

学歴間賃金格差に関するコホート分析*

Changes in College Premiums in Japan: A Cohort-Based Analysis

大阪大学大学院 経済学研究科 博士前期課程

野呂 沙織**

【要旨】

本稿の目的は、世代による大卒労働者と高卒労働者の労働供給の違いが、大卒-高卒間の賃金格差にどのように影響を与えているのかを探ることにある。本稿では、Card and Lemieux(2001)の労働者の年齢グループ間における不完全代替性を仮定したモデルに従い、その手法を日本のデータに適用することで、学歴間賃金格差に関するコホート分析を行った。その結果、日本においても、学歴間賃金格差の変化が世代によって異なっているのは、年齢グループ間の代替性が不完全であることから説明できることが示された。また、それは全ての年齢階層間の代替性が不完全というよりも、若年層、中年層、高年齢層という大きな年齢グループ間の代替性が不完全であることから生じている。このことから、若年世代と中高年世代で学歴間賃金格差の変化が異なっていることは、高学歴化の進展の状況が世代によって異なることから説明できることが示された。また、企業規模別データによる同様の分析も試みた結果、中小企業において年齢グループ間の不完全代替性が確認できた。

* 本稿の作成に際し、大竹文雄教授(大阪大学社会経済研究所)、松繁寿和教授(大阪大学大学院国際公共政策研究科)、小原美紀助教授(大阪大学大学院国際公共政策研究科)より大変貴重なコメントをいただいた。ここに記して感謝の意を表したい。なお、本稿における誤りその他はすべて筆者の責任に帰すものである。

** 連絡先 (sabaideejp@yahoo.co.jp)

1. はじめに

1980年代以降、アメリカやイギリスにおいて学歴間賃金格差が急拡大したことは、技術革新や労働需要の変化などによって説明されてきた¹。例えば、Katz and Murphy(1992)は、「労働者間の相対賃金の変化は、中高年齢化や高学歴化などの労働構成の変化により説明される」という安定需要仮説に基づき、1960年代前半から1980年代後半における、アメリカの男性労働者について賃金構造の変化を分析した。その結果、勤続年数や教育水準による賃金格差の変化が要素供給の変化および需要の変化によって説明できることを示した。一方、同じ期間における日本の学歴間賃金格差の拡大は緩やかなものであった。この理由について、玄田(1994)は、安定需要仮説に基づき、日本のデータを用いて実証研究を行った。玄田(1994)は、安定需要仮説と整合的な結果を得ており、労働者の高学歴化および中高年齢化は中長期的にみると、学歴間、年齢間、企業規模間の格差を縮小させ、賃金構造の平準化を促しているということ、安定需要仮説は特に勤続年数の違いから発生する賃金格差の動きを説明することを示した。

近年、賃金構造に関する研究において、「世代」という要因が賃金構造に大きな影響を与えている可能性があることが指摘されてきた。例えば、大竹・猪木(1997)は、労働市場における世代効果²の実証分析を行い、景気状況だけでなく、世代のサイズおよびその世代が就職した時点における採用動向などの世代特有の要因が労働者の賃金、企業規模、勤続年数などの雇用状況に長期間影響を与えていることを明らかにしている。また、玄田(1997)は、学卒時点での就職動向と就職後の同期入社人数の違いが賃金などに永続的な影響を与えているとし、80年代以降の日本の賃金格差の変化が欧米に比べて小さかったことも、この世代効果の影響によるものだとしている。この世代効果について、団塊の世代という特定の世代に注目して分析を行っ

¹ 安定需要仮説を提唱した Katz and Murphy(1992)や動学一般均衡モデルを用いた Heckman, Lochner and Taber (1998)、同一学歴内の格差拡大にも焦点をあてた Juhn, Murphy and Pierce (1993)など、これまでの研究では技術革新や労働需要の変化を賃金格差拡大の要因とする仮説が有力であったが、Card and DiNardo (2002)は、熟練労働者への需要に偏った技術革新 (Skill-Biased Technical Change)のみでは賃金格差の変化を説明できないことを指摘している。

² 大竹・猪木(1997)によると、世代効果を引き起こす要因は、(1)各世代のトレンド的な質の変化、(2)それぞれの世代に属する就業者のサイズ、(3)各世代が学卒で就職した時点の採用動向、の3点に分けられる。

た論文としては玄田(1999)があげられる。

世代のサイズという観点から分析を行った岡村(2000, 2001)では、Welch(1979)のキャリア段階モデルを用いて各世代の就業者数のサイズが賃金構造に及ぼす影響を実証分析し、大卒男子においてコーホート・サイズ効果が観察されるが、その効果は職場経験を積み重ねても解消されないという結果を得ている。岡村(2000, 2001)の用いた Welch(1979)のキャリア段階モデルは、熟練職と非熟練職といった訓練密度の差による労働者間の代替性の違いが世代効果における重要な要因であるということを示している。しかしながら、労働者間の代替の弾力性の値について分析した論文は少ない。その中でも、欧米諸国の賃金構造の変化について、世代と労働市場の需給の側面からの研究を行ったのは Card and Lemieux(2001)である。Card and Lemieux(2001)では、「異なる年齢グループに属する、教育水準が同程度の労働者が不完全代替の関係にある」と考えるモデルを用いて学歴間賃金格差の実証分析を行い、アメリカ、イギリスおよびカナダにおける、1950年代後半から1990年代後半にかけての若年層での学歴間賃金格差の拡大が年齢グループ間の高学歴労働者の相対供給の変化に影響を受けていることが確認されている。すなわち、大卒-高卒間の賃金格差の拡大は、大卒労働者に対する需要の増大と、大卒労働者の相対供給の増加率の低下によるものであるという結果を示している。

本稿では、この Card and Lemieux(2001)の手法を日本のデータに適用し、生産関数を用いた供給面からのアプローチによって学歴間賃金格差に関するコホート分析を試みる。

ここで、日本において学歴間の賃金格差はどのように変化してきているのかをみてみよう。『賃金構造基本統計調査』により日本の学歴間賃金格差の変化を確認すると、実際、学歴間賃金格差は世代によって異なっている。図1には、1976年から2001年にかけての学歴間賃金格差の推移が年齢階級ごとに示されている。中高年層の大卒-高卒間の学歴間賃金格差は80年代以降縮小してきているが、その一方で若年層の学歴間賃金格差は80年代前半に拡大し、80年代後半以降はほぼ横ばいとなっている。また、労働供給面をみると、中高年層の大卒-高卒間の相対供給は80年代以降拡大しており、その一方で若年層の高学歴者の相対供給は80年代半ばまでは拡大しているが80年代後半以降は横ばいとなっている(図2)。本稿の目的は、このような世代による学歴間の労働供給の違いが、学歴間の賃金格差にどのように影響を与

えているのかを探ることにある。

本稿は次のように展開される。次節では分析に用いるモデルと推定方法について説明し、第3節では実証分析の推定結果のまとめと考察を行い、最後に第4節で結論を述べる。

2. モデルとデータ

2.1 不完全代替モデル

本節では、分析の枠組みとなる不完全代替モデルを Card and Lemieux(2001)に沿って説明する。

まず、年齢グループ間の不完全代替性を仮定するために、高卒および大卒の労働者の労働投入量をそれぞれ以下のような CES 型の関数によって表す。

$$H_t = \left[\sum_j (\alpha_j H_{jt}^\eta) \right]^{\frac{1}{\eta}} \quad (1)$$

$$C_t = \left[\sum_j (\beta_j C_{jt}^\eta) \right]^{\frac{1}{\eta}} \quad (2)$$

ここで $\eta = 1 - \frac{1}{\sigma_A}$ (ただし、 $-\infty < \eta \leq 1$) とし³、 α_j は同じ学歴を持つ労働者の年齢グループ間での代替弾力性、 β_j および α_j は年齢グループ j の相対効率性を表す。

