは4.2%と14.2%，教育過少者のそれは7.2%と16.7%となっている。教育過剰者に比べて教育適当・教育過少者の労働意欲は低いといえるだろう。

カイ2乗検定の結果が有意であったので，どのセルが差をもたらしているのかを観察するために残差分析を行った（表3）。調整済み残差の絶対値が1.96（5%水準で有意）を超えているセルを見てみよう。

教育過剰者は，「全くやる気がもてない=1」「あまりやる気がもてない=2」のセルの調整済み残差が正，「多少やる気がある=4」，「非常にやる気がある=5」のセルが負である。教育適当者はその逆である。ここからは教育過剰者の労働意欲は低い方に，教育適当者の労働意欲は高い方にあることがわかる。教育過少者については，3グループの中では一番観測数が少ないためやや明確な傾向が見えづらいが，「非常にやる気がある=5」のセルの調整済み残差の値は5.81と正の影響力を持っており，教育過少者の労働意欲も高い方にあるといえるだろう。

#### (b)順序プロビット分析

では，コントロール可能な他の要因をコントロールした後はどのような結果を得ることができるだろうか。順序プロビット分析の結果を表4に示している。推定は男女別に行っている。モデル1・2は男性について，モデル3・4は女性について行ったもので，それぞれ，説明変数に生来の能力（ここでは中学3年生時の成績）を投入しなかった場合と投入した場合の推定結果を示している。

まず注目するのは教育過剰ダミー変数の符号の向きと有意確率である。全てのモデルにおいて教育過剰ダミー変数は負で有意となっている。すなわち，教育過剰者の労働意欲は教育適当者より低いということがわかる。得られた学歴より低い学歴しか求められない仕事をしている者は，身につけた能力を発揮する機会に恵まれず，その結果，労働に対する意欲を失っていくことが推察される。教育過剰状態にあり続けることのマイナスは大きいといえるだろう。

表4 教育過剰が労働意欲に与える影響

	モデル1 (男性)			モデル2 (男性)			モデル3 (女性)			モデル4 (女性)		
	係数	標準誤差	有意確率	係数	標準誤差	有意確率	係数	標準誤差	有意確率	係数	標準誤差	有意確率
学歴ミスマッチ	0.031	0.088	0.721	0.036	0.088	0.685	0.158	0.093	0.090	0.167	0.094	0.076
教育過少ダミー	ref.			ref.			ref.			ref.		
教育適当ダミー	-0.730	0.064	0.000	-0.732	0.064	0.000	-0.709	0.054	0.000	-0.718	0.054	0.000
教育過剰ダミー												
中学3年生時の成績												
下の方ダミー				-0.052	0.143	0.715				-0.155	0.148	0.297
やや下の方ダミー				-0.184	0.107	0.085				0.071	0.102	0.487
真ん中あたりダミー				ref.						ref.		
やや上の方ダミー				-0.001	0.070	0.991				0.151	0.064	0.017
上の方ダミー				0.095	0.069	0.166				0.208	0.062	0.001
教育年数	0.077	0.017	0.000	0.065	0.018	0.000	0.080	0.017	0.000	0.063	0.017	0.000
勤続	-0.013	0.002	0.000	-0.013	0.002	0.000	-0.008	0.002	0.000	-0.008	0.002	0.000
有効求人倍率	-0.157	0.142	0.269	-0.165	0.142	0.246	-0.241	0.128	0.060	-0.238	0.128	0.063
賃金	-0.051	0.037	0.165	-0.057	0.037	0.128	-0.030	0.035	0.394	-0.041	0.035	0.249
非正規雇用ダミー	0.183	0.081	0.024	0.195	0.081	0.016	0.254	0.059	0.000	0.269	0.059	0.000
閾値1	-1.148	0.312		-1.343	0.319		-0.931	0.298		-1.109	0.303	
閾値2	-0.350	0.308		-0.543	0.316		-0.029	0.297		-0.204	0.302	
閾値3	0.242	0.309		0.049	0.316		0.502	0.298		0.328	0.302	
閾値4	1.261	0.309		1.072	0.316		1.619	0.299		1.451	0.304	
観測数	1950			1950			2272			2272		
カイ2乗値	184.98			196.01			205.53			218.24		
対数尤度	-2816.56			-2811.99			-3275.62			-3267.72		

