

産業内における人的資本のスピルオーバー効果

| | |
|-------|---|
| メタデータ | 言語: jpn 出版者: 明治大学大学院 公開日: 2015-04-10 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 竹下, 諒 メールアドレス: 所属: |
| URL | http://hdl.handle.net/10291/17205 |

産業内における人的資本のスピルオーバー効果¹

Intraindustry Spillover Effects of Human Capital

博士後期課程 商学専攻 2013年度入学

竹 下 諒

TAKESHITA Ryo

【論文要旨】

大学進学率の上昇にともない、労働市場における大卒の割合も増加傾向にある。労働者における大卒者の割合が増加すれば、労働市場の平均的な教育年数も増加することは容易に推測できる。もし、人的資本のスピルオーバーが存在し、高学歴化が本人のみならず周囲へも正の影響を及ぼすならば、高学歴者が多い産業は学歴が低い者の賃金も引き上げるはずである。本稿では産業別の長期パネルデータであるJIP2012を用い、それぞれの産業の平均教育年数が、各学歴の平均賃金に正の影響を及ぼしているかどうかを検証している。産業特有の効果を考慮するため、推定手法には固定効果モデルを採用した。実証分析の結果、高卒と高専・短大の平均労働コストに対して、産業の平均教育年数は正の影響を及ぼすことを明らかにした。ただし、中卒と大卒の労働コストに対しては、産業の平均教育年数は有意な影響を示さなかった。これらから、産業の平均教育年数が上昇することで賃金が上昇する学歴層も存在するが、スピルオーバーの源泉と考えられる大卒はスピルオーバーの恩恵を受けにくいといえる。

【キーワード】 人的資本、外部性、スピルオーバー、平均教育年数、JIP データベース

【目次】

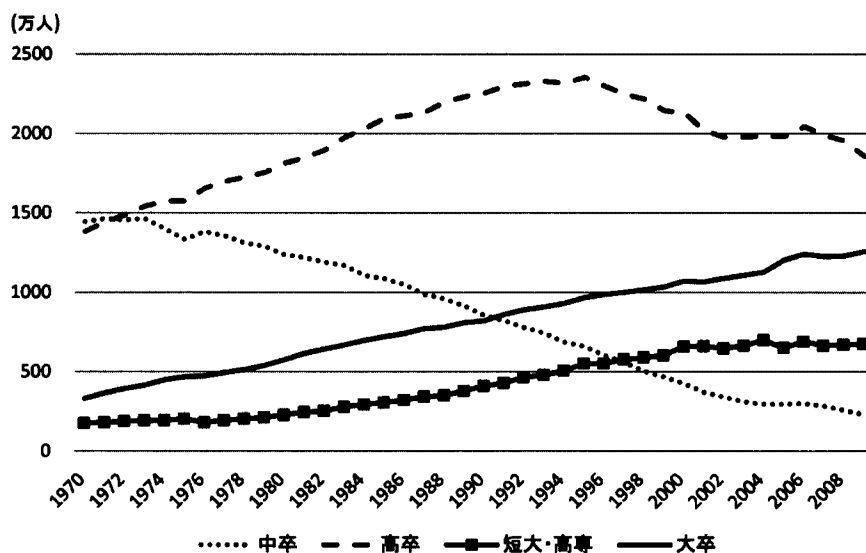
1. はじめに
2. 現状分析
3. 先行研究
4. 理論モデル

¹ 分析に際し、JIP データベース 2012 の産業別・学歴別一人当たり労働コスト、労働時間、就業者数のデータを特別に提供していただいた。データを提供してくださった宮川努教授（学習院大学）、滝澤美帆准教授（東洋大学）、牧野達治氏（一橋大学経済研究所）に、深く感謝する。

- 5. データ
- 6. 実証分析
- 7. 結論

1. はじめに

大学進学率の上昇にともない、労働市場における大卒の割合も増加傾向にある。労働者における大卒者の割合が増加すれば、労働市場の平均的な教育年数も増加することは容易に推測できる。学歴に関する既存研究の多くは、個人が高学歴を達成することによって、本人の賃金にどのような影響があるか、ということに注目してきた。大学進学率が現在に比べて低い時代には学歴間の賃金格差が主に取り上げられ、その後は同じ学歴の者であっても出身校の違いによって賃金に差が生じるか、といったことにも焦点が当てられてきた。たとえば、田中（2002）の分析によれば中卒労働者と比べて高卒労働者だと約15%、高専・短大卒労働者では約30%、大卒労働者にいたっては40%以上の賃金格差が存在することが明らかにされており、Ono（2004）はミンスー型の賃金関数に大学の入試難易度を説明変数として加え、大学入試難易度が高くなるにつれ賃金も高くなる傾向を見出している。これらの研究は、教育が人的資本の水準を引き上げ、個人がより生産的になることによって賃金が上昇するのか、または高学歴は能力の高さを表すシグナリング機能の役割を果たすことを通じて賃金が高いのか、といった議論をするうえで、非常に重



出所) JIP2012 より筆者作成

図1 学歴別労働者数²

² ただし、学歴の判明していないパートタイマーやと自営業者は除いている。

要な研究である。

しかし、これらの研究は教育の私的収益率に関心が寄せられており、教育の大きな役割である外部性についての研究は数少ない。

図1は、正規雇用者における学歴別労働者数の時系列変化を示している。図1からは、中卒労働者の減少が顕著であることがわかる。1990年半ばまでは高卒労働者、高専・短大卒労働者と大卒労働者は増加してきた。その後も中卒労働者は減少し続けるが、高卒労働者も減少し始める。労働者数自体はまだまだ高卒労働者が多いが、短大・高専卒労働者と大卒労働者は着実に増加し続け、労働市場における高学歴化は依然として進んでいる。この背景には、1974年に高校進学率が90%³を超えたことで、新卒労働市場にはほとんど中卒労働者が現れず、定年を迎えた中卒労働者が労働市場から退出していったことが考えられる。また、大学進学率は2013年では49.9%⁴、新卒労働市場の人数に関しては高卒約18万3千人、高専・短大卒約5万2千人、大卒約37万6千人となり、労働市場に参入する高学歴者の人数が多くなっていることも大きな要因の一つである。

