



賃金プロファイルは変わったか : 都道府県パネルデータを利用して

檜, 康子
増田, 淳矢

(Citation)

神戸大学経済学研究科 Discussion Paper, 1604

(Issue Date)

2016

(Resource Type)

technical report

(Version)

Version of Record

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/81009321>



賃金プロファイルは変わったか
—都道府県パネルデータを利用して

檜 康子

増田 淳矢

June 2016

Discussion Paper No.1604

GRADUATE SCHOOL OF ECONOMICS

KOBE UNIVERSITY

ROKKO, KOBE, JAPAN

賃金プロファイルは変わったか—都道府県パネルデータを利用して¹
Has Age-Wage Profile Changed? : Using the Prefectural Panel Data

檜 康子²
増田 淳矢³

要旨

本研究はマクロの効果をコントロールした上で、1980年代以降の年齢階層別の賃金構造の変化を分析した。分析の結果、男性労働者、女性労働者ともに徐々に賃金のピークの年齢階級が高くなってきたことが確認された。男性労働者では比較的若い層での賃金が低下し、高齢層の賃金が上昇した。30歳代までの賃金プロファイルは緩やかになり、40歳から50歳代の賃金プロファイルは急になっていることが示された。女性労働者では特に30代から40代前半の賃金が高くなってきたことが明らかになった。また、コーホートによる賃金プロファイルの変化は男性正社員のみを観察され、女性ではみられないことが明らかになった。

¹ 本研究は中京大学特定研究助成の助成を受けたものである。

² 神戸大学大学院経済学研究科 研究員

³ 中京大学経済学部 准教授

1. はじめに

日本の所得格差や賃金格差に関しては 1990 年代頃から活発に議論され、研究の蓄積がなされてきた。これらの研究によると、高齢化を主因として所得格差は拡大してきた。一方で、賃金格差は 80 年代には拡大するが 90 年代以降には上昇が見られていないことが確認されている（篠崎（2001）、大竹（2005）、Shinozaki（2006）、三谷（2010）など）。

賃金格差に関してよく用いられる手法はジニ係数や十分位数分散係数、四分位分散係数といった格差指標や年齢間の対数賃金差の計測である。この推移をみることで賃金プロファイルの変化を確認している。

本研究ではこれに対し、各年の年齢-賃金プロファイルの分布を描くことで、1980 年代から 2000 年代までの年齢間の賃金プロファイルの変化を考察する。年齢-賃金プロファイル変化の有無を検証する。年齢-賃金プロファイルに変化があったとすれば、変化の時期、どの年齢階層の賃金が増加したかを検証する。

また、年齢-賃金プロファイルの年次変化だけでなく、コーホートによる年齢-賃金プロファイル変化の有無も検証する。学卒時の労働市場の需給バランスが長期にわたって影響を持つといういわゆる「世代効果」の分析が 1990 年代後半から盛んに行われてきた¹。世代効果の分析において、賃金への影響に関する分析も数多く、賃金水準にも世代効果があることが明らかになっている。本研究ではこの世代効果をコーホートの賃金プロファイルの変化という視点から検証する。

本研究では 1981 年から 2014 年までの厚生労働省「賃金構造基本統計調査」の都道府県パネルデータを用いて分析を行う。パネルデータを利用するメリットは次の 2 点である。第 1 に、年ごとに複数のサンプルを得ることが出来るため、年ごとの変化を仮説検定により検証することが可能になる点である。このため賃金プロファイルが増加した時期を統計的に分析することができる。第 2 に、年齢階層別の賃金変化の要因を年齢階層特有の効果だけでなく、地域の特有の効果(個別効果)、マクロの効果(時点効果)に分解することができる点である。このため地域効果、マクロ効果をコントロールした上で、年齢階層特有の効果だけを抽出して分析することが可能になる。これらメリットを活かし、年齢階層特有の効果を用いて、年ごとに賃金プロファイルを計算し、賃金プロファイル(分布)の構造変化を検証する。また、学卒時点が異なるコーホートごとの賃金プロファイルを計算することで、コーホートによる賃金プロファイルの違いを計測する。

¹太田他（2007）、太田（2010）では、世代効果に関する研究が整理されている。

2. 1980年代以降の年齢間賃金格差の推移

1980年代以降の年齢間賃金格差の推移を概観する。図1、2は1981年から2014年の「賃金構造基本調査」の都道府県データを利用して年齢階層別の賃金²の格差の推移を計算したものである。年齢階級は20歳から64歳の5歳刻みの年齢階級とした。賃金プロファイルは男女間での違いが大きいため、男女別のデータを使用している。なお、一般労働者の学歴計の所定内給与額を使用して分析を行う³。

