

日本の製造業における年齢 - 賃金プロファイルの 変化要因に関する実証分析

横 田 耕 祐

近年、日本の労働市場では賃金構造の変化、具体的には年齢 - 賃金プロファイルの水平化が指摘されている。賃金構造は労働者の生産性と密接に関係している。本稿は、このような賃金構造の変化と労働生産性、勤続年数および年齢構成との関係について実証分析することを目的としている。Mincer 型賃金関数ではなく、各年における年齢 - 賃金プロファイルを対数近似する際に求められる傾きを用いて分析を行った。こうした定式化をすることにより、年齢 - 賃金プロファイルの傾きを説明する要因分析が可能となる。

1 はじめに

日本における労働市場の特徴として年功賃金制度が挙げられる。年齢が上がるにつれて賃金も上昇するという仕組みである。このような制度を企業が採用する背景としては、設備として機能するためには時間を要し、設置 / 稼働後は修理やメンテナンスを行いながら生産に寄与する物的資本と労働との間の共通性に着目した人的資本理論に基づく Becker (1994) や、長期的に賃金と労働生産性との間の収支を均衡させるために必要な制度であるとする Lazear (1979) などが有名である。これら賃金に関する研究の多くは、賃金と労働生産性との関係を分析することが重要な点であることが共通している。

近年、日本における賃金と年齢との関係を表す年齢 - 賃金プロファイル（以下、賃金プロファイルと表す）が水平化しつつあるという指摘がなされる。これは、勤続年数が増えても将来的に得られる賃金の増加率が減少しているということである。本稿では、このような賃金構造の変化と労働生産性、勤続年数および年齢構成との関係について実証分析することを目的としている。

第2節では、製造業における1980年以降の賃金プロファイルの変化について考察し、

第3節で賃金プロファイルに関する先行研究を概観する。第4節では、賃金プロファイルの決定要因を分析することを目的として、同時方程式モデルを用いた実証分析を行い、第5節で、本稿での結果を踏まえて今後の課題について述べる。

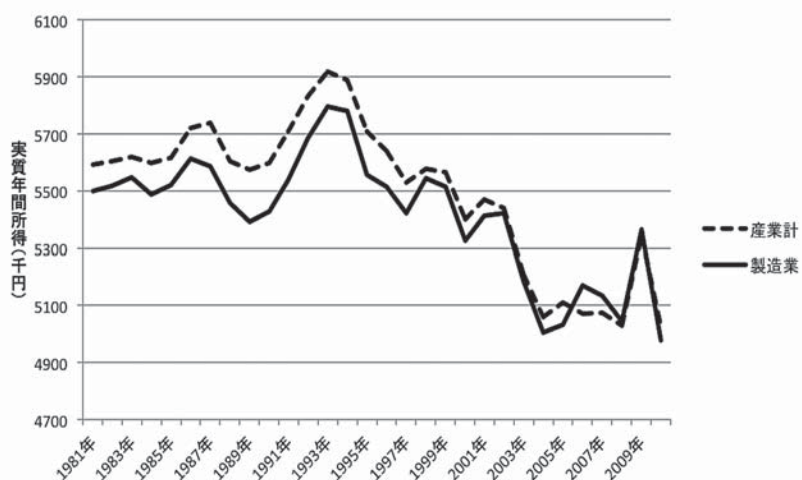
2 製造業における賃金プロファイルの変化

1990年代初頭のバブル崩壊以降、国内産業全体においても、我が国産業の中核をなす製造業においても実質賃金は減少傾向にある。図1¹⁾は、産業計および製造業における男性一般労働者の実質年間所得の推移を表したグラフである。製造業の推移は産業計とほぼ同じ変化をしていることがわかる。そのため、製造業における賃金構造を分析することにより、労働市場全体に共通する特徴をある程度把握できる。

