



「2000年代の学歴間賃金格差の様相

: 労働者の年齢間代替性が与える影響」

(The wage differential between college and high-school graduates in the
2000s: The effect of labor substitution between age groups)

May 8, 2014

関島 梢恵 (Kozue Sekijima)

大阪大学大学院国際公共政策研究科 (OSIPP) 博士前期課程

Master student, Osaka School of International Public Policy (OSIPP)

【キーワード】 学歴間賃金格差、年齢間代替性、若年雇用

JEL Classification Codes: J21、J31、E24

【要約】

本稿では2000年代に年齢間の労働代替性が高まったのかを探るため、Card and Lemieux(2001)の不完全代替モデルを用い、野呂・大竹(2006)の分析で使用されたデータを2011年まで更新して回帰分析を行った。分析によって、(i)先行研究と同様に年齢グループ間には依然として不完全代替の関係にあり、(ii)代替弾力性の値は90年代までと2000年代で大きな変化が見られないとの結果を得ている。このことから、若年雇用環境の悪化の背景で懸念されている年齢間の代替関係の高まりは、必ずしも起きているわけではないことが明らかになった。

本研究を進めるにあたり、指導教官の国際公共政策研究科小原美紀准教授から、丁寧かつ熱心なご指導を賜りました。ここに感謝の意を表します。

I. はじめに

日本では2002年から2008年の金融危機の勃発前にかけて、機械類の輸出好調などを起因とした好景気を迎え、雇用も回復した。製造業の現場等での労働需要の高まりは、高卒労働者にとって学歴間賃金格差を縮小する方向に作用したのではないかと推測される。しかしながら、実際は若年層の学歴間賃金格差にわずかな拡大傾向¹が見られる。若年層では2000年代以降、継続的な高学歴化²により相対的な高卒労働供給は小さかったにもかかわらず、高卒労働者の賃金低下率は大卒労働者より大きい³。なぜこのようなことが起こったのか。

太田(2010)は若年雇用について、中高年労働者との代替の可能性を指摘している。高齢者の継続雇用の進展や技術発展による年齢のハンディキャップの軽減などによって世代間の職業類似性が高まることで、若年の雇用が圧迫されるという。中高年との代替によって若年の高卒労働者の雇用が圧迫されたのだとすれば、2000年代の好景気が若年高卒者にとって有利に働かなかったのかもしれない。総務省統計局の『労働力調査』によると若年男性(25～29歳)の完全失業率は、1990年に2.0%(全世代平均は2.0%)だったのが、2000年に5.8%(同4.9%)、2010年に7.8%(同5.4%)まで増加し、全世代平均を上回るようになっていく。2012年7月16日の日本経済新聞では、中高年就業率の上昇と対照的に深刻さを増す若年の就業難を取り上げ、「若者の雇用が割を食いやすい構造問題」を指摘している。若者と中高年の代替性の高まりが懸念されているのだろう。本稿では若年と中高年の労働者の代替弾力性を算出し、2000年代以降でより代替的になったかを探りたい。

日本における若年と中高年の代替関係の研究には、事業所の中高年比率と採用の関係を分析した玄田(2001)や、企業へのアンケート調査から中高年の過剰感と新規採用の関係を分析した川口(2005)などがある。また、太田(2010)は『国勢調査』を用いて中高年の就業率が高い地域で若年の就業率が低いか分析しており、これらの先行研究から間接的に若年と中高年の年齢間代替関係が示唆されている⁴。

年齢間の労働の代替性を直接計測できる手法としてCard and Lemieux(2001)の不完全代替モデルがある。労働市場の需給関係に基づき外生的な学歴間相対労働供給の変化が学歴間賃金格差に与える影響を分析することで、アメリカ、イギリス、カナダにおいて労働者が年齢

¹ 若年層(25～29歳)の大卒－高卒間相対賃金の対数値は、2001年に0.11、2006年に0.16、2011年に0.21であり、大卒賃金が相対的に高まっている。

² 若年層の大卒－高卒間相対労働供給の対数値は2001年に-0.07、2006年に0.05、2011年に0.14であり、大卒労働供給の相対的な増加が続いている。

³ 2001年から2011年における若年層の賃金変化率は、高卒で約11%、大卒で約1%の減少が見られる。

⁴ 若者と高齢者(55あるいは60歳以上)の代替関係に着目した研究もある。三谷(2001)がコストシェア関数の推定から代替性を直接計測しているほか、太田(2012)では2006年の「改正高年齢者雇用安定法」の施行後、男性の高齢化指標の上昇が若年採用を抑制する傾向が観察されている。

