

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

赤羽 亮

（日本大学大学院）

中村 二郎

（日本大学教授）

日本における賃金・勤続プロファイルの形状の変化要因としては、外部労働市場の需給状態、企業の生産性（利益）、企業内労働力の高齢化などがこれまでの研究において指摘されてきた。本稿では、90年代においてもこれらの関係が成立しているかどうかについて実証的に検証を行った。厳密な検証を行うためには、従来の分析では用いられることが少なかった、企業特性と従業員属性が十分にマッチしたデータが必要である。本稿では、日本労働組合総連合会のモデル賃金データと、有価証券報告書の財務データとのマッチングを行って企業別パネルデータを作成し、製造業大企業高卒ブルーカラーの標準労働者の賃金構造について分析した。その結果、賃金・勤続プロファイルの傾きに対して、外部労働市場の需給逼迫は負、企業の生産性上昇は正、企業内労働力の高齢化は負の影響を与えることが確認された。外部労働市場の影響は他の2つの要因の影響よりも相対的に小さいことが示された。これらは先行研究と整合的な結果である。さらに企業はバブル崩壊後の長期的不況への対応として、新規学卒者の採用抑制を中心とする雇用量の調整だけでなく、年功的賃金制度の非年功化による賃金原資の抑制も行ったことが示唆された。

【キーワード】賃金・退職金、労働経済、労働関連統計

目次

- I はじめに
- II 先行研究
- III 年功的賃金の変化とその背景
- IV 計量経済分析
- V 結論

I はじめに

1990年代初頭のバブル崩壊により日本経済は長期的な不況に陥った。この「失われた10年」の間に、賃金・勤続プロファイルの傾きがフラット化したことが指摘されている（厚生労働省 2006, など）。本稿の目的は、90年代の賃金・勤続プロファイルの傾きの変化要因を、企業別パネルデータを用いて明らかにすることである。

国際的にみて日本の賃金・勤続プロファイルの傾きは大きいといわれてきた¹⁾。それはホワイトカラーのみならずブルーカラーにおいても観察されることが日本の特徴であった（小池 2005）。一方、日本的雇用慣行のもう1つの特徴である長期的雇用に関しては、主に企業別マイクロデータを用いた雇用調整の研究蓄積が進んできた。これは従来の産業別や規模別の集計データを用いた分析に対して、同一の産業や規模の中でも業績の良い企業と悪い企業が存在するという問題が指摘されてきたからである。企業は赤字期に雇用調整速度を速めること（駿河 1997 など）や、長期的雇用とメインバンク制の間には制度的補完性があること（阿部 1999 など）などが実証されてきた。

賃金に関しても同様の分析は行われてきたが、企業の事例研究などの個別データを用いた研究が

中心であった。90年代には、人件費の削減や労働者のインセンティブの高揚を目的とした、成果主義の導入による賃金制度改革が盛んに議論された。特定企業の人事マイクロデータを用いることにより、都留・阿部・久保(2003)、井川(2004)は成果主義の導入により賃金体系の非年功化が進んだことを示した。しかし、中嶋・松繁・梅崎(2004)は、むしろ成果主義の導入が管理職の賃金体系をより年功化させたことを示した。このような事例研究は、詳細な人事データを利用できる一方で、事例によって結果が異なるという問題がある。

賃金調整を雇用調整の議論と関連させた研究としては、大竹(1988)、中西(1992)、照山(1993)、中村(1995)などがあげられる。これらの分析の多くは、伝統的なフィリップス曲線に基づいて指摘されてきた相対的に高い賃金伸縮性を日本が維持しているという見解に対して、雇用調整よりもむしろ賃金調整の方が調整は遅いという結論を導き出している。だが、先行研究では集計データを用いたマクロ的な分析が多く、90年代について分析したのも少ない。また、雇用調整と賃金・勤続プロファイルとの関係を扱った実証分析もあまりみられない。

本稿ではこれらの問題を解消するため、日本労働組合総連合会(連合)の『賃金・一時金・退職金』の主要単組別モデル賃金データと有価証券報告書の財務データとのマッチングを行い、最終的に企業数250社・最大期間1991~2002年のパネルデータを作成した。これを用いて、バブル経済崩壊後の賃金・勤続プロファイルの動向とそのメカニズムに対する詳細な実証的分析を行った²⁾。本稿の構成は以下のとおりである。IIで先行研究をまとめる。IIIで90年代の賃金・勤続プロファイルの推移とその背景を整理する。IVで分析枠組を提示し、計量経済分析を行う。Vで結論を述べる。使用データの説明とその作成方法は補論にまとめた。

II 先行研究

これまでの研究において、賃金・勤続プロファ

イルの傾きが変化する理由は2つに大別される。1つは景気変動による短期的な影響であり、もう1つは日本の社会・経済の構造的変化の影響である。先行研究では、これらの要因のうちいずれかに焦点をあてたものが多い。

一般に、労働者の熟練・非熟練間(年齢間、勤続年数間)の賃金格差は、短期的な景気変動によって影響を受けることが知られている。景気がこれらの賃金格差に与える影響には相反する2つの仮説がある。Reder(1955)は、若年労働者は高齢層に比べ熟練度が低いため、外部労働市場の需給の影響を相対的に強く受けると主張し、不況期に賃金格差は拡大することを示した。一方Raisian(1983)は、長期勤続者ほど企業特殊的人的資本を多く蓄積しており転職コストが高いため、企業の業績悪化時には賃金低下圧力を受けやすく、不況期に賃金格差が縮小することを主張した。

Higuchi(1989)はこれらの仮説の相違点は景気の定義にあると指摘した。前者は、景気を外部労働市場の需給状態(マクロ的要因)として捉えている。賃金・勤続プロファイルの分析を行う際には、景気を2つの要因に分けることが重要とされてきた。Ohkusa and Ohta(1994)は、『賃金構造基本統計調査』(厚生労働省)を用いて1961年から88年までの製造業男子労働者の賃金・勤続プロファイルの傾きの変化要因を分析した。その結果、その傾きは外部労働市場の需給状態とは負、生産性とは正の相関があり、長期的には後者の効果が大きいことを示した。

一方、1980年代後半から日本の企業は賃金体系の見直しを行ったといわれる。日本的雇用慣行は、経済成長率が高い時期にはメリットの大きな雇用システムであるが、成長率が低下したもとはその雇用システムの維持が困難になるという議論も多くなされている。長期的な成長率の低下や、国際競争の激化といった経済環境の変化は、企業の人件費負担を重くする。また、金融ビッグバン等によるメインバンク制の弱体化は、制度的補完性を通じて日本的雇用慣行をも弱体化させる。このような環境変化が企業内労働力の高齢化と相まって、多くの企業に年功的賃金の見直しを迫ったこ

とが指摘されている。

先進国の中でも急速な高齢化に伴って実施された定年年齢の延長と、90年代の長期的不況による新卒採用の抑制は、企業内労働力構成を一層高齢化させた。Clark and Ogawa (1992a, 1992b) は、年功的賃金制度の下では人口の高齢化は企業の人件費を増大させるため、賃金・勤続プロファイルがフラット化することを指摘した。また、三谷 (2005) は90年代のフラット化は人口要因による影響が大きく、バブル崩壊後は団塊の世代の影響により50歳以上の賃金が低下したことを示した。

賃金・勤続プロファイルの傾きの変化要因を、外部労働市場の需給状態、企業の生産性(利益)、企業内高齢化、の3つの要因に分けて先行研究の結果をまとめたものが表1である³⁾。各研究の分析枠組は異なっており、必ずしも整合的な結果が得られているわけではないが、3つの変化要因が賃金・勤続プロファイルの傾きに与える影響に関しては、概ね結果が一致している(外部労働市場の需給逼迫は負、生産性上昇は正、高齢化は負)。

しかしながら、90年代の分析が少ないこと、3つの要因をすべて同等に扱った分析がないこと、仮説と整合的なデータを用いた研究が少ないことなど、先行研究には幾つかの問題点がある。特に、多くの研究は集計データに基づいており、個票を用いたMincer and Higuchi (1988)でさえも生産性指標は産業別の集計値を用いている。90年代の長期的不況期は、同一産業内でも企業間で景