注：標準誤差は Robust Standard Error である。  
出所：筆者作成。

次に、教育過少ダミー変数の結果を見てみると、女性において正で有意（10%水準）になっているが、男性においては有意ではない。教育過少者は得られた学歴よりも高い学歴が求められる仕事に就いている者であり、ある者はその期待に応えようと意欲を持って懸命に働くかもしれない。またある者は重圧の大きさに押しつぶされてしまうかもしれない。前者は高い労働意欲、後者は低い労働意欲になると予想されるが、女性において前者の傾向が見られるものの、分析の結果は基本的にそのどちらをも支持していない。両者が相殺された結果とみることもできなくはないが、この分析結果のみから確定的なことはいえない。ただし、教育過少者の労働意欲が教育適当者のそれと変わらないという統計的事実は、ミスマッチの「負の影響」が観察されないという意味では示唆的である。

その他、生来の能力（中学3年生時の成績）については、男性の場合は労働意欲にほとんど影響を与えないのに対し、女性の場合は「やや上の方ダミー」「上の方ダミー」が正で有意になっている。能力の高い若年女性は高い労働意欲の持ち主であり、社会全体の生産性を上げるためには彼女達の活用が不可欠な側面があり、男女共同参画やワーク・ライフ・バランス施策の重要性が示唆される結果といえるだろう。

教育年数の係数は、正で有意であるが、生来の能力をコントロールした場合、その値が小さくなる。モデル1とモデル3の教育年数の係数は過大に推定されており、教育年数が賃金に与える因果的な関係の場合と同じことがいえる<sup>14)</sup>。勤続の効果は、係数の値は小さいものの全てのモデルにおいて負で有意である。同じ環境に居続けることはいくらかの労働意欲の減少につながっているようである。さらに、非正規雇用ダミーは、全てのモデルにおいて正で有意であり、この結果は、正社員の苦悩を明らかにした先行研究と整合的な結果といえるだろう<sup>15)</sup>。

## 6. おわりに

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、教育過剰者は教育適当者に比べて労働意欲が低いことが明らかになった。得られた学歴と現在の仕事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れば、その生産性を発揮する機会に恵まれない不満から労働意欲が低くなることが推察される。

第2に、教育過少者の労働意欲を教育適当者のそれと比べた場合、差がないことが明らかになった。得られた学歴と現在の仕事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場合、ある者は期待に応えるためにチャレンジングにいきいきと働くかもしれない。ある者は重圧に押しつぶされて疲弊し、働く意欲をなくすかもしれない。分析の結果は、そのどちらをも支持しない。ただし、それらの効果が相殺された結果であるかもしれないことについては、検証が行えないため課題を残す。

誤解のないように述べておけば、本研究は個人や政府による教育投資が無駄であるとか、高等教育が不要であることを論じているわけではない。本研究の分析結果を見ても、教育年数の労働意欲に対する効果は正で有意である。教育を受けること、あるいは教育を施すことそれ自体の生産性への効果は否定されない。本研究の主眼は、労働市場におけるジョブ・マッチングを学歴と

表5 最高学歴と学歴ミスマッチ

	教育過少	教育適当	教育過剰	合計
高校	19.8	65.4	14.8	100.0
1年制専門・専修学校	4.6	63.6	31.8	100.0
2年制専門・専修学校	16.5	62.1	21.4	100.0
2年制短期大学	7.3	67.0	25.7	100.0
高等専門学校	11.7	81.7	6.7	100.0
3年制専門・専修学校	16.4	69.1	14.6	100.0
3年制短期大学	16.7	77.8	5.6	100.0
4年制専門・専修学校	12.2	68.3	19.5	100.0
4年制大学	9.0	64.0	27.0	100.0
大学院修士課程	7.8	65.6	26.6	100.0
医歯薬学部	3.4	92.1	4.6	100.0
合計	9.9	65.4	24.7	100.0