次に、生産関数が、高卒および大卒の労働投入と技術効率性を表すパラメータからなる CES 型の関数で表されるとする。

$$y_t = (\theta_H H_t^\rho + \theta_C C_t^\rho)^{\frac{1}{\rho}} \quad (3)$$

ここで、 $\rho = 1 - \frac{1}{\sigma_E}$ (ただし、 $-\infty < \rho \leq 1$) とし、 σ_E は学歴間の代替弾力性を表す。

³ は教育水準によって異なるが、簡単化のため同じとする。後にこの仮定を緩める。また、同一学歴の労働者が年齢グループ間において完全代替の関係にある場合、 η は 1 となる。

賃金率 w が、限界生産物価値に等しくなるように決定されるとすると、大卒-高卒間の相対賃金は、

$$\frac{w_{jt}^c}{w_{jt}^h} = \frac{\partial y_t / \partial H_{jt}}{\partial y_t / \partial C_{jt}} = \frac{\theta_{ct} C_t^{\rho-\eta} \psi_t \beta_j C_{jt}^{\eta-1}}{\theta_{ht} H_t^{\rho-\eta} \psi_t \alpha_j H_{jt}^{\eta-1}} \quad (4)$$

となる。ただし、 $\psi_t = (\theta_{ht} H_t^\rho + \theta_{ct} C_t^\rho)^{\frac{1}{\rho}-1}$ である。

ここで、両辺を対数化し、整理すると、

$$\log\left(\frac{w_{jt}^c}{w_{jt}^h}\right) = \log\left(\frac{\theta_{ct}}{\theta_{ht}}\right) + \log\left(\frac{\beta_j}{\alpha_j}\right) + \left[\left(\frac{1}{\sigma_A}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_E}\right)\right] \log\left(\frac{C_t}{H_t}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_A}\right) \log\left(\frac{C_{jt}}{H_{jt}}\right) \quad (5)$$

が得られる。したがって、 t 年における年齢グループ j の大卒-高卒間の賃金格差は、その年の総労働供給比 (C_t/H_t) とその年齢グループ内の労働供給比 (C_{jt}/H_{jt}) の両方に依存することになる。もし、同じ学歴を持つ労働者が年齢グループ間において完全代替の関係 (すなわち σ_A が無限大) であれば、 $1/\sigma_A = 0$ となり、高卒-大卒間の賃金格差は総労働供給比と相対的技術ショック (θ_{ct}/θ_{ht}) のみに依存すると考えられる。しかし、ここで (5) を、

$$\log\left(\frac{w_{jt}^c}{w_{jt}^h}\right) = \log\left(\frac{\theta_{ct}}{\theta_{ht}}\right) + \log\left(\frac{\beta_j}{\alpha_j}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_E}\right) \log\left(\frac{C_t}{H_t}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_A}\right) \left[\log\left(\frac{C_{jt}}{H_{jt}}\right) - \log\left(\frac{C_t}{H_t}\right) \right] \quad (6)$$

と変形すると、 $1/\sigma_A > 0$ であっても、 $\log(C_{jt}/H_{jt}) - \log(C_t/H_t)$ が一定であれば、 $1/\sigma_A = 0$ の場合と同様のことが起こりうる⁴。

したがって、 $1/\sigma_A > 0$ であって、かつ $\log(C_{jt}/H_{jt}) - \log(C_t/H_t)$ が時間とともに変化する場合、 t 年における年齢グループ j の学歴間賃金格差には世代効果が影響していると考えられる。ここで t 年における年齢グループ j の労働者の供給比が、そのグループの世代効果 λ_{t-j} と年齢効果 ϕ_j により表されると仮定すると、

$$\log\left(\frac{C_{jt}}{H_{jt}}\right) = \lambda_{t-j} + \phi_j \quad (7)$$

となる。これを (5) に代入すると、

⁴ このことは、各コホート間の大学進学率が一定水準で伸びた場合に起こりうる。

$$\log\left(\frac{w_{jt}^c}{w_{jt}^h}\right) = \varepsilon_1 \log\left(\frac{\theta_{ct}}{\theta_{ht}}\right) + \left[\left(\frac{1}{\sigma_A}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_E}\right)\right] \log\left(\frac{C_t}{H_t}\right) + \varepsilon_2 \log\left(\frac{\beta_j}{\alpha_j}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_A}\right) \phi_j - \left(\frac{1}{\sigma_A}\right) \lambda_{t-j} + e_{jt} \quad (8)$$

が得られる。すなわち、 t 年における年齢グループ j の高卒-大卒間の賃金格差は、年効果、年齢効果、世代効果の3つの効果に依存すると考えられる。ただし、世代効果は $1/\sigma_A = 0$ のとき、もしくは λ_{t-j} が誕生年の線形関数で表される場合に無視できる⁵。

2.2 推定モデル

前節で説明した(5)式の不完全代替モデルを推定するにあたって、 A と E の識別が問題となってくる。 A と E を識別するために、二本の式を推定する。

・第一段階推定

まず、 A の推定値は、

$$\log\left(\frac{w_{jt}^c}{w_{jt}^h}\right) = a_1 B_t + a_2 D_t - \left(\frac{1}{\sigma_A}\right) \log\left(\frac{C_{jt}}{H_{jt}}\right) + e_{jt} \quad (9)$$

から得られる。ここで、 B_t は年齢効果（相対生産効率性の効果： $\log(\beta_j/\alpha_j)$ ） λ 、 D_t は年効果（相対技術効率性の効果： $\log(\theta_{ct}/\theta_{ht})$ ）および総労働供給比の効果： $\log(C_t/H_t)$ 、 a_1 および a_2 はパラメータ、 e_{jt} は誤差項である。 B_t は年齢ダミー、 D_t は年ダミーあるいは線形のトレンドとして推定する。

・第二段階推定

高卒および大卒のそれぞれの賃金決定式を変形すると、

$$\log(w_{jt}^h) + (1/\sigma_A) H_{jt} = \log(\theta_{ht} H_t^{\rho-\eta} \Psi_t) + \log(\alpha_j) \quad (10a)$$

$$\log(w_{jt}^c) + (1/\sigma_A) C_{jt} = \log(\theta_{ct} C_t^{\rho-\eta} \Psi_t) + \log(\beta_j) \quad (10b)$$

が得られる。これら二式の左辺は第一段階推定で得られた $1/\sigma_A$ の推定値で求められ、また右辺の第一項は年ダミーを用いることによって推定できる。したがって、生産効率性を表す変数（ β_j および α_j ）は、制約のない年ダミーの効果を含んだ年齢効果

⁵ λ_{t-j} が誕生年の線形関数で表されるということは、世代効果が年齢効果および年効果と線形従属関係にあることを意味し、それは「 $\log(C_{jt}/H_{jt}) - \log(C_t/H_t)$ の値が一定である」ということを意味している。

(年齢ダミー)として推定可能となる。さらに、相対技術効率性の効果： $\log(\theta_{ct}/\theta_{ht})$ が線形のトレンドをもつということを仮定すると、推定式は、

$$\log\left(\frac{w_{jt}^c}{w_{jt}^h}\right) + \left(\frac{1}{\sigma_A}\right)^* \log\left(\frac{C_t}{H_t}\right) = b_1 * trend + b_2 \log\left(\frac{\beta_j}{\alpha_j}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_E}\right) \log\left(\frac{C_t}{H_t}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_A}\right) \log\left(\frac{C_{jt}}{H_{jt}}\right) + e_{jt} \quad (11)$$

となる。ここで、 $\left(\frac{1}{\sigma_A}\right)^*$ は第一段階推定で得られた $1/\sigma_A$ の推定値、 $trend$ はトレンド