櫻井(2009)の推計によると、高学歴によって1980年以降の25年間で、労働の質が約8%向上した。しかし、この労働の質の向上は、高等教育を受けた本人にのみ恩恵があるのだろうか。つまり、大卒者の増加は外部性を持たず、大卒者の賃金にのみ反映されるかどうか、ということである。

もし、人的資本のスピルオーバーが存在し、高学歴化が本人のみならず周囲へも正の影響を及ぼすならば、高学歴者が多い産業は学歴が低い者の賃金も引き上げるはずである。本稿では産業別の長期パネルデータであるJIP2012を用い、それぞれの産業の平均教育年数が、各学歴の平均賃金に正の影響を及ぼしているかどうかを検証している。

本稿の構成は以下の通りである。次節では本稿で使用するJIP2012のデータを用いて、産業分類別の平均教育年数と労働コストの変化について概観している。第3節では、人的資本のスピルオーバー効果や地域における平均教育年数の上昇が個人の所得にどのような影響を与えているか実証的に分析している先行研究をまとめている。第4節では先行研究が使用した理論モデルと、それに沿った推計モデルを紹介している。第5節ではデータの説明を行ない、第6節では固定効果モデルを使用した実証分析の結果について考察している。第7節で本稿のまとめを行なう。

2. 現状分析

JIPデータベースの計測法については、深尾・宮川編(2008)に詳細に記されている。労働コストの推計方法に関しても詳細に記述されているが、ここでは簡単に紹介する。『毎月勤労統計調査』の産業大分類別月間平均給与額を12倍したものに、『就労条件総合調査』の現金給与以外

³ 文部科学省(2014)「学校基本調査」年次統計のデータを使用。

⁴ 過年度高卒者も含む。

の労働費用をベンチマークとしている⁵。基本的には賃金のことを示していると解釈できよう。紙幅の都合上、住宅部門とその他部門以外の106部門すべての平均教育年数と学歴別平均労働コストを掲載することができないため、「SNA 経済活動別分類(大)」に従って、12部門に集計しなおした。図2～13がそれらを示している。平均教育年数は、106部門それぞれの学歴別労働者数に中卒なら9、高卒なら12、高専・短大なら14、大卒なら16をかけ、その数値を12に分けた部門ごとに合計し、12部門ごとの中卒・高卒・高専・短大卒・大卒の合計人数⁶で除すことで作成している。12産業別・学歴別の平均労働コストも同様に計算した。労働コストは2000年の値を基準に実質値にしている。

図2～13の横軸は年を示している。左軸は労働コストを示しているが、産業大分類ごとに最小値と最大値の大きさが異なっている。右軸は平均教育年数を示しており、最小値は8年、最大値は15年に統一されている。

1973年の時点で平均教育年数が一番低いのは農林水産業であり、9.86年である。さらに、すべての学歴区分における平均労働コストも12産業のうちで最も低い。農林水産業の平均教育年数や学歴別平均コストの順位は2009年時点で変化していない。ただし、平均教育年数は12.11年となっており、高学歴化が進んでいる。鉱業が次いで平均教育年数が低い産業であり、1973年の時点では農林水産業と0.15年程度しか変わらない。2009年時点でも平均教育年数は農林水産業よりも0.2年高いだけである。しかし、学歴別労働コストは農林水産業と大きく異なっている。1973年時点での中卒の平均労働コストは約350万円であり、農林水産業のそれよりも130万円以上高い。さらに、大卒の平均労働コストは250万円以上差がある。2009年では、農林水産業と鉱業の中卒労働コストの差は大きく変化していないが、大卒の平均労働コストは約370万円に拡大している。また、特徴的なのは、学歴間の労働コストの差である。農林水産業では、1973年において中卒と大卒の差が約110万円なのに対し、鉱業では約230万円となっている。2009年ではそれがさらに拡大し、それぞれ農林水産業が約250万円、鉱業が約350万となっている。ただし、中卒と高卒、高専・短大における労働コストの大きな差は見受けられない。また、時系列でみた場合、大卒の労働コストは大きく増加している一方、他の学歴の平均労働コストは増加傾向にあるが、大卒ほどの変化は見られない。平均教育年数は増加傾向にあるといえる。

製造業では平均教育年数が1973年では約10.7年であったが、2009年には12.9年となって2年以上伸びている。製造業の大卒以外の労働コストに関しては、2006年頃まで同じように上昇している。それに対し、大卒の労働コストは上昇幅が大きい。平均教育年数は一貫して上昇傾向にあるといえる。建設業で特徴的な動きを見せているのは、大卒労働コストであり、1991年までに大幅な上昇を見せたあと、横ばいとなっている。これは農林水産業の大卒労働コストと似た

⁵ 詳しくは、深尾・宮川編(2008) pp.97-98を参考にされたい。

⁶ パートタイマーと自営業者の学歴別労働者数のデータは入手できなかったため、平均教育年数を作成するにあたっては、これらの区分を使用していない。

ような傾向を見せている。

卸小売業の学歴別労働コストの増減に関してはすべての学歴が同じ動きをしているようにみられるが、上昇幅は大卒が大きくなっている。平均教育年数は観測期間において1.9年増加していた。

1973年から2009年間の平均教育年数の増加は電気・ガス・水道で約1.1年、運輸・通信業は約0.9年となっており、他の産業と比べて高学歴化の進み具合は急でないことがうかがえる。電気・ガス・水道と運輸・通信業はもともとの教育年数がこれまで見てきた産業と比較して高いが、この2つの産業よりも平均教育年数が高い産業でも、より多い教育年数の増加を経験している。たとえば、金融保険業は1973年時点で約12.5年の平均教育年数であり、民間部門では一番高い平均教育年数であった。これは2009年時点で14.6年になっており、2.1年も上昇している。