男性労働者に関しては20代前半を基準にするとおおむね年齢間賃金格差は縮小傾向にある。特に若年層間では一貫して賃金格差が低下している。35-39歳、40-44歳との年齢間賃金格差は2000年代の半ば以降で格差縮小が進んだ。ただし、55-59歳年齢階級との格差は拡大している。55-59歳階級との格差が拡大したのは、定年の延長の効果が考えられる。三谷(2010)でも言及されているように、「実質的な」定年が延長されたためであろう。1980年代までも大企業では60歳定年をとる企業が多かった。しかし、実際には早期退職や出向により定年年齢まで達するものは少なかったが、バブル崩壊以降の不況期には定年年齢までとどまるものが増加した。そのために高い給与を得たためであると考えられる。

一方で、女性労働者に関しては、25-29歳、30-34歳といった比較的若い労働者間の年齢間賃金格差は1980年代から一貫して縮小している。一方で、35歳以上の年齢階級との賃金格差は増加している。女性の場合、結婚や出産・育児を契機に専業主婦として労働市場から退出したり、正社員以外の働き方を選択したりすることがある。つまり、35歳以上の正社員女性は専業主婦や非正規で働くことに対する機会費用が高い女性であり、そもそもの給与水準が高いと思われる。パートタイム労働者や非正規雇用の増加とともに、多様な働き方を選択可能となったために、より高い給与水準の女性が正社員として働き続けているためであることが考えられる。

² 年齢階層別の賃金は以下の方法で計算している。

$$\bar{w}_{jt} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N w_{ijt} - \frac{1}{NK} \sum_{j=1}^K \sum_{i=1}^N w_{ijt}$$

ただし w_{ijt} は*i*地域、*j*年齢階級の*t*時点の対数化された賃金である。また地域の総数は*N*であり年齢階層の総数は*K*である。

³ 本研究で学歴計での分析を行った理由は賃金に対する「年齢」の効果を純粋に抽出することを目的としたためである。

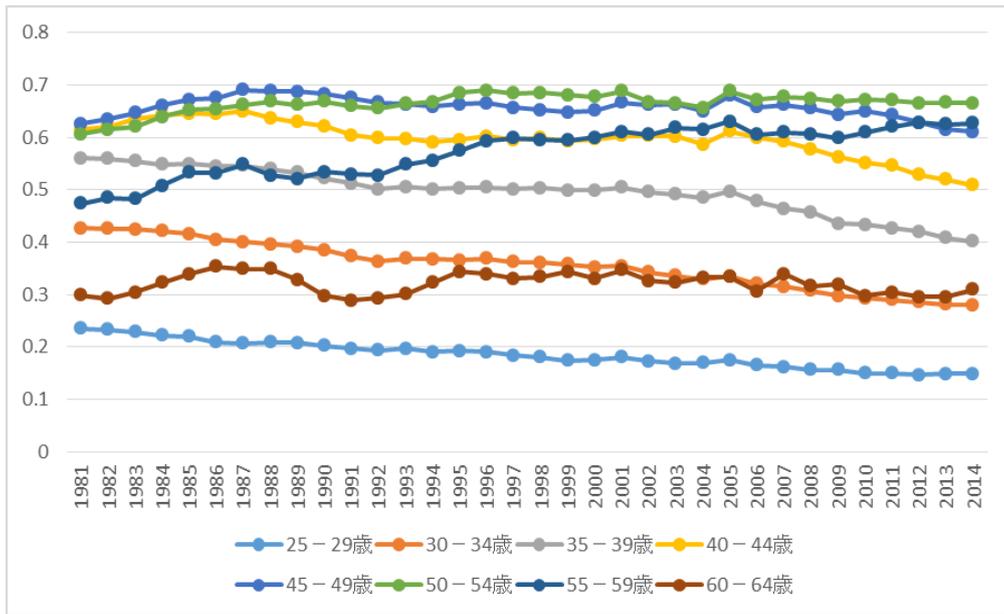


図 1 年齢間賃金格差の推移
 (一般労働者、男性、所定内給与、20-24 歳年齢階級との対数差)