注：中退者を含む。単位はパーセント。N=4222。  
出所：筆者作成。

いう物差しで測り、そのマッチとミスマッチが生産性に与える影響を解明しようというものである。高学歴者がその学歴に見合った仕事に就けないことの社会的な意味をどのように考えればいいのか。本研究はそのような問に対する答えを探るためのモノグラフである。この問題の解決と効率的な経済成長のためには、教育政策とマクロ経済政策、積極的労働市場政策、企業の人的資源管理、個人のキャリア形成を総合的に考えていく必要があるだろう。

最後に残された課題を述べて結語としたい。その第1は、他の計測法でも同様の結果を得ることができるのかどうかを検証せねばならないことである。具体的には、本研究では教育過剰の把握に主観的計測法（特に直接質問法）を採用しているが、結果の強健性を確保するためには、客観的計測法で捉えた教育過剰変数でもなお労働意欲に与える影響が同じであるかどうかを検証する必要があるだろう。ただし、この点については、客観的計測法で教育過剰が捉えられ、同時に労働意欲に関わる質問を行っている日本の調査を、管見の限り、見たことがない。

第2に、データがインターネット・モニター調査によって得られたクロス・セクション・データであるためサンプルの代表性について問題が残る。伝統的な社会調査方法を採用した調査によって収集されたデータを用いた分析が望まれる。

第3に、データのパネル化が望まれることである。教育過剰状態は長い職業人生の中では一時的な現象であるとも考えられる。教育過剰は、担当業務の変更や転職によって解決されうる問題でもある。さらに、主観的計測法（特に直接質問法）の場合、心の持ちようによってその状態は変化<sup>17)</sup>する。その意味でも、より精緻な分析のためにパネルデータの構築が必要である。

これら残された課題の解決については、新たな調査の企画と実行が必要になってくる。今後も実証研究を続けていくことで、その解決に向かいたいと考えている。

## 7. 補論：教育過剰の決定要因

教育過剰は、教育投資のロスであり、教育適当者よりも賃金が低く、労働意欲が低いとして、次に立ち現れる重要な課題は、教育過剰は何によって決まるのか（教育過剰の決定要因）ということになるであろう。ただし、本研究で使用しているデータは、この課題を追究することを考えて収集されていないので、十分な分析を行うことができない。

この補論では、どのような学歴段階にある者が相対的に教育過剰に陥りやすい（にくい）のかを探る分析を行うことで、今後の研究につなげていきたいと考えている。

表5は、教育年数に変換する前の最高学歴の情報を学歴ミスマッチとクロス集計したものである。一番学歴の低い「高校」は、このグループの中では本来的には最も教育過剰状態に陥りにくいと考えれば、高校よりも学歴が高いにもかかわらず教育過剰者の割合が少ない学歴は、その教育の質とジョブ・マッチングのシステムが教育過剰状態の発生を緩和している可能性がある。

高校の教育過剰割合14.8%よりもその割合が小さい学歴は、高等専門学校の6.7%、3年制短期大学の5.6%、医歯薬学部の4.6%がある。高等専門学校は実践的技術者を養成する高等教育機関、3年制短期大学は看護短期大学、衛生技術や保育などの資格取得ができる高等教育機関、医歯薬

