



90年代の賃金構造の変化と人口要因

三谷, 直紀

(Citation)

国民経済雑誌, 191(2):13-27

(Issue Date)

2005-02

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/00055982>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/00055982>



90年代の賃金構造の変化と人口要因*

三 谷 直 紀

本稿では賃金プロファイルのフラット化など近年の賃金構造の変化の要因について分析した。相対賃金の変化を労働供給要因と労働需要要因に分解する計量モデルを推計し、分析を行った結果、①近年の賃金プロファイルのフラット化は人口要因(各世代の人口サイズの影響)による面が大きかったこと、②団塊の世代の影響は1985～1993年には男性40歳台及び男性50歳以上層の賃金にともに有意に作用していたが、バブル崩壊後の期間では男性50歳以上層により強く見られるようになってきていること、③女性パートタイム労働者は、労働需要の大きく減退したバブル崩壊後の不況期を中心にどちらかといえば外部労働市場に比較的近い高齢層や若年層と代替的であるのに対して、男女の壮年層とは補完的であり、女性パートタイム労働者の増大は賃金プロファイルの傾きを押し上げる方向に働いていたと考えられること、などが明らかになった。

キーワード 年功賃金, 世代効果, 団塊の世代, パートタイム労働者

1 はじめに

バブル崩壊後の長期不況を経て賃金制度や賃金構造も大きく変化している。日本の労働市場の特徴のひとつといわれた年功賃金もその姿を変えようとしているかにみえる。賃金プロファイルの傾きは、どの学歴層をとってみても緩やかになっている。賃金制度をみれば、年俸制などのいわゆる成果主義賃金制度を導入する企業が増加するとともに、最近の春闘では定昇幅の圧縮や定昇そのものを廃止する動きがある。

一方、雇用構造も大きく変化している。若年人口の減少にもかかわらず、若年失業率は高水準で推移している。その中で、パートタイム労働者、派遣労働者などの非正規従業員の増加、契約社員化、外注化など、雇用・就業形態の多様化が進展している。また、経済の国際化、ITなどの技術革新、需要構造の変化等を反映して、就業構造も製造業就業者が大幅に減少する一方、サービス業などの第三次産業の就業者が増大しており、第三次産業化の進展が加速している。さらに、少子高齢化を反映して、労働力人口の急速な高齢化が進展している。今後数年以内いわゆる団塊の世代が大量に定年を迎え、労働力人口そのものの減少が見込まれている。

本稿では、年齢間賃金格差の縮小と雇用構造の変化に焦点を当てて、長期的な賃金構造と雇用構造の変化の関係を分析する。とりわけ、年齢間賃金格差縮小の要因を供給要因と需要要因に分けることによって、1980年代後半以降生じている賃金プロファイルの傾きのフラット化の要因を探ってみたい。このような作業は、単に年功賃金に関する仮説を検証するだけでなく、賃金を通じた労働需給の調整メカニズムがどれだけ有効に働いているか、あるいは定年制などの制度的要因の賃金・雇用への影響、さらには賃金のもつインセンティブメカニズムを通じた企業内訓練・昇進制度等の今後の日本の雇用システムの変化の方向を知る上でも重要である。

本稿の構成はつき通りである。まず、次節で年齢間賃金格差の変化に関する仮説と先行研究についてまとめる。第3節で、最近の賃金・雇用構造の変化をやや詳細にみでみる。そして、第4節で賃金構造の変化の要因を供給要因と需要要因に分解する方法について説明する。第5節でその方法を実際のデータに当てはめて実証分析を行う。そして、最後の節で得られた結果をまとめる。

2 仮説と先行研究

最近の年齢—賃金プロファイルの変化にはいくつかの仮説が考えられる（三谷（2002））。

第一は、人的資本への投資の減少である。バブル崩壊後の長期不況の中で企業の期待成長率が低下しており、人的資本への投資の期待収益率は低下した。したがって、企業は企業内訓練を手控え、それに伴って労働者の能力の伸びも小さくなり、賃金プロファイルの傾きも緩やかになったという仮説である。しかし、高度成長期から低成長期に移行した1970年代半ば以降賃金カーブの傾きはむしろ急になった時期があることを説明できない。

第二には、技術革新による中高年労働者の技能の陳腐化や長期の需要の低迷による生産性の低下である。中高年層が身に付けた技能が技術革新によって陳腐化したり、あるいは需要の低迷によって期待された生産性が発揮できないとすれば、新技術への適応能力が高く将来の成長が期待できる若年層に比べて相対的に賃金が低くなる可能性が考えられる。しかし、一方で大企業の正社員を中心に身につけている技能は高度な判断能力や創造性といった機械では代替できない技能であり、技術の進歩はむしろこれらの労働者に対する需要を逆に高める可能性もある。

第三には、定年延長である。高齢化に対処するために、政府は60歳までの定年延長を強力に推進し、60歳までの定年延長がほぼ実現している。インセンティブ仮説において、定年延長は生産性を上回る後払いの賃金部分を大きくする効果を持っているために、仮に初任給の水準が外部労働市場で一定水準に決まっているとすれば、労働者と企業の間で収支が均衡するためには賃金プロファイルの傾きは小さくなる必要がある。ただし、賃金プロファイルを