グループ間で不完全代替の関係にあることを明らかにしている。また、1950年代後半から1990年代後半に起きた若年層の学歴間賃金格差の背後に、大卒労働者への需要の増加と高学歴化の進展の鈍化があったことを指摘している。Fitzenberger and Kohn(2006)はこのモデルを拡張し⁵、ドイツのデータで3つのスキルグループ間の賃金格差を分析して比較的高い年齢間代替弾力性を確認している。

不完全代替モデルは日本の労働市場について分析した既存の研究でも使われている。Kawaguchi and Mori(2008)はスキル偏向的技術進歩による大卒労働者の需要の高まりが高学歴化と相まって大卒賃金プレミアムを安定的に推移させたことを示している。Kawaguchi and Mori(2014)では、日本の学歴間賃金格差がアメリカより小さい点に着目し、1986年から2008年にかけての大卒労働供給の伸びが日本でより早かったことによって説明している。野呂・大竹(2006)は年齢間の代替関係に注目しており、1976年から2001年の厚生労働省の『賃金構造基本統計調査』のデータを用いて分析している。これら日本の先行研究で共通して、年齢間代替性は完全代替ではないものの、ある程度代替的であることが示されている。

本稿では、若年労働者と中高年労働者の代替が高まってきているのかを不完全代替モデルを用いて年齢間代替弾力性を推定することによって明らかにする。貢献および主要な結果は次の3点である。(i) 日本における年齢間代替の可能性について、学歴間格差を同時に考慮するモデルに基づいて分析したことに加え、(ii) 直近の2011年までデータを更新したことで、労働環境が大きく変わったとされる1998年以降の様相を分析することができた。また(iii) 分析により、90年代と2000年代で年齢間代替弾力性に大きな差はなく、高まっていると懸念される年齢間の代替関係が必ずしも高まっているわけではないことが示された。

以下、IIで分析に用いるモデルと推定方法について説明し、IIIで実証分析の推定結果のまとめと考察を行い、最後にIVで結論を述べる。

II. 推定モデルとデータ

Card and Lemieux(2001)のモデルの詳細はAppendixに示す。モデルでは労働者を大卒者と高卒者の2つの学歴グループに分け、各グループの労働投入が年齢グループ別で表される労働者と生産効率性のパラメーターからなるCES型関数に依存すると仮定する。総生産を2つの学歴グループの労働投入と技術的効率性のパラメーターからなるCES型関数で表す。さらに賃金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。同じ学歴グループに属する労働者が年齢グループ間で不完全代替であり、学歴間相対労働供給を年齢グループと全

⁵ Ottaviano and Peri(2012)には様々なパターンへの入れ子型モデルへの拡張が示されている。

体で比較したときに時間を通じて同じ傾向を示すのでない場合、次のことが示唆される。大卒－高卒間の相対賃金（学歴間賃金格差）は、技術進歩に依存する相対的技術ショックや相対労働供給、年齢に依存する相対生産効率性に加えて年齢階級別相対労働供給の影響を受けて、年齢グループごとに異なる傾向を示す。

推定では年齢間代替弾力性と学歴間代替弾力性の識別が必要になるため、二段階の推定を行う。第一段階推定では年齢間代替弾力性 σ_A を求める。

$$(1) \log\left(\frac{w_{jt}^c}{w_{jt}^h}\right) = \alpha_1 B_t + \alpha_2 D_t - \left(\frac{1}{\sigma_A}\right) \log\left(\frac{C_{jt}}{H_{jt}}\right) + e_{jt}$$

cは大卒、hは高卒、tは年、jは年齢グループを示す。被説明変数は学歴間賃金格差を表し、wは賃金である。注目する説明変数は年齢階級別相対労働供給（ $\log(C_{jt}/H_{jt})$ ）で、Cは大卒労働者数、Hは高卒労働者数を示している。 α_1 と α_2 はパラメーター、 e_{jt} は誤差項、 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。得られた $1/\sigma_A$ の推定値を使って第二段階推定では学歴間代替弾力性 σ_E を求める。

$$(2) \log\left(\frac{w_{jt}^c}{w_{jt}^h}\right) + \left(\frac{1}{\sigma_A}\right) \log\left(\frac{C_{jt}}{H_{jt}}\right) = b_1 * trend + b_2 \log\left(\frac{\beta_j}{\alpha_j}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_E}\right) \log\left(\frac{C_t}{H_t}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_A}\right) \log\left(\frac{C_{jt}}{H_{jt}}\right) + e_{jt}$$