サービス業の平均教育年数も観測期間において2年程度伸びている。1976年に大卒平均労働コストが大きく増加しているが、他の学歴では増加が大きくない。その後、2003年あたりまで労働コストは増加の傾向を持っているが、大卒労働コストとの差は縮まっていない。対家計民間非営利サービス生産者部門の平均労働コストも、サービス業の動きとよく似ているといえよう。政府サービス生産者部門に関しては、1994年頃まで高専・短大とそれ以下の学歴の労働コストにはほぼ差は生じていなかった。その後、高専・短大の労働コストは中卒と高卒の平均労働コストよりも増加したあとに横ばいとなった。1994年以降の労働コストの動きは大卒と高専・短大の労働コスト、高卒と中卒の2つに分かれている。

通常、より学歴の高い高専・短大の平均労働コストが高卒や中卒の労働コストよりも高いはずであるが、図2～13ではその傾向は見られない。この理由は、さまざまな年齢や男女を含めた平均労働コストのデータを使用しているからである。高専・短大への進学者のほとんどが女性であることを考えると、高専・短大卒の平均労働コストは、女性のみを反映していると考えられる。さらに、非正規雇用は対象としていないので、女性が結婚・出産のために継続就業を断念していると考え、女性の中でも比較的年齢層が若い労働コストを代表していると考えられる。