緩やかにすると労働者の労働インセンティブをかえって弱めるために、企業はそのようにしないとする説もある。

第四は、世代効果（あるいは人口要因）である。団塊の世代のように人口の多い世代が労働市場で労働供給を行なうと、他の世代との代替関係が弱ければその世代の生産性は相対的に低くなり（収穫逦減の法則）、賃金も低くなる。したがって、団塊の世代が中高年になっていけば次第に年齢－賃金プロファイルの傾きは緩やかになってくると考えられる。さらに、個々の世代の賃金カーブをみた場合にも、世代の大きさによって傾きが異なる可能性がある。

第五は、成果主義賃金制度の導入である。1990年代半ば以降多くの企業で個々の労働者の賃金の決定要素として年齢や学歴等の属人的なものから成果や業績といった要素のウェイトを高める賃金制度の改定が行われている。その結果、賃金プロファイルがフラット化したという考え方である。

第一要因に関しては、Ohkusa and Ohta (1994) が興味深い分析を行っている。人的資本要因（＝成長要因）と景気循環要因（景気が悪くなると賃金プロファイルの傾きが大きくなる）が賃金プロファイルの傾きに与える影響を分析して、長期的には成長要因の方が景気循環要因より影響が大きいことを見出している。

第三の要因については、三谷（2003）が大阪府の『基本的労働条件調査』等のマイクロデータを用いて、1990年代に実質的な定年延長を行った企業ほど賃金プロファイルの傾きが小さくなっているという仮説を支持する結果を得ている。

第四の人口要因については、1980年代までの賃金データを用いたいくつかの研究によれば、大卒を中心に人口の大きい世代の賃金が低くなるという効果があることが実証されている。猪木・大竹（1997）は厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の個票を用いて、賃金プロファイルの傾きを各歳コーホート間で一定という仮定をおいて計量分析し、世代サイズの大きさが賃金の低下要因になっているのは大卒であるということを見出している。また、岡村（2000）は、Welch のモデルをベースに巧妙な方法で、同様に大卒者に人口サイズの大きい世代の賃金の相対的な低下がみられることを示した。

周知のように、1980年代日本はアメリカやイギリスのような大幅な学歴間賃金格差の拡大を経験しなかった。玄田（1994, 1997）は、その要因を同時期に管理職昇進適齢期に達した年代の大卒労働者の昇進確率が低下したことに求めている。実際、この年代の大卒者は団塊の世代であり、もともと人口サイズが大きいうえに進学率の上昇もあって人数の多いグループであった。そのために、いわゆるポストレス（あるいは学歴過多（over-education））の現象が生じて昇進確率が低下し、学歴間の賃金格差を圧縮する方向に働いたと考えられる。これも広い意味で人口要因によるものと考えられる。

さらに、第五の仮説に関していえば、賃金プロファイルのフラット化が始まったのは1980

年代後半からで成果主義賃金制度が多くの企業で導入された1990年代半ば以降とは時期が合わない。また、そもそも賃金の「決め方」の改定は賃金の「上がり方」の変化に必ずしも結びつかないことである。実際、中嶋・松繁・梅崎(2004)は成果主義を導入した企業で逆に年齢—賃金プロファイルの傾きが急になった事例を示している。したがって、1980年代後半以降の賃金プロファイルの傾きが緩やかになった理由としては弱いといわざるを得ない。ただし、今後賃金構造に何らかの影響を与える可能性がないとはいいきれない。

以上のような先行研究を踏まえれば、最近の賃金プロファイルの変化にはこれらの要因が複合的に作用していると考えられる。本稿では、これらの要因のうち、労働供給要因(人口要因)と労働需要要因(長期的な第一、第二の要因と景気循環要因)について分析する。そして、これらの要因がバブル崩壊前後でどのように変化したかを手がかりに、最近の賃金プロファイルの変化の背景にどのような構造変化があるのかを明らかにしたい。

その前に、最近の賃金・雇用構造の変化をやや詳しくみてみよう。

3 最近の賃金・雇用構造の変化

この節では、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の企業規模10人以上の一般労働者と女性パートタイム労働者について、最近の賃金構造と雇用構造の変化を概観する。ただし、雇用の多様化や標本抽出の母集団となる総務省統計局『事業所統計調査』が3年毎から5年毎になったこと等によってこの調査のカバレッジは年々低くなっており、結果の解釈には留意が必要である¹⁾。ここでは、1985年以降の期間を主にバブル景気によって労働需要が拡大した1985年～1993年とバブル崩壊後の長期不況の期間である1993年～2000年の期間についてみる。

表1および表2は、それぞれ男性と女性について、学歴別年齢別に実質賃金の増減率と労働者分布の変化を示したものである。実質賃金は、所定労働時間あたりの所定内給与を消費者物価指数で実質化したものを用いた。また、固定ウェイトは、年齢別労働者構成の変化や勤続年数別労働者構成の変化等の影響を取り除いた実質賃金の変化をみるために用いた。具体的には、各年齢階層では、労働者の勤続年数分布を固定した。また、各学歴の年齢計では、年齢分布と勤続年数分布を固定した。さらに、学歴計では、これらに加えて学歴間分布を固定した。

これによるとつぎのようなことがいえる。

第一に、労働者分布の変化では、コーホートサイズの違いを反映して、年齢間で大きな差があることである。前半の期間では、団塊の世代が40代であり、また、その子供世代が20代とともにその年齢層の比率が上昇しているのに対して、その両世代には生まれた人口の少ない世代が多かった30代の比率が大きく減少している。また、50代も定年延長等で増加している。後半の期間では、こうした人口動態による年齢階級別の労働者比率の増減のパターンは