このような変化の中で、近年の日本の労働市場において、賃金プロファイルの傾きが水平化しつつあるという指摘がなされている。賃金プロファイルとは、労働者の年齢と賃金との組み合わせのことであり、この関係は横軸に労働者の年齢²⁾、縦軸に賃金とした平面で表すことができる。賃金プロファイルの水平化とは、散布図におけるこれらの点の近似直線の傾きが小さくなることを意味している。図2は、製造業における1981年、1995年および2010年の男性一般労働者に関する賃金プロファイルである。このグラフからも明らかなように、賃金プロファイルの傾きが小さくなりつつあることがわかる。

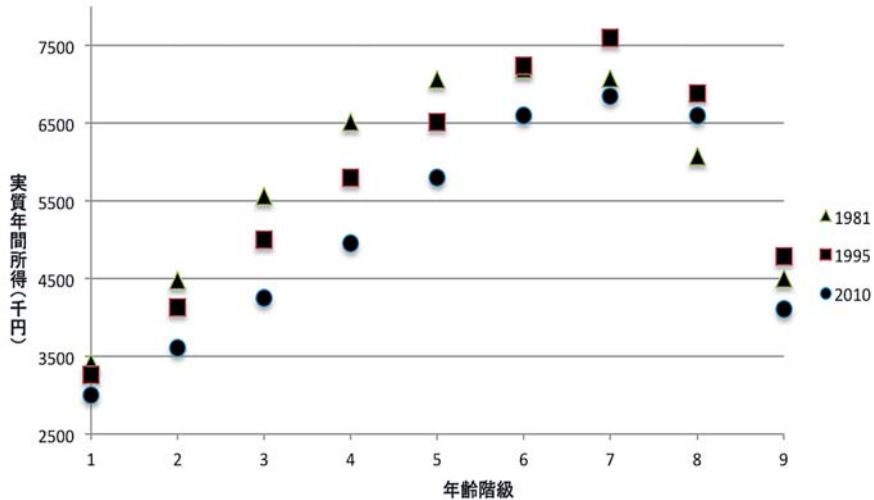
賃金プロファイルの形状は、当該時点における所得だけでなく、予想される将来所得

図1 実質年間所得の推移（事業所規模30人以上）



資料：厚生労働省「賃金構造基本統計調査」

図2 賃金プロフィールの変化（製造業）



資料：厚生労働省『賃金構造基本統計調査』

を表す。つまり、傾きが小さくなるということは、労働者にとっては将来得られるであろう総所得額が低くなることと同義である。したがって、このような局面では消費支出は抑制されるであろう。賃金プロフィールは労働者の消費行動に影響を与え、その形状を決定付ける要因を分析することの意義は大きいと考えられる。

3 先行研究

一般に、完全競争市場の仮定を満たしていれば労働の限界生産性は実質賃金と一致する。しかし、現実には、このような関係の成立を阻む様々な問題が存在する。例えば、企業は労働者の努力を観察することができない情報の非対称性や、他の企業では通用しない企業特殊な技術の存在などである。このような労働市場が有する特性を考慮して、どのような要素が賃金の決定の要因になり得るかについて多くの研究がなされてきた。

Becker (1994) において人的資本理論の基礎付けが行われた。資本設備のように、労働に対しても投資をすることによって生産能力を高めることができる資本であると捉えることが人的資本理論である。労働者が企業に求められる知識や技術は、他の企業でも通用するか否かという観点から一般的人的資本と企業特殊的人的資本の二つに分けることができる。通常、企業特殊的人的資本投資を企業が負担するが、その場合、労働者の退職を避けるため賃金支払いを後倒しにされる。これが労働者の生産性と受け取る賃金

との間に乖離が生じさせることを指摘した。また、Lazear (1979) は、企業が労働者の努力を捕捉できないという情報の非対称性に、その乖離の原因を求めた。若年期には労働生産性以下の賃金しか支払われず、ある時点以降でその乖離が逆転するという雇用契約が、企業と労働者の間で暗黙に了解されているということである。この乖離こそが労働者への努力インセンティブとして作用し、年功賃金制度が採用される要因とされる。日本の労働市場・雇用慣行を分析する際、この考え方は有用である。このように、賃金の決定要因として労働生産性を考慮することは非常に重要な要素と考えられる。