項、 $b_i(i=1,2)$ はパラメータである。

よって、(9)式と(11)式の二本の式を推計し、同じ学歴を持つ労働者の年齢グループ間での代替弾力性 σ_A と学歴間の代替弾力性 σ_E を求める。このモデルの特徴は、異なる年齢グループに属し、教育水準が同程度の労働者が不完全代替の関係にあるという仮定を置いていることである。すなわち、同じ学歴を持つ労働者の年齢グループ間での代替弾力性の逆数 $1/\sigma_A$ がゼロではないという仮定である。したがって、同じ学歴を持つ労働者の年齢グループ間での代替弾力性を示す年齢階級別相対供給のパラメータ ($-1/\sigma_A$) の推定値が有意にマイナスとなると、年齢グループ間での代替弾力性の値が算出できる。

2.3 データ

使用したデータは厚生労働省の『賃金構造基本統計調査』(1976～2001年)⁶における一般労働者の年齢階級別データである。『賃金構造基本統計調査』の年齢階級別データでは、年齢階級が12階級⁷に分かれており、本稿で対象とする25歳から59歳までの年齢階級は、5歳ごとの区分となっているため、年齢階級を1976年、1981年、…、2001年ととり、5年おきのデータを用いてコホートデータを作成する⁸。

本稿でいう賃金とは、高卒・大卒ともに、年齢および時点で区分された各グループ

⁶ 1972年までの年齢階級区分は9区分であり、40歳以上は10歳ごとの区分となっていたが、1973年以降は年齢階級が5歳ごとの12区分となった。また、調査の対象となるのは、9大産業に属する民間および国・公営の事業所であったが、1976年には9大産業のうち民間ならびに公共企業体等および地方公営企業の事業所に限定され、病院や学校、図書館および研究所等の事業所は対象外となった。これらの理由により、1975年以前と1976年以降では連続したデータを得られないと判断したため、本稿では1976年以降のデータを用いる。

⁷ 17歳以下、18～19歳、20～24歳、25～29歳、30～34歳、35～39歳、40～44歳、45～49歳、50～54歳、55～59歳、60～64歳、65歳以上の12階級に分かれている。

⁸ 1976年に25歳～29歳の年齢グループに属する労働者は、1981年には30歳～34歳の年齢グループに属している。

プの年間労働所得の平均値である。年間労働所得とは、現金給与総額を12倍したものに前年の年間賞与その他特別給与額を加えた値である。

以下では、まず基本モデルとなる(9)式および(11)式の推定を行う。さらに、基本モデルの仮定を緩めた学歴別賃金関数の推定と、基本モデルに企業規模別データを用いた場合の推定を行う。最後に、「高卒労働者と大卒労働者が完全代替の関係にある」と仮定した場合の賃金関数の推定を試みる。

3. 推定結果

3.1 基本モデル

基本モデルとなる(9)式および(11)式の推定結果を表1に示した。まず、第一段階推定の結果をみると、年効果として年ダミーを用いた場合(表1-)および年効果としてトレンドを用いた場合(表1-)のいずれも、同じ学歴を持つ労働者の年齢グループ間での代替弾力性を示す年齢階級別相対供給のパラメータ($-(1/\sigma_A)$)が有意にプラスとなり、理論的に導かれる符号とは一致しない。すなわち、年齢グループ間において労働者が完全代替の関係にあるという可能性が棄却できないことになる。次に、第二段階推定の結果をみると、年齢階級別労働供給比のパラメータの値($-(1/\sigma_A)$)は第一段階推定の推定値とほぼ同値であり、やはり理論とは逆に有意にプラスの値となっている。また、総労働供給比のパラメータも有意に推定されず、大卒労働者と高卒労働者が完全代替の可能性にあることを棄却できない。

年齢階級別相対供給のパラメータ($-(1/\sigma_A)$)の符号が理論から導かれる符号と一致しないという問題に対処するために、年齢階級を若年層(25~29歳)、中年層(30~49歳)、高年齢層(50歳~59歳)の3つのグループに分け、それぞれの年齢層内では労働者が完全代替の関係にあると仮定し、これら3つのグループによって年齢効果を表す年齢ダミーを作成する⁹。年齢効果については、5歳ごとに分けられた年齢グループよりも、若年層・中年層・高年齢層に分けた、大きなグループの方が年齢による特徴を捉えやすく、賃金に与える影響が大きいのではないかと考えられるからである。この年齢ダミーを用いた場合の推定結果は表2に示されている。第一段

⁹ また、若年層を25~29歳、中年層を30~44歳、高年齢層を45~59歳と定義した場合も結果は変わらなかった。しかしながら、若年層を25~34歳、中年層を35~44歳、高年齢層を45~59歳と定義した場合は有意な結果が得られなかった。

階推定の結果をみると、年効果として年ダミーを用いた表 2- およびトレンド項を用いた表 2- とともに、年齢階級別相対供給のパラメータ ($-(1/\sigma_A)$) の値はおよそ -0.17 であり、有意にマイナスとなった。したがって、同じ学歴を持つ労働者の年齢グループ間での代替弾力性の値はおよそ 5.8 であることが分かる。また、年齢効果をみると、中年層、高年齢層と年齢グループが上がるとともに、段階的に賃金格差は拡大していることがみてとれる。ただし、どちらの年効果も有意に推定されなかった。

次に、第二段階推定の結果をみると、パラメータ $-(1/\sigma_A)$ の値は第一段階推定の推定値とほぼ同値で有意にマイナスとなり、年齢間における不完全代替性が示された。しかしながら、総労働供給比のパラメータは有意に推定されず、大卒労働者と高卒労働者が完全代替の関係にある可能性を棄却できないということになる。年齢効果のダミーを変化させても、総労働供給比のパラメータ ($-(1/\sigma_E)$) は有意に推定することができず、学歴間の代替弾力性の値を算出することができなかった。

このように、年齢効果を 5 歳ごとの年齢階級ダミーによって表した場合では年齢階級別相対供給のパラメータ ($-(1/\sigma_A)$) は有意に推定されなかったが、年齢効果を若年層・中年層・高年齢層と大きな年齢グループに分けた年齢階級ダミーによって表した場合では、パラメータ $-(1/\sigma_A)$ は有意に推定され、同一学歴を持つ労働者の年齢グループ間の不完全代替性を示すことができた。年齢効果を若年層・中年層・高年齢層と大きな年齢グループに分けた場合、各年齢層内では労働者が完全代替の関係にあると仮定することとなる。この仮定により、年齢の効果をより大きなグループで捉えることができると考えられる。年齢グループを大きくとった場合の年齢効果をみると、若年層を基準とした場合、働き盛りの壮年期にあたる中年層、管理職に就く割合が高くなる高年齢層と年齢階層が上がるにつれて学歴間賃金格差を拡大させることが読み取れる。したがって、若年世代と中高年世代で学歴間賃金格差の変化が異なっていることは、若年層、中年層、高年齢層という大きな労働者の年齢グループ間の代替性が不完全であり、若年世代と中高年世代では高学歴化の進展の状況が異なるということから説明できることが示された。

3.2 学歴別賃金関数

これまでのモデルでは、労働投入関数指数 が教育水準によらず同一であると仮

定していた。本節ではこの仮定を緩め、 θ_{jt} が教育水準によって異なるという仮定を置き、学歴別の賃金関数を推定する。まず、労働投入関数を再定義する。

$$H_t = \left[\sum_j (\alpha_j H_{jt}^\delta) \right]^{\frac{1}{\delta}} \quad (12)$$

ただし、 $\delta = 1 - \frac{1}{\sigma_{AH}}$ とし ($-\infty < \delta \leq 1$)、 σ_{AH} は高卒労働者の年齢グループ間での代

替弾力性である。同様に、大卒労働者についても、

$$C_t = \left[\sum_j (\beta_j C_{jt}^\gamma) \right]^{\frac{1}{\gamma}} \quad (13)$$