表6 教育過剰の決定要因

	限界効果	標準誤差	有意確率
労働意欲			
全くやる気がもてないダミー	0.264	0.036	0.000
あまりやる気がもてないダミー	0.159	0.025	0.000
どちらともいえないダミー	ref.		
多少やる気があるダミー	-0.055	0.017	0.002
非常にやる気があるダミー	-0.151	0.016	0.000
中学3年生時の成績			
下の方ダミー	-0.020	0.038	0.615
やや下の方ダミー	0.056	0.033	0.077
真ん中あたりダミー	ref.		
やや上の方ダミー	0.016	0.021	0.435
上の方ダミー	0.051	0.020	0.010
最高学歴			
高校ダミー	ref.		
1年制専門・専修学校ダミー	0.195	0.133	0.099
2年制専門・専修学校ダミー	0.107	0.055	0.032
2年制短期大学ダミー	0.141	0.066	0.017
高等専門学校ダミー	-0.044	0.074	0.582
3年制専門・専修学校ダミー	0.112	0.070	0.080
3年制短期大学ダミー	-0.152	0.060	0.137
4年制専門・専修学校ダミー	0.154	0.092	0.060
4年制大学ダミー	0.202	0.028	0.000
大学院修士課程ダミー	0.331	0.049	0.000
医歯薬学部ダミー	-0.080	0.057	0.232
勤続	-0.001	0.001	0.010
男性ダミー	-0.008	0.014	0.547
有効求人倍率	-0.066	0.038	0.086
賃金	-0.044	0.009	0.000
非正規雇用ダミー	0.307	0.021	0.000
観測数	4222		
カイ2乗値	629.17		
対数尤度	-1974.60		

注：標準誤差は Robust Standard Error である。

最高学歴には中退者を含む。

出所：筆者作成。

学部はそれぞれ医師、歯科医師、薬剤師を養成する高等教育機関である。これらの学校の教育内容に共通しているのは、ある職業に就くための養成課程であるという点であろう。職業とのつながりの強い教育課程で学んだという教育の質の差が教育過剰の発生を軽減させている可能性がある<sup>18)</sup>といえるかもしれない。

これらの考察に一定の根拠を持たせるため、先の推定で使用した変数を使い、被説明変数を教育過剰=1、それ以外=0の二値確率変数としたプロビット分析を行ってみた。

分析の結果は、表6に示されている。先に示した3つの最高学歴のダミー変数に注目しよう。高等専門学校ダミー、3年制短期大学ダミー、医歯薬学部ダミーの係数は全て負で有意ではない。すなわち、これらの3つの学歴は高校と比べて教育過剰に陥る確率に差がないということになり、先の推論を一定程度支持する結果となっている。教育過剰を決定する要因として、当然のことながら高学歴であることが挙げられるが、高学歴の中でもある職業に就くための養成課程の意味合いが強い高等教育機関に学ぶことは、教育過剰の発生を減じている可能性がある。今後、教育の質の差にも注目して教育過剰の決定要因を探る研究を進める必要がある<sup>19)</sup>だろう。

#### (付記)

本研究で使用したデータの収集(調査の実行)については、内閣府経済社会総合研究所の担当者の方々と中室牧子先生(慶應義塾大学)に多大なご協力を頂きました。同じプロジェクトメンバーとして活動した乾友彦先生(日本大学)、権赫旭先生(日本大学)、妹尾渉先生(国立教育政策研究所)、松繁寿和先生(大阪大学)にも様々なご協力とご配慮をいただきました。また、本研究を日本労働社会学会第25回大会で発表した際には、参加者の皆様に様々なコメントをいただきました。記して感謝申し上げます。ただし、本稿に残された誤りは全て筆者に帰するものです。本研究は、科学研究費若手研究(B)「教育過剰が生産性に与える影響の計測」(課題番号 24730210、研究代表者:平尾智隆)の研究成果の一部です。