人口要因に着目した研究として、以下の論文が挙げられる。Clark and Ogawa (1992) において、定年の年齢時期が引き上げられたことが年功賃金制度において人件費の増大をもたらした。その結果、賃金プロファイルの傾きを小さくした要因であることを指摘した。同様に、三谷 (2003) では、定年延長がもたらす賃金プロファイルへの影響を分析している。若年期には賃金は労働生産性よりも低く設定されており、ある時期から労働生産性よりも賃金は高くなる。したがって、定年時期を延長することにより労働生産性を上回る賃金の支払いが生じる。そのため、雇用期間を通じて両者を均衡させるためには、賃金プロファイルの傾きを小さくする必要が生じるという仮説を元にしており、大阪府『基本的労働条件調査』を用いて実証分析が行われており、経験年数とその2次項を説明変数に用いた Mincer 型賃金関数の下で、定年延長が賃金プロファイルの傾きを小さくするという結果が有意に得られている。三谷 (2005) においては、90年代の賃金プロファイルの水平化要因を、団塊世代の人口構成が50歳以下の賃金低下に影響を与えたことを指摘している。このように、年齢構成が賃金プロファイルの形状を決定する要因であることがわかる。

赤羽・中村 (2008) は、90年代における製造業大企業高卒ブルーカラーに関して、パネルデータを用い賃金プロファイルの変化要因を分析している。Mincer 型賃金関数を仮定し、勤続年数の係数値が賃金プロファイルの傾きとして扱われている。外部労働市場の需給逼迫 (欠員率) に関しては負、企業の生産性上昇 (1人あたり経常利益) に関しては正、企業内従業員の年齢構成における高齢化に関しては負の影響を賃金プロファイルに与えるという結果を得ている。このように、労働生産性が賃金に与える影響を分析しているものよりも、生産性については企業の生産性が考慮されている場合が多い。労働生産性と賃金との関係を分析しているものに渡辺・藤 (2003) がある。若年期では労働生産性よりも賃金が低く、その差は中高年期において労働生産性よりも高い賃金との差に等しいとしている。そのような仮定の下で、若年期に低く抑えられた賃金が企業の内部

留保となり企業の成長に貢献しているという結論を得ている。

人口要因や企業の生産性の他にも、年功賃金から成果主義的な評価が進められていること、労働者の企業間移動が影響していることなど、様々な原因が考えられている。

4 実証分析

賃金プロファイルの傾きは賃金関数の推定を行う際に求められることが多い。Becker (1994) の人的資本理論の枠組みを広範な実証分析への応用を可能にしたのが Mincer (1974) である。特に、そこで提示された以下のような賃金関数は様々な場面で用いられている。

$$\ln(\text{wage}) = \beta_0 + \beta_1 \text{edu} + \beta_2 \text{exp} + \beta_3 \text{exp}^2 + A$$

ここで、単位時間あたりの賃金 (wage)、教育年数 (edu)、経験年数 (exp)、観察できない要因(A)を表す。このような、経験年数とその2次項を含むような賃金関数は Mincer 型賃金関数と呼ばれる。しかし、賃金関数の推定から求められる賃金プロファイルの傾きは用いられるデータサンプルの期間における平均的な値である。そのため、賃金構造の通時的な変化を分析することが難しくなる。

そこで、本稿では、以下のように賃金プロファイルの傾きを算出した、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』より各年の20歳から54歳まで男性一般労働者の賃金を、厚生労働省『毎月勤労統計調査』における製造業名目賃金指数を用いて実質化を行った。そして、実質賃金を対数変換した後に賃金プロファイルを作成し、その対数近似曲線 $y = a + \beta \ln(x)$ における β の値を賃金プロファイルの傾きとしている。このようにすることにより、各年の傾きを表すことが可能となるため逐次的な変化を考慮することができる。分析対象を20歳から54歳まで男性一般労働者に限定している理由は次の通りである。賃金プロファイルの傾きについての留意点として、60歳の前後で賃金構造が変化するため、この世代を含めて連続関数で近似すると推定において歪みが生じることが川口 (2011) により指摘されている。さらに、実際に賃金プロファイルを作成すると、図2からも明らかのように55歳以降で傾きがマイナスに転じることが確認できる。また、女性の労働力に関しては、大賀 (2007) で論じられているように男性とは異なる構造を有しているためである。