気の跛行性が拡大した可能性があり、集計値を基に企業の分析を行うことには多くの危険が伴う。

III 年功的賃金の変化とその背景

仮説を検証する前に、バブル経済崩壊後の年功的賃金の変化とその背景について、記述統計などを用いて整理しておこう。以下では、本稿で作成したデータ(本稿データ)と、その代表性を確認するためにそれに対応する政府公表の集計データを用いる。分析対象は主に製造業の大企業である。使用データの詳細は、図の脚注に記した。

本稿では、勤続年数の増加に伴う賃金の上昇率を、賃金・勤続プロファイルの傾き(年功度)と定義する。具体的には、ミンサー型賃金関数の勤続年数の係数をその指標として採用する⁴⁾。まず年功的賃金の推移を把握するために、従業員数100人以上の企業の男性高卒ブルーカラー標準労働者について、毎年のミンサー型賃金関数を推定した⁵⁾。その勤続年数の係数の推定値の推移を示したものが図1である。推定値の水準は、すべての年において本稿データを用いたものの方が『賃金構造基本統計調査』よりも大きく、本稿データの標本は、相対的に年功度の高い企業で構成されていることがわかる。しかしながら、推定値の推移に関しては、両データともほぼ同様の縮小傾向がみられる。90年代に賃金・勤続プロファイルは平均的にフラット化したといえる。

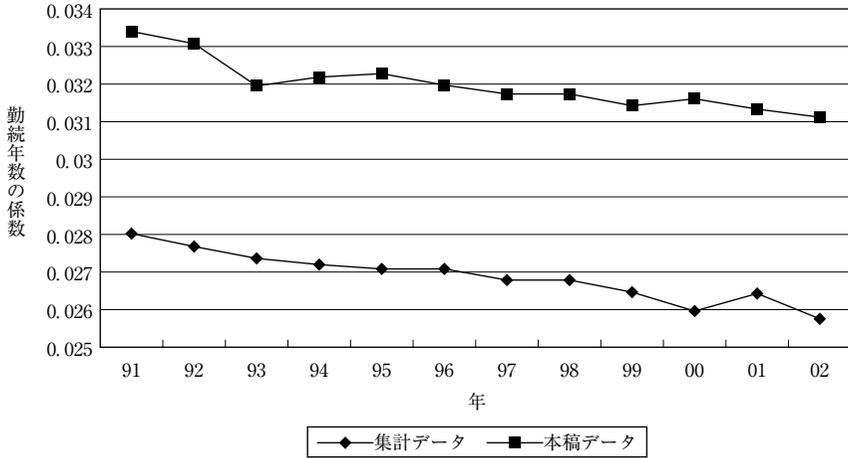
この背景を整理したものが図2である。A：外

表1 賃金・勤続プロファイルの傾きの変化要因

論文	標本期間(年)	賃金データ	マクロ的要因		ミクロ的要因	
			外部労働市場の需給逼迫	生産性	高齢化	
Mosk and Nakata (1985)	1961-82	BSWS		-		-
Mincer and Higuchi (1988)	1979	ESS (個票)		+		
Higuchi (1989)	1970-87 (73は除く)	BSWS	-	?		
Clark and Ogawa (1992a)	1981, 86	BSWS				-
Hashimoto and Raisian (1992)	1980, 81, 85, 86, 88	BSWS		+		
Ohkusa and Ohta (1994)	1961, 64-88	BSWS	-	+		
中馬・樋口 (1995)	1975-90	BSWS	?	+		
中村・大橋 (1999)	1983-94	BSWS	-	?		
三谷 (2005)	1985, 93, 2000	BSWS	-			-

注：+ (-) は、各要因の増大が賃金・勤続プロファイルの傾きを大きく(小さく)することを統計的に有意に示したことを意味する。? は、統計的に有意ではない、あるいは、結果が曖昧であることを意味する。空白は、その要因がモデルに入っていないことを表す。BSWS: 『賃金構造基本統計調査』(厚生労働省)の公表データ(集計データ)、ESS: 『就業構造基本調査』(総務省)。すべての研究において、各変化要因のデータは産業別、規模別などに集計化されたマクロデータである。

図1 賃金・勤続プロファイルの傾きの推移



注：本稿データは、連合傘下の製造業期末従業員数100人以上の企業の男性高卒生産労働者の標準労働者モデル賃金（8年齢階級）である（『賃金・一時金・退職金』と有価証券報告書がマッチした企業に限定。詳細は補論Aを参照）。これに対応する集計データとして、『賃金構造基本統計調査』の企業規模100-999人と1000人以上の製造業の男性高卒生産労働者の標準労働者の賃金を用いた。連合データと年齢階級を対応させるため、55-59歳階級のサンプルは除外した（8年齢階級）。被説明変数は名目賃金の自然対数。説明変数は、定数項、勤続年数、企業規模ダミー、さらに連合データでは、モデル賃金のタイプダミー（実態モデル（基準）、理論モデル、その他）も含めた。最小二乗法で年ごとに推定した。

部労働市場の需給状態，B：企業の生産性（利益），C：企業内高齢化，D：雇用量の変動，の推移を表している。最初に本稿データの代表性について検討しよう。各変数の水準には，集計データと若干異なる点がある。特に，本稿データは集計データよりも，1人当たり経常利益が平均的に0.69程度大きく，雇用変化率が平均的に0.02程度小さい。これは，本稿データが日本の製造業大企業の中でも生産性（利益）の高い企業に偏っているだけでなく，それら企業は不況に伴う雇用量の調整が相対的に大きかったことを示している。

一方，本稿データの欠員率（製造業中分類別の集計データをマッチングした後の平均値）は，1991年で集計データ（製造業計）よりも1.55程度小さく，本稿データの産業構成が欠員率の低い産業に偏っていることを示している。また，平均年齢は91年で本稿データの方が集計データよりも1.1歳ほど大きく，本稿データは高齢化した企業に偏っている。しかしながら，この2つの変数に関しては，91年から97年の間に集計データと本稿データとの差が縮小している。本稿データの各変数の水準に関しては若干の偏りがあるが，各変数の推移に関しては集計データと同様の傾向があ