と表す。ただし、 $\gamma = 1 - \frac{1}{\sigma_{AC}}$ とし ($-\infty < \gamma \leq 1$)、 σ_{AC} は大卒労働者の年齢グループ間

での代替弾力性である。次に、高卒労働者の賃金は次のように表せる。

$$w_{jt}^H = \frac{\partial y_t}{\partial H_{jt}} = \frac{\partial y_t}{\partial H_t} \cdot \frac{\partial H_t}{\partial H_{jt}} = \Psi_t \cdot \theta_{ht} H_t^{\rho-\delta} \cdot \alpha_j H_{jt}^{\delta-1} \quad (14)$$

両辺に対数を取り、 Ψ_t が誤差項に含まれると仮定して整理すると、

$$\log w_{jt}^H = a_1 \log(\theta_{ht}) + a_2 \log(\alpha_j) - \left(\frac{1}{\sigma_E} \right) \log(H_t) - \left(\frac{1}{\sigma_{AH}} \right) [\log(H_{jt}) - \log(H_t)] + e_{jt}^h \quad (15)$$

となる。大卒労働者についても同様に、

$$\log w_{jt}^C = b_1 \log(\theta_{ct}) + b_2 \log(\beta_j) - \left(\frac{1}{\sigma_E} \right) \log(C_t) - \left(\frac{1}{\sigma_{AC}} \right) [\log(C_{jt}) - \log(C_t)] + e_{jt}^c \quad (16)$$

となる。技術効率性を表す θ_{jt} が線形のトレンドによって表され、 α_j および β_j が年齢ダミーで表されると仮定すると、これらの賃金関数が直接推定できる。

これらの学歴別の賃金関数を推定した結果は表3に示されている。学歴別に結果を比較すると、高卒労働者では、年齢階級別労働供給比から総労働供給比を引いた変数のパラメータの値 ($-(1/\sigma_A)$) および総労働供給比のパラメータ ($-(1/\sigma_E)$) とともに、有意にプラスとなり、理論から導き出される符号と一致しなかった。すなわち、労働者が年齢間において完全代替の関係にあるという可能性が棄却できず、また学歴間においても完全代替の関係にあるという可能性を棄却できなかったことになる。一方、大卒労働者については、年齢効果として5歳ごとの年齢階級ダミーを用いた場合は有意な結果は得られなかったが、若年層・中年層・高年齢層という大きな年

年齢グループに分類した年齢ダミーを用いた場合は、年齢階級別労働供給比から総労働供給比を引いた変数のパラメータの値 $(-1/\sigma_A)$ が有意にマイナスとなった。これにより、大卒労働者の年齢グループ間での代替弾力性の値は 5.8 であることが分かる。その一方で、大卒労働者の総労働供給比のパラメータ $(-1/\sigma_E)$ は有意に推定されず、学歴間における完全代替の可能性を棄却できなかった。

学歴間賃金格差の推定において、高卒労働者に関しては、理論から導き出された符号と一致せず、代替弾力性の値を算出することができなかったが、大卒労働者に関しては、年齢グループ間において労働者が不完全代替の関係にあることが認められた。ここで、Card and Lemieux(2001)の分析結果と比較すると、アメリカの年齢グループ間の代替弾力性の値は、大卒労働者および高卒労働者ともに有意に推定されており、およそ 5~6 という値となる。一方、日本の大卒労働者の年齢間の代替弾力性の値は 5.8 と推計された。したがって、年齢グループ間の代替弾力性の大きさは、大卒労働者については、日米間でほぼ同じくらいの大きさとなっていることが分かる。

3.4 不完全代替モデル - 企業規模別データを用いた場合 -

Card and Lemieux(2001)のモデルでは、学歴間の代替性が全ての企業規模で等しく、同じ年齢階級のコホートに属する労働者であれば、企業規模が異なっても完全代替の関係にあるという仮定がなされていた。そこで、これらの暗黙うちに置かれていた仮定を緩め、労働者の代替弾力性が属する企業の規模によって異なるという仮定を置き、企業規模別のデータを用いて不完全代替モデルの推定を行う。推定モデルは基本モデルの(9)式および(11)式である。

年齢効果を若年層・中年層・高年齢層という大きな年齢区分によるダミーを用いた場合の推定結果は表 4 に示されている。結果を企業規模別にみると、企業規模 1000 人以上の大企業では、 σ_A および σ_E ともに有意に推定されず、「年齢間において労働

¹² 玄田(1994)では、1980年代以降の短期的な賃金構造の変化には、供給要因だけでなく、技術革新や国際競争力の変化などによる労働需要シフトなどの要因が影響を及ぼしていることを指摘している。

働者が完全代替の関係にあるという可能性」および「大卒労働者と高卒労働者が完全代替の関係にあるという可能性」をともに棄却できない。その一方で、企業規模 100 ~ 999 人および 10~99 人の中小企業では、同一学歴を持つ労働者の年齢間の不完全代替性が認められた。ただし、学歴間の代替弾力性についてはこれまでの推定結果と同様に、 ϵ は有意に推定されず、大卒労働者と高卒労働者が完全代替の関係にあるという可能性は棄却できないという結果が得られた。年齢間の代替弾力性をみると、企業規模 100 ~ 999 人の中企業は 6.5 ~ 7.2 であり、企業規模 10 人以下の小企業では 7.0 ~ 7.2 とほぼ同じ大きさであることが分かる。

このように、年齢グループ間の代替弾力性の値が企業規模によって異なることが示されたが、大企業と中小企業で結果が大きく異なることはどのように解釈できるだろうか。ここで、企業規模ごとに大卒-高卒間の相対労働供給の推移をみてみると、大企業と中小企業では高学歴化の進展状況が大きく異なることが分かる(図 3~5)。大企業では、1980 年代後半から若年層および中年層において高学歴化が大きく進展し、大卒労働者の割合が高くなってきているのに対して、中小企業では大卒-高卒間の相対供給の変化は比較的小さい。しかしながら、大卒高卒間の賃金格差の推移を企業規模により比較すると、年齢階級 55~59 歳では企業規模によって変化が異なっているが、その他の年齢層では、学歴間賃金格差の変化が全企業規模でほぼ同じ傾向にあることが見てとれる(図 6~8)。すなわち、大企業では 1980 年代以降、若年層および中年層で高学歴化が進展しているのにも関わらず、学歴間の賃金格差の推移は中小企業と同じ傾向にある。高学歴化の進展による労働構成の変化は、中長期的に大卒-高卒間の賃金格差を縮小させると考えられるが、大企業において高学歴化が進んだ若年層および中年層では学歴間の賃金格差は縮小していない。大企業における学歴間賃金格差の変化には、供給要因の変化だけでなく、需要要因などの他の要因が影響を及ぼしていた可能性が考えられる¹²。

3.4 不完全代替モデルを用いた賃金関数

前節までの学歴間賃金格差に関する推定により、「大卒労働者と高卒労働者が完全代替の関係にあるという可能性は棄却できない」ということが示された。そこで、本節では、「大卒労働者と高卒労働者が完全代替の関係にある」と仮定したモデル(すなわち、年齢グループ間の不完全代替性のみを仮定したモデル)を展開し、賃金関数

の推定を試みる。

まず、労働投入関数を次のように定義する。

$$L_t = \left[\sum_j \mu_j L_{jt}^\omega \right]^{\frac{1}{\omega}} \quad (17)$$

ただし $\omega = 1 - \frac{1}{\sigma_A}$ とし ($-\infty < \sigma_A \leq 1$)、 σ_A は年齢グループ間の代替弾力性、 μ_j は

労働効率性を表している。次に、生産関数を、

$$y_t = \theta_t L_t \quad (18)$$

と定義する。ここで、 θ_t は技術効率性を表している。賃金率が限界生産物価値に等しくなるように決定されるとすると、

$$w_{jt} = \frac{\partial y_t}{\partial L_{jt}} = \theta_t \cdot L_t^{1-\omega} \cdot \mu_j \cdot L_{jt}^{\omega-1} \quad (19)$$