#### 注

- 1) 誤解を生まないように本研究でいう「負の影響」について、先にその意味を記しておきたい。本研究では、同じ学歴を獲得したにもかかわらず、それよりも低い学歴しか求められない職に就いた者とその学歴に見合った職に就いた者の労働意欲を比較する。前者の労働意欲は後者のそれよりも低いという意味において「負の影響」といつている。
- 2) 人的資本理論の確立以後、経済成長を実現するためには設備投資と労働投入量の増大だけでなく、労働の質への投資が重要視されていくわけであるが、その過程でどのような教育が最も経済成長に寄与するのかという関心から研究が進められていった。マンパワー理論と呼ばれるこれらの研究の中で、中等教育修了レベルの技術者を養成することが経済発展に最も寄与するという研究結果を発表したHarbison and Myers (1964)は有名な研究であろう。また、教育がどのような経路を経て生産性を高めるのかという関心からも様々な研究が行われた。高学歴者ほど物事を習得する能力が高く、技術変化へも柔軟に対応できることから生産性が高いとする議論(Nelson and Phelps 1966, 清水・松浦 1999など)や教育は資源を適切に配分する能力(allocative ability)を増進させることを通して、生産性を高めるとする議論がある(Welch 1970, Matsushige 1986, 大谷 2013など)。
- 3) 教育経済学の成果を紹介する国内外の良書は多数ある。例えば、渡辺(1982)、荒井(1995)、小塩(2002)、Johnes and Johnes(2004)、*Handbooks of the Economics of Education*などを参照されたい。
- 4) この点については、McGuinness(2006)を参考にした。
- 5) 包括的なサーベイ論文としては、例えば、McGuinness(2006)、Levin and Oosterbeek(2011)な

- どがある。
- 6) この点については、Verhaest and Omey (2006) の Appendix が参考になる。
  - 7) 矢野 (2001) が述べている通り、わが国では教育と経済的地位を関係づけて議論することは、学問の世界でも、ジャーナリズムの世界でも、普通の人の会話であっても、タブー視され続けてきた (p. 84)。そのような文化的・意識的背景もあり、教育過剰が実証研究の課題として取り上げられる土壌がなかったということもできる。
  - 8) 労働意欲の決定要因については、近年、日本の人事経済学の分野でも実証研究の積み上げが進んでいる。それらの多くは成果主義導入の結果を分析したものである。例えば、井川 (2013)、大竹・唐戸 (2003)、玄田・神林・篠崎 (2001) などを参照されたい。
  - 9) この個票データは、SSJDA (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) において公開されている (調査番号 0842)。筆者は調査実施者の1人であるため、公開データではなく公開前のローデータを用いて分析を行っている。また、東日本大震災が賃金におよぼす影響の分析については、乾ほか (2012b) として公表している。
  - 10) このようなデータ活用の意義については、本研究と同じデータを用いた研究である乾ほか (2012a) を内閣府経済社会総合研究所のセミナーで発表した際に、荒木宏子先生 (慶應義塾大学) からご教示頂いた。
  - 11) 乾ほか (2012ab) でも述べた通りであるが、「中学3年時の学年の中での成績」については、主観的な回答であるため、通っていた中学校の学力水準までコントロールがおよんでいるわけではない。すなわち、平均的な学力水準の高い中学校の上位層とその水準の低い中学校の上位層は、客観的な学力差があるにもかかわらず、同一に扱われる可能性があり、この点については留意する必要がある。
  - 12) 調査では学歴として「大学院博士課程」を選択肢に加えているが、調査対象が17-27歳であることを考えれば、大学院博士課程卒業者が就労していることはほとんどないと考えられるため、分析からは除外した。
  - 13) 有効求人倍率については、厚生労働省「一般職業紹介状況」から調査時点の勤務先所在地都道府県の有効求人倍率を接合した。
  - 14) 教育が賃金に与える因果的な効果については、安井・佐野 (2009) などを参照されたい。
  - 15) 一般的に、雇用が不安定な非正規雇用者は、正規雇用者と比べて経済的な労働条件が悪く就労に希望がもてず労働意欲が低いと考えられそうである。しかし、非正規雇用拡大のしわ寄せが正規雇用者の仕事の緊張・ストレス、長時間労働となって現象していることは、近年の多くの若者労働研究や労働時間研究が指摘しているところでもある (例えば、熊沢 2006, 小倉 2007, 熊沢 2007, 森岡 2011 など)。これらの研究からは、より厳しい労働環境におかれている正規雇用者の労働意欲は、非正規雇用者のそれよりも低いとも推察される。非正規雇用ダミー変数の係数が負であれば前者の、正であれば後者の推論を支持することになるが、本研究の結果は後者の推論を支持しているといえるだろう。
  - 16) 2節でも述べたが、この点については Tsang (1987) が示唆的な議論を行っている。
  - 17) 少なくとも高度経済成長期の初期からバブル経済の崩壊までは、高等教育の職業的レリバンスの薄さに加え、新規学卒一括定期採用方式による学校から職業への移行、「三種の神器」といわれる終身雇用、年功賃金、企業労働組合に守られたキャリア形成がわが国の男性正社員労働者の特徴であった。変わりつつあるといわれるが、現在でもこれらの社会システムが形成した慣例は色濃く残っている。日本の若者は、職業的な能力を持たず、就職してから簡単な仕事から難しい仕事をジョブ・ローテーションの中で経験していく。そのため、日本の若者は、将来のために簡単な仕事を経験するという訓練を受けているために教育過剰になりやすい。また、チャンスは一度の学校から職業への移行に失敗すると学歴はあってもその学歴に見合った仕事に就けないという構造的な問題もある。日本の若者が教育過剰になりやすいという事実を裏付けるものとして、OECD (2013) の調査がある。その調査によれば、日本のオーバー・クォリフィケーションの割合は調査参加国中で一番高い。本研究は、日本の若年層を対象にした調査データを用いているので、この点には留意しておく必要がある。日本の若