4.1 同時方程式モデル

Becker (1994), Lazear (1979) でも指摘されているように、通常、年功賃金制度の下では各時点における賃金と労働生産性は一致しないと考えられる。そこで、賃金構造の決定要因として労働生産性を説明変数の一つとする。また、他の企業で通用しない企業特殊的人的資本の蓄積の影響を見るために平均勤続年数を用いる。さらに、賃金プロファイルの形状を決定付ける要素として人口要因がある。本稿では、製造業各中分類産業において全体に対する50歳から54歳人口の割合を人口要因の代理変数とした。特に、労働生産性が賃金プロファイルに与える影響を詳細に分析するために、労働生産性を被説明変数とする方程式を導入する。説明変数としては次の2つを用いる。OJT(On the Job Training)のように、就業中の労働時間そのものが労働生産性を高める効果を持つと考えられることから総労働時間を、また、失業に伴う求職コストを避けるためのインセンティブとして男性失業率を説明変数とした。なお、1985年から2008年の製造業/金属/鉄鋼業/非鉄金属/輸送用機械器具/ゴム/パルプ・紙/窯業土石を対象としている。

以上のような観点から次のような同時方程式モデル(モデル(A))を考え、完全情報最尤法(FILM)により推計を行った。その推計結果は、表1および表2の(A)列に表されている。また、1のみに着目し、単一方程式モデル(モデル(B))として最小2乗法(OLS)によっても推計を行い、その結果は表1の(B)列に表されている。

$$PR = \alpha_1 + \beta_1 LP + \beta_2 TE + \beta_3 AGE \quad (1)$$

$$LP = \alpha_2 + \beta_4 WH + \beta_5 UR \quad (2)$$

- ・ PR: 賃金プロファイルの傾き
- ・ LP: 労働生産性 [日本生産性本部: 事業所規模30人以上]
- ・ TE: 平均勤続年数 [賃金構造基本統計調査: 男性一般労働者]
- ・ AGE: 各産業に占める50歳から54歳比率
[賃金構造基本統計調査: 男性一般労働者]
- ・ WH: 総実労働時間 = 所定内実労働時間 + 超過実労働時間
[賃金構造基本統計調査: 男性一般労働者]
- ・ UR: 失業率 [労働力調査: 男性]

輸送用機械器具を除き、労働生産性は賃金プロファイルの傾きに対して負の影響を与

表1 計測結果 1-1

	α_1		労働生産性		勤続年数		年齢構成	
	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)
製造業	0.9447 *	1.6113 ***	-0.9318 **	-0.2180	0.0572	-0.0326	0.4942	0.9356
	(0.079)	(0.000)	(0.042)	(0.213)	(0.371)	(0.454)	(0.650)	(0.433)
金属	1.3299	2.0080 ***	1.6903 *	0.9252 **	-0.1545 ***	-0.1441 ***	0.8806	0.6224
	(0.132)	(0.000)	(0.052)	(0.030)	(0.006)	(0.000)	(0.594)	(0.676)
鉄鋼業	2.5136 ***	1.9640 **	-0.3604 *	-0.1302	-0.0678 **	-0.0438	0.0911	-0.2102
	(0.000)	(0.012)	(0.055)	(0.322)	(0.050)	(0.320)	(0.925)	(0.825)
非鉄金属	0.7352	0.7992 *	-0.3388 **	-0.3063 ***	0.0444	0.0387	0.1812	0.1944
	(0.137)	(0.051)	(0.035)	(0.001)	(0.323)	(0.246)	(0.898)	(0.834)
輸送用機械	0.9808 ***	1.1087 ***	-0.4236	0.1208	0.0312 *	-0.0218	-0.7750	0.8895
	(0.001)	(0.000)	(0.207)	(0.172)	(0.093)	(0.307)	(0.249)	(0.362)
ゴム	1.4244 ***	1.4283 ***	-0.9931 ***	-0.6644 ***	0.0258	0.0170	0.5990	-0.2132
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.171)	(0.412)	(0.353)	(0.819)
パルプ紙	0.9673	1.4601 **	-0.9800 ***	-0.7579 ***	0.0624	0.0213	0.3841	0.0233
	(0.094)	(0.012)	(0.000)	(0.000)	(0.218)	(0.637)	(0.724)	(0.979)
窯業土石	1.2299 **	1.6084 ***	-1.2278 ***	-0.6908 ***	0.0511	0.0150	0.8273	-0.8535
	(0.018)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.183)	(0.553)	(0.260)	(0.263)