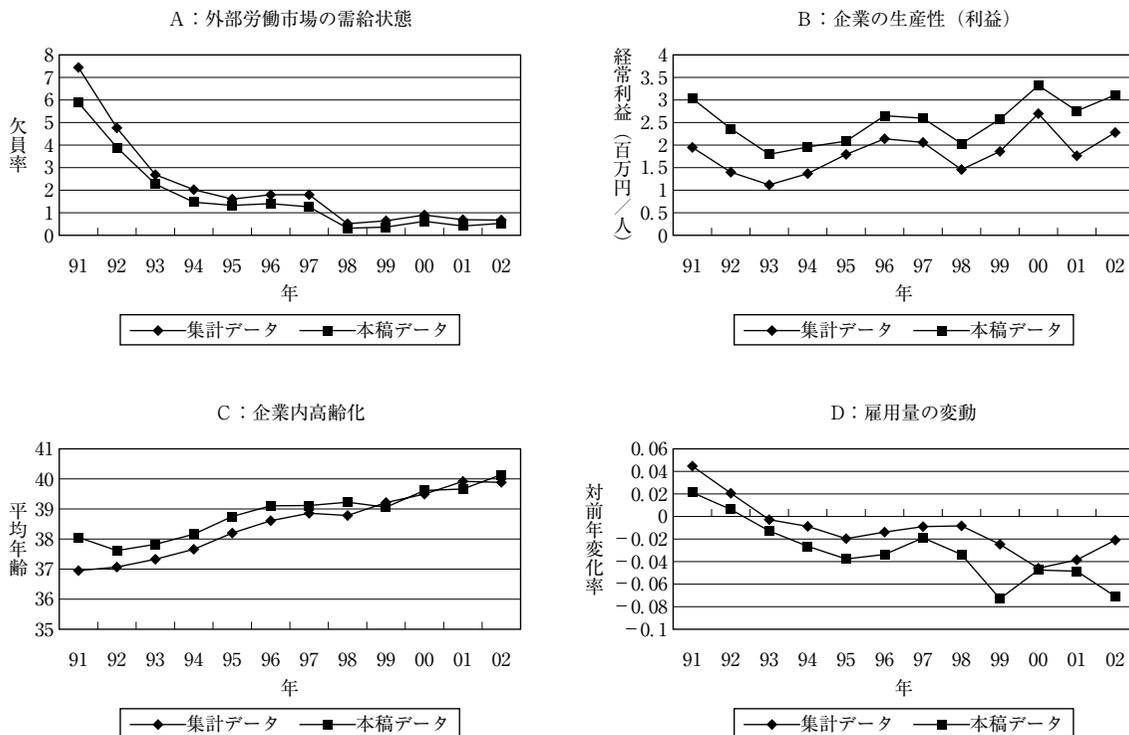
り，代表性という観点からみて問題は少ない。

本稿データの各変数の推移についてみてみよう。欠員率は1991年の5.85から2002年の0.46へと低下しており，外部労働市場の需給が緩み続けた。一方，1人当たり経常利益の変動は大きい。バブル経済崩壊により91年の3.02から93年の1.78へと低下するも，96年までには2.63と業績が回復しかけたが，97年のいわゆる消費税5%導入による不況で再び業績が悪化した。その後，2000年には91年の水準を超えており，業績回復の兆しがみられる。労働者の平均年齢をみると，91年の38.1歳から2002年には40.1歳へと上昇しており，企業内労働力が高齢化した。一方，雇用変化率は低下しており，バブル崩壊後の早い時期から企業が雇用削減を行い続けたことがわかる。

これら平均値の推移より，企業は長期的不況を新卒採用の抑制を中心とする雇用削減で対応したことが推察される。その結果，中高年の雇用は相対的に維持され，企業内高齢化が進行した。このような，外部労働市場の需給の緩みや，生産性の変動，そして企業内高齢化は，年功的賃金に対して影響を及ぼした可能性がある。

一方，1人当たり経常利益の標準偏差は，91年

図2 賃金・勤続プロファイルのフラット化の背景



注:「集計データ」の出所は以下のとおりである。Aは『雇用動向調査』(厚生労働省)の製造業計の欠員率。B, Dは『法人企業統計』(財務省)より製造業・資本金1億円以上の経常利益および期中平均従業員数より作成。Cは『賃金構造基本統計調査』(厚生労働省)より製造業・労働者数1000人以上・一般労働者の平均年齢である。「本稿データ」は、連合モデル賃金と有価証券報告書を企業名を用いてマッチングしたものである(詳細は補論Aを参照)。「本稿データ」の欠員率は、『雇用動向調査』の製造業高卒ブルーカラー・製造業中分類別の集計データを産業名を用いてマッチさせたものである。すべての「本稿データ」の値は、製造業・従業員数100人以上の企業のうち、高卒ブルーカラーのモデル賃金(少なくとも20歳, 35歳)が得られる企業の平均値である。

の5.08から95年の2.12へと縮小するが、その後は拡大し続けて2002年には5.23となる。バブル崩壊からの業績回復は企業間で格差が大きく、景気の跛行性が強まった可能性が高い。平均値のみで議論することには問題があるといえよう。

さらに個別企業の年功度の変化を把握するために、年齢間賃金格差(35歳賃金/20歳賃金)の1991年から2001年への推移確率行列を表2に示した。この行列の対角成分をみると、企業の約3割は年齢間賃金格差が2時点で同程度である。残りの約7割は、格差が縮小した企業もあれば、拡大した企業もある。このように90年代には企業によって賃金・勤続プロファイルの推移が異なるため、企業特性をコントロールできる企業別パネルデータを用いた計量的な分析が必要である。

IV 計量経済分析

本稿では特定の理論検証を行うのではなく、IIでまとめた賃金・勤続プロファイルの傾きに対する3つの変化要因の影響が、90年代にも妥当するかどうかを検証する⁶⁾。さらに、企業の雇用量の調整と賃金調整の関係にも焦点を当てる⁷⁾。以下の推定で用いるデータの要約統計量は、表3にまとめた。データの説明や変数選択の詳細は、補論Aを参照されたい。

1 賃金原資の決定要因

賃金原資の決定と年功度の決定メカニズムの関係を確認するために、賃金・勤続プロファイルの分析を行う前に、企業の賃金原資の決定要因を確認しておこう。企業全体の平均的な賃金調整の

表2 年齢間賃金格差の推移確率行列

		2001年					企業数
		1: (0, 1.7)	2: [1.7, 1.8)	3: [1.8, 1.9)	4: [1.9, 2.0)	5: [2.0, ∞)	
1991年	1: (0, 1.7)	30.0	50.0	10.0	0.0	10.0	10
	2: [1.7, 1.8)	26.1	30.4	30.4	13.0	0.0	23
	3: [1.8, 1.9)	15.8	21.1	30.0	21.1	0.0	19
	4: [1.9, 2.0)	7.7	7.7	23.1	38.5	23.1	13
	5: [2.0, ∞)	5.9	5.9	11.8	17.7	30.0	17
	合計	17.1	22.0	25.6	18.3	17.1	82

注：1991年と2001年の『賃金・一時金・退職金』（連合）より作成。5×5の行列は、製造業高卒男子ブルーカラーの35歳と20歳の相対賃金 ($w_{i,35,t}/w_{i,20,t}$) に関する企業の推移確率 (%) を示す。計算に利用できた企業数は82社である。例えば、1行2列目の50.0という値は、1991年に相対賃金が区間 (0, 1.7) に含まれていた企業 (合計10社) のうち、2001年に区間 [1.7, 1.8) に推移した割合が50.0%であることを表す。また、2001年に区間 [1.7, 1.8) に含まれる企業は、全企業の22.0%であることを表す。

あり方を以下の賃金関数の推定により分析する。

$$\dot{W}_{it} = \zeta_0 + \zeta_1 E_{it} + \zeta_2 \Delta PR_{it} + \zeta_3 A_{it} + \zeta_4 \dot{L}_{it} + \eta_i + \lambda_t + \Psi_{it} \quad \forall i, t. \quad (1)$$

ここで、 i は企業を、 t は年を表す。被説明変数は、組合の1人当たり賃金の上昇率 (ベア, 定昇込み), \dot{W} である。主な説明変数は3つある。 E : 当該企業の所属する産業の欠員率, PR : 企業の生産性 (1人当たり経常利益) そして A : 企業内労働者の平均年齢, である。賃金上昇への影響を考慮するため、 PR については対前年階差, $\Delta PR_{it} = PR_{it} - PR_{i,t-1}$ を用いる⁸⁾。これに加えて雇用量の変動が賃金に与える影響を考慮したモデルも推定する。 \dot{L} は期末従業員数の対前年変化率である。コントロール変数には企業規模ダミーを用いる。分散要素モデルを仮定しており、 η_i は企業固有効果を、 λ_t は年固有効果を、 Ψ_{it} はその他の攪乱項を表す。

外部労働市場の需給逼迫や企業の生産性の上昇は、春闘での賃上げ材料となるため、 E と ΔPR の係数は正値が予想される。一方、企業内の高齢化が進んだ企業ほど賃金原資が圧迫されるため、 A の係数は負値が予想される。 \dot{L} の係数は事前には確認することはできない。正値ならば雇用削減をより行った企業ほど賃下げを行ったことになり、負値ならばその逆である。本来ならば企業が賃金調整と雇用調整を同時に決定するモデルを構築する必要があるが、本稿では雇用量の削減を行った企業が賃金調整をどのように行ったのかを把握す

ることが主たる目的であるため \dot{L} を外生的に扱う。すべての説明変数は内生性の問題を考慮して1期前を使用する。 F 検定とハウスマン検定により固定効果推定量を採用した。