者と労働を取り巻く環境・社会システムを理解するには、濱口 (2012)、太田 (2010) などが参考になる。

- 18) 日本の高学歴化は教育内容の高度化や教育年数を積み上げない高学歴化であるといわれる。大学入学時の偏差値ランクにおいて、選抜基準が上方にシフトするという変化であると荻谷 (2011) は指摘するが、それが若者に認識されているとすれば、(特に文系において) 修士課程以上に進学したものは、あえて高リスク・低賃金を選択したという可能性がある。その場合、学歴間で教育過剰の主観的意味に違いがでてくる。また、近年日本でも教育の質の差が賃金などの経済的地位に与える影響について分析した研究が蓄積されはじめている (例えば、Nakamuro and Inui 2013, Nakamuro, Oshio and Inui 2013など)。
- 19) 例えば、イギリスのある大学の卒業生を調査した Dolton and Silles (2008) では、理学系・人文科学系学部の卒業生は、工学系、社会科学系、教育系学部の卒業生よりも教育過剰になりやすいという分析結果が示されている。

#### 引用文献

- 荒井一博 (1995) 『教育の経済学—大学進学行動の分析』有斐閣。
- 井川静恵 (2013) 「やる気にとまなう不安—従業員心理の構造」中嶋哲夫ほか編著『人事の統計分析—人事マイクロデータを用いた人材マネジメントの検証』ミネルヴァ書房, pp. 248-271.
- 乾友彦・権赫旭・妹尾渉・中室牧子・平尾智隆・松繁寿和 (2012a) 「若年労働市場における教育過剰—学歴ミスマッチが賃金に与える影響」ESRI Discussion Paper Series No. 294.
- 乾友彦・権赫旭・妹尾渉・中室牧子・平尾智隆・松繁寿和 (2012b) 「東日本大震災が新卒者の賃金に与えた短期的影響について—教育の質の役割に着目して」ESRI Discussion Paper Series No. 287.
- 大田聰一 (2010) 『若年者就業の経済学』日本経済新聞出版社。
- 大竹文雄・唐渡広志 (2003) 「成果主義的賃金制度と労働意欲」『経済研究』54(3), pp. 193-205.
- 大谷剛 (2013) 「教育水準とアロカティブアビリティ」平尾智隆・梅崎修・松繁寿和編著『教育効果の実証—キャリア形成への有効性』日本評論社, pp. 177-196.
- 小倉一哉 (2007) 『エンドレス・ワーカーズ—働きすぎ日本人の実像』日本経済新聞出版社。
- 小塩隆士 (2002) 『教育の経済分析』日本評論社。
- 荻谷剛彦 (2011) 「大学教育機会の拡大によって大卒学歴の価値はどのように変化したのか?—日本型学歴インフレの功罪」東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト Discussion Paper Series No. 48.
- 熊沢誠 (2007) 『格差社会ニッポンで働くということ—雇用と労働のゆくえをみつめて』岩波書店。
- 熊沢誠 (2006) 『若者が働くとき—「使い捨てられ」も「燃えつき」もせず』ミネルヴァ書房。
- 玄田有史・神林龍・篠崎武久 (2001) 「成果主義と能力開発—結果としての労働意欲」『組織科学』34(3), pp. 18-31.
- 清水方子・松浦克己 (1999) 「技術革新への対応とホワイトカラーの賃金—賃金とパソコン所有の相互関係」『日本労働研究雑誌』No. 467, pp. 31-45.
- 濱口桂一郎 (2013) 『若者と労働—「入社」の仕組みから解きほぐす』中公新書ラクレ。
- 平尾智隆 (2013) 「労働市場における学歴ミスマッチ—その賃金への影響」ESRI Discussion Paper Series No. 303.
- 深尾京司 (2012) 『「失われた20年」と日本経済—構造的な原因と再生への原動力の解明』日本経済新聞出版社。
- 北條雅一 (2008) 「日本の教育の不平等—教育ジニ係数の計測」『日本経済研究』No. 59, pp. 66-82.
- 本多則恵 (2006) 「インターネット調査・モニター調査の特質—モニター型インターネット調査を活用するための課題」『日本労働研究雑誌』No. 551, pp. 32-41.
- 森岡孝二 (2011) 『就職とはなにか—まともな働き方の条件』岩波新書。
- 安井健吾・佐野晋平 (2009) 「教育が賃金にもたらす因果的な効果について—手法のサーヴェイと新たな



- 推定」『日本労働研究雑誌』No.588, pp.16-31.
- 矢野眞和（2001）『教育社会の設計』東京大学出版会。
- 勇上和史（2003）「日本の所得格差をどうみるか—格差拡大の要因を探る」JIL 労働政策レポート Volum 3.
- 渡辺行郎（1982）『教育経済学の展開』黎明書房。
- Becker, Gary S. (1964) *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, Columbia University Press, New York and London.
- Becker, Gary S. (1975) *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, Second Edition, National Bureau of Economic Research Inc., New York and London. (佐野陽子訳 (1976) 『人的資本—教育を中心とした理論的・経験的分析』東洋経済新報社。)