全産業分類にわたって、平均教育年数は観測対象期間で増加していることがわかり、12産業

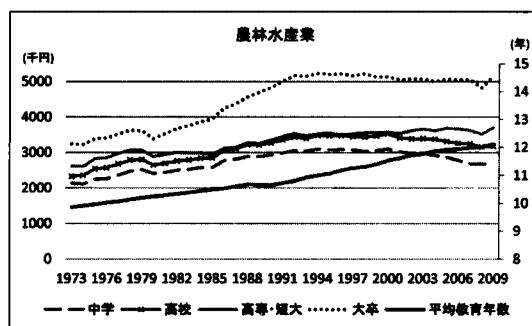


図2 農林水産業の平均教育年数と平均コスト

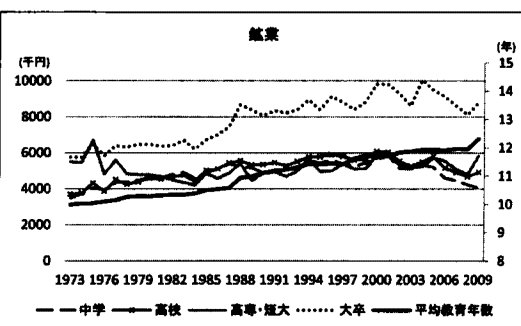


図3 鉱業の平均教育年数と平均コスト

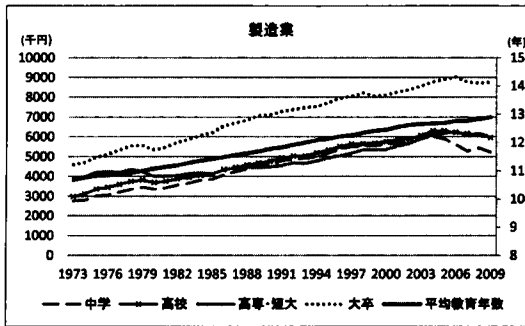


図4 製造業の平均教育年数と平均コスト

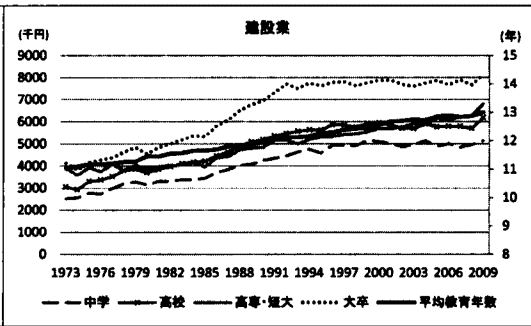


図5 建設業の平均教育年数と平均コスト

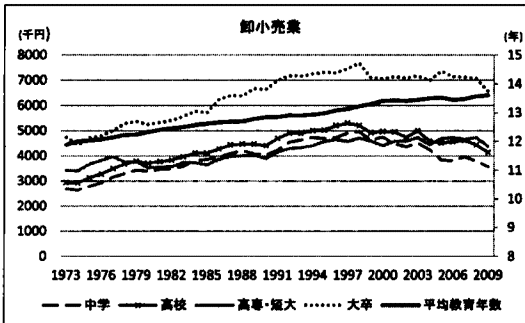


図6 卸小売業の平均教育年数と平均コスト

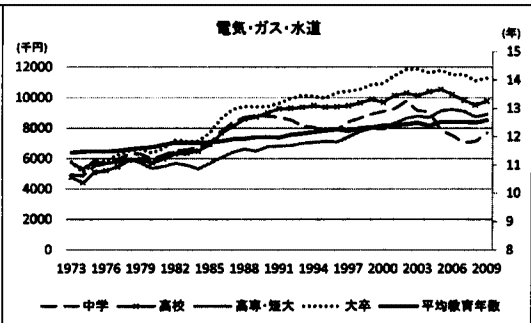


図7 電気・ガス・水道の平均教育年数と平均コスト

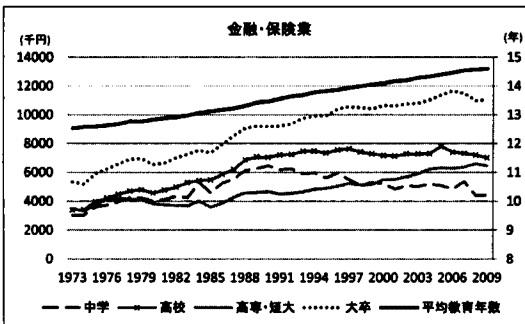


図8 金融・保険業の平均教育年数と平均コスト

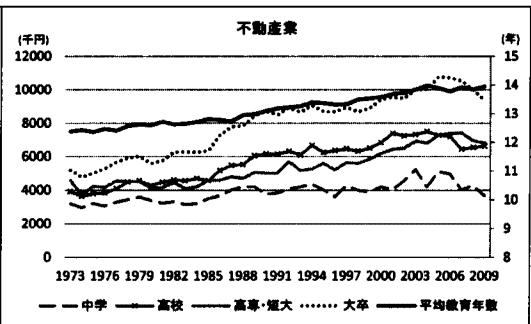


図9 不動産業の平均教育年数と平均コスト

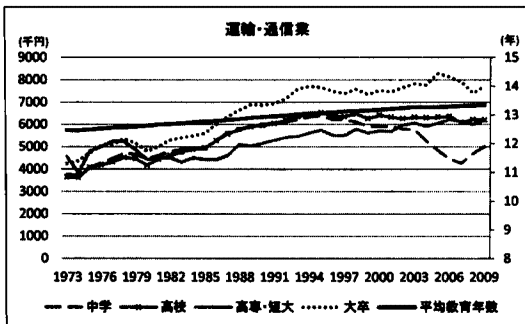


図10 運輸・通信業の平均教育年数と平均コスト

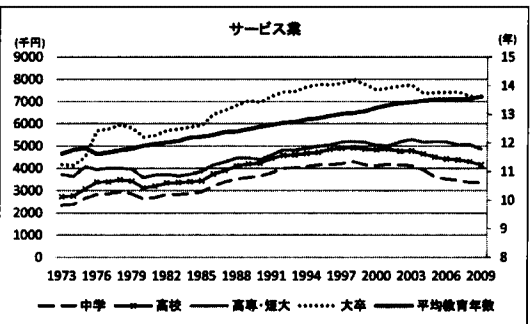


図11 サービス業の平均教育年数と平均コスト

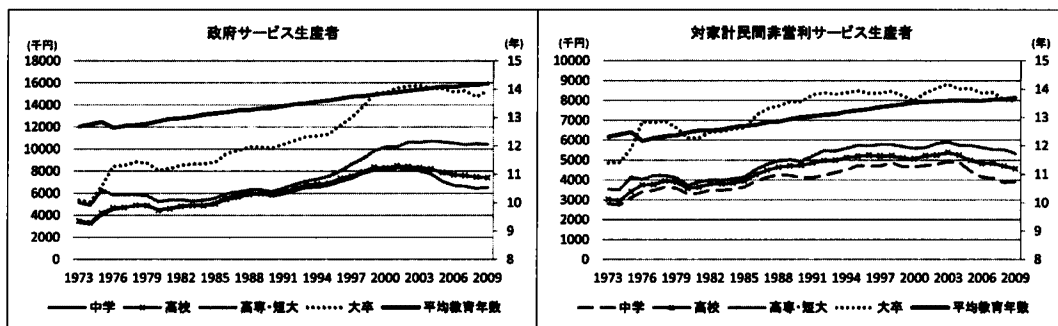


図 12 政府サービス部門の平均教育年数と平均コスト 図 13 非営利部門の平均教育年数と平均コスト
出所) JIP2012 より筆者作成

のうち 2 年以上の増加年数が 4 つ、1.5 年以上 2 年未満が 5 つ、1.5 年未満が 3 つであった。

3. 先行研究

本節では、教育の外部性、人的資本のスピルオーバーに関して分析している既存研究を紹介していく。

周囲から学ぶことの効果は、Foster and Rosenzweig (1995) がインドにおける農家のデータを使用して検証している。インドに新しい農業用技術が輸入されたとき、それを使用するかどうか、またそれによって利潤がどの程度得られるかを分析している。具体的には、自分で実際に行なって学ぶことの効果と、自分の周囲の農家が先に実行している場合に周囲から方法を学ぶ効果に焦点をあてている。自分の近隣にすでに新しい技術を使用した者がいれば、周囲から学ぶことによって新しい技術を採用する傾向にあり、また適切な使用方法に関する情報を周囲から得ることで収穫を増やすことが可能という結果が得られている。スピルオーバーの効果にのみ関してまとめれば、新技術を経験した近隣の農家がいることは、未経験の農家しかない場合と比較して、より恩恵を受けられることを述べている。その大きさについては、周囲から情報を得ず自分でやってみる場合に比べて 2 倍程度と示している。

Beeson and Montgomery (1993) は、地域の平均教育年数ではないが、その地域の大学に関する様々な指標（たとえば R&D の金額、学士の数など）が雇用水準や科学者やエンジニアの比率、地域の収入や住民の純移動率等に影響を及ぼすかどうかを実証的に分析している⁷。この研究の動機も、地域の平均的な人的資本が雇用に関する様々な指標に正の影響を及ぼすのではないかと、いうものである。

局所的、地理的な知識のスピルオーバーに対する大学の研究と産業の R&D の影響を研究して

⁷ さまざまな大学に関する指標は、その地域で雇用されている科学者やエンジニアの割合や雇用の成長率には正の影響を与える一方、地域の収入や雇用率、純移動率には影響を与えないという仮説は棄却できないとしている。

いるものに、Anselin, Varga and Acs (1997) がある。そこでは、大学の研究から民間の私的な部門への知識のスピルオーバーが存在することを指摘している。モデルには、知識のアウトプット（たとえば特許やイノベーションの回数）が産業の R&D と大学の研究から構成されることを想定した生産関数を用いている。そして、産業の R&D と大学の研究との潜在的な影響を考慮するため、産業の R&D を大学の研究、大学の研究を産業の R&D でお互いを説明する追加的な同時方程式を導いている。推計において、被説明変数に地域におけるイノベーションの回数、説明変数に R&D に関する指標、大学の研究費の支出を含めている。実証分析の結果、イノベーションに対して私的部門の R&D も大学の研究も正で有意な影響を示し、50 マイル離れていても大学の研究のスピルオーバーは発生することを発見している。

産業内のスピルオーバーに関する研究に、Bernstein (1988) がある。Bernstein (1988) はカナダの7つの産業における、生産費用や生産構造への R&D のスピルオーバーの効果を推計している。スピルオーバーの効果によって生産にかかる平均費用が下がることを明らかにしている。また、社会的収益率に対する貢献を計算した場合、産業間のスピルオーバーよりも産業内のスピルオーバーの効果が強いことを示している。

本稿の分析と同様に、説明変数に平均教育年数を使用している先行研究に、Rauch (1993) と Acemoglu and Angrist (2000)、平均教育年数ではないが大卒者の割合を使用している研究に Moretti (2004) がある。