が得られ、両辺を対数化し、整理すると次のような賃金関数が得られる。

$$\log w_{jt} = \log(\theta_t) + \log(\mu_j) - \left(\frac{1}{\sigma_A} \right) [\log(L_{jt}) - \log(L_t)] \quad (20)$$

θ_t が線形のトレンドによって表され、 μ_j が年齢ダミーで表されると仮定すると、(20)式の賃金関数が直接推定できる¹³。

推定結果は表 5 に示されている。年齢効果として 5 歳ごとの年齢ダミーを用いた場合の推定結果をみると、年齢階級別労働供給比から総労働供給比を引いた変数のパラメータの値 ($-(1/\sigma_A)$) は有意にマイナスとなり、年齢間において労働者が不完全代替の関係にあることが示された。年齢グループ間の代替弾力性の値は 4.7 となることが分かる。また、若年層・中年層・高齢層という大きな区分による年齢グループダミーを用いた場合でもほぼ同様の結果が得られた。

したがって、年齢グループ間の不完全代替性は、労働者全体の賃金をみた場合においても確認でき、その値は学歴間賃金格差の分析における年齢間の代替弾力性の値よりもやや小さいが近似している。この結果は、前節までの年齢間の不完全代替性に関する推定結果を補完するものと考えられるだろう。

¹³ この推定に用いるデータは『賃金構造基本統計調査』の学歴計・産業計・企業規模計のデータである。

4. おわりに

本稿では、Card and Lemieux(2001)のモデルに則して、日本のデータを用いて学歴間賃金格差のコホート分析を行った。ここで、Card and Lemieux(2001)による推定結果をまとめておくと、アメリカならびにイギリス、カナダの年齢グループ間の代替弾力性の値は、およそ4~6を示している。また、学歴間の代替弾力性の値は、アメリカおよびイギリスでおよそ2~2.5となっている一方で、カナダの学歴間の代替弾力性は有意に推定されていない。これらの背景には、アメリカおよびイギリスとカナダでは、学歴間賃金格差の推移がやや異なっていることが関係していると考えられる。アメリカやイギリスにおいては、若年労働者の学歴間賃金格差が急拡大しており、中高年では学歴間賃金格差が1970年代半ばから変化していない。その一方で、カナダについては、若年労働者の学歴間賃金格差に急激な拡大はみられないが、中高年労働者の学歴間賃金格差は80年代以降大きく縮小してきているのである。

日本における学歴間賃金格差の推移はカナダと似ており、若年層の学歴間賃金格差は80年代に拡大し、90年代はほぼ変化していないが、中高年層においては80年代以降、格差は縮小してきている。本稿の分析では、学歴間の代替弾力性はカナダと同様に有意な結果は得られなかったが、年齢グループ間の代替弾力性の値はおよそ5.8であり、アメリカおよびイギリス、カナダとほぼ同じ値であることが分かる。このことから、日本においても、学歴間賃金格差の変化が世代によって異なっているのは、年齢間の代替性が不完全であることから説明できることが示された。また、それは全ての年齢階層間の代替性が不完全というよりも、若年層、中年層、高年齢層という大きな年齢グループ間の代替性が不完全であることから生じている。したがって、若年層の学歴間賃金格差がそれほど変化していないのに対し、中高年層の学歴間賃金格差が縮小してきていることは、世代による高学歴化の進展状況の違いにより説明できることがわかった。高学歴化の進展状況の違いを具体的にみると、若年層では1980年代半ばまでに高学歴化が進展し、その後の大卒-高卒間の相対労働供給はほぼ変化していない一方で、中高年層においては、全期間を通じて高学歴化の進展が見られ、学歴間の相対労働供給が拡大してきていることがわかる。

また、本稿では、学歴別賃金関数の推定および企業規模別データを用いた不完全代替モデルの分析も行った。学歴別賃金関数の推定では、大卒労働者についてのみ、

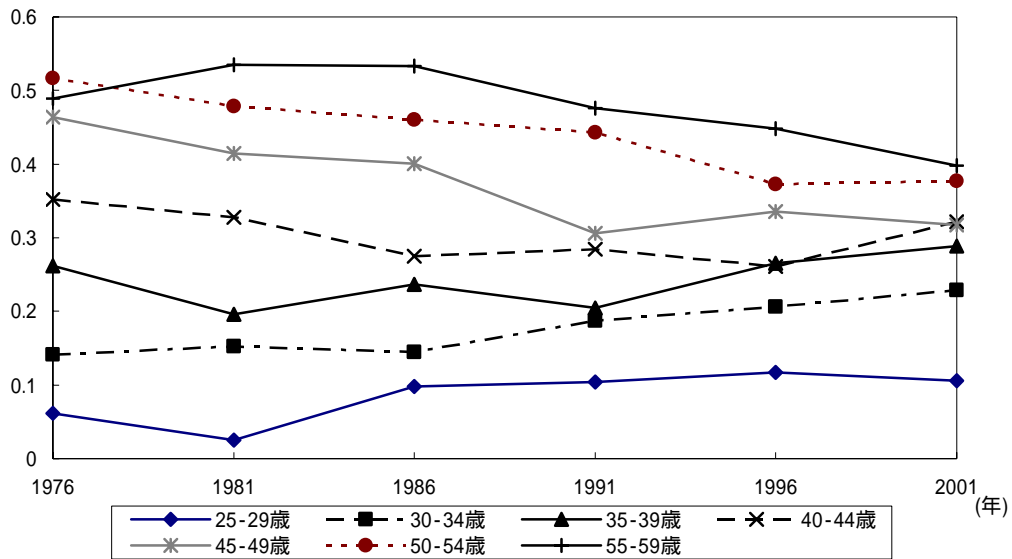
年齢グループ間において労働者が不完全代替の関係にあることが確かめられた。企業規模別のデータを用いた不完全代替モデルの推定では、中小企業において年齢グループ間での不完全代替性が確認できた。しかしながら、企業規模別分析において、大卒労働者と高卒労働者の学歴比率は、内生変数であると考えられるため、本稿の推定で得られた結果には、内生性バイアスがあると考えられる。したがって、企業規模別の分析においては、この内生性を考慮した分析を行う必要がある。

本稿における問題点は、学歴間の代替弾力性については有意な結果が得られなかったことである。このことは、学歴間において労働者が完全代替の関係にあるという可能性を棄却できないことを示している。本稿で用いたモデルでは、「技術効率性が線形のトレンドで表される」と仮定した。その一方で、総労働供給比の推移を見ると、明らかな上昇トレンドがあることがわかる。したがって、技術効率性を表すトレンド項と総労働供給比の識別が困難になるという問題が生じてしまい、第二段階推定において、総労働供給比のパラメータが有意に推計されないという結果をもたらしてしまったのではないかと考えられる。上記のような問題に対し、より緻密化されたモデルを用いた分析および、マイクロデータによる分析が望まれる。