表2 計測結果 1-2

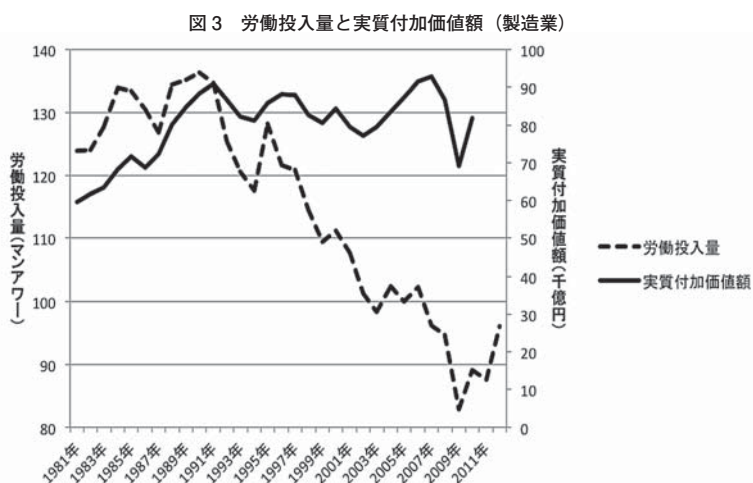
	α_2	総実労働時間	完全失業率
	(A)	(A)	(A)
製造業	0.6228	-0.0006	0.0831 ***
	(0.379)	(0.870)	(0.010)
金属	1.8131 ***	-0.0037 *	-0.0188
	(0.000)	(0.063)	(0.319)
鉄鋼業	-1.8224 **	0.0112 ***	0.1487 ***
	(0.020)	(0.006)	(0.000)
非鉄金属	0.4958	-0.0010	0.1205
	(0.825)	(0.926)	(0.148)
輸送用機械	-0.4346	0.0054	0.0723 *
	(0.661)	(0.249)	(0.075)
ゴム	0.8714 *	-0.0020	0.0841 ***
	(0.059)	(0.390)	(0.000)
パルプ紙	2.4436 ***	-0.0098 **	0.0568 ***
	(0.004)	(0.026)	(0.006)
窯業土石	1.6282 ***	-0.0052 **	0.0495 ***
	(0.001)	(0.042)	(0.000)

えるという結果となった。図3から、製造業の実質付加価値額³⁾の推移は、1995年以降概ね一定の値を中心に変動しているのに対して、マンアワー⁴⁾で測った労働投入量は1995年以降大きな下落傾向を示していることがわかる。このことから、マンアワーによる労働投入量の減少が労働生産性の上昇をもたらしていると考えられる。労働投入量の変化を労働者数と労働時間に分けるために、男性一般労働者数と総実労働時間の推移を表したグラフが図4である。労働者数、総実労働時間ともに減少傾向を示しているため、さらに、総実労働時間の変化を所定内労働時間と超過実労働時間に分解したグラフが図5である。すると、1995年以降所定内労働時間の減少に対して超過実労働時間は増加しており、総労働時間における超過実労働時間が占める割合は約7%から12%の間を推移している(図6)。すなわち、総実労働時間が減少していく中で、超過実労働時間が伸縮的に変化することにより労働投入の調整が行われていると言える。

以上のことから、労働投入量が減少する中で実質付加価値額はある水準で維持されているため、必然的に労働生産性は上昇する。労働投入量の減少に関して、特に労働時間に着目すると、超過実労働時間によって調整されることにより賃金の支払いが増加する。したがって、労働生産性は賃金プロファイルに対して負の影響を与えらる。