Rauch (1993) は、個票データを使用し、被説明変数に時間当たりの賃金、説明変数には個人の性質や居住地域の性質を含んで賃金関数を推計している。居住地域の変数の一つに、その地域の平均教育年数を使用している。また、OLS 推計では地域固有の効果を誤差項に含んでしまい、係数がバイアスを持ち、標準誤差は一致性を持たないことを指摘している。これら为了避免するため、一般化最小二乗法による推計を行なっている。推計の結果、さまざまな要因をコントロールしても、地域の平均教育年数は賃金に正で有意の影響を与えることを発見している。また、地域の平均経験年数⁸の係数の大きさよりも、平均教育年数の係数のほうが大きいことが重要だとしている。推計結果を用いて全要素生産性の上昇を計算すると、平均教育年数が1年増加することは、全要素生産性を2.8%上昇させるという結果も得ている。

Moretti (2004) は、大卒者の割合が違う地域の人々の賃金を比較することで、大学教育からスピルオーバーが発生しているかどうかを検証している⁹。ここでも、賃金を上昇させる効果もち、大卒者の割合にも影響を関係するであろう、個人や都市の観察できない性質が大きな問題

⁸ 経験年数とは、年齢から教育年数と6を引いたものを指す。学校を卒業した後に勤続していたと思われる年数。Rauch (1993) は、地域の平均教育年数のみではなく、地域の平均労働経験年数も計算し、説明変数に加えている。

⁹ 学歴の二極化が進んでいない限り、大卒者の割合は平均教育年数を上昇させると考えられるので、大卒者の割合の効果についての考察は、本稿や Rauch (1993) の平均教育年数と同様の概念であると考えられる。

であると指摘している。そのため、パネルデータを使用することと、観察できない都市特有の需要ショックを2つの操作変数を使用して説明することで対処している。分析の結果、1%の大卒者数の上昇は、高校中退者の賃金を1.9%、高卒者の賃金を1.6%引き上げるとしている。

Acemoglu and Angrist (2000) は、地域の平均教育年数と、観察されない州の効果の間における相関から生じるバイアスを考慮するために、操作変数法を使用して推計を行なっている。操作変数には、調査対象者が14歳のときの義務教育法に関する指標を採用している。操作変数法を使用しない場合、地域の平均教育年数1年の増加はその州におけるすべての労働者の賃金を0.073増加させることを発見している。また、操作変数法を使用した場合、1980年までのデータを使用した推計結果では外部性を表す変数が有意な結果を示さなかったが、1990年のデータを使用した場合には正で有意な結果となったため、1980年以降に外部性の重要性が高まったのではないかと推察している。

本節では、地域の研究活動や教育に関する変数を使用した実証分析を行なっている先行研究を紹介してきた。ただし、R&Dや研究に関する支出額を使用した分析が多く、平均教育年数の上昇が外部性をもたらすという研究は少ない。また、本稿のように長期間にわたったパネルデータを使用した分析もない。本稿では地理的なデータではなく産業別の長期パネルデータを使用している点が、既存研究との大きな差異と考える。

4. 理論モデル

地域内の平均教育年数が個人の賃金に影響を与えることを示した理論モデルに、Acemoglu and Angrist (2000)¹⁰がある。本節では、地域内ではなく産業内に焦点を当てているので、彼らのモデルの地域内の部分を産業内に修正した理論モデルを提示する。

まず2期間の経済を考える。そして、生産は2期目で行われるとし、労働者は連続体であり、1に標準化されるものとする。個人の人的資本を h_i として、企業はリスク中立的なものを想定する。

第1期において、企業は不可逆的な投資 k を決定する。その費用は Rk となる。労働者と企業は2期目に会う。労働市場は競争的ではなく、代わりに企業と労働者は無作為にマッチングされる。マッチングのあとに企業と労働者が行なう意思決定は、一緒に生産を行なうか、全く生産を行わないかの選択となる¹¹。企業 f と労働者 i が協力して生産を行なう場合、それらのアウトプットは

$$k_f^\alpha h_i^\nu \tag{1}$$

¹⁰ この節の理論モデルは Acemoglu and Angrist (2000) pp.14-18 の多くを参考にしている。

¹¹ これは、次の期はないものと考えていることによる。

となる。(1)において、 $\alpha < 1, v \leq 1 - \alpha$ である。企業と労働者にとって、ペアを解消して新たに相手を探すことは費用がかかるので、雇用関係は準レントを生じさせる。したがって、賃金はレントのシェアによって決定される。ここで、単純化のために、労働者はアウトプットのシェア β を受け取り、企業は残りのシェアである $1 - \beta$ を受け取るとする。

この経済における均衡は企業らの物的資本投資の組み合わせであり、企業 f は(2)の期待利潤関数を k_f の観点から最大化する。

$$(1 - \beta)k_f^\alpha E[h_i^v] - Rk_f \quad (2)$$

企業らはどのような労働者がマッチングされるか未知なので、それらの期待利潤は労働者の異なる技術水準からの利潤の平均となる。(2)は厳密に凹関数であり、すべての企業が同じ資本投資の水準を選択($k_f = k$)すると、(3)が得られる。

$$k = \left(\frac{(1 - \beta)\alpha H}{R} \right)^{1/(1-\alpha)} \quad (3)$$

$H \equiv E[h_i^v]$ であり、ここでは総人的資本の指標となっている。(3)を(1)に代入し、賃金はアウトプットの β の部分に等しくなるということを使えば、労働者 i の賃金は、

$$W_i = \beta \left(\frac{(1 - \beta)\alpha H}{R} \right)^{\alpha/(1-\alpha)} h_i^v \quad (4)$$

の形で表される。これの対数をとれば、(5)になる。

$$\ln W_i = c + \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln H + v \ln h_i \quad (5)$$

ここで、 c は定数項であり、 $\alpha/(1 - \alpha)$ と v は正の係数である。

人的資本の外部性が起こるのは、企業が雇用するだろう労働者の質が平均的な人的資本を兼ね備えていることを見越したうえで、物的資本の投資を決定していることから生じる。

もしサーチとマッチングの必要がなければ、企業は選択した物的資本投資の水準に見合う人的資本を持った求職者を雇用するので、人的資本の外部性は生じない。

このモデルは、個人の教育の決定を説明するメカニズムによって完成する。以下で、その説明を行なう。

まず、個人の人的資本を(6)のように仮定する。

$$h_i = \exp(\eta_i s_i) \quad (6)$$

s_i は労働者 i の学歴である。労働者は観察できない能力 $\eta_i = \theta \eta(s_i)$ を持っていて、これは個人の性質 θ_i と学歴に依存している。労働者の消費 C_i は、所得に等しいと仮定し、(7)を最大化す