表1 性・年齢別実質所定内給与増減率と労働者数分布の変化(男性)

学歴	年齢(歳)	実質所定内給与増減率(年平均)(%)				労働者数分布の変化(%ポイント)	
		調整なし		固定ウェイト		93年/85年	00年/93年
		93年/85年	00年/93年	93年/85年	00年/93年		
計	計	1.74	0.46	1.38	-0.05	-0.38	1.76
	15-24	2.07	0.33	2.02	0.08	0.35	-2.84
	25-39	1.25	0.05	1.38	0.00	-5.23	3.50
	40-49	1.48	0.15	0.90	-0.53	0.88	-1.69
	50+	1.99	0.68	1.22	-0.26	3.62	2.78
	40-49/15-24	-0.59	-0.18	-1.13	-0.61		
高卒	50+/15-24	-0.09	0.35	-0.80	-0.34		
	計	1.60	0.20	1.43	-0.12	1.95	-0.03
	15-24	1.99	0.23	2.03	0.05	-0.04	-2.13
	25-39	0.97	-0.17	1.35	-0.15	-2.79	0.99
	40-49	0.82	-0.49	0.87	-0.57	1.67	-1.26
	50+	1.46	-0.01	1.21	-0.27	3.10	2.37
短大卒	40-49/15-24	-1.17	-0.71	-1.16	-0.62		
	50+/15-24	-0.53	-0.23	-0.82	-0.32		
	計	0.64	0.59	0.99	0.14	1.56	2.12
	15-24	1.65	0.44	1.65	0.36	0.58	-0.23
	25-39	0.95	-0.04	1.26	-0.15	0.62	1.49
	40-49	1.01	-0.81	1.08	-0.83	0.33	0.46
大卒	50+	0.41	-0.21	0.33	-0.75	0.03	0.40
	40-49/15-24	-0.64	-1.25	-0.57	-1.20		
	50+/15-24	-1.24	-0.65	-1.32	-1.11		
	計	1.77	0.40	1.41	0.18	2.41	3.74
	15-24	2.09	0.17	2.07	0.21	0.06	-0.15
	25-39	1.37	0.30	1.44	0.20	0.05	1.47
大卒/高卒	40-49	0.62	-0.45	0.62	-0.39	1.33	1.08
	50+	0.94	-0.44	0.63	-0.47	0.98	1.34
	40-49/15-24	-1.47	-0.62	-1.45	-0.60		
	50+/15-24	-1.16	-0.61	-1.45	-0.68		
大卒/高卒		0.17	0.20	-0.02	0.30		

注1) 実質所定内給与はすべて消費者物価指数で実質化した月間所定内給与。

注2) 固定ウェイト：各年齢階層では年齢(5歳階級別)分布および勤続年数分布を固定。

各学歴の年齢計では、勤続年数分布と年齢分布を固定。学歴計ではさらに学歴間分布を固定。

資料出所：厚生労働省【賃金構造基本統計調査】

ひとつ上の年齢階級にシフトしている。

第二に、学歴別にみると、前半の期間に比して後半では高学歴へのシフトが男女とも若年層を中心に顕著にみられることである。前半の期間では、中卒を除き、どの学歴層でも比率は上昇していたが、後半では男女とも短大、大卒の比率が上昇したのに対し、高卒の比率は低下した。その差は女性ほど、また、若年層ほど大きい。この背景には、後半の期間における進学率の上昇に加えて、不況期に企業が採用を手控える中で相対的に高学歴層へ採用をシフトさせていることがあるものと考えられる。

第三に、女性パートタイム労働者の割合が一貫して大きく上昇していることである。前半

表2 性・年齢別実質所定内給与増減率と労働者数分布の変化(女性)

学歴	年齢(歳)	実質所定内給与増減率(年平均)(%)				労働者数分布の変化(%ポイント)	
		調整なし		固定ウェイト		93年/85年	00年/93年
		93年/85年	00年/93年	93年/85年	00年/93年		
計	計	2.13	1.33	1.51	0.20	0.38	-1.76
	15-24	2.14	0.72	1.94	0.30	-0.49	-3.80
	25-39	2.10	0.89	1.62	0.35	-0.10	2.39
	40-49	2.42	1.45	1.21	-0.19	0.07	-0.93
	50+	1.58	1.21	0.75	-0.11	0.91	0.58
	40-49/15-24	0.27	0.73	-0.73	-0.48		
高卒	50+/15-24	-0.57	0.48	-1.19	-0.41		
	計	1.77	0.81	1.47	0.11	0.49	-2.80
	15-24	1.90	0.33	1.93	0.23	-1.24	-3.07
	25-39	1.45	0.52	1.58	0.34	-0.47	-0.03
	40-49	1.43	0.29	1.22	-0.23	1.05	-0.78
	50+	0.40	0.13	0.42	-0.36	1.14	1.10
短大卒	40-49/15-24	-0.47	-0.05	-0.71	-0.45		
	50+/15-24	-1.50	-0.21	-1.52	-0.59		
	計	1.87	1.24	1.63	0.48	2.42	1.87
	15-24	1.88	0.53	1.87	0.49	0.84	-0.77
	25-39	1.65	0.48	1.66	0.34	1.04	1.68
	40-49	0.62	0.40	0.57	-0.02	0.40	0.56
大卒	50+	0.07	-0.32	0.14	-0.73	0.13	0.40
	40-49/15-24	-1.26	-0.13	-1.31	-0.51		
	50+/15-24	-1.82	-0.84	-1.73	-1.23		
	計	2.03	0.56	1.92	0.18	0.76	1.41
	15-24	2.29	0.01	2.27	0.02	0.19	0.19
	25-39	1.87	0.24	1.81	0.07	0.41	0.94
大卒/高卒	40-49	0.73	0.80	1.08	0.71	0.10	0.17
	50+	1.67	-0.46	1.20	-0.04	0.06	0.10
	40-49/15-24	-1.57	0.80	-1.19	0.69		
	50+/15-24	-0.62	-0.47	-1.07	-0.07		
パートタイム労働者		0.26	-0.25	0.45	0.08		
		0.68	0.12	-	-	3.52	4.23