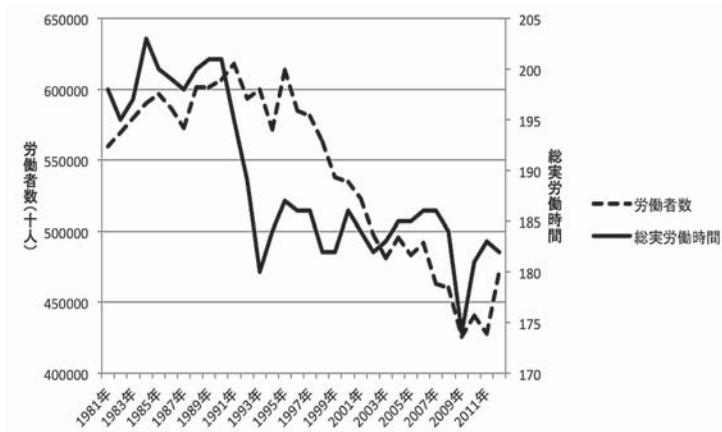
勤続年数については、金属/鉄鋼業では負、輸送用機械器具では正の影響を与えるという結果が有意に得られた。また、50歳から54歳の人口構成比率については有意な結果を得ることができなかった。

労働生産性の影響としては、製造業/鉄鋼業/輸送用機械器具/ゴム/パルプ紙/窯



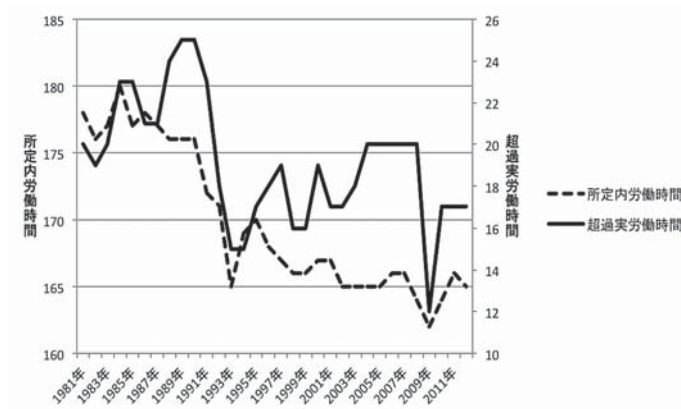
資料：厚生労働省『賃金構造基本統計調査』
経済産業省『工業統計調査』

図4 一般労働者数と総実労働時間（製造業）



資料：厚生労働省『賃金構造基本統計調査』

図5 所定内労働時間と超過実労働時間（製造業）



資料：厚生労働省『賃金構造基本統計調査』

図6 所定内労働時間と超過実労働時間（製造業）



資料：厚生労働省『賃金構造基本統計調査』

業土石において男性の完全失業率が有意に正の影響を与えることがわかった。これは、不況期には失職におけるコストが労働のインセンティブになる可能性を示唆していると考えられる。

4.2 パネルデータ分析

本稿で対象とした産業のパネルデータを用いて、単一方程式 (1) によりパネルデータ分析を行った。その計測結果が表3であり、Hausman 検定により変量効果モデルが採用された。対象とした製造業中分類全体としても労働生産性について、先の分析結果同様、賃金プロファイルに与える影響は負であり、勤続年数に関しては、モデル (A) およびモデル (B) とともに産業ごとで符号が変化するものの、全体としては負の影響を与えるという結果を有意に得た。さらに、個別産業では賃金プロファイルへの影響を見ることができなかった50歳から54歳人口の構成比率が、パネルデータ分析においては正の影響を与える結果となった。この点については、Lazear (1979) やその他年齢別人口構成が与える影響と反対の結果であるため、再検討の必要があると思われる。

5 今後の課題

本稿では、賃金プロファイルの傾きを Mincer 型賃金関数からではなく、賃金プロファイルの対数近似曲線から得られる値を利用した。このようにすることで、傾きの経年変化を表すことができ、賃金プロファイルの傾きを被説明変数とする分析が可能となった。この点がこれまでの賃金プロファイル研究におけるアプローチとの違いと言える。分析結果として、特に賃金プロファイルの傾きに対して労働生産性が負の影響を与えること、労働生産性に対しては完全失業率が正の影響を有意に与えるという結果を得た。