- Berg, Ivar (1970) *Education and Jobs: The Great Training Robbery*, Praeger, New York.
- Burris, Val (1983) "The Social and Political Consequences of Overeducation," *American Sociological Review*, 48(4), pp.454-467.
- Cohn, Elchanan, and Shahina P. Khan (1995) "The wage effects of overschooling revisited," *Labour Economics*, 2, pp.67-76.
- Dolton, Peter J. and Mary A. Silles (2008) "The Effects of Over-education on Earnings in the Graduate Labour Market", *Economics of Education Review*, 27(2), pp.125-139.
- Freeman, Richard B. (1976) *The Overeducated American*, Academic Press, New York. (小黒昌一訳 (1977) 『大学出の価値—教育過剰の時代』竹内書店新社。)
- Johnes, Geraint and Jill Johnes eds. (2004) *International Handbook on the Economics of Education*, Edward Elgar Publishing Ltd., Cheltenham and Massachusetts.
- Kokko, Juuso and Yvonne Guerrier (1994) "Overeducation, underemployment and job satisfaction: a study of Finnish hotel receptionists," *International Journal of Hospitality Management*, 13(4), pp. 375-386.
- Harbison, Frederick and Charles A. Myers (1964) *Education, Manpower and Economic Growth: Strategies of Human Resource Development*, McGraw-Hill, New York. (川田寿・桑田宗彦訳 (1964) 『経済成長と人間能力の開発』ダイヤモンド社。)
- Hersch, Joni (1991) "Education Match and Job Match," *The Review of Economics and Statistics*, 73 (1), pp.140-144.
- 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.
- Matsushige, Hisakazu (1986) "The Diffusion of New Technology and the Role of the Reallocation Ability of Entrepreneurs: The Case of Oxygen Converters in the Japanese Iron and Steel Industry," *The Economic Review of Osaka University*, 35(4), pp.336-350.
- McGuinness, Séamus (2006) "Overeducation in the Labour Market," *Journal of Economic Surveys*, 20(3), pp.387-418.
- Mincer, Jacob (1974) *Schooling, Experience, and Earnings*, National Bureau of Economic Research, New York.
- Nakamuro, Makiko and Tomohiko Inui (2013) "The Return to College Quality in Japan: Does Your College Choice Affect Your Earnings?," ESRI Discussion Paper Series No.306.
- Nakamuro, Makiko, Takashi Oshio and Tomohiko Inui (2013) "Impact of School Quality on Student Achievements: Evidence from a Twin Survey in Japan," ESRI Discussion Paper Series No.304.
- Nelson, Richard R. and Edmand S. Phelps (1966) "Investment in Humans, Technological Diffusion,