注) 及び資料出所: 表1に同じ。

より後半の上昇幅が大きい。

第四に、実質賃金の動向をみると、前半に比して後半では大きく実質賃金の上昇率が低下しており、特に固定ウェイトベースでは、男性の学歴計年齢計ではマイナスに転じている。

第五に、年齢別にみると、実質賃金の伸びは前期後期ともに若年層ほど高く、したがって、年齢間賃金格差は縮小した。しかし、前期に比して後期ではその程度は小さくなっている。学歴別にみると、前半では大卒の方が高卒よりも年齢間賃金格差の縮小は大きかったが、後半ではその差は小さくなっている。ただし、50歳以上/15-24歳では高卒の方が依然縮小幅は小さい。²⁾

第六に、男女間賃金格差が縮小していることである。女性の実質賃金の上昇幅は男性を上

回っており、この傾向は年齢別学歴別でみてもほぼ同様である。とりわけ、若年層及び40-49歳層で年齢や勤続年数を調整する前の男女間格差の縮小が著しい。

第七に、学歴間の賃金格差にはあまり大きな変化はない。男性については固定ウェイトベースで、前半はほとんど格差に変化はなかったものの、後半では大卒/高卒間の格差がやや拡大している。女性では逆の傾向がみられる。

第八に、女性パートタイム労働者の実質賃金については、いずれの期間でも女性一般労働者の伸び率を下回っており、フルタイム労働者とパートタイム労働者の間の賃金格差が拡大している。

以上のことから、人口動態を反映した年齢別の労働供給構造や不況下での高学歴者への労働需要の構造的なシフトなどが、賃金構造に反映していることがうかがえる。以下では、このような雇用構造と賃金構造の関係についてさらに計量分析を行い、先にあげた仮説の妥当性について検討してみたい。

4 計量モデル

この節では、本稿での分析に用いる計量モデルについて述べる。簡単な需要供給分析のフレームワークで、相対賃金の変化を労働需要要因によるものと労働供給要因によるものに分解する。基本的な考え方は、①Freeman 指標と呼ばれる構造的な労働需要の変化を表す指標を用いること、②労働供給は賃金に関して非弾力的であり、労働市場は長期の均衡状態にあるという想定の下に労働供給=実現された雇用量と考えることである³⁾。これらを説明変数に入れることで、賃金変化を労働需要要因と労働供給要因に分解する。このような長期均衡モデルを今回の分析に用いるのは、バブル崩壊後の不況は10年以上も続いており、労働需要の減退は長期的な構造変化と考えられるからである。

本稿では、都道府県のデータによって分析を行う。都道府県を表す添え字を p とする。労働者グループが 1 から J までであるとする。そして、産業や企業規模によって分けられたセクターを i (1, 2, ..., I) とする。

以下の分析ではつぎの式で与えられる計量モデルを用いる⁴⁾。

$$\dot{W}_{jp} = a_j + b_{jj}\dot{X}_{jp} + \sum_{k \neq j} b_{jk}\dot{X}_{kp} + c_j\dot{D}_{jp} + d_j\Delta U_p + e_j\Delta P_p + \varepsilon_{jp} \quad (1)$$

ただし、 \dot{W}_{jp} = 都道府県 p における労働者グループ j の相対賃金の変化率

\dot{X}_{jp} = 都道府県 p における労働者グループ j の相対労働者数の変化率

\dot{D}_{jp} = 都道府県 p における労働者グループ j の相対構造的な需要シフト指数

ΔU_p = 都道府県 p における労働需給状態を表す指標（有効求人倍率）の前期差

ΔP_p = 都道府県 p における女性パート比率（女性パートタイム労働者数の女性一般労働者数に対する比率）の前期差

$a_i, b_{jk}, c_j, d_j, e_j$ は定数。 ε_{jp} は誤差項を表す。

\dot{D}_{jp} は、いわゆる Freeman 指標と呼ばれるもので、次式で与えられる⁵⁾。

$$\dot{D}_{jp} \equiv \sum_{i=1}^I \alpha_{ijp} (\dot{E}_{ip} - \dot{E}_p) \quad (2)$$

ただし、 $a_{ijp} \equiv \frac{E_{ijp}}{E_{ip}}$ (3)

E_{ijp} = 都道府県 p におけるセクター i の労働者グループの効率単位の雇用量 (賃金 × 労働投入量)

E_{ip} = 都道府県 p における労働者グループの効率単位の雇用量

E_{ip} = 都道府県 p におけるセクター i の効率単位の雇用量

E_p = 都道府県 p における効率単位の全雇用量

である。

この指数の意味するところは、雇用の増大しているセクターにおける雇用のウェイトが大きい労働者グループほど、労働需要が増大することを示すものである。つまり、産業構造の変化による構造的な労働需要の大きさを表す指標と考えられる。以下では、構造的な需要変化と呼ぶことにする。