式(1)の推定結果をまとめたものが表4である。注目すべき3つの変数について検証したものが、表4-(1)から表4-(3)である。まず、年固有効果をコントロールせずに推定したものが表4-(1)である。 E と ΔPR は正値で、 A は負値で統計的有意 (1%水準) であり、予想どおりの結果である。しかし年ダミーを入れた表4-(2)では、 E と A の係数は有意ではなくなる。

この結果には2つの解釈ができる：(1)年ダミーによって賃上げ率の年固有効果が正しく除去された：(2)年ダミーが E と A の効果を必要以上に吸収してしまい係数が正しく推定できなかった。そこで、一般に賃上げ交渉は物価上昇の影響を考慮して行われることから、年ダミーに代えて消費者物価上昇率、 CPI_{t-1} で年固有効果をコントロールして推定した。表4-(3)の推定結果をみると、3つの変数の係数は、すべて予想された符号条件で有意である。先の推定では年ダミーが E と A の効果を吸収しすぎていた可能性が高い。表4-(3)から、90年代に企業が外部労働市場の需給の緩みや生産性の低下、そして企業内高齢化に伴い、賃金原資を抑制したことが示唆される。

最後に、雇用量の調整と賃金調整の関係をみる。先と同様に3つの推定を行った結果が、表4-(4)から表4-(6)である。いずれの推定結果において

表3 要約統計量

変数	説明	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
A：賃金原資の決定要因の推定						
\dot{W}_{it}	賃上げ率 (%)	1271	2.936	0.982	0.14	6
$E_{i,t-1}$	欠員率	1271	1.914	1.907	0.1	11.3
$\Delta PR_{i,t-1}$	経常利益の階差 (百万円/人)	1271	-0.00895	1.48469	-13.98	8.552
$A_{i,t-1}$	平均年齢	1271	38.79	2.929	28	47
$\dot{L}_{i,t-1}$	雇用変化率	1181	-0.02319	0.05344	-0.6221	0.3274
CPI_{t-1}	消費者物価変化率	1271	0.00818	0.01134	-0.00702	0.03205
企業規模 1	100-999 人ダミー (基準)	1271	0.1479	0.3552	0	1
企業規模 2	1000-4999 人ダミー	1271	0.5555	0.4971	0	1
企業規模 3	5000-9999 人ダミー	1271	0.1456	0.3528	0	1
企業規模 4	10000 人以上ダミー	1271	0.1511	0.3583	0	1
B：ミンサー型賃金関数の推定						
$\ln w_{ijt}$	名目賃金の自然対数	13667	12.448	0.3556	11.775	13.296
T_j	勤続年数	13667	13.76	10.46	0	32
T_j^2	勤続年数の2乗	13667	298.84	326.31	0	1024
$E_{i,t-1}$	欠員率	13667	2.012	2.04	0	15.1
$PR_{i,t-1}$	経常利益 (百万円/人)	13667	2.434	3.687	-7.954	52.82
$A_{i,t-1}$	平均年齢	13667	38.763	2.881	28	47
$\dot{L}_{i,t-1}$	雇用変化率	12500	-0.02222	0.05775	-0.6221	0.6718
CPI_{t-1}	消費者物価指数	13667	98.37	2.36	92.1	101
企業規模 1	100-999 人ダミー (基準)	13667	0.1486	0.3557	0	1
企業規模 2	1000-4999 人ダミー	13667	0.5322	0.499	0	1
企業規模 3	5000-9999 人ダミー	13667	0.1536	0.3606	0	1
企業規模 4	10000 人以上ダミー	13667	0.1656	0.3717	0	1
実態モデル	ダミー (基準)	13667	0.5348	0.4988	0	1
理論モデル	ダミー	13667	0.3123	0.4634	0	1
その他のモデル	ダミー	13667	0.1529	0.3599	0	1
C：階差モデルの推定						
y_{ijt}	$\Delta \ln w_{ijt} - \Delta \ln w_{i,18,t}$	7220	-0.0000822	0.0337	-0.3407	0.3825
T_j	勤続年数	7220	13.48	10.4	0	32
$E_{i,t-1}$	欠員率	7220	1.581	1.651	0.1	10.2
$\Delta PR_{i,t-1}$	経常利益の階差 (百万円/人)	7220	-0.003347	1.582	-13.98	8.552
$A_{i,t-1}$	平均年齢	7220	38.94	2.659	30	47
$\dot{L}_{i,t-1}$	雇用変化率	6558	-0.02576	0.06171	-0.6221	0.6718
企業規模 1	100-999 人ダミー (基準)	7220	0.16191	0.3684	0	1
企業規模 2	1000-4999 人ダミー	7220	0.4979	0.50003	0	1
企業規模 3	5000-9999 人ダミー	7220	0.1458	0.35298	0	1
企業規模 4	10000 人以上ダミー	7220	0.1943	0.3957	0	1
実態モデル	ダミー (基準)	7220	0.5681	0.4954	0	1
理論モデル	ダミー	7220	0.3428	0.4747	0	1
その他のモデル	ダミー	7220	0.0891	0.2848	0	1

注：有価証券報告書の期末従業員数の定義変更の影響を考慮し、雇用変化率、 $\dot{L}_{i,t-1}$ の 2000 年の値は除去した。データの説明や変数選択などの詳細は、補論Aにまとめている。

も、 \dot{L} の係数は正值で有意 (1%水準) であり、雇用削減を実施した企業ほど、賃金原資を抑制したことがわかる。

2 賃金・勤続プロファイルの傾きの変化要因

次に、各変化要因が賃金・勤続プロファイルの傾きへ及ぼす影響を分析する。

(1) ミンサー型賃金関数による検証
まず以下のミンサー型賃金関数を考える。

$$\ln w_{ijt} = \alpha + \beta_{it} T_j + \gamma T_j^2 + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{ijt} \quad \forall i, j, t. \quad (2)$$

ここで j は年齢を表す。被説明変数は名目賃金の自然対数である。モデル賃金を用いているので、

表4 賃金原資の決定要因

年固有効果の制御	なし (1)	ダミー変数 (2)	CPI (3)	なし (4)	ダミー変数 (5)	CPI (6)
$E_{i,t-1}$	0.4098 (0.000)***	-0.012 (0.296)	0.2755 (0.000)***	0.3787 (0.000)***	-0.0109 (0.357)	0.2705 (0.000)***
$\Delta PR_{i,t-1}$	0.02760 (0.010)***	0.02411 (0.000)***	0.04779 (0.000)***	0.05515 (0.000)***	0.0297 (0.000)***	0.06861 (0.000)***
$A_{i,t-1}$	-0.07987 (0.000)***	0.01163 (0.208)	-0.06005 (0.000)***	-0.08658 (0.000)***	0.00713 (0.466)	-0.06839 (0.000)***
$\dot{L}_{i,t-1}$				2.5798 (0.000)***	0.8865 (0.000)***	1.7787 (0.000)***
$\dot{CPI}_{i,t-1}$			30.25 (0.000)***			26.60 (0.000)***
定数項	4.8813 (0.000)***	1.3346 (0.000)***	4.2436 (0.000)***	5.4031 (0.000)***	1.5983 (0.000)***	4.7442 (0.000)***
企業規模ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年ダミー	no	yes	no	no	yes	no
標本の大きさ	1271	1271	1271	1181	1181	1181
企業数	226	226	226	226	226	226
R^2 : within	0.7159	0.9094	0.7745	0.7341	0.9115	0.7806
: between	0.3180	0.7566	0.4766	0.3392	0.7633	0.4738
: overall	0.5062	0.8386	0.6329	0.5238	0.8410	0.6279

注：被説明変数は平均賃金の質上げ率、 W_{it} である。yes (no)は当該説明変数が回帰式に入っている（入っていない）ことを表す。モデルの特定化は、F検定とハウスマン検定により行い、固定効果推定量を採用した。雇用変化率、 $\dot{L}_{i,t-1}$ を用いる場合には、定義変更の影響を考慮して、2000年のデータを除去して推定した。***は1%、**は5%、*は10%の水準で、係数が0であるという帰無仮説を統計的に棄却できることを示す。カッコ内はp値。