るように教育水準は選択されると仮定する。

$$\ln C_i - \frac{1}{2} \psi_i s_i^2 \quad (7)$$

ψ_i は個人 i の教育の費用であり、個人の割引率と解釈することも可能である。個人の教育水準の決定は、(5)を所与としたうえでの(7)の最大化によって行われる。これは、(8a)つまり(8b)を満たす教育水準の均衡を得る。(8b)における ϵ_η は関数 η の弾力性である。

$$v\theta_i [\eta(s_i) + s_i \eta'(s_i)] = \psi_i s_i \quad (8a)$$

$$\eta'(s_i) (\epsilon_\eta^{-1} + 1) = \frac{\psi_i}{v\theta_i} \quad (8b)$$

最適に選択された教育水準の母集団の平均的な収益は $E[v\theta_i \{\eta(s_i) + s_i \eta'(s_i)\}]$ である¹²。

(5)は実証分析において基礎的な枠組みになっている。しかし、 H は観察できないので、 $\ln H$ を産業内の平均教育年数である \bar{S} で近似する¹³。また、得られている賃金データは学歴別の平均賃金なので、産業 j に属する学歴 e に関する式を推計する。さらに、推計は学歴ごとに行なうので、説明変数には学歴を表すダミー変数は使用せず、 t 時点における各産業部門の平均教育年数を使用する。

つまり、実際には(9)を推計することになる。

$$\ln Y_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 \bar{S}_{jt} + u_{ijt} \quad (9)$$

(9)は(5)の h_i に対応する変数を含んでいないが、同じ学歴ごとに推計しているので、学歴の効果はコントロールされている。また、特定の産業に高学歴の労働者が集まる内生性の存在も考えられるが、そういった産業特有の効果は推計手法に固定効果モデルを採用することによってある程度考慮されている。

次節では、使用するデータや変数について説明を行なう。

5. データ

本稿で使用するデータは、経済産業研究所 (RIETI) の「産業・企業の生産性と日本の経済成長プロジェクト」が一橋大学経済研究所の21世紀COEと共同で作成した、「日本産業生産性データベース」の2012年度版(以下JIP2012)である。JIP2012は、各産業部門別に全要素生産性を推計するのに必要な資本サービスに関する指数、労働に関する指数、名目や実質の生産・中間投

¹² 特定の部分母集団に対する平均的な収益は、割引率と関係してくる。詳細については Acemoglu and Angrist (2000) を参照されたい。

¹³ Acemoglu and Angrist (2000) では、この部分が州内の平均教育年数であった。本稿は産業内のデータを使用するので、この点が彼らとの差異になる。

入、TFPの上昇率を計算した成長会計の年次データから構成されている¹⁴。本稿ではウェブ上に一般公開されているデータも使用するが、それ以上に詳細なデータを学習院大学の宮川努教授らに提供していただいた。具体的には、産業別・学歴別の就業者数や労働時間、一人当たり年間労働コストのデータが一般公開されていないデータである。ただし、学歴が判明しているのはフルタイムの従業員のみである。

JIP2012は1970年から2009年までのデータが公開されているが、実質労働コスト（年間）を計算するにあたって1971年と1972年のデータが使用できなかったため、本稿では1973年から2009年までを分析対象としている。実質労働コストを計算する際、2000年の値を基準にしている。また、JIP2012では住宅部門とその他部門ではすべての年において労働コストのデータが得られなかったため、分析から除外している。したがって、106部門・37年分のデータを用いて分析を行なった。表1では、本稿で使用する変数の記述統計量を示している。

表1 記述統計量

| 変数名 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|-----------------|--------|--------|--------|---------|
| 中卒労働コスト | 8.4623 | 0.3995 | 7.0689 | 9.7646 |
| 高卒労働コスト | 8.5288 | 0.3727 | 6.9354 | 9.8085 |
| 短大・専門学校労働コスト | 8.5212 | 0.3120 | 7.2249 | 10.0151 |
| 大卒以上労働コスト | 8.8630 | 0.3468 | 7.1422 | 10.3127 |
| 中卒月間労働時間(対数) | 5.1662 | 0.0704 | 4.9345 | 5.4161 |
| 高卒月間労働時間(対数) | 5.1571 | 0.0633 | 4.9127 | 5.3936 |
| 短大・高専月間労働時間(対数) | 5.1406 | 0.0562 | 4.9053 | 5.3471 |
| 大卒以上月間労働時間(対数) | 5.1365 | 0.0560 | 4.8675 | 5.3660 |
| 平均教育年数 | 8.2925 | 1.1379 | 6.6708 | 14.0507 |
| マンアワーあたり資本装備率 | 20199 | 59737 | 139 | 1114842 |
| サンプルサイズ | 3922 | | | |

6. 実証分析

本稿で使用するデータは、106部門、37年分から構成されるパネルデータである。パネルデータである特徴を活かし、本分析では固定効果モデルによる分析を行なう¹⁵。Rauch(1993)やMoretti(2004)で指摘されているように、観察できない個人の能力や都市の性質が説明変数と相関している場合はOLS推計だと望ましい推定量が得られない。そこで、産業部門特有の効果を取り除くために、固定効果モデルによる推計を採用した。具体的には、次の式を学歴別のカテゴリに分けて推計する。 j は産業部門、 t は時点をそれぞれ表す。また、実際の推計には年ダミー

¹⁴ データに関する記述は、深尾・宮川編(2008)と、経済産業研究所(2013)「JIPデータベース2012」を参考にした。詳しくはこれらを参照されたい。

¹⁵ 変量効果モデルによる推計も行なったが、固定効果モデルの結果と比較して、有意性や係数の符号、大きさが全く異なるといったことは生じなかった。また、ブーリング推計と変量効果モデルのどちらが好ましいか検定を行なったが、変量効果モデルの結果が支持された。