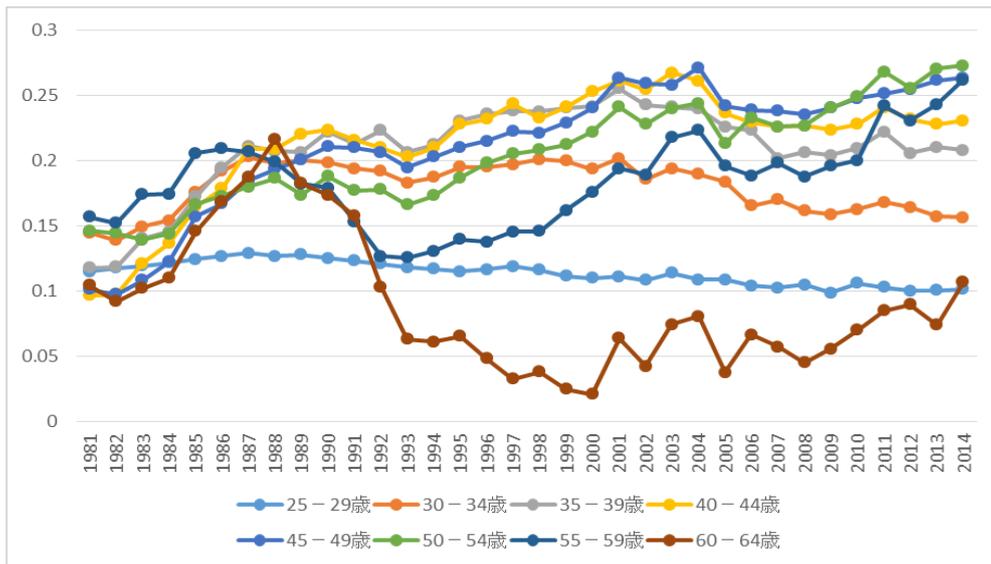


図 2 年齢間賃金格差の推移
 (一般労働者、女性、所定内給与、20-24 歳年齢階級との対数差)

3. モデル

賃金格差が拡大したか否かを統計的に検証するためのモデルについて述べる。

本研究では都道府県、年齢階級別のデータを利用して分析を行うため、 i 地域、 j 年齢階級の t 時点の対数化された賃金を以下の形で表す。

$$w_{ijt} = \mu_{ij} + \theta_t + \eta_{it} + \tau_{jt} + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

μ_{ij} は時間を通じて変わらない i 地域、 j 年齢階級固有の効果を示す定数項である。また、 θ_t は全ての地域、全ての年齢階層に共通して影響を与える変数であり、 η_{it} は i 地域の全ての年齢階層に影響を与える変数であり、 τ_{jt} は全ての地域の特定の年齢階層 (j 年齢階層) に影響を与える変数である。 θ_t 、 η_{it} 、 τ_{jt} は通常観察することは出来ない。ここで(1)式について i 、及び j に関して平均を計算する。

$$\bar{w}_t = \bar{\mu} + \theta_t + \bar{\eta}_t + \bar{\tau}_t + \bar{\epsilon}_t \quad (2)$$

ただし、 $\bar{w}_t = \frac{1}{NK} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^K w_{ijt}$ 、 $\bar{\mu} = \frac{1}{NK} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^K \mu_{ij}$ 、 $\bar{\eta}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \eta_{it}$ 、 $\bar{\tau}_t = \frac{1}{K} \sum_{j=1}^K \tau_{jt}$ 、 $\bar{\epsilon}_t = \frac{1}{NK} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^K \epsilon_{ijt}$ である。同様に(1)式を i に関して平均を計算する。

$$\bar{w}_{jt} = \bar{\mu}_j + \theta_t + \bar{\eta}_t + \tau_{jt} + \bar{\epsilon}_{jt} \quad (3)$$

ただし、 $\bar{w}_{jt} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N w_{ijt}$ 、 $\bar{\mu}_j = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mu_{ij}$ 、 $\bar{\epsilon}_{jt} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \epsilon_{ijt}$ である。さらに(1)式を j に関して平均を計算する。

$$\bar{w}_{it} = \bar{\mu}_i + \theta_t + \eta_{it} + \bar{\tau}_t + \bar{\epsilon}_{it} \quad (4)$$

ただし、 $\bar{w}_{it} = \frac{1}{K} \sum_{j=1}^K w_{ijt}$ 、 $\bar{\mu}_i = \frac{1}{K} \sum_{j=1}^K \mu_{ij}$ 、 $\bar{\epsilon}_{it} = \frac{1}{K} \sum_{j=1}^K \epsilon_{ijt}$ である。(3)式及び(4)式から(2)式を引くと以下の式が得られる。

$$\bar{w}_{jt} - \bar{w}_t = \bar{\mu}_j' + \tau_{jt}' + \bar{\epsilon}_{jt}' \quad (5)$$

$$\bar{w}_{it} - \bar{w}_t = \bar{\mu}_i' + \eta_{it}' + \bar{\epsilon}_{it}' \quad (6)$$

ただし、 $\bar{\mu}_j' = \bar{\mu}_j - \bar{\mu}$ 、 $\tau_{jt}' = \tau_{jt} - \bar{\tau}_t$ 、 $\bar{\epsilon}_{jt}' = \bar{\epsilon}_{jt} - \bar{\epsilon}_t$ 、 $\bar{\mu}_i' = \bar{\mu}_i - \bar{\mu}$ 、 $\eta_{it}' = \eta_{it} - \bar{\eta}_t$ である。また、(1)式から(2)式を引くと以下の式が得られる。

$$w_{ijt} - \bar{w}_t = \mu_{ij} - \bar{\mu} + \eta_{it}' + \tau_{jt}' + \epsilon_{ijt} - \bar{\epsilon}_t \quad (7)$$