標準労働者の賃金制度を特徴付ける主要な変数は勤続年数、 T_j である。 μ_i は企業固有效果を、 τ_t は年固有効果を、 ε_{ijt} はその他の攪乱項を表す。企業の賃金・勤続プロファイルの傾きを、 β_{it} で評価する。これに対して、 $\beta_{it} = \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\delta} \quad \forall i, t$, という仮定をおく。ここで、 $\mathbf{x}'_{it} = (1, E_{it}, PR_{it}, A_{it}, \dot{L}_{it}) \quad \forall i, t$, であり、 $\boldsymbol{\delta}$ は説明変数の係数ベクトルである。これを式(2)に代入して以下の回帰式を得る⁹⁾。

$$\ln w_{ijt} = \alpha + T_j \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\delta} + \gamma T_j^2 + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{ijt} \quad \forall i, j, t. \quad (3)$$

企業規模はダミー変数でコントロールする。

モデル賃金は「実態モデル」「理論モデル」「その他」のうち、いずれかが回答されている（モデル賃金の詳細は補論Aを参照）。モデル賃金自体は、『賃金構造基本統計調査』などのデータに比べ、企業の制度としての賃金構造を表していると考えられるが、その中でも実態モデルは「制度の運用」を、理論モデルは「賃金の決め方」をより強く反映している可能性がある。モデル賃金のタイプをダミー変数でコントロールして推定を行う。また、実態モデルと理論モデルに標本を分けた推定も行

い、補論Bの付表2に結果をまとめた。

この回帰モデルは、賃金・勤続プロファイルの傾きの変化を、勤続年数と各変化要因の交差項で捉えている。従来の仮説が正しければ、 $T \cdot E$ の係数は負値、 $T \cdot PR$ の係数は正値、 $T \cdot A$ の係数は負値になる。また、 $T \cdot \dot{L}$ の係数が正値ならば、雇用を多く削減した企業ほど賃金制度を非年功化させたことを意味する。推定方法は、企業ダミー、年ダミーを用いた最小二乗法（LSDV）である。説明変数は内生性の問題を考慮して1期前を使用する。

式(3)の推定結果をまとめたものが表5である。3つの変化要因について検証したものが、表5-(1)から表5-(3)である。いずれの式においても、 $T \cdot PR$ は約0.0002、 $T \cdot A$ は約-0.0002で有意（1%水準）である。これらは先行研究と整合的な結果である。

しかし、 $T \cdot E$ は年固有効果のコントロール方法によって結果が異なる。表5-(1)では、-0.0005268で有意（1%水準）であり先行研究と整合的な結果であるが、年ダミーを導入した表5-(2)では、係数は有意ではない。式(1)の推定のと

表5 ミンサー型賃金関数の推定結果

年固有効果の制御	なし (1)	年ダミー (2)	CPI (3)	なし (4)	年ダミー (5)	CPI (6)
T_j	0.05883 (0.000)***	0.05892 (0.000)***	0.05834 (0.000)***	0.05934 (0.000)***	0.05941 (0.000)***	0.05877 (0.000)***
T_j^2	-0.000597 (0.000)***	-0.0005936 (0.000)***	-0.0005941 (0.000)***	-0.0005957 (0.000)***	-0.0005921 (0.000)***	-0.0005926 (0.000)***
$T_j \cdot E_{i,t-1}$	-0.0005268 (0.000)***	-0.000014 (0.548)	-0.0000415 (0.062)*	-0.0005323 (0.000)***	-0.0000338 (0.167)	-0.0000587 (0.012)**
$T_j \cdot PR_{i,t-1}$	0.0002012 (0.000)***	0.0002122 (0.000)***	0.0002192 (0.000)***	0.0001946 (0.000)***	0.0002046 (0.000)***	0.0002138 (0.000)***
$T_j \cdot A_{i,t-1}$	-0.0002139 (0.000)***	-0.0002462 (0.000)***	-0.0002299 (0.000)***	-0.0002251 (0.000)***	-0.0002572 (0.000)***	-0.0002398 (0.000)***
$T_j \cdot \dot{L}_{i,t-1}$				0.0005279 (0.421)	0.0016846 (0.007)***	0.0012648 (0.043)**
$CPI_{i,t-1}$			0.01182 (0.000)***			0.01189 (0.000)***
理論モデルダミー	0.001119 (0.561)	0.00245 (0.181)	0.002856 (0.119)	0.001611 (0.423)	0.002543 (0.184)	0.003152 (0.100)
その他モデルダミー	-0.005017 (0.010)***	-0.002583 (0.164)	-0.003275 (0.076)*	-0.006088 (0.003)***	-0.003076 (0.112)	-0.003581 (0.063)*
定数項	11.9632 (0.000)***	11.8594 (0.000)***	10.7785 (0.000)***	11.9619 (0.000)***	11.861 (0.000)***	10.7737 (0.000)***
企業規模ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
企業ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年ダミー	no	yes	no	no	yes	no
標本の大きさ	13667	13667	13667	12500	12500	12500
企業数	250	250	250	249	249	249
Adjusted R^2	0.9663	0.9696	0.9693	0.9664	0.9697	0.9695

注：被説明変数は名目賃金の自然対数、 $\ln w_{it}$ である。yes (no) は当該説明変数が回帰式に入っている (入っていない) ことを表す。推定方法は、企業ダミーを用いた最小二乗法 (LSDV) である。雇用変化率、 $\dot{L}_{i,t-1}$ を用いる場合には、定義変更の影響を考慮して、2000年のデータを除去して推定した。***は1%、**は5%、*は10%の水準で、係数が0であるという帰無仮説を統計的に有意に棄却できることを示す。カッコ内はp値。

きと同様に年ダミーが $T \cdot E$ の効果を吸収しすぎている可能性があるため、年ダミーに代えて消費者物価指数、 $CPI_{i,t-1}$ を用いて推定した。表5-(3)の結果によれば、 $T \cdot E$ の係数は-0.0000415となり有意性が若干高まる (10%水準)。

一方、雇用量の調整の影響をみたものが表5-(4)から表5-(6)である。3つの変化要因に関しては先とほぼ同様の結果である。 $T \cdot \dot{L}$ の係数は年固有効果をコントロールした場合にのみ正で有意であり、雇用を削減した企業ほど年功度を抑制したことが示唆される。

ここで雇用量の調整が賃金・勤続プロファイルに与える影響の期間構造についても簡単に確認する。表6は説明変数に雇用変化率の2期前と3期前のラグを各々用いた推定結果である¹⁰⁾。表5の雇用変化率の1期前を用いた推定結果と同様に、年ダミーをいれた推定において $T \cdot \dot{L}$ の係数は正

で有意であり、雇用調整は賃金調整よりも先行していることが示唆される。また、ラグの期間が長くなるほど係数値が大きいことから、雇用削減の実施は時間を通して累積的に年功度に影響を与えていることが示唆される¹¹⁾。これらは、賃金調整は雇用調整よりも調整が遅いという先行研究の議論とも整合的な結果である。

以上より、各変化要因が賃金・勤続プロファイルの傾きに与える影響に関しては、概ね先行研究と整合的な結果が得られた。

(2)階差モデルによる検証

ミンサー型賃金関数の推定方法はLSDVであるため、ダミー変数が E の効果を吸収しすぎた可能性がある¹²⁾。そこで以下の階差モデルを用いて検討を加える。

賃金に対する企業固有の効果を除去するために、式(2)のモデルを定数項も変化するモデルに修正

表6 雇用量の調整が賃金・勤続プロファイルに与える影響の期間構造

年固有効果の制御	なし (1)	年ダミー (2)	なし (3)	年ダミー (4)
T_j	0.05861 (0.000)***	0.05918 (0.000)***	0.05724 (0.000)***	0.05825 (0.000)***
T_j^2	-0.00059 (0.000)***	-0.000588 (0.000)***	-0.000591 (0.000)***	-0.00059 (0.000)***
$T_j \cdot E_{i,t-1}$	-0.0004548 (0.000)***	-0.0000895 (0.002)***	-0.0004207 (0.000)***	-0.0001223 (0.001)***
$T_j \cdot PR_{i,t-1}$	0.0002321 (0.000)***	0.0002308 (0.000)***	0.0002732 (0.000)***	0.0002642 (0.000)***
$T_j \cdot A_{i,t-1}$	-0.0002215 (0.000)***	-0.0002538 (0.000)***	-0.000195 (0.000)***	-0.0002312 (0.000)***
$T_j \cdot \dot{L}_{i,t-2}$	0.0006614 (0.411)	0.0030533 (0.000)***		
$T_j \cdot \dot{L}_{i,t-3}$			0.0006689 (0.416)	0.0040261 (0.000)***
年ダミー	no	yes	no	yes
標本の大きさ	11455	11455	10724	10724
企業数	245	245	241	241
Adjusted R^2	0.9686	0.9703	0.9700	0.9711