参考文献

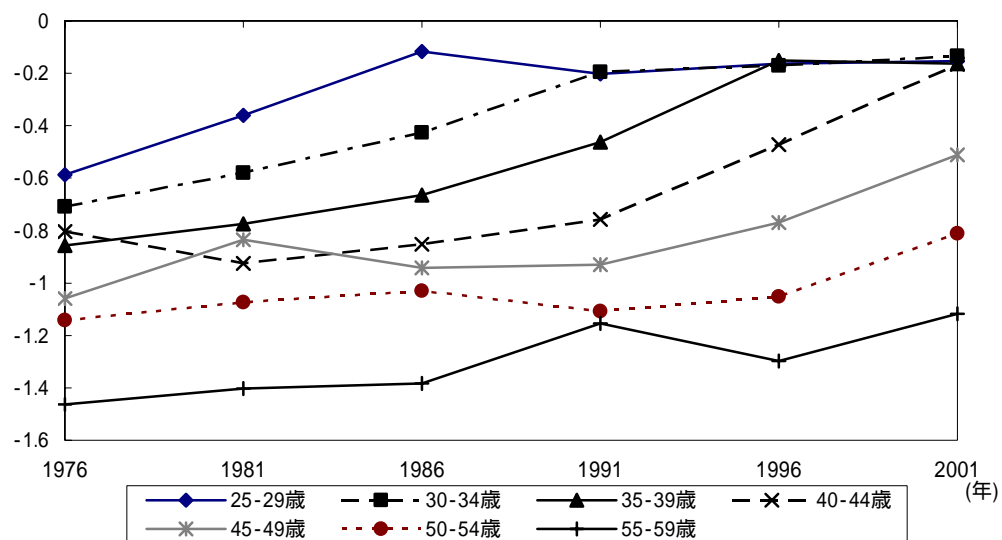
- Card, David, and Thomas Lemieux (2001), “Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men ? : A Cohort-Based Analysis”, *Quarterly Journal of Economics* **116**, 705-746.
- Card, David, and John E. DiNardo (2002), “Skill Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles”, *NBER Working Paper* No.8769.
- Juhn, Chinhui, Kevin M. Murphy, and Books Pierce(1993), “Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill”, *Journal of Political Economy* **101**, 410-442.
- Heckman, James J., Lance Lochner, and Christopher Taber (1998), “Explaining Rising Wage Inequality: Explorations with a Dynamic General Equilibrium Model of Labor Earnings with Heterogeneous Agents”, *Review of Economic Dynamics* **1**, 1-58.
- Katz, Lawrence F., and Kevin M. Murphy (1992), “Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors”, *Quarterly Journal of Economics* **107**, 35-78.
- Welch, Finis (1979), “Effects of Cohort Size on Earnings: The Baby Boom Babies’ Financial Bust”, *Journal of Political Economy* **87**, No. 5: s65-97.
- 大竹文雄・猪木武徳 (1997)「労働市場における世代効果」, 浅子和美・福田慎一・吉野直行 編 『現代マクロ経済分析：転換期の日本経済』東京大学出版会。
- 岡村和明(2000)「日本におけるコーホート・サイズ効果 - キャリア段階モデルによる検証」 『日本労働研究雑誌』 No. 481 , pp. 36-50 .
- 岡村和明(2001)「日本におけるコーホート・サイズ効果：再論 - 産業別データによる検証」 『高知叢論』 第 70 号 , pp. 21-45 .
- 玄田有史(1994)「高学歴化 , 中高年化と賃金構造」, 石川経夫 編 『日本の所得と富の分配』東京大学出版会。
- 玄田有史(1997)「チャンスは一度 世代と賃金格差 」 『日本労働研究雑誌』No. 449 , pp. 2-12 .
- 玄田有史(1999)「ホワイトカラーの処遇変化と団塊世代の影響」 『社会科学研究』 第 50 卷 , 第 3 号 , 東京大学社会科学研究所。

図1 学歴間賃金格差の推移(年齢階級別)



注) 学歴間賃金格差は大卒の賃金に対する高卒の賃金の比率：相対賃金(w^c/w^h)を対数化したもの。対象は、男子一般労働者(産業計・企業規模計)。

図2 学歴間相対労働供給の推移(年齢階級別)



注) 相対労働供給は、大卒労働者数に対する高卒労働者数の比率を対数化したもの。対象は、男子一般労働者(産業計・企業規模計)。

表 1 基本モデルの推定結果

	第一段階推定		第二段階推定
年齢階級別労働供給 $\left[-\left(\frac{1}{\sigma_A}\right)\right]$	0.164** (0.061)	0.167*** (0.057)	0.166*** (0.059)
総労働供給 $\left[-\left(\frac{1}{\sigma_E}\right)\right]$			0.170 (0.204)
年齢効果			
30-34 歳	0.109*** (0.025)	0.109*** (0.024)	0.109*** (0.024)
35-39 歳	0.198*** (0.029)	0.198*** (0.027)	0.198*** (0.028)
40-44 歳	0.284*** (0.035)	0.285*** (0.032)	0.285*** (0.033)
45-49 歳	0.383*** (0.043)	0.384*** (0.040)	0.384*** (0.041)
50-54 歳	0.483*** (0.053)	0.485*** (0.050)	0.485*** (0.051)
55-59 歳	0.565*** (0.068)	0.568*** (0.064)	0.568*** (0.066)
年効果			
1981 年	-0.038 (0.023)		
1986 年	-0.048 (0.025)		
1991 年	-0.082*** (0.027)		
1996 年	-0.099*** (0.032)		
2001 年	-0.119*** (0.038)		
トレンド		-0.023*** (0.006)	-0.023 (0.017)
定数項	0.193*** (0.038)	0.211*** (0.040)	0.215 (0.200)
サンプル数	42	42	42
Adjusted R ²	0.90	0.91	0.91
LM het. Test [p 値]	0.779 [0.37]	1.262 [0.26]	0.524 [0.46]

注) 推定は最小二乗法で行った。括弧内は標準偏差。***は 1%水準で有意、**は 5%水準で有意であることを示す。

表 2 基本モデルの推定結果（年齢グループを大きな区分で表した場合）

	第一段階推定		第二段階推定
年齢階級別労働供給 $\left[-\left(\frac{1}{\sigma_A}\right)\right]$	-0.178*** (0.056)	-0.174*** (0.053)	-0.176*** (0.054)
総労働供給 $\left[-\left(\frac{1}{\sigma_E}\right)\right]$			0.340 (0.321)
年齢効果			
Age30-49	0.129*** (0.036)	0.130*** (0.034)	0.129*** (0.034)
Age50-59	0.213*** (0.061)	0.217*** (0.058)	0.215*** (0.059)
年効果			
1981年	-0.005 (0.036)		
1986年	0.010 (0.037)		
1991年	0.006 (0.039)		
1996年	0.025 (0.041)		
2001年	0.055 (0.046)		
トレンド		0.009 (0.007)	-0.003 (0.027)
定数項	0.022 (0.045)	0.004 (0.046)	0.167 (0.317)
サンプル数	42	42	42
Adjusted R ²	0.76	0.78	0.78
LM het. Test	0.004	0.123	0.612
[p 値]	[0.98]	[0.72]	[0.43]

注) 推定は最小二乗法で行った。括弧内は標準偏差。***は 1%水準で有意、**は 5%水準で有意であることを示す。

表3 学歴別賃金関数の推定結果

	高卒労働者		大卒労働者	
(年齢階級別労働供給) - (総労働供給)	0.110*** (0.038)	0.064 (0.040)	-0.010 (0.040)	-0.170** (0.040)
$\left[-\left(\frac{1}{\sigma_A} \right) \right]$				
総労働供給	0.977*** (0.082)	0.987*** (0.202)	1.452*** (0.110)	1.526*** (0.345)
$\left[-\left(\frac{1}{\sigma_E} \right) \right]$				
トレンド	0.046*** (0.006)	0.048*** (0.016)	-0.108*** (0.018)	-0.106* (0.053)
年齢効果				
(30-34 歳	0.183*** (0.032)		0.272*** (0.021)	
35-39 歳	0.327*** (0.040)		0.474*** (0.025)	
40-44 歳	0.439*** (0.037)		0.633*** (0.033)	
45-49 歳	0.523*** (0.035)		0.764*** (0.046)	
50-54 歳	0.575*** (0.032)		0.847*** (0.060)	
55-59 歳	0.498*** (0.030)		0.746*** (0.073)	
(Age30-49		0.361*** (0.037)		0.459*** (0.050)
Age50-59		0.496*** (0.042)		0.513*** (0.124)
定数項	-5.023*** (1.146)	-5.263* (2.699)	-10.030*** (1.340)	-11.229** (4.221)
サンプル数	42	42	42	42
Adjusted R ²	0.95	0.83	0.98	0.84
LM het. Test	9.62***	0.200	0.001	0.600
[p 値]	[0.002]	[654]	[0.97]	[0.43]