さらに(7)式から(5)式、(6)式を引くと観察できない変数を消去した以下の式が得られる。

$$w_{ijt} - \bar{w}_{jt} - \bar{w}_{it} + \bar{w}_t = \mu_{ij}' + \epsilon_{ijt}' \quad (8)$$

ただし、 $\mu_{ij}' = \mu_{ij} - \bar{\mu}_i' - \bar{\mu}_j' - \bar{\mu}$ 、 $\epsilon_{ijt}' = \epsilon_{ijt} - \bar{\epsilon}_{it}' - \bar{\epsilon}_{jt}' - \bar{\epsilon}_t$ である。よって、パラメータ、 μ_{ij}' 、 $\bar{\mu}_i'$ 、 $\bar{\mu}_j'$ は以下のように推定される。

$$\hat{\mu}_{ij}' = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (w_{ijt} - \bar{w}_{jt} - \bar{w}_{it} + \bar{w}_t) \quad (9)$$

$$\hat{\mu}_i' = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\bar{w}_{jt} - \bar{w}_t) \quad (10)$$

$$\hat{\mu}_j' = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\bar{w}_{it} - \bar{w}_t) \quad (11)$$

また、 $\bar{\epsilon}_{jt}'$ 、 $\bar{\epsilon}_{it}'$ はそれぞれN、Kが十分に大きければ0に収束するため τ_{jt}' 、 η_{it}' の推定量は以下のように書ける。

$$\hat{\tau}_{jt}' = \bar{w}_{jt} - \bar{w}_t - \hat{\mu}_j' \quad (12)$$

$$\hat{\eta}_{it}' = \bar{w}_{it} - \bar{w}_t - \hat{\mu}_i' \quad (13)$$

(12)式において年齢階層特有の効果が推定される。

本研究で分析の対象とするのは、マクロの影響と都道府県の影響を取り除いてもなお残る年齢階層特有の効果である。そのため、(12)式の年齢階層特有の効果に着目して分析を行う。

4. 推定結果

4-1. 年齢間賃金分布の変化

(12)式の推定結果を時点ごとにグラフ化したものが図3、4である。男性については、35-39歳、40-44歳の年齢階級で賃金の低下傾向が確認され、50-54歳、55-59歳の年齢階級で上昇傾向が確認される。女性については、20歳代の若年層で低下傾向、45歳-49歳、50-54歳、55-59歳の比較的年齢層の高い労働者の上昇傾向が観察される。