労働供給曲線が垂直で労働市場が均衡している状態を考えれば、 X_{jp} は労働供給量と考えられる。したがって、(1)式は、相対賃金の変化を労働供給要因 (\dot{X}_{jp})、構造的労働需要要因 (\dot{D}_{jp})、そして、景気循環的要因 (U_p) に分解するモデルに女性パートタイム労働者の影響を加味したものである。

(1)式の係数 b_{jk} は Hicks の偏補完弾力性 (partial elasticity of complementarity) を表し、 b_{jj} 符号は負が予想される⁶⁾。また、需要構造シフトは他の条件が一定であれば、相対賃金を引き上げる方向に働くと考えられるため、係数 c_j の符号は正が予想される。

5 実証分析

前節のモデルを都道府県別のデータに当てはめて、賃金構造の変化の要因分解を行う。

5.1 データ

用いるデータは主に厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の都道府県別企業規模10人以上の一般労働者に関する賃金および労働者数データである。

産業は大分類で、建設業、製造業、卸売・小売業、飲食店、金融・保険業、サービス業およびその他の産業、の6区分⁷⁾である。企業規模区分は10-99人、100-999人および1000人以上の3区分である。この6産業と3規模の18個の組み合わせをセクターとする。

労働者グループとしては、男女15-24歳、男性25-39歳、男性40-49歳、男性50歳以上、

女性25～39歳、女性40歳以上の6区分に分類した。

W_{ip} としては、「きまって支給する現金給与総額」を総労働時間(=「所定内実労働時間数」+「超過実労働時間数」)で割って求めた時間当たりの賃金率をとった。推計に当たっては、この賃金の自然対数を取り、都道府県単位の平均賃金率の自然対数を差し引いて、相対賃金の対数値とし、その前期との差を \dot{W}_{ip} とした。雇用量 (X_{ip}) としては、労働投入量 (=「労働者数」×総労働時間) を用いた。

さらに、構造的需要変化 (\dot{D}_{ip}) を求める際に用いる効率単位の雇用量 (E_{ip}) は、賃金率×労働投入量 ($E_{ip}=W_{ip} \times X_{ip}$) とした。ただし、 α_{ip} を求める際には E_{ip} の対象期間 ($t-1$ 期と t 期) の平均をとった。すなわち、つぎのように求めた。ただし、 \bar{E}_{ip} 等は期間平均を表す。

$$\dot{D}_{ip} = \sum_{i=1}^I \frac{\bar{E}_{ip}}{E_{ip}} \left(\frac{\Delta E_{ip}}{E_{ip}} - \frac{\Delta \left(\sum_{i=1}^I E_{ip} \right)}{\sum_{i=1}^I E_{ip}} \right) \quad (4)$$

そして、短期的な景気循環指標として、都道府県別の有効求人倍率を用いた。さらに、パートタイム増大の影響をみるために、『賃金構造基本統計調査』の都道府県別の女性のパートタイム労働者比率の変化を推計式の説明変数に加えた。

推計は労働者数をウェイトとする SUR (FGLS) を用いた。⁸⁾

5.2 推計結果

推計結果は表3～表5に示されている。この結果からつぎのことがいえる。

第一に、前期に限ってみると、係数 b_{ij} に関する符号条件は、必ずしも統計的に有意ではないが、どの性・年齢層でも係数の符号はマイナスで満たされている。このことは、ある労働者グループの労働供給が増えれば、その労働者グループの賃金が低下することを示しており、人口要因による相対賃金の低下を意味する。特に男性40歳台の係数は、マイナスで統計的にも有意であり、この時期に賃金プロファイルの傾きが緩やかになったのは、人口要因による面が大きいことを示している。⁹⁾しかし、需要要因についてみると、景気変動要因(求人倍率)が賃金プロファイルの傾きを緩やかにする方向に働いているものの、構造的需要変化は逆向きに働いていることを示している。さらに、他の労働者グループの労働供給の変化が相対賃金に与える効果 (b_{jk}) についてみれば、マイナスで統計的にも有意な結果がいくつかのケースで見られる。とりわけ、若年層(男女15～24歳)の相対賃金に対しては、男性の他の年齢層の労働供給が統計的に有意なマイナスの影響を与えている。男性40～49歳層及び男性50歳以上層は、統計的に有意ではないケースもあるものの男女15～24歳層および25～39歳層の賃金にマイナスの影響を与えており、 q -代替の関係にあったことを示唆している。¹⁰⁾

表3 賃金変化の要因 (SUR, 男女15-24歳, 男25-39歳)