注) 推定は、高卒労働者で不均一分散が確かめられたためロバスト推定で行い、その他の推定式についても最小二乗法の結果と殆ど違いが生じなかったため、ロバスト推定法で統一した。括弧内は標準偏差。***は1%水準で有意、**は5%水準で有意、*は10%水準で有意であることを示す。高卒・大卒ともに 式は年齢階級ごとの年齢ダミーを用いた場合の推定結果であり、 式は若年層・中年層・高年齢層という大きな年齢グループに分類した年齢ダミーを用いた場合の推定結果である。

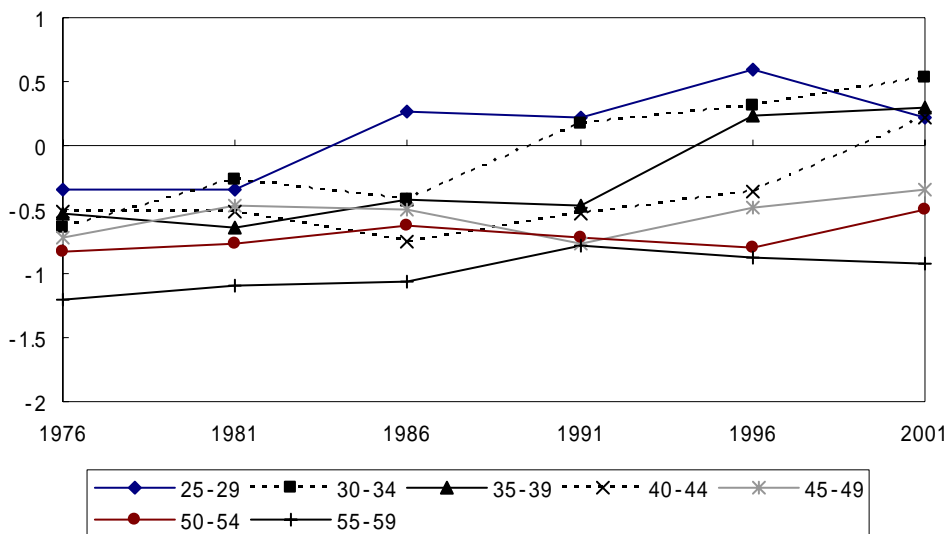
表4 企業規模別・不完全代替モデルの推定結果

企業規模	大企業(1000人以上)			中企業(100~999人)			小企業(10~99人)		
説明変数									
年齢階級別労働供給 $\left[-\left(\frac{1}{\sigma_A}\right)\right]$	-0.032 (0.040)	-0.029 (0.038)	-0.029 (0.039)	-0.153*** (0.050)	-0.139*** (0.048)	-0.145*** (0.047)	-0.142*** (0.039)	-0.138*** (0.037)	-0.138*** (0.038)
総労働供給 $\left[-\left(\frac{1}{\sigma_E}\right)\right]$			0.008 (0.259)			0.456 (0.234)			0.161 (0.196)
年齢効果									
Age30-49	0.168*** (0.034)	0.170*** (0.032)	0.169*** (0.033)	0.138*** (0.032)	0.141*** (0.031)	0.140*** (0.031)	0.155*** (0.028)	0.156*** (0.027)	0.156*** (0.027)
Age50-59	0.305*** (0.050)	0.309*** (0.048)	0.309*** (0.049)	0.242*** (0.052)	0.253*** (0.050)	0.248*** (0.050)	0.249*** (0.040)	0.252*** (0.039)	0.252*** (0.039)
年効果									
1981年	-0.036 (0.035)			-0.008 (0.035)			-0.023 (0.031)		
1986年	-0.044 (0.035)			0.047 (0.037)			-0.035 (0.031)		
1991年	-0.037 (0.036)			0.015 (0.038)			-0.033 (0.031)		
1996年	-0.035 (0.040)			0.028 (0.039)			-0.054 (0.031)		
2001年	-0.045 (0.042)			0.068 (0.044)			-0.030 (0.033)		
トレンド		-0.006 (0.007)	-0.007 (0.034)		0.010 (0.007)	-0.015 (0.020)		-0.007 (0.005)	-0.007 (0.007)
サンプル数	42	42	42	42	42	42	42	42	42
Adjusted R ²	0.72	0.74	0.73	0.76	0.77	0.78	0.80	0.81	0.80
LM het. Test [p値]	[0.899]	[0.935]	[0.941]	[0.471]	[0.528]	[0.822]	[0.791]	[0.892]	[0.212]

注) 推定は最小二乗法で行った。括弧内は標準偏差。***は1%水準で有意であることを示す。

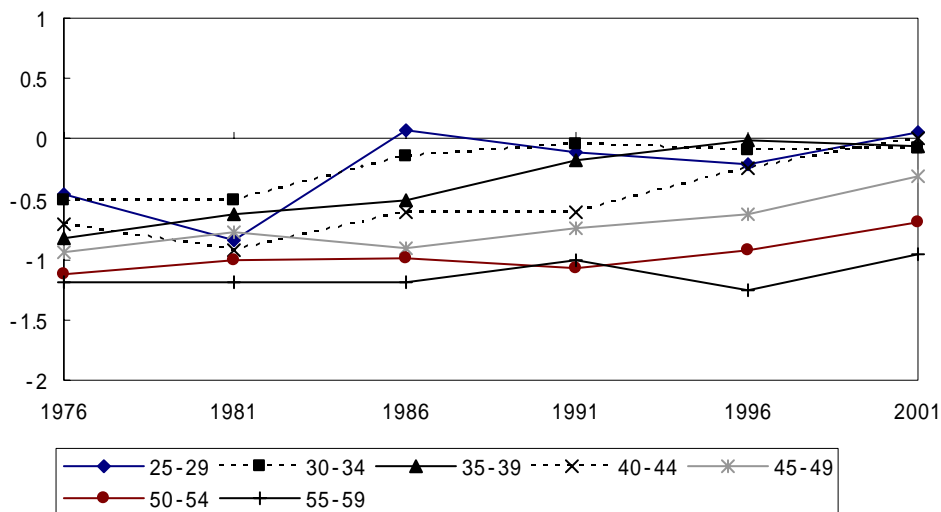
全企業規模について、推定式 および は第一段階推定、 は第二段階推定の推定結果である。

図3 大企業・学歴間相対労働供給の推移(年齢階級別)



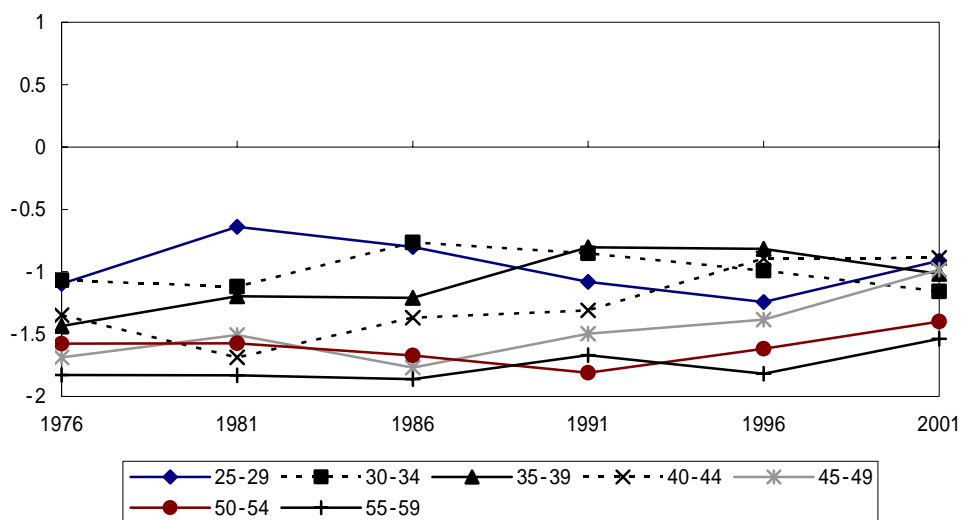
注) 相対労働供給は、大卒労働者数に対する高卒労働者数の比率を対数化したもの。対象は、男子一般労働者(産業計)。