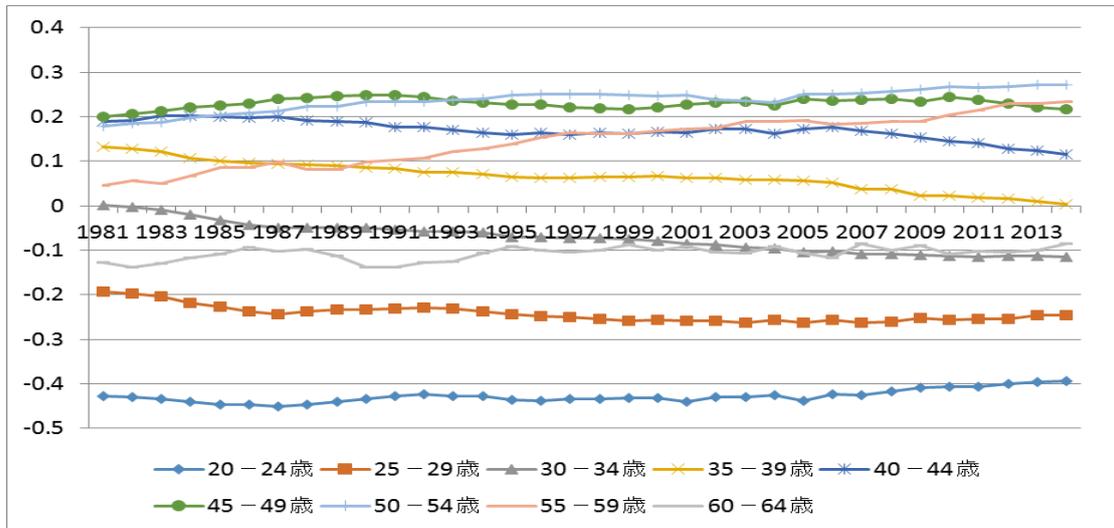


図 3 年齢階層特有の効果の推移（男性）

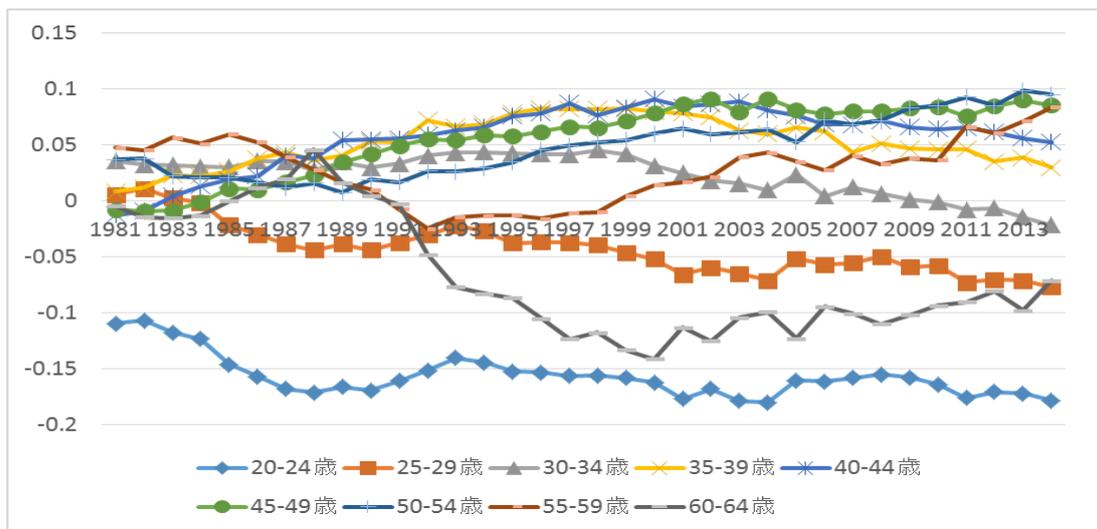


図 4 年齢階層特有の効果の推移（女性）

次に、この推定結果を用いて、各年の賃金プロファイルの分布を求め、分布が変化したかを検証する。

t 年と t+m 年との間で賃金プロファイルが変化したかどうかの検定を考える。t 年と t+m 年との間ですべての年齢階層(20代前半から60代の前半までの9階層)で年齢階層ごとの賃金の平均値に差がなければ、賃金プロファイルは変化していない。それに対してどこかの年齢階層で変化していれば賃金プロファイルは変化したと判断される。帰無仮説と対立仮説は以下の形で表される。

$$H_0: \tau'_{1t} = \tau'_{1t+m}, \dots, \tau'_{9t} = \tau'_{9t+m} \quad (14)$$

$$H_a: \tau'_{1t} \neq \tau'_{1t+m} \text{ or } \tau'_{2t} \neq \tau'_{2t+m} \text{ or } \dots \text{ or } \tau'_{9t} \neq \tau'_{9t+m}$$

1つの年齢階層だけを検証する場合には通常の平均値の差の検定になる。今回の場合は複数（9年齢階級）の平均値の差の検定を同時に行っていることになる。このため、 χ^2 検定を行う必要がある（検定統計量は $\chi^2(9)$ に従う）。この検定が棄却されれば、賃金の分布が異なると言える。この検定を1981年から順に2014年までのすべての組み合わせについて行う。表1は「開始年と賃金分布が同じである」という帰無仮説が棄却されるまでにかかる年数である。なお、有意水準は10%とした。男性労働者に関しては、1985年付近、1990年代半ば、2002年、2007年頃に賃金分布の変化が確認される。女性労働者については1985年、1991年、1999年、2008年頃に賃金分布の変化があったことがわかる。

次にどのような変化があったかを確認するため、賃金分布が変化した年の賃金プロファイルを図示したものが図5、6である。男性に関しては、年を追うごとに比較的若い層での賃金が低下、高齢層の賃金が上昇していく傾向が見られる。30歳代までの賃金プロファイルは緩くなり、40歳代以降の賃金プロファイルは急になっている。また、プロファイルのピークの年齢も徐々に高くなる。一方で女性では、30歳代から40代前半の賃金の上昇が見られ、年を追うにつれピークの年齢階級も高くなる。

上野・神林(2014)は「賃金構造基本統計調査」の個票データを用いて30歳から50歳の中間層の1990年代初頭と2010年初頭の賃金プロファイルを比較した結果、賃金プロファイルは急になっている⁴。公表データを用いた本研究でも整合的な結果を得た。

⁴ 正社員全体の賃金プロファイルについては急になる。ただし、労働者が生え抜き層か転職層であるかによっては異なる。

表 1 貸金プロフィールの変化（男性）

開始（年）	終了（年）	継続年数
1981	1984	3
1982	1984	2
1983	1985	2
1984	1991	7
1985	1993	8
1986	1994	8
1987	1994	7
1988	1995	7
1989	1995	6
1990	1996	6
1991	1998	7
1992	1998	6
1993	2002	9
1994	2006	12
1995	2007	12
1996	2008	12
1997	2008	11
1998	2008	10
1999	2009	10
2000	2009	9
2001	2009	8
2002	2010	8
2003	2011	8
2004	2011	7
2005	2011	6
2006	2011	5
2007	2012	5
2008	2013	5
2009	-	-
2010	-	-
2011	-	-
2012	-	-
2013	-	-