被説明変数: 対数実質相対賃金差 (男女15-24歳)	1985-93年		1993-2000年	
	係数	z-値	係数	z-値
構造需要相対変化 (男女15-24歳)	-0.0034	-0.60	0.0827	0.73
供給相対変化率 (男女15-24歳)	-0.0520	-0.56	0.0906	1.35
供給相対変化率 (男25-39歳)	-0.2652	-2.14**	0.0391	0.42
供給相対変化率 (男40-49歳)	-0.1589	-2.90**	-0.1484	-1.67*
供給相対変化率 (男50歳以上)	-0.0622	-1.39	0.0401	0.75
供給相対変化率 (女25-39歳)	0.0047	0.13	-0.0052	-0.15
供給相対変化率 (女40歳以上)	0.0240	0.46	0.0914	1.48
求人倍率差	0.0293	1.54	0.0219	0.95
女性パート比率変化	0.5533	2.07**	-0.1093	-0.59
定数	-0.0009	-0.07	0.0003	0.02
サンプル数	47		47	
chi2	48.76		22.46	
Prob>chi2	0.000		0.008	
"R-sq"	0.501		0.317	
被説明変数: 対数実質相対賃金差 (男25-39歳)	1985-93年		1993-2000年	
	係数	z-値	係数	z-値
構造需要相対変化 (男25-39歳)	-0.0083	-1.79*	-0.0697	-1.54
供給相対変化率 (男女15-24歳)	0.0384	0.55	0.0248	0.49
供給相対変化率 (男25-39歳)	-0.1174	-1.26	0.0535	0.76
供給相対変化率 (男40-49歳)	-0.0306	-0.74	-0.0559	-0.84
供給相対変化率 (男50歳以上)	-0.0328	-0.96	-0.0273	-0.69
供給相対変化率 (女25-39歳)	0.0307	1.11	0.0069	0.26
供給相対変化率 (女40歳以上)	0.0566	1.44	0.1431	3.10**
求人倍率差	0.0310	2.16**	0.0269	1.54
女性パート比率変化	0.2664	1.31	0.1091	0.79
定数	-0.0663	-6.32**	-0.0475	-4.26**
サンプル数	47		47	
chi2	55.35		54.43	
Prob>chi2	0.000		0.000	
"R-sq"	0.536		0.537	

注) ** 及び * はそれぞれ有意水準5%及び10%で統計的に有意であることを示す。

第二には、後期になると、モデルのフィットが悪く符号条件も満たされない場合が多い。係数 b_{ij} についてみれば、マイナスで有意であるのは、男性50歳以上層と女性25-39歳層、女性40歳以上層のみである。このように、後期で符号条件が満たされない場合が多いのは、労働者の非正規化が進み、労働需給構造の変化が一般労働者（正規従業員）の賃金に反映するのではなく、正規従業員の採用抑制や賃金の安い非正規従業員の増大あるいは賃金低下や一般労働者の賃金以外の面での労働条件の低下に反映されていることなどが背景にあるものと考えられる。賃金プロファイルの傾きとの関係で見れば、男性40歳台では、係数 b_{ij} はマイナスではあるが、統計的には有意でない。また、構造需要変化はむしろ傾きを急にする方向に働いている可能性がある。このことは、この期間ではすでに前期に押し下げ要因になっている

表4 賃金変化の要因 (SUR, 男40-49歳, 男50歳以上)

被説明変数： 対数実質相対賃金差 (男40-49歳)	1985-93年		1993-2000年	
	係数	z-値	係数	z-値
構造需要相対変化 (男40-49歳)	-0.0060	-0.75	0.2113	2.04**
供給相対変化率 (男女15-24歳)	-0.0526	-0.77	0.0171	0.30
供給相対変化率 (男25-39歳)	-0.1247	-1.36	0.0192	0.24
供給相対変化率 (男40-49歳)	-0.0817	-2.00**	-0.0222	-0.29
供給相対変化率 (男50歳以上)	-0.0871	-2.63**	-0.0168	-0.37
供給相対変化率 (女25-39歳)	0.0156	0.59	0.0263	0.89
供給相対変化率 (女40歳以上)	-0.0402	-1.04	0.0369	0.70
求人倍率差	-0.0287	-1.98**	-0.0313	-1.62
女性パート比率変化	0.3818	1.91*	0.3739	2.34**
定数	-0.0111	-1.08	-0.0614	-4.78**
サンプル数	47		47	
chi2	66.39		23.51	
Prob>chi2	0.000		0.005	
"R-sq"	0.582		0.324	
被説明変数： 対数実質相対賃金差 (男50歳以上)	1985-93年		1993-2000年	
	係数	z-値	係数	z-値
構造需要相対変化 (男50歳以上)	0.0314	2.38**	-0.4285	-2.66**
供給相対変化率 (男女15-24歳)	0.0441	0.33	-0.0433	-0.60
供給相対変化率 (男25-39歳)	0.1976	1.11	-0.0480	-0.47
供給相対変化率 (男40-49歳)	-0.1519	-1.90*	-0.0180	-0.19
供給相対変化率 (男50歳以上)	-0.0599	-0.91	-0.1527	-2.69**
供給相対変化率 (女25-39歳)	-0.0191	-0.37	-0.0266	-0.69
供給相対変化率 (女40歳以上)	0.0157	0.21	-0.1052	-1.58
求人倍率差	-0.0255	-0.91	-0.1088	-4.26**
女性パート比率変化	-1.0106	-2.56**	0.0736	0.37
定数	0.0900	4.33**	0.0073	0.45
サンプル数	47		47	
chi2	93.12		49.75	
Prob>chi2	0.000		0.000	
"R-sq"	0.657		0.503	

注) 表3に同じ。

た人口サイズが大きい世代が上の年齢層になって、この要因が効かなくなった可能性を示唆している。また、団塊の世代が入り始めた男性50歳以上層では、人口要因および構造要因とも賃金プロファイルの傾きを押し下げる方向に働いている。