$\log(C_t/H_t)$ は総労働供給比、 $\log(\beta_j/\alpha_j)$ は相対生産効率性であり、 α_j と β_j は時間を通じて一定と仮定した生産効率性を示している。 b_1 と b_2 はパラメーター、 $trend$ はトレンド項を表す。(1)式と(2)式を推定し、年齢階級別相対労働供給のパラメーター（ $-(1/\sigma_A)$ ）の推定値が有意にマイナスとなれば、年齢間不完全代替の仮定が満たされ、同じ学歴グループに属する異なる年齢グループの労働者間の代替弾力性 σ_A を算出できる。

データおよび指標作成方法は野呂・大竹(2006)に準ずる。厚生労働省の『賃金構造基本統計調査』（1976－2011年）における一般男性労働者の年齢階級別データを使用し、新たに実施・公表された調査結果を加えてデータを更新する。[25～29歳、30～34歳、35～39歳、40～44歳、45～49歳、50～54歳、55～59歳の5歳ごと7階級] × [1976－2011年の5年ごと計8回分の調査] より56サンプルが得られる。被説明変数の大卒－高卒間賃金格差は、高卒の賃金に対する大卒の賃金の比率の対数値で表す。賃金は大卒・高卒ともに、年齢および時点で区分された各グループの年間労働所得の平均値とする。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を指す。説明変数について、年齢階級別相対労働供給と総労働供給比はそれぞれ年齢階級別と全年齢階級での高卒労働者数に対する大卒労働者数の比率を対数値で表す。労働者数は産業計かつ企業規模計の数値を使う。年齢ダミーは若年層（25～29歳）、中年層（30～49歳）、高年齢層（50～59歳）の3つの年齢グループに分けたダミー変数を作り、中年層ダミーと高年齢層ダミーを加える。これは「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、大きなグループのほう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」との野呂・大竹(2006)の指摘に従っている。年ダミーには 1976 年以外の調査年のダミーを加える。記述統計は表 1 に示す。

(表 1 挿入)

III. 推定結果と考察

(1)式と(2)式をサンプルの期間を変えて推定し、第二段階推定の結果を表 2 に示す。第一段階、第二段階推定ともに、年齢グループ間の代替弾力性を示すパラメーター ($-1/\sigma_A$) は有意水準 1% で有意に負の値となっている。これは理論モデルと一致しており、年齢グループ間における不完全代替の仮定を満たし、年齢間代替弾力性 σ_A の値を算出できる。

(表 2 挿入)

1976 年から 2011 年までに拡張したサンプルの推定では年齢間代替弾力性が 5.41 である。バブル崩壊前までの時期 (1976 年～1991 年) のサンプルを使った推定では 3.66 と比較的代替性が小さいのに対して、野呂・大竹 (2006) が行ったのと同じ 2001 年までのサンプルの推定では 5.65 になっている⁶。日本における他の先行研究とも比較すると、1982 年から 2002 年の総務省の『就業構造基本調査』を用いた Kawaguchi and Mori(2008)の分析では、年齢間代替弾力性は 6.0 と推定されている⁷。また、Kawaguchi and Mori(2014)による 1986 年から 2008 年の総務省の『労働力調査』を用いた分析では、5.7 と算出される。こうした分析結果から、年齢間の代替性は 2000 年代以降ほとんど変化していないことがわかる。

なお、その他のパラメーターを確認すると、年齢ダミーはすべて有意に正の値を示している。これは先行研究とも一致し、若年層を基準として年齢層が上がるにつれて学歴間賃金格差の程度が大きくなることを示している。また、学歴間の代替性を示すパラメーター ($-1/\sigma_E$) はほとんどが有意でなく、理論から導かれる符号 (－) と一致しない。トレンド項も有意に推定されていない。先行研究でも指摘されるように、総相対労働供給のパラメーターが示す高学歴化の進展と年ダミー (トレンド項) が示す技術進歩がともに線形のトレンドとして捉えられるため、識別が困難であることが原因だと考えられる。