注：「—」は構造変化が終了していないことを示す。

表 2 貸金プロフィールの変化（女性）

開始（年）	終了（年）	継続年数
1981	1985	4
1982	1985	3
1983	1986	3
1984	1986	2
1985	1991	6
1986	1991	5
1987	1992	5
1988	1991	3
1989	1992	3
1990	1995	5
1991	1996	5
1992	1999	7
1993	1999	6
1994	2008	14
1995	2008	13
1996	2008	12
1997	2008	11
1998	2008	10
1999	2009	10
2000	2010	10
2001	2012	11
2002	2012	10
2003	2013	10
2004	—	—
2005	—	—
2006	—	—
2007	—	—
2008	—	—
2009	—	—
2010	—	—
2011	—	—
2012	—	—
2013	—	—

注：「—」は構造変化が終了していないことを示す。

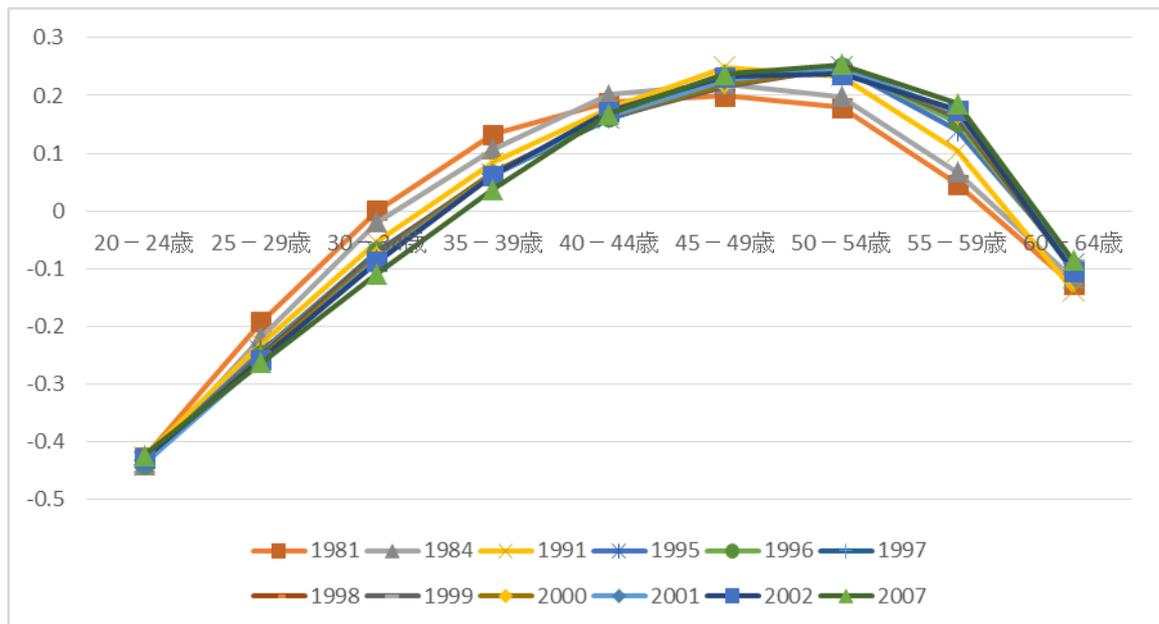


図 5 賃金プロファイルの変化（男性）

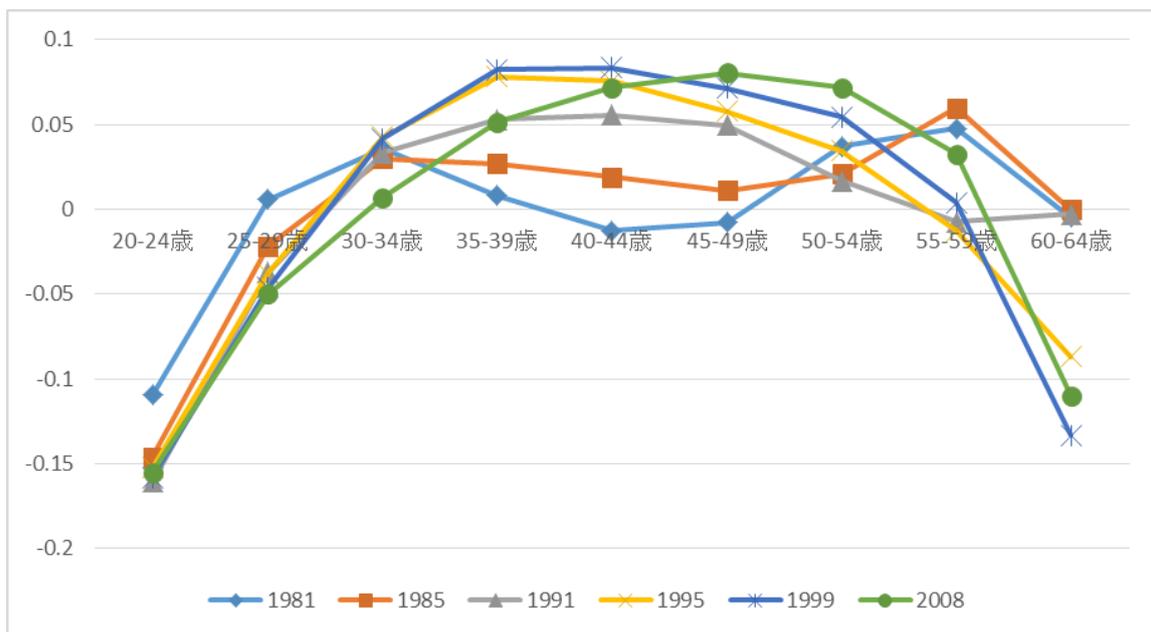


図 6 賃金プロファイルの変化（女性）

4-2. 世代効果の計測

以上では、各年の年齢間賃金分布の変化を確認した。

次に世代効果について確認する。特に 20-24, 25-29, 30-34 歳の年齢階級での賃金分布に

変化があったかの検証を検証する。

バブル崩壊以降、就職氷河期と呼ばれた時代が訪れ、若年層の雇用環境は非常に悪化した。それを受け、世代効果に関する分析が活発に行われている。

世代効果は世代に関する要因が及ぼす持続的な影響に関する分析であり、①世代ごとの人口サイズの効果を分析するものと、②学卒時の労働市場の状況の与える影響を分析するものに大別される。本研究では、後者の視点から、学卒時の労働市場の状況によって賃金プロファイルが異なるかを検証する。特に、就職氷河期と呼ばれた時期に入職したコーホートがバブル期に入職したコーホートと比較して賃金プロファイルが異なっているかを検証する。学卒時の労働市場の状況が与える効果として、太田他（2007）では「卒業時点の失業率上昇により、卒業直後だけでなくその後も長年引き続き、非正規雇用や無業の確率は高まり、年収の低下する傾向が、高校卒で顕著にみられた。」としている。