注：表の読み方は表5の注を参照。すべての推計式に、企業規模ダミー、企業ダミー、モデル賃金のタイプダミーを入れている。本稿で作成したデータで2期以上のラグをとると、標本期間が1年失われる。期末従業員数の定義変更を考慮して、雇用変化率の2期前のラグを使用するときには2001年の標本を、3期前は2002年の標本を除去して推定した。

して、1期前との階差をとる。そこで、 $\Delta d_{ijt} = d_{ijt} - d_{ijt-1} \quad \forall d_{ijt}$ と定義すると、

$$\Delta \ln w_{ijt} = \Delta \alpha_{it} + T_j \Delta \beta_{it} + \Delta \tau_t + \Delta \varepsilon_{ijt} \quad \forall i, j, t. \quad (4)$$

ここで T_j はモデル賃金の条件を表す変数なので、企業と時間に関して不変である。

次に、年固有効果を除去するために以下の操作を行う。高卒正規社員の初任年齢18歳時の勤続年数、 $T_{18}=0$ のとき、式(4)は $\Delta \ln w_{i,18,t} = \Delta \alpha_{it} + \Delta \tau_t + \Delta \varepsilon_{i,18,t}$ 。これを式(4)の両辺から引くと、 $\Delta \ln w_{ijt} - \Delta \ln w_{i,18,t} = T_j \Delta \beta_{it} + \nu_{ijt} \equiv y_{ijt}$ 。ここで $\nu_{ijt} \equiv \Delta \varepsilon_{ijt} - \Delta \varepsilon_{i,18,t}$ 。最後に係数に対して、 $\Delta \beta_{it} = \mathbf{z}'_{it} \boldsymbol{\varphi} \quad \forall i, t$ 、を仮定する。ここで $\mathbf{z}'_{it} = (1, E_{it}, \Delta PR_{it}, A_{it}, \dot{L}_{it}) \quad \forall i, t$ 、であり、 $\boldsymbol{\varphi}$ は係数ベクトルである。これを代入すると、

$$y_{ijt} = T_j \mathbf{z}'_{it} \boldsymbol{\varphi} + \nu_{ijt} \quad \forall i, j, t. \quad (5)$$

対数の階差は変化率に近似できるので、 y_{ijt} は各年齢の賃金変化率から初任給の変化率を引いたものといえる。初任給の上昇率には、物価上昇率などの賃金に対する年固有効果が含まれていると考えられる。よって、式(5)は賃上げ率から擬似的

にベースアップ部分を除去して、定期昇給の効果に着目したモデルと解釈できる。企業規模はダミー変数でコントロールする。モデル賃金のタイプについては、標本を t 期と $t-1$ 期に同じタイプのモデル賃金を回答している企業に限定した上で、ダミー変数でコントロールする（標本を分けた推定は、補論Bの付表3参照）。各変化要因の係数の符号条件は、式(3)と同様である¹³⁾。

このように、階差モデルでは企業固有効果と年固有効果の両方をダミー変数を用いることなく除去できる。しかし実際の推定においては問題もある。 t 期に欠損値や異常値が1つ存在する場合に階差をとると、それらは $t+1$ 期にも影響を及ぼしデータの情報量が低下する。一般にマイクロデータには外れ値が多いことが知られているが、本稿で作成したデータもその例外ではない。これらに対処するために、推定方法は最小二乗法 (OLS) の他に、外れ値に頑健な中央値回帰 (LAD) を用いる¹⁴⁾。OLSが条件付きの平均値を推定するのに対して、LADは条件付きの中央値を推定する。説明変数は内生性の問題を考慮して1期前を使用する。

式(5)の推定結果をまとめたものが表7である。

まず、3つの変化要因を検証したものが、表7-(1)と表7-(2)である。 $T \cdot E$ と $T \cdot A$ の係数は負値で、 $T \cdot \Delta PR$ の係数は正値である。各変化要因の係数の絶対値は、OLSよりもLADの方が小さくなっており、被説明変数の条件付き分布が左右で異なることを意味する。いずれも(擬似)決定係数の値は1%以下でありモデルの適合度はよくないが、サンプルサイズが大きいので、3つの変化要因をすべて有意に検出できた。この結果はミンサー型賃金関数の年ダミーを除外した推定結果と整合的である。ただし、 $T \cdot L$ の有意性は著しく低く、このモデルからは雇用量の調整と年功度との間に明確な関係は検出されなかった。

(3)分析結果のまとめ

2つのモデルの推定により、概ね賃金・勤続プロファイルの傾きに対して、外部労働市場の需給逼迫は負、企業の生産性(利益)上昇は正、企業内高齢化は負の影響を、各々与えることがわかった。これらは先行研究と整合的な結果である。ま

た、雇用を多く削減した企業ほど、年功度を低下させていたことが限定的にはあるが示唆された。

さらに、式(1)の推定結果と合わせて考えると興味深いことがわかる。好況期に賃金原資が増加する場合でも、外部労働市場の需給逼迫と企業の生産性上昇では、賃金・勤続プロファイルの傾きに対する影響が異なっているのである。これは企業が、外部労働市場の需給逼迫時には若年層の賃金を相対的に引き上げ、自身の生産性上昇時には高齢層の賃金を相対的に引き上げる、という賃金調整を行っていることを示している。このことから、景気要因であってもマクロ的要因とミクロ的要因とでは年功度に対する効果が異なっており、先のReder(1955)とRaisian(1983)の仮説が並存していることが示唆される。

賃金・勤続プロファイルと3つの変化要因との関係は、90年代を通して安定的であったのであろうか。90年代の労働市場は、初頭にバブル崩壊、97年に外部環境の変化による大きなショッ

表7 階差モデルの推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
T_j	0.0008228 (0.024)**	0.0001641 (0.034)**	0.0013611 (0.000)***	0.0001966 (0.028)**
$T_j \cdot E_{i,t-1}$	-5.253E-05 (0.000)***	-3.946E-05 (0.000)***	-6.645E-05 (0.000)***	-4.127E-05 (0.000)***
$T_j \cdot \Delta PR_{i,t-1}$	3.210E-05 (0.032)**	3.613E-06 (0.050)**	4.534E-05 (0.005)***	4.406E-06 (0.072)*
$T_j \cdot A_{i,t-1}$	-1.979E-05 (0.031)**	-3.615E-06 (0.061)*	-3.247E-05 (0.001)***	-4.333E-06 (0.048)**
$T_j \cdot \dot{L}_{i,t-1}$			-0.0001537 (0.701)	1.369E-05 (0.740)
理論モデルダミー	-0.0001703 (0.844)	-6.000E-13 (0.824)	-0.001257 (0.173)	-4.140E-13 (0.789)
その他モデルダミー	0.0003093 (0.830)	3.740E-13 (1.000)	-0.0006099 (0.689)	2.010E-12 (0.355)
定数項	0.0001109 (0.925)	-1.26E-12 (0.380)	0.001072 (0.390)	-1.150E-12 (0.499)
企業規模ダミー	yes	yes	yes	yes
標本の大きさ	7220	7220	6558	6558
企業数	209	209	209	209
Adjusted R^2	0.0021		0.0045	
Pseudo R^2		0.0029		0.0035
推定量	OLS	LAD	OLS	LAD