2001 年までのデータに限定した推定と 2000 年代のデータを加えた推定で年齢間代替弾力性に変化が見られないとの結果は何を意味しているのだろうか。年齢グループ間が代替的な関係にある点は既存の研究結果と整合的である。しかしながら、2000 年代以降に年齢間の労働代替性が高まったわけではないことがわかる。すなわち本稿の研究結果からは、近年の

⁶ 野呂・大竹 (2006) は推定パラメーターを -0.17 として年齢間代替弾力性を計算し、約 5.8 としている。

⁷ 学歴別卒業生数比を操作変数に利用した IV 推定では、年齢間代替弾力性は 4.7 と算出されている。

若年層の雇用環境の悪化において懸念されている若年層と中高年層との代替関係の高まりは確認されない。

ただし、労働者間の代替関係が若年の雇用を圧迫する可能性が否定されたわけではない。本稿の分析では観察することができない他の代替性が存在する可能性があるからだ。この時期の特徴として、非正規雇用の急激な増加が挙げられる。若年の高卒労働者と非正規労働者の代替性が高ければ、非正規労働者の需要の高まりが若年の高卒正規労働者の雇用や賃金を抑制したのかもしれない。若年層での正規・非正規の代替関係だけでなく、中高年の非正規労働と若年の正規労働の代替の可能性もあるだろう。本稿は一般労働者のデータを使用しており、雇用形態（正規／非正規）を識別することはできないため、非正規雇用の影響を見ることはできない。

IV. おわりに

本稿は、2000年代の若者を取り巻く雇用環境の悪化の背景に、中高年労働者との代替関係の高まりがあったかを探っている。年齢間代替弾力性を計測するため、Card and Lemieux(2001)のモデルを利用した野呂・大竹(2006)の先行研究に準じて、2000年代のデータを加えて分析を行った。結果として2000年代でも年齢間不完全代替性は確認されたが、代替弾力性の値には変化が見られなかった。したがって、2000年代における若年と中高年の労働代替性の高まりは否定される。一方、2000年代以降の若年雇用をめぐっては、非正規雇用の急激な増加も見られ、雇用形態による労働代替の可能性が浮かび上がっている。本稿のデータではその点を分析できないが、今後は非正規雇用の増加が若年雇用にもたらした影響を詳しく分析する必要があるだろう。

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
- Fitzenberger, B. and K. Kohn (2006) “Skill Wage Premia, employment, and Cohort Effects: Are Workers in Germany All of the Same Type”, *Centre for European Economic Research (ZEW), Discussion Paper*
- Gianmarco I. P. Ottaviano and Bocconi (2012) “Rethinking the Effect of Immigration on Wages”, *Journal of the European Economic Association*
- Daiji Kawaguchi and Yuko Mori (2008) “Stable Wage Distribution in Japan, 1982-2002: A Counter Example for SBTC?”, *RIETI Discussion Paper Series 08-E-020*
- Daiji Kawaguchi and Yuko Mori (2014) “Winning the race against technology”, *Bank of Japan Working Paper Series*
- 太田聡一 (2010) 「労働者間の代替関係と若年雇用」『若年就業の経済学』第5章 (日本経済新聞出版社)
- 太田聡一 (2012) 雇用の場における若年者と高齢者—競合関係の再検討 (日本労働研究雑誌) 労働政策研究・研修機構
- 川口大司 (2005) 「労働者の高齢化と新規採用」『雇用ミスマッチの分析と諸課題—労働市場のマッチング機能強化に関する研究報告書』第6章 (連合総合生活開発研究所)
- 玄田有史 (2001) 「結局、若者の仕事がなくなった—高齢社会の若年雇用」橋木俊詔、デーヴィッド・ワイズ編『【日米比較】企業行動と労働市場』第7章 (日本経済新聞出版社)
- 野呂沙織・大竹文雄 (2006) 「年齢間労働代替性と学歴間賃金格差」(日本労働研究雑誌) 労働政策研究・研修機構
- 三谷直紀 (2001) 「高齢者雇用政策と労働需要」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』第11章 (東京大学出版会)
- 日本経済新聞「特集—若年失業率、20年で2倍、就職環境、厳しさ増す(働けない若者の危機)」2012年7月16日

表 1. 記述統計

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
大卒男性賃金	56	6660.579	2049.809	2307.6	10320.4
高卒男性賃金	56	4800.637	1191.117	2169.2	7080.4
大卒男性労働者	56	52470.45	26035.17	2653	89925
高卒男性労働者	56	82726.54	28353.17	11462	138940
年齢階級別学歴間賃金格差	56	0.30725	0.12921	0.024711	0.534878
年齢階級別相対労働者	56	-0.58409	0.438492	-1.46335	0.320678
総労働供給比	56	-0.58115	0.227748	-0.91195	-0.23156