世代効果を検証するためには、分析対象のコーホートの学卒時と考えられる 20-24 階級から定年退職時と考えられる 55-59、60-64 歳年齢階級の全てが必要となる。しかし、1981 年から 2014 年までのデータであるため、コーホート毎に退職までの賃金プロファイルを検証することは難しい。本研究で興味があるのは「就職氷河期」といわれる時期に学卒時点を迎えたコーホートが他の時期、特にバブル期に学卒時点を迎えたコーホートとで賃金プロファイルが異なるか否かという点である。この就職氷河期入職のコーホートは 2014 年時点で 30 代前半にしか達していない。そのため、30 歳代前半までの賃金に限定して分布の違いの有無を検証する。

例えば、1981 年に 20-24 歳階級にいた世代は 5 年後の 1986 年には 25-29 歳年齢階級にいる。さらに 10 年後の 1991 年には 30-34 歳年齢階級にいる。1991 年に 20-24 歳階級にいた世代は 1996 年に 25-29 歳年齢階級に、2001 年には 30-34 歳年齢階級にいる。この 2 つのコーホートが描く賃金プロファイルの違いを見ることで、入職時期によって賃金分布が変化したかどうかを検証する。具体的には先ほどの年齢間賃金分布の変化と同様に次のような賃金の平均値の差の検定を行う。

$$H_0: \tau'_{1t} = \tau'_{1t+5}, \tau'_{2t} = \tau'_{2t+5}, \tau'_{3t} = \tau'_{3t+5} \quad (15)$$

但し、j=1:20-24 歳年齢階級、j=2:25-29 歳年齢階級、j=3:30-34 歳年齢階級

3 つの複数仮説の検定であるため、検定統計量は $\chi^2(3)$ に従う。この結果が表 3 である。この結果、男性については 1984 年から 1989 年の好景気に就職したコーホートとその後の就職氷河期入職のコーホートの賃金プロファイルには違いが見られた。図 7 は 1984 年に 20-24 歳階級であったコーホートと 1999 年に 20-24 歳階級であったコーホートの男性の賃金プロファイルを図示したものである。賃金の上昇幅が低下している。女性の賃金分布は安定的である。女性で世代効果が確認されなかったのは、女性の賃金プロファイルの変化が 35 歳以上年齢階級でおこっているためであると思われる。