注：被説明変数は、 $y_{ijt} = \Delta \ln w_{ijt} - \Delta \ln w_{i,t-1}$ であり、各年齢の賃金上昇率から初任給の上昇率を引いたものの近似値である。サンプルは*i*期と*t*-1期に同じタイプのモデル賃金を回答している企業に限定した。yes (no)は当該説明変数が回帰式に入っている(入っていない)ことを表す。雇用変化率、 $\dot{L}_{i,t-1}$ を用いる場合には、定義変更の影響を考慮して、2000年のデータを除去して推定した。***は1%、**は5%、*は10%の水準で、係数が0であるという帰無仮説を統計的に棄却できることを示す。カッコ内は*p*値。

クを経験しており、賃金決定メカニズムに構造変化が生じた可能性がある。そこで、適合度が大きいミンサー型賃金関数の構造パラメータ、 δ 、について構造変化の簡単な検証を行った。標本の大きさを確保するために、1991~1996年、1997~2002年の2期間に分けて、97年以降を1とする期間ダミー変数を用いてミンサー型賃金関数を推定した結果、3つの変化要因のパラメータについて明確な構造変化は検出されなかった¹⁵⁾。90年代に生じた賃金・勤続プロファイルの傾きの変化は、年功度に対する3つの要因の影響の大きさ(δ)の変化というよりは、与件(3つの変数の値)の変化によるものであることが示唆される。

式(3)の推定結果を用いて、賃金・勤続プロファイルの傾きに対する3つの要因の寄与度の絶対値を求め、その合計に対する割合をおのおの計算すると、平均的にEは14.21%、PRは50.67%、Aは35.12%となる¹⁶⁾。90年代の長期的不況期には、外部労働市場が緩んだ正の効果(Reeder仮説)よりも、企業の生産性低下による負の効果(Raisian仮説)の方が平均的には大きかったといえる。これに加えて、企業内高齢化による負の効果も外部労働市場の効果に比べ大きかったことにより、90年代に賃金・勤続プロファイルが平均的にフラット化したことが示唆される。

V 結 論

1980年代までの日本の賃金・勤続プロファイルの形状は、外部労働市場の需給状態、企業の生産性、企業内の高齢化などの影響を受けることが、主に集計データに基づき指摘されてきた。本稿ではこれらを踏まえて、90年代の製造業大企業高卒ブルーカラーの企業内賃金構造の変化を分析した。しかしながら「失われた10年」は企業間での景気の跛行性を強めた可能性があるため、公表されている集計データによる分析には限界がある。そこで、連合のモデル賃金と有価証券報告書の財務データのマッチングを行い、企業・従業員の特性がマッチした企業別パネルデータを作成することにより、この問題を解決した。

企業の賃金調整は、(1)賃金原資(平均賃金)

の決定と、(2)異なる勤続年数(年齢)の労働者に対する賃金原資の配分方法(賃金・勤続プロファイルの傾き)の2つに分けられる。回帰分析の結果、企業は90年代に生じた外部労働市場の需給の緩みや生産性の低下、そして企業内の高齢化に伴い、賃金原資を抑制したことが示唆された。また、雇用を多く削減した企業ほど賃上げ率が小さいことから、企業は不況への対応策として雇用削減と賃金の抑制を行ったことが示唆された。

一方、賃金・勤続プロファイルの傾き(勤続の伸びに伴う賃金の上昇率)に対して、外部労働市場の需給逼迫は負、企業の生産性上昇は正、企業内高齢化は負の影響を、おのおの与えていた。これらは先行研究と整合的な結果であり、80年代までと同様の関係が90年代においても成立していたことを意味する。さらに、雇用削減を多く実施した企業ほど、年功度が低下することが限定的にはあるが示唆された。90年代に企業は雇用削減を行うだけでなく、年功的賃金の非年功化による賃金調整も進めた可能性がある。

以上より、90年代に標準労働者の賃金・勤続プロファイルの傾きがフラット化したことは、次のように解釈できる。バブル経済崩壊以降、企業の新卒採用抑制により若年労働者の需要が相対的に減退した。この外部労働市場の影響は、相対的に若年層の賃金を低下させる形で企業内賃金構造に影響を与えた。一方、同時に生じた生産性低下と企業内高齢化という問題に対して、企業は高齢層の賃金を相対的に下げることで応じた。平均的には後者の影響の方が強かったため、集計データから導かれた賃金・勤続プロファイルはフラット化したのである。

最後に、本稿の問題点をいくつか述べる。90年代には技術革新や高学歴化に伴い、企業の技能形成のあり方が学歴・職種間で異なった可能性があるため、他の学歴・職種も含めて分析すべきであろう。また、ボーナスや退職金のあり方にも変化があったのかどうかも興味深い問題として残されている。雇用調整は外生的に扱ったが、賃金調整と雇用調整が内生的に決定するモデルへの拡張が望まれる。さらに、日本的雇用慣行という1つのシステムだけでなく、メインバンク制などの他

の経済システムとの相互依存関係も考慮すべきであろう。これらは今後の課題としたい。

補論 A データの作成方法

日本労働組合総連合会（連合）の労働条件調査『賃金・一時金・退職金』（連合データ）と、有価証券報告書とを企業名を用いてマッチングした。連合データからは、2種類の賃金データを利用する。1つは組合の一人当たりの賃上げ率、 W である。賃金改定における労使間交渉での賃上げ方式には、平均賃上げ方式と個別賃上げ方式がある。連合傘下の組合では、90年代半ばまではほとんどが平均賃上げ方式を採用しており、90年代後半から徐々に個別賃上げ方式が普及しはじめている。ここでは、企業の労務コストの変化を捉えるため、平均賃上げ方式を採用する組合のみを標本抽出した。利用可能な期間は1992～2002年である。これを企業の賃金原資の代理指標とする。

2つ目は、学歴別、職種別の標準労働者のポイント別賃金水準（モデル賃金）、 w である。これは、賃上げ闘争後（定昇・ベア支給実施後）の賃金水準を反映した7月時点のデータである。モデル条件は付表1のとおりである。製造業の男性生産労働者（技能職）高卒正規入社者の所定内賃金合計額のモデル賃金を用いた。所定内賃金は基本賃金と手当の合計額である。ここで、「基本賃金」は年功給（基本給）、職能・職務給、能率給等の合計であり、「手当」は役職手当、家族手当、精皆勤手当、住宅手当、地域手当等の合計である。所定内賃金を用いる理由は3つある：(1)春闘で組合が賃上げ要求する際に、賃上げ率算定基礎となる賃金ベースを「基本賃金+各種手当」とする組合が多い、(2)基本賃金よりも所定内給与額の

方がサンプルサイズが大きい、(3)1995年の調査のみ勤続0年の賃金が調査されていないが初任給の所定内給与額は調査されておりデータの補完を行える、からである。本稿では勤続0年の賃金が欠損している場合は初任給で補完した。

同調査は、基本賃金について年齢・勤続条件からみた実在者の実態値平均（実態モデル）での回答を求めている。それが困難な場合には平均値・標準的な昇進コースという意味での理論モデル水準（理論モデル）での回答を促している。一方、手当に関しては、扶養・住宅のモデル条件に合致した額の記入を求めている。回答賃金が、(1)実態モデル、(2)理論モデル、(3)その他、のうちいずれであるかも問うている。賃金の属性が異なる可能性があるため、分析ではタイプをコントロールする。この問いに無回答のモデル賃金は、「その他」として扱った。

1999年までは男女別のモデル賃金が調査されていたが、2000年以降は行われていない。その代わりに、手当部分を世帯主モデル（有扶養）として、基本賃金水準もこれに合致する実態・理論モデル水準の額を求めている。実態モデルで男女間賃金格差がある場合は、男性の水準の記入を要求している。本稿では、2000年以降のモデル賃金は男性賃金とみなして、1999年以前のデータとマッチさせた。利用可能な期間は1991～2002年である。