- and Economic Growth," *American Economic Review*, 56(1/2), pp.69-75.
- OECD (2013) *OECD Skills Outlook 2013: First Results from the Survey of Adult Skills*, OECD publishing. (国立教育政策研究所編 (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。)
- Ono, Hiroshi (2004) "College quality and earnings in the Japanese labor market," *Industrial Relations*, 43(3), pp.595-617.
- Peri6, Jos6 M., Sonia Agut and Rosa Grau (2010) "The Relationship Between Overeducation and Job Satisfaction Among Young Spanish Workers: The Role of Salary, Contract of Employment, and Work Experience," *Journal of Applied Social Psychology*, 40(3), pp.666-689.
- Schultz, Theodore W. (1961) "Investment in Human Capital," *American Economic Review*, 51(1), pp.1-17.
- Spence, Michael (1973) "Job Market Signaling," *Quarterly Journal of Economics*, 87(3), pp.355-374.
- Thurow, Lester C. (1975) *Generating Inequality: Mechanisms of Distribution in the US Economy*, Basic Books, New York. (小池和男・脇坂明訳 (1984) 『不平等を生み出すもの』 同文館。)
- Tsang, Mun C. (1987) "The Impact of Underutilization of Education on Productivity: A Case Study of the U.S. Bell Companies," *Economics of Education Review*, 6(3), pp.239-254.
- Tsang, Mun C., Russel W. Rumberger and Henry M. Levin (1991) "The Impact of Surplus Schooling on Worker Productivity," *Industrial Relations*, 30(2), pp.209-228.
- Verhaest, Dieter and Eddy Omey (2006) "The Impact of Overeducation and its Measurement," *Social Indicators Research*, 77(3), pp.419-448.
- Welch, Finis (1970) "Education in Production," *Journal of Political Economy*, 78(1), pp.35-59.

**Abstract**

Overeducation refers to a mismatch wherein an individual has higher qualifications than that required for his/her current jobs. This phenomenon leads to various negative outcomes and is generally found to negatively affect work motivation. In sharp contrast to the lively debate on the economic effects of overeducation in the United States and other western countries, evidence from Japan on this issue is relatively scarce. This is little empirical research focusing on this issue in Japan. Hence, in this study, we analyze the effects of overeducation on work motivation in the Japanese youth labor market. Our study uses the data set from a January 2012 web monitoring survey targeted Japanese youth aged 17 to 27, conducted by the Economic and Social Research Institute, Cabinet Office, Japan. As expected, overeducation and work motivation were negatively correlated. Overeducated workers are significantly less motivated than their correctly placed colleagues, after controlling for ability and other potential bias in the estimation results. In line with previous works of research, this study found substantial overeducation penalties. Thus, the empirical results of this study raise a number of important issues for Japan's educational and labor policies.