表 3 世代効果結果

20-24 歳時点 (年)	20-24 歳時点 (年)	男性 (p 値)	女性 (p 値)
1981	1991	29.70%	24.79%
1982	1992	34.04%	36.45%
1983	1993	13.23%	89.22%
1984	1994	3.74%	86.07%
1985	1995	5.68%	99.91%
1986	1996	5.07%	91.36%
1987	1997	1.26%	65.78%
1988	1998	2.64%	37.12%
1989	1999	9.52%	33.81%
1990	2000	10.41%	63.67%
1991	2001	22.48%	87.06%
1992	2002	34.80%	89.17%
1993	2003	66.35%	32.82%
1994	2004	63.99%	41.69%

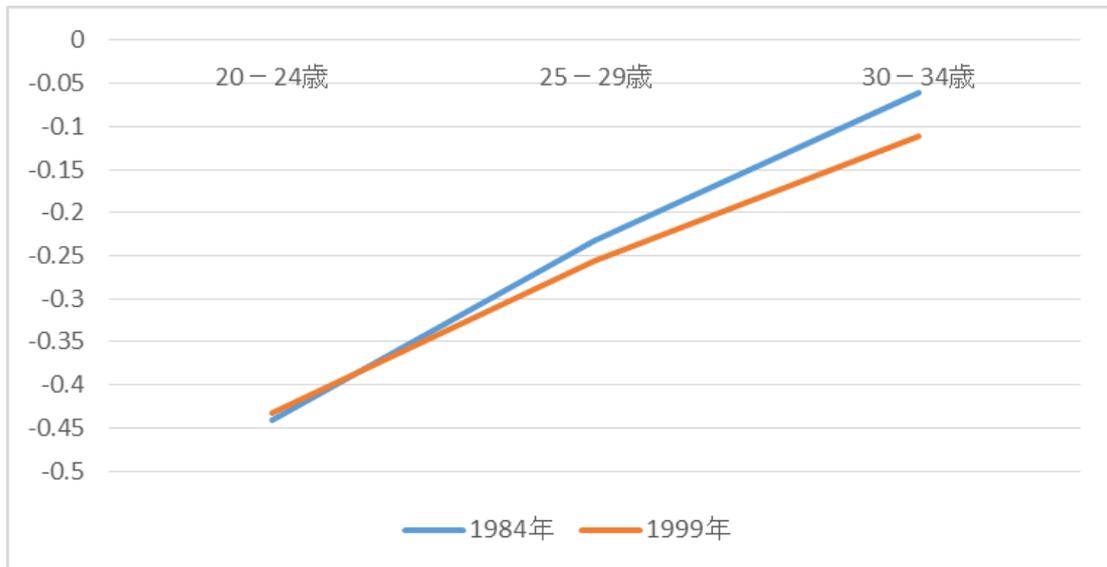


図 7 貸金プロフィールの変化

5. おわりに

本研究では1980年代以降の年齢間、世代間の賃金プロファイルの変化を検証した。分析の結果、明らかになったのは以下の点である。

- ・男女ともに賃金プロファイルのピークが高年齢化している。
- ・男性では若年層の賃金が低下し、高年齢層の賃金が増大している。女性では35歳後半から54歳までの年齢層で高くなる。
- ・賃金プロファイルがフラット化しているとは必ずしも言えない。
- ・男性労働者に限っていえば、就職氷河期に学卒を迎えたコーホートはバブル期に学卒であったコーホートは30台前半までの賃金の上昇程度が低い。

最後に、今後の課題として、本研究ではマクロの変動を考慮した賃金プロファイルの変化は検証したが、その変化の要因が統計的に明確にすることができていない。変化の要因を検証することが必要となる。また、データの制約上、学歴、就業形態による違いを検証できなかったが、これらの効果をコントロールできるようにモデルの拡張を行うことも今後の課題としたい。

参考文献

上野有子・神林龍(2014), 「労働市場での中間の年齢層の変化」, 『日本労働研究雑誌』, No. 653, pp. 5-19.

太田聡一(2010), 『若年者就業の経済学』, 日本経済新聞社.

太田聡一・玄田有史・近藤絢子(2007), 「溶けない氷河-世代効果の展望」, 『日本労働研究雑誌』, No. 569, pp. 4-16.

大竹文雄(2005), 『日本の不平等-格差社会の幻想と未来』, 日本経済新聞社.

篠崎武久(2001), 「1980~90年代の賃金格差の推移とその要因」, 『日本労働研究雑誌』, No. 494, pp. 2-15.

三谷直紀(2010), 「年功賃金・成果主義・賃金構造」, 樋口美雄編『労働市場と所得分配』第7章, 慶応義塾大学出版会, pp. 227-252.

Takehisa, SHINOZAKI (2006), "Wage Inequality in Japan, 1979-2005," *Japan Labor Review*, vol. 3, No. 4, pp. 4-22.