第三に、女性パートタイム労働者増大の影響をみると、男女とも高齢層でマイナスの係数となっており、女性パートタイム労働者と高齢層は代替的であるといえる。また、男女若年層では景気の良かった前半の期間ではプラスで有意であるが、労働需要が大きく減退した後半の期間では有意ではないが、符号はマイナスになっており、不況期に代替的である可能性がある。一方、壮年層では男女とも係数がプラスになっており、女性パートタイム労働者と男女壮年層はむしろ補完的であるといえる。

表5 賃金変化の要因 (SUR, 女25-39歳, 女40歳以上)

被説明変数： 対数実質相対賃金差 (女25-39歳)	1985-93年		1993-2000年	
	係数	z-値	係数	z-値
構造需要相対変化 (女25-39歳)	-0.0317	-0.98	-0.2021	-0.48
供給相対変化率 (男女15-24歳)	-0.2720	-2.05**	-0.0097	-0.13
供給相対変化率 (男25-39歳)	-0.4900	-2.76**	-0.3106	-2.84**
供給相対変化率 (男40-49歳)	-0.1701	-2.11**	-0.2978	-2.93**
供給相対変化率 (男50歳以上)	-0.1686	-2.62**	-0.1136	-1.89*
供給相対変化率 (女25-39歳)	-0.1445	-2.81**	-0.0713	-1.84*
供給相対変化率 (女40歳以上)	-0.1136	-1.52	-0.0915	-1.31
求人倍率差	0.0057	0.21	0.0432	1.68*
女性パート比率変化	0.4192	1.07	0.0929	0.43
定数	0.0024	0.12	0.0474	2.78**
サンプル数	47		47	
chi2	41.13		29.59	
Prob>chi2	0.000		0.001	
"R-sq"	0.460		0.383	
被説明変数： 対数実質相対賃金差 (女40歳以上)	1985-93年		1993-2000年	
	係数	z-値	係数	z-値
構造需要相対変化 (女40歳以上)	0.0149	0.69	0.0042	-0.03
供給相対変化率 (男女15-24歳)	0.0389	0.29	-0.0412	-0.39
供給相対変化率 (男25-39歳)	-0.0783	-0.44	-0.4762	-3.19**
供給相対変化率 (男40-49歳)	-0.0156	-0.20	-0.3230	-2.30**
供給相対変化率 (男50歳以上)	-0.0099	-0.15	-0.1221	-1.46
供給相対変化率 (女25-39歳)	-0.0373	-0.73	-0.0226	-0.41
供給相対変化率 (女40歳以上)	-0.0964	-1.29	-0.3144	-3.21**
求人倍率差	-0.0198	-0.71	0.0616	1.70*
女性パート比率変化	-0.5931	-1.52	-0.3145	-1.07
定数	0.0447	2.26**	0.1069	4.48**
サンプル数	47		47	
chi2	20.84		19.55	
Prob>chi2	0.013		0.021	
"R-sq"	0.311		0.294	

注) 表3に同じ。

6 おわりに

本稿では、賃金プロファイルのフラット化など近年の賃金構造の変化の要因について分析した。特に、相対賃金の変化を労働供給要因と労働需要要因に分解する計量モデルを都道府県別データを用いて推計し、最近の賃金プロファイルの変化の要因等について分析を行った。その結果、①近年の賃金プロファイルのフラット化は人口要因(各世代の人口サイズの影響)による面が大きかったこと、②そして団塊の世代の影響は1985~1993年には男性40歳台及び男性50歳以上層の賃金とともに有意に作用していたが、団塊の世代が50歳台になっていったバブル崩壊後の期間では男性50歳以上層により強く見られるようになってきていること、③

女性パートタイム労働者は、労働需要の大きく減退したバブル崩壊後の不況期を中心にどちらかといえば外部労働市場に比較的近い高齢層や若年層と代替的であるのに対して、男女の壮年層とは補完的であり、女性パートタイム労働者の増大は賃金プロファイルを押し上げる方向に働いていたと考えられること、などが明らかになった。

ふたつの含意が考えられる。ひとつは、高齢者雇用についてである。賃金調整が柔軟に行われることが、この層の雇用確保に重要である。分析の結果は、人口要因によって今後この層の相対賃金が低下する可能性が示唆されている。ふたつは、今後非正規化が進み、非正規従業員が増大すれば、特に不況期にこれと代替性が比較的に強い高齢層や若年層の賃金や雇用に影響が出る可能性があることである。

今回の分析で用いたデータセットには、女性パートタイム労働者以外の非正規従業員のデータがなかった。また、学歴区分、勤続年数区分もなかった。今後こうした労働者を分析を取り入れるとともに、学歴や勤続年数も入れた分析が可能となるようなデータの出現を期待したい。

補論 賃金構造の変化を需要要因と供給要因に分解する方法¹¹⁾

労働者などの生産要素の種類がI種類あるとし、産業がJ産業あると仮定する。要素価格のベクトルを W とする。今、産業 j における生産量を Y_j とする。生産関数は一次同次とし、費用関数は $C^j(W) Y_j$ で与えられるものと仮定する。すると、Shephard の補題によって、産業 j における生産要素の需要ベクトル X_j は次の式で与えられる。

$$X_j = C_w^j(W) Y_j \quad (A1)$$

両辺を全微分すれば

$$dX_j = C_w^j(W) dY_j + Y_j C_{ww}^j(W) dW \quad (A2)$$

となる。ここで、両辺に W' (W の転置ベクトル) を左からかけ、 $W' C_{ww}^j(W) = 0$ であることを用いると、

$$\begin{aligned} W' dX_j &= W' C_w^j(W) dY_j = W' C_w^j(W) Y_j \frac{dY_j}{Y_j} = W' X_j \frac{dY_j}{Y_j} \\ \therefore \frac{dY_j}{Y_j} &= \frac{W' dX_j}{W' X_j} \end{aligned} \quad (A3)$$