を説明変数に含んでいる。

$$\ln Y_{ijt} = \alpha + \beta_1 \bar{S}_{jt} + \beta_2 \ln hour_{ijt} + \beta_3 K_{jt} + Z_j + u_{jt} \quad (10)$$

Y は学歴別年間平均労働コスト、 \bar{S}_{jt} は t 時点における j 産業の平均教育年数を表している。 $hour_{ijt}$ は t 時点における j 産業の学歴 e の平均労働時間を示す。 K は資本装備率にあたる変数である。この変数は生産性の上昇を反映していると考えられる。 Z_j は個体効果、 u_{jt} は誤差項である。推計結果は、表2に示してある¹⁶。

解釈が容易なのは、高卒カテゴリと短大・高専カテゴリの結果である。平均教育年数の係数が正で有意な結果を示したこと¹⁷、その産業における平均教育年数が上昇すると、高卒と短大・高専の平均所得は上昇することがわかる。したがって、これは教育の外部性による人的資本のスピルオーバーの効果が表れていると解釈できる¹⁸。

次に、大卒以上カテゴリにおける推計結果を確認してみる。ここでは、平均教育年数の係数は正ではあるが有意ではない。この結果は、その産業内の平均教育年数が上昇することは、大卒の平均所得を引き上げないことを示唆するものである。しかし、大卒者が人的資本のスピルオーバーの源泉と考えれば、妥当な結果であろう。Moretti (2004)においても、その地域の大卒者が1%増えることで高校中退者と高卒者の賃金をそれぞれ1.9%、1.6%引き上げるとしている。その一方で大卒者の賃金は0.4%しか上昇させず、こういった効果はより低い学歴の者に対して大きいと結論している。本稿のこうした結果は、先行研究と整合的であるといえる¹⁹。

一方、中卒カテゴリにおいては、平均教育年数の係数は有意ではないが、負である。これはどういったことであろうか。Nelson and Phelps (1966)やShultz (1975)によれば、学歴を「ある技術を使うことのできる資格」というように解釈することも可能であるという。たとえば、技術を効率よく吸収できるような素地を備えているという一種のシグナルを送るものである。中卒であるということは、他の学歴の者よりも基礎的な学力が低く、業務の効率性を改善するようなアイデアや革新的な技術がその産業内で確立されたとしても、それに適用できないことも考えられる。平均教育年数が上昇するに当たって、その産業の人的資本は高まり、それが理解または適応できれば、より高度な業務を効率よくできるようになったとしよう。しかし、それを可能に

¹⁶ 被説明変数に時間当たり賃金の対数値を用い、説明変数から労働時間を除いた推計も行なったが、推計結果に大きな違いは生じなかった。

¹⁷ 高卒カテゴリで説明変数に平均教育年数のみを含んだ場合(列1)では10%有意としてあるが、 p 値は0.051である。

¹⁸ レフェリーの指摘によると、これらの学歴層において平均教育年数が正で有意な影響を持つ解釈のひとつとして、大卒者が多い産業においてはこれらの学歴層の者たちが大卒者との差を埋めようとし努力するので、これらの学歴層の賃金が高い、という可能性も存在する。本稿の推計結果では、この可能性を否定することはできない。

¹⁹ Moretti (2004)では、学歴の高い人の賃金は、他の高学歴者の増加によって負の影響を受ける一方、スピルオーバーの恩恵も受けることを指摘している。

するためには高卒程度の学力が必要ならば、中卒であることは人的資本のスピルオーバーの恩恵を受けることはないし、むしろその産業の中において、今までの行なってきた業務の価値が低下することも考えられる。そうした場合、その産業における平均教育年数の上昇は、中卒カテゴリの収入に負の影響をもたらすこともあり得る。

労働時間の対数は、すべての学歴において強い有意性を示さなかった。これは、すべての学歴間、産業間、また時系列においてほとんど動きがなかったことが原因であろう。その証拠に、労働時間を説明変数に含んでいない列1と含んだ列2を比較した場合、大卒以上カテゴリでは決定係数はほとんど上昇しない。これは列3と列4の比較でも同様である。また、中卒や高卒カテゴリにおいては列1よりも列2のほうが、列3よりも列4のほうが、決定係数が低い。

次節では、本稿のまとめを行なう。

表2 固定効果モデルによる推計結果

| 中卒カテゴリ | | | | | | | | |
|---------|---------|--------|---------|--------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|
| 変数名 | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 |
| 平均教育年数 | -0.0195 | 0.0255 | -0.0137 | 0.0265 | -0.0193 | 0.0254 | -0.0143 | 0.0265 |
| 労働時間 | | | 0.3657 | 0.2991 | | | 0.3134 | 0.3004 |
| 資本装備率 | | | | | $5.26 \times 10^{-7} *$ | 2.89×10^{-7} | $5.00 \times 10^{-7} *$ | 2.63×10^{-7} |
| 年ダミー | yes | | yes | | yes | | yes | |
| サンプルサイズ | 3922 | | 3922 | | 3922 | | 3922 | |
| 決定係数 | 0.257 | | 0.2507 | | 0.299 | | 0.2926 | |

| 高卒カテゴリ | | | | | | | | |
|---------|----------|--------|-----------|--------|---------------------------|-----------------------|---------------------------|-----------------------|
| 変数名 | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 |
| 平均教育年数 | 0.0466 * | 0.0236 | 0.0560 ** | 0.0238 | 0.0468 ** | 0.0235 | 0.0555 ** | 0.0238 |
| 労働時間 | | | 0.6550 * | 0.3335 | | | 0.6086 * | 0.3316 |
| 資本装備率 | | | | | $8.55 \times 10^{-7} ***$ | 3.03×10^{-7} | $8.36 \times 10^{-7} ***$ | 2.84×10^{-7} |
| 年ダミー | yes | | yes | | yes | | yes | |
| サンプルサイズ | 3922 | | 3922 | | 3922 | | 3922 | |
| 決定係数 | 0.3803 | | 0.3609 | | 0.4414 | | 0.4245 | |