注：[25～29 歳、30～34 歳、35～39 歳、40～44 歳、45～49 歳、50～54 歳、55～59 歳の 5 歳ごと 7 階級] × [1976－2011 年の 5 年ごと計 8 回分の調査] より 56 サンプル。

表 2.第二段階推定の結果

	1976—1991	1976—1996	1976—2001	1976—2006	1976—2011
年齢階級別相対労働者 ($-1/\sigma_A$)	-0.273*** (0.0722)	-0.210*** (0.0595)	-0.177*** (0.0545)	-0.181*** (0.0550)	-0.185*** (0.0527)
総相対労働者 ($-1/\sigma_E$)	0.230 (0.453)	0.249 (0.447)	0.341 (0.321)	0.563** (0.244)	0.609** (0.246)
30-49歳ダミー	0.0850* (0.0477)	0.110** (0.0400)	0.130*** (0.0350)	0.129*** (0.0337)	0.118*** (0.0326)
50-59歳ダミー	0.172** (0.0767)	0.200*** (0.0659)	0.215*** (0.0593)	0.192*** (0.0581)	0.171*** (0.0548)
トレンド	0.0146 (0.0344)	0.0106 (0.0341)	-0.00396 (0.0279)	-0.0205 (0.0235)	-0.0202 (0.0239)
定数項	-0.0850 (0.435)	-0.0279 (0.431)	0.167 (0.317)	0.391 (0.245)	0.430* (0.248)
サンプル数	28	35	42	49	56
決定係数	0.858	0.833	0.810	0.780	0.763
σ_A (年齢間代替弾力性)	3.66	4.76	5.65	5.52	5.41

注：推定は最小二乗法で行った。()内は標準誤差。***は1%有意,**は5%有意,*は10%有意を表す

補説：不完全代替モデル

大卒労働者と高卒労働者の2つの学歴グループの労働投入にCES型関数を仮定する。

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

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

t は年、 j は年齢グループ、 α_j と β_j は時間を通じて一定と仮定した相対効率性を表す。 $-\infty < \eta \leq 1$ は同じ学歴で異なる年齢グループ間の代替弾力性 $\sigma_A = 1/(1-\eta)$ で表される。簡略化のため η は2つの学歴グループで等しいと仮定する。 t 期の総生産 y_t は、高卒労働者と大卒労働者、技術的効率性のパラメーター θ_{ht} および θ_{ct} からなるCES型関数で表す。

$$(3) y_t = (\theta_{ht} H_t^\rho + \theta_{ct} C_t^\rho)^{\frac{1}{\rho}}$$

$-\infty < \rho \leq 1$ は2つの学歴グループ間の代替弾力性 $\sigma_E = 1/(1-\rho)$ で表される。ここで賃金率 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。大卒－高卒間の相対賃金を対数化して整理すると、

$$(4) \log\left(\frac{w_{jt}^c}{w_{jt}^h}\right) = \log\left(\frac{\partial y_t / \partial C_{jt}}{\partial y_t / \partial H_{jt}}\right) = \log\left(\frac{\theta_{ct}}{\theta_{ht}}\right) + \log\left(\frac{\beta_j}{\alpha_j}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_E}\right) \log\left(\frac{C_t}{H_t}\right) - \left(\frac{1}{\sigma_A}\right) \left[\log\left(\frac{C_{jt}}{H_{jt}}\right) - \log\left(\frac{C_t}{H_t}\right) \right]$$

年齢グループ間が不完全代替で $1/\sigma_A > 0$ となり、 $\log(C_{jt}/H_{jt}) - \log(C_t/H_t)$ が時間とともに変化する場合、大卒－高卒間賃金格差 ($\log(w_{jt}^c/w_{jt}^h)$) は、 t 年の相対的技術ショック ($\log(\theta_{ct}/\theta_{ht})$) と総労働供給比 ($\log(C_t/H_t)$) の影響 (年効果) や、年齢グループ j の相対生産効率性 ($\log(\beta_j/\alpha_j)$) の影響 (年齢効果) を受けるだけでなく、年齢階級別相対労働供給 ($\log(C_{jt}/H_{jt})$) の影響を受ける。