(A2)式を1～J産業について足し合わせれば

$$dX = \sum_j X_j \frac{dY_j}{Y_j} + C_{ww} dW \quad (A4)$$

ただし、 $C_{ww} \equiv \sum_j Y_j C_{ww}^j(W)$

両辺に、 $X_M^{-1} \equiv \begin{pmatrix} \frac{1}{X_1} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \frac{1}{X_2} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \frac{1}{X_I} \end{pmatrix}$ を左からかけて時間 t による微分の形に整理すると、

$$\dot{X} = \sum X_j \dot{Y}_j + \Gamma \dot{W} \quad (\text{A5})$$

ただし、 $\dot{X} \equiv \left(\frac{d \log(X_1)}{dt}, \frac{d \log(X_2)}{dt}, \dots, \frac{d \log(X_I)}{dt} \right)'$ etc.

$$\Gamma \equiv X_M^{-1} C_{WV} W_M$$

$$W_M \equiv \begin{pmatrix} W_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & W_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & W_I \end{pmatrix}$$

したがって、

$$\dot{W} = \Gamma^{-1} (\dot{X} - \dot{D}) \quad (\text{A6})$$

ただし、

$$\dot{D} \equiv \sum_j X_j \dot{Y}_j = \sum_j X_j \frac{W_j' \frac{dX_j}{dt}}{W_j' X_j} \quad (\text{A7})$$

(A6)式が本論の計量モデル(1)式に対応する。また、(A7)式が需要構造シフト (Freeman 指標) を与える。

注

* 本稿は、関西労働研究会 (2003年2月) で報告した原稿を加筆修正したものである。同研究会では村松久良光 (南山大学)、中田喜文 (同志社大学)、大竹文雄 (大阪大学) の各氏をはじめ参加者から貴重なコメントをいただいた。心から謝意を表す。

1) 実際、総務省統計局『労力調査』の全雇用者数との比較では、規模10人以上規模の一般労働者数の比率は1985年に51.1%であったものが、2001年には40.3%へと大きく低下している。

2) このことは後半の時期に高卒の方が定年延長等による影響が比較的大きかったということを示唆している。

3) 首都圏のように、簡単に県境を越えて移動できる場合にこの仮定が妥当なものかどうかは議論の余地のあるところであるが、ここではデータの制約もあり、このように仮定する。

4) (1)式がどのように導出されるかについては、補論を参照されたい。

5) Freeman (1980)

6) Sato and Koizumi (1973)

7) 調査産業計から建設業、製造業、卸売・小売業、飲食店、金融・保険業、サービス業を差し引いて作成した産業で、電気・ガス・熱供給・水道業+運輸・通信業+その他を含む産業区分であ

る。

- 8) OLS でも推計を行ったが、同様の結果を得た。
- 9) 推計結果(表3, 表4)では、男40代の自己偏補完弾力性より、男女15-24歳層に対する偏補完弾力性の方が絶対値で大きくなっている。しかし、これは、必ずしもこの層の労働供給が増加したことの効果が賃金カーブを急にすることであったことを意味しない。被説明変数が平均賃金との相対実質賃金の変化率であるため、むしろ、「弓なり」にする効果があったというべきである。
- 10) この結果は、三谷(2001)の結果とも整合的である。
- 11) 以下は、Katz and Murphy (1992), Juhn and Kim (1999) 等に負う所が大きい。

参 考 文 献

- Freeman, R. (1980), "An Empirical Analysis of the Fixed Coefficient "Manpower Requirements" Model", *Journal of Human Resources*, XV, pp. 176-199.
- Juhn, C. and D. I. Kim (1999), "The Effects of Rising Female Labor Supply on Male Wages", *Journal of Labor Economics*, Vol. 17., No. 1, pp. 23-48.
- Katz, L. F. and K. M. Murphy (1992), "Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, pp. 35-78.
- Ohkusa, Y. and S. Ohta (1994), "An Empirical Study of the Wage-Tenure Profile in Japanese Manufacturing", *Journal of the Japanese and International Economics*, 8, pp. 173-203.
- Sato, R. and T. Koizumi (1973), "On the Elasticities of Substitution and Complementarity", *Oxford Economic Papers*, 25(1), pp. 44-56.
- 猪木武徳・大竹文雄 (1997), 「労働市場における世代効果」, 浅子和美・福田真一・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, pp. 297-320.
- 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.
- 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, pp. 141-168.
- 玄田有史 (1997), 「チャンスは一度——世代効果と賃金格差——」『日本労働研究雑誌』, No. 449, pp. 2-12.
- 中嶋哲夫・松繁寿和・梅崎 修 (2004), 「賃金と査定に見られる成果主義導入の効果——企業内マイクログラフによる分析」『日本経済研究』No. 48, 3月.
- 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』東京大学出版会, pp. 339-377.
- 三谷直紀 (2002), 「年功賃金は崩壊しているのか?」『日本労働研究雑誌』, No. 500, pp. 73-74.
- 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』, 2月号.