図4 中企業・学歴間相対労働供給の推移(年齢階級別)



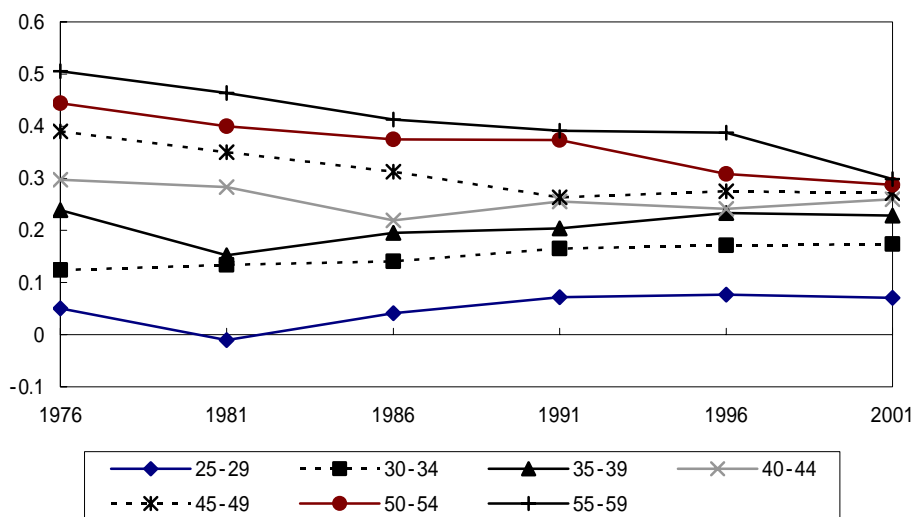
注) 相対労働供給は、大卒労働者数に対する高卒労働者数の比率を対数化したもの。対象は、男子一般労働者(産業計)。

図5 小企業・学歴間相対労働供給の推移(年齢階級別)



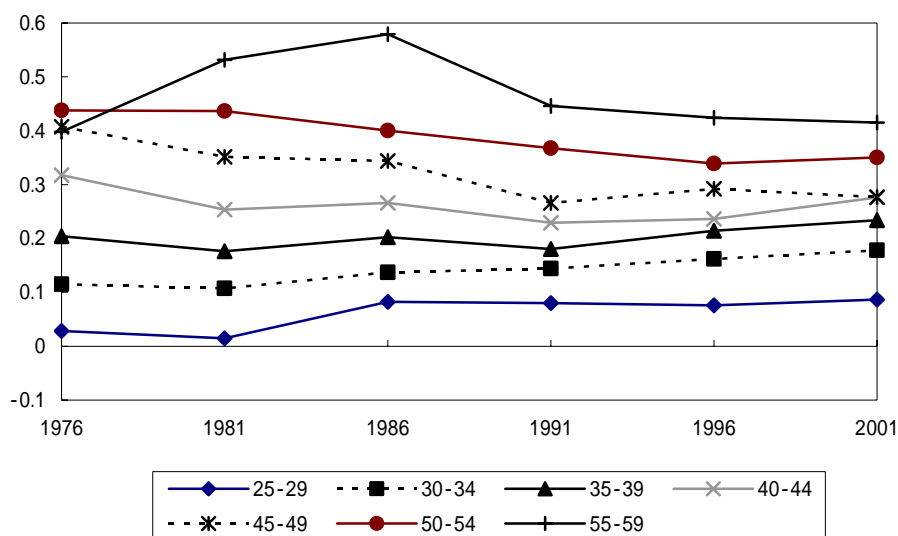
注) 相対労働供給は、大卒労働者数に対する高卒労働者数の比率を対数化したもの。対象は、男子一般労働者(産業計)。

図6 大企業・学歴間賃金格差の推移(年齢階級別)



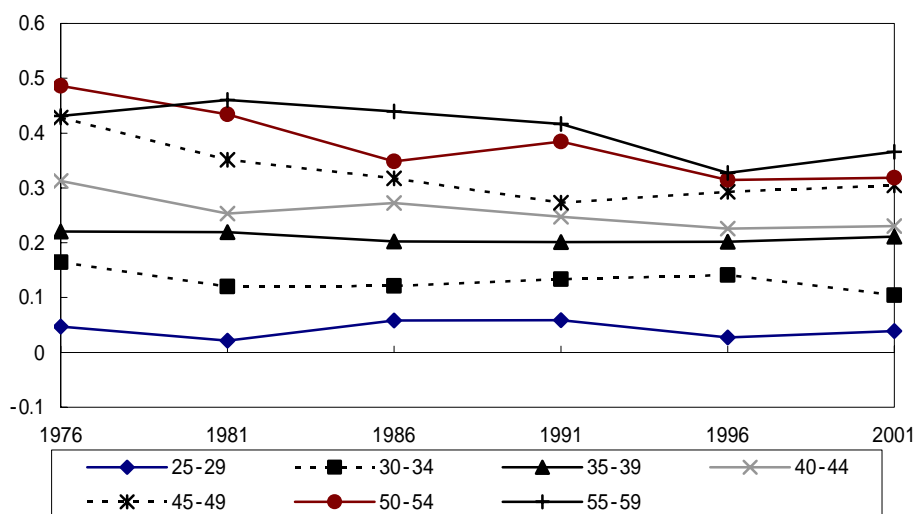
注) 学歴間賃金格差は大卒の賃金に対する高卒の賃金の比率：相対賃金(w^c/w^H)を対数化したもの。対象は、男子一般労働者(産業計)。

図7 中企業・学歴間賃金格差の推移(年齢階級別)



注) 学歴間賃金格差は大卒の賃金に対する高卒の賃金の比率：相対賃金(w^c/w^H)を対数化したもの。対象は、男子一般労働者(産業計)。

図8 小企業・学歴間賃金格差の推移(年齢階級別)



注) 学歴間賃金格差は大卒の賃金に対する高卒の賃金の比率：相対賃金(w^c/w^H)を対数化したもの。対象は、男子一般労働者(産業計)。

表5 年齢間の不完全代替性を仮定した賃金関数の推定結果

(年齢階級別労働供給)		
- (総労働供給)	-0.213*	-0.202**
$\left[-\left(\frac{1}{\sigma_A} \right) \right]$	(0.108)	(0.040)
トレンド	0.141***	0.142***
	(0.012)	(0.011)
年齢効果		
(30-34 歳	0.211***	
)	(0.068)	
35-39 歳	0.364***	
)	(0.066)	
40-44 歳	0.465***	
)	(0.066)	
45-49 歳	0.534***	
)	(0.071)	
50-54 歳	0.575***	
)	(0.087)	
55-59 歳	0.516***	
)	(0.105)	
(Age30-49		0.346***
)		(0.060)
(Age50-59		0.536***
)		(0.072)
定数項	8.035***	8.012***
	(0.237)	(0.172)
サンプル数	42	42
Adjusted R ²	0.88	0.84
LM het. Test	0.287	0.212
[p 値]	[0.591]	[0.645]

注) 推定は、最小二乗法で行った。括弧内は標準偏差。***は 1%水準で有意、**は 5%水準で有意、*は 10%水準で有意であることを示す。式は年齢階級ごとの年齢ダミーを用いた場合の推定結果であり、式は若年層・中年層・高年齢層という大きな年齢グループに分類した年齢ダミーを用いた場合の推定結果である。