| 短大・高専カテゴリ | | | | | | | | |
|-----------|-----------|--------|-----------|--------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 変数名 | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 |
| 平均教育年数 | 0.0472 ** | 0.0220 | 0.0459 ** | 0.0225 | 0.0474 ** | 0.0221 | 0.0461 ** | 0.0226 |
| 労働時間 | | | -0.2081 | 0.2696 | | | -0.2224 | 0.2698 |
| 資本装備率 | | | | | 2.26×10^{-7} | 2.13×10^{-7} | 2.32×10^{-7} | 2.16×10^{-7} |
| 年ダミー | yes | | yes | | yes | | yes | |
| サンプルサイズ | 3922 | | 3922 | | 3922 | | 3922 | |
| 決定係数 | 0.2776 | | 0.2829 | | 0.2977 | | 0.3035 | |

| 大卒以上カテゴリ | | | | | | | | |
|----------|--------|--------|---------|--------|--------------------------|-----------------------|--------------------------|-----------------------|
| 変数名 | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 |
| 平均教育年数 | 0.0252 | 0.0224 | 0.0252 | 0.0224 | 0.0253 | 0.0224 | 0.0253 | 0.0223 |
| 労働時間 | | | -0.0041 | 0.2740 | | | -0.0035 | 0.2702 |
| 資本装備率 | | | | | $5.36 \times 10^{-7} **$ | 2.45×10^{-7} | $5.36 \times 10^{-7} **$ | 2.45×10^{-7} |
| 年ダミー | yes | | yes | | yes | | yes | |
| サンプルサイズ | 3922 | | 3922 | | 3922 | | 3922 | |
| 決定係数 | 0.3769 | | 0.377 | | 0.3956 | | 0.3957 | |

- 1) ***は1%有意, **は5%有意, *は10%有意をそれぞれ表す。
- 2) 標準誤差はロバストな標準誤差である。

7. 結論

本稿では、教育の外部性に着目し、労働市場の高学歴化は労働者本人のみの賃金に影響するのではなく、他の労働者の賃金にも影響を及ぼしているかどうかを分析した。これまでの平均教育年数と個人の賃金の関係を扱った先行研究には、地理的範囲におけるデータを使用したものが多く、本稿のように産業別のパネルデータを使用した分析はない。この点が本稿と先行研究との大きな違いの一つであると言えよう。

第2節では、本稿で使用したJIP2012の学歴別平均労働コスト、平均教育年数について概観した。ここから、平均教育年数が増加していることが見て取れた。学歴別の労働コストに関しては、景気の影響を受けるために変動は存在したが、それでも長期的に見た場合は増加傾向にあるといえよう。

第6節の実証分析において、高卒と高専・短大の平均労働コストに対して、産業の平均教育年数は正の影響を及ぼすことを明らかにした。ただし、中卒に対しては人的資本のスピルオーバー効果が及ばない可能性についても言及した。大卒に関しては、人的資本がスピルオーバーする源泉であるという視点から、平均教育年数の上昇は大卒の労働コストを増加させないと推察できる。しかし、この結果は先行研究とも整合的であった。

これから労働市場における高学歴化はさらなる進展を迎えることになるかもしれない。その場合、個人の収益だけでなく、こういった外部性まで考慮に入れた高等教育政策を実施する必要があるのではないだろうか。

推計において、産業分門内の性別や年齢構成比も考慮すべきではあったが、データの制約上、それらの変数を用いて分析することはできなかった。また、非正規労働者の増加も大きな問題である。これらが人的資本の外部性に対してどのような影響を持つか分析することは、今後の課題とする。

【先行研究】

櫻井宏二郎 (2009) 「労働供給、労働需要、技術進歩と経済成長」 深尾京司編『マクロ経済と産業構造』, pp.209-25, 慶應義塾大学出版会

田中康秀 (2002) 「わが国における男女間賃金格差の再検討—差別要因と期待要因に関連して」『日本経済研究』 No.45, pp.176-200

深尾京司・宮川努編 (2008) 『生産性と日本の経済成長—JIP データベースによる産業・企業レベルの実証分析』 東京大学出版会

Acemoglu, D. and Angrist, J. (2000) "How Large Are Human-Capital Externalities? Evidence from Compulsory Schooling Laws" Bernanke, B. S. and Rogoff, K. ed. NBER Macroeconomics Annual 2000, Vol.15, pp.9-59, MIT Press

Anselin, L., Varga, A. and Acs, Z. (1997) "Local Geographic Spillovers between University Research and High Technology Innovations" *Journal of Urban Economics*, Vol.42, pp.422-448

Beeson, P. and Montgomery, E. (1993) "The Effects of Colleges and Universities on Local Labor Markets"

- Review of Economics and Statistics*, Vol.75, No.4, pp.753-761
- Bernstein, J. I. (1988) "Costs of Production, Intra- and Interindustry R&D Spillovers: Canadian Evidence" *Canadian Journal of Economics*, Vol.21, No.2, pp.324-347
- Foster, A. D. and Rosenzweig, M. R (1995) "Learning by Doing and Learning from Others: Human Capital and Technical Change in Agriculture" *Journal of Political Economy*, Vol.103, No.6, pp.1176-1209
- Moretti, E. (2004) "Estimating the social return to higher education: evidence from longitudinal and repeated cross-section data" *Journal of Econometrics*, Vol.121, pp.175-212
- Nelson, R. R. and Phelps, E. S. (1996) "Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth" *American Economic Review*, Vol.56, pp.69-75
- Ono, H. (2004) "College Quality and Earnings in the Japanese Labor Market" *Journal of Economy and Society*, Vol. 43, No.3, pp.595-617
- Rauch, J. E. (1993) "Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities" *Journal of Urban Economics*, Vol.34, pp.380-400
- Schultz, T. W. (1975) "The Value of the Ability to Deal with Disequilibria" *Journal of Economic Literature*, Vol.13, No.3, pp.827-846

【データ出典】

経済産業研究所 (2013) 「JIP2012」 <http://www.rieti.go.jp/jp/database/JIP2012/index.html>

文部科学省 (2013) 「学校基本調査」 <http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/NewList.do?tid=000001011528> (2014年4月17日閲覧)