表3 推計結果

	切片	労働生産性	勤続年数	年齢構成比率
固定効果モデル	1.7785 *** (0.000)	-0.2568 *** (0.000)	-0.0367 *** (0.000)	0.6446 * (0.071)
変量効果モデル	1.7674 *** (0.000)	-0.2594 *** (0.000)	-0.0355 *** (0.000)	0.6162 * (0.075)
χ^2 検定統計量				
Hausman 検定	0.1608 (0.984)			

本稿では、学歴合計の男性による賃金データを使用して分析を行ったが、学歴によりその賃金プロファイルの形状は異なるため、比較的安定した大学および大学院卒の男性の賃金に限定した分析が考えられる。今回の計測モデルでは、生産における投入要素としての労働に付随する要素が賃金プロファイルに与える影響に着目したため、(1)式では各産業の生産面を表す変数が明示的には入っていなかった。つまり、資本に関する生産性や、労働と資本における資源配分についての効率性などの影響を十分に考慮されているとはいえない。したがって、資本稼働率や、DEAにおけるD-効率値の利用が考えられる。また、特に製造業では生産設備の海外移転が進められている。いわゆる産業の空洞化により、国内における雇用機会の減少、それに伴う賃金構造、労働生産性への影響が想定できる。このような観点から、海外生産比率を国内の産業構造の変化を表す代理変数として用いることによって、今回用いた同時方程式モデルを拡張する余地が残されていると考えられる。

注

- 1) 実質年間所得 = $\frac{\text{「所定内給与」} \times 12 \text{ヶ月} + \text{「年間賞与その他特別給与額」}}{\text{GDPデフレーター}}$ により算出している。GDPデフレーターは、68SNAと93SNAの接合により作成し、2005年に基準化を行っている。以降のデータ作成についても同様である。
- 2) 本稿では、年齢別賃金について『賃金構造基本統計調査』を用いているため、年齢区分ごとの平均賃金からグラフを作成している。なお、年齢区分1:20～24歳、2:25～29歳、3:30～34歳、4:35～39歳、5:40～44歳、6:45～49歳、7:50～54歳、8:55～59歳、9:60～64歳を表す。
- 3) 経済産業省『工業統計調査』における付加価値額を実質化している。
- 4) 厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の男性一般労働者の労働者数に所定内実労働時間と所定外実労働時間の和を乗じた値を使って算出し、その値を2005年基準で指数化を行っている。

参考文献

- Becker, G. S. (1994) *HUMAN CAPITAL: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*: Univ of Chicago Pr, 3rd edition, (佐野陽子訳『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, 1976年).
- Clark, R. L. and Ogawa, N. (1992) "The Effect of Mandatory Retirement on Earnings Profiles in Japan," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 45, No. 2, pp. 258-266.
- Lazear, E. (1979) "Why Is There Mandatory Retirement?" *The Journal of Political Economy*, Vol. 86, pp. 1261-1284.

- Mincer, J. A. (1974) *Schooling, Experience, and Earnings*: National Bureau of Economic Research.
- 赤羽亮・中村二郎 (2008) 「企業別パネルデータによる賃金・勤続プロファイルの実証分析」『日本労働研究雑誌』第580号, pp.44-60, 11月.
- 大賀智子 (2007) 「女性労働力率 M 字カーブの上昇要因」『JCER REVIEW』第62号, pp.1-18.
- 川口大司 (2011) 「ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用」『RIETI Discussion Paper Series』pp.1-26, 3月.
- 三谷直紀 (2003) 「年齢-賃金プロファイルの変化と定年延長」『国民経済雑誌』第187巻第2号, pp.33-50.
- (2005) 「90年代の賃金構造の変化と人口要因」『国民経済雑誌』第191巻第2号, pp.13-27.
- 渡辺千似・藤祐司 (2003) 「日本的経営における研究開発投資誘発システムに関する実証分析：資金調達形態に視点を据えた分析」『研究技術計画』第16巻第3号, pp.184-202.