一方、有価証券報告書からは財務の年度データを用いて、企業特性を表す変数を作成した。企業の生産性（利益）指標として1人当たり経常利益、 PR を用いる。損益計算書（個別決算）の経常損益を期末従業員数で除して求めた。利益指標として営業利益も検討したが、経常利益と相関が非常

付表1 モデル賃金の条件

生産労働者（技能職）高卒正規入社者（男性）の所定内給与								
モデル条件	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
年齢	18歳	20歳	25歳	30歳	35歳	40歳	45歳	50歳
勤続	0年	2年	7年	12年	17年	22年	27年	32年
扶養	单身	单身	单身	配+子1	配+子2	配+子2	配+子2	配+子1
住宅	借家	借家	借家	借家	持家	持家	持家	持家

注：出所は『賃金・一時金・退職金』（連合）の調査票。所定内給与とは、基本賃金と手当の合計額である。「配」は配偶者を表す。調査では、回答した賃金が以下の3つのうちのいずれかを質問している。(1)実態モデル：基本賃金は実態値、手当部分はモデル。(2)理論モデル：基本賃金、手当部分ともにモデル。(3)その他。

に高いことや、春闘の賃上げ交渉では業績指標として1人当たり経常利益が考慮されてきたことなどから採用しなかった。生産性指標として1人当たり付加価値も検討したが、付加価値には賃金費用が含まれているため、賃金決定の説明変数としては同時推定バイアスが生じる可能性があり不適当である。参考までに付加価値を用いた分析もしたが、結果はほぼ同様であった。

企業内高齢化の指標として平均年齢を用いる。標準労働者の高齢化指標には平均勤続年数の方が妥当だが、標準労働者の賃金体系はその他の労働者への賃金支払いの基準になるため、制度としての賃金・勤続プロファイルは企業全体の高齢化の影響も受けると考えられる。なお、両者の相関係数は非常に高いため、平均勤続年数を利用した結果も同様であった。

雇用量の変動の指標として雇用変化率（期末従業員数の対前年変化率）、 \dot{L} 、を用いる。1999年度より有価証券報告書の期末従業員数が、就業人員数で報告されるようになった。これには受入れ出向は含むが他社への出向は含まないため、1999年の変化率の絶対値は過大評価されている（図2-Dを参照）。回帰分析では1999年の値は用いなかった。

最後に、労働市場の需給逼迫度の代理指標として『雇用動向調査』（厚生労働省）より、製造業中分類の生産労働者の欠員率、 E 、を用いる。調査項目の変更に伴い本稿では生産労働者の定義を、1991～97年：「技能工・採掘・製造・建設労働者」、98年以降：「生産工程・労務作業者」とした。

大企業が分析対象のため従業員数100人未満の企業は除いた。継続企業の賃金構造に着目するために、この期間に倒産した、合併・買収された、持ち株会社制に移行した企業の、それ以降のデータは除いた。連合データ、財務データともに完備ではないため、分析に使用するのは不完備パネルデータである。企業数250社・最大期間1991～2002年の賃金・財務データが利用可能である。

補論B 「実態モデル」賃金と「理論モデル」賃金

モデル賃金のタイプによって結果が異なる可能

性があるため、標本を「実態モデル」と「理論モデル」に分けた推定も行った。付表2は、ミンサー型賃金関数に年ダミーを入れたモデルの推定結果である。実態モデル賃金では、 $T \cdot E$ 、 $T \cdot PR$ 、 $T \cdot A$ の係数はすべて予想された符号で有意であり、 $T \cdot L$ の係数についても2期、3期のラグをとれば正で有意である。一方、理論モデル賃金では、 $T \cdot PR$ と $T \cdot A$ の係数は正で有意だが、 $T \cdot E$ と $T \cdot L$ の係数はほとんど有意にならない。また、ほとんどの推計式において理論モデル賃金の方が $T \cdot PR$ と $T \cdot A$ の係数の絶対値が大きい。

実態モデル賃金が「制度の運用」を、理論モデル賃金が「賃金の決め方」をより強く反映しているとするならば、以下の解釈ができる：(1)賃金制度は外部労働市場の需給状態の影響を受けづらいが、実際の運用では需給逼迫により年功度は低下する、(2)賃金制度は企業の生産性（利益）や企業内高齢化による影響を相対的に強く受ける、(3)賃金制度は雇用量の調整の影響を受けづらいが、実際の運用では雇用削減を行った企業ほど年功度を低下させている（注11）を参照）。

一方、付表3は階差モデルの推定結果である。ミンサー型賃金関数の推定結果とは異なり、理論モデル賃金においても $T \cdot E$ が負で有意である。 $T \cdot \Delta PR$ 、 $T \cdot A$ は実態モデル賃金では有意ではなく、理論モデル賃金では予想された符号条件で有意である。ミンサー型賃金関数の推定においても、企業の生産性（利益）と平均年齢の係数の絶対値は理論モデル賃金の方が大きかったため、部分的には整合的な結果とも考えられる。また、標本をプールした表7の推定結果と同様に、 $T \cdot L$ の係数は有意にならない。なお、ミンサー型賃金関数の推定と同様に、期間構造を考慮したモデルの推定も行ったが、階差モデルであることもあり明確な結論を得られなかった。

ミンサー型賃金関数と階差モデルでは、標本をプールした場合はほぼ同様な結果であるが、標本を実態モデル賃金と理論モデル賃金に分けた結果では異なる点もあり、両モデル賃金の相違について明確な結論は出せない。モデル賃金は同一企業からいずれかのタイプしか得られないため、これらは「制度の運用」と「賃金の決め方」の厳密な

付表2 モデル賃金タイプ別のミンサー型賃金関数の推定結果

	実態モデル賃金				理論モデル賃金			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
T_i	0.05886 (0.000)***	0.05941 (0.000)***	0.05933 (0.000)***	0.05826 (0.000)***	0.06145 (0.000)***	0.0619 (0.000)***	0.06112 (0.000)***	0.06032 (0.000)***
T_i^2	-0.000556 (0.000)***	-0.000554 (0.000)***	-0.000556 (0.000)***	-0.000558 (0.000)***	-0.000653 (0.000)***	-0.000653 (0.000)***	-0.000646 (0.000)***	-0.000644 (0.000)***
$T_i \cdot E_{i,t-1}$	-0.0000918 (0.004)***	-0.0001113 (0.001)***	-0.0001651 (0.000)***	-0.0002378 (0.000)***	0.00004 (0.351)	0.000014 (0.769)	-0.0000701 (0.202)	-0.0001288 (0.066)*
$T_i \cdot PR_{i,t-1}$	0.0002493 (0.000)***	0.0002375 (0.000)***	0.0002448 (0.000)***	0.0003165 (0.000)***	0.0002577 (0.000)***	0.0002518 (0.000)***	0.0002456 (0.000)***	0.0002186 (0.000)***
$T_i \cdot A_{i,t-1}$	-0.0002623 (0.000)***	-0.0002749 (0.000)***	-0.0002699 (0.000)***	-0.000244 (0.000)***	-0.0002804 (0.000)***	-0.0002884 (0.000)***	-0.0002725 (0.000)***	-0.000251 (0.000)***
$T_i \cdot \dot{L}_{i,t-1}$		0.0014191 (0.140)				0.001646 (0.103)		
$T_i \cdot \dot{L}_{i,t-2}$			0.002576 (0.018)**				0.001993 (0.254)	
$T_i \cdot \dot{L}_{i,t-3}$				0.005445 (0.000)***				0.003026 (0.072)*
定数項	11.8537 (0.000)***	11.853 (0.000)***	11.8928 (0.000)***	11.9145 (0.000)***	11.8686 (0.000)***	11.8701 (0.000)***	11.9681 (0.000)***	11.9648 (0.000)***
企業規模ダミー	yes	yes						
企業ダミー	yes	yes						
年ダミー	yes	yes						
標本の大きさ	7309	6715	6210	5764	4268	3880	3589	3345
企業数	202	201	188	182	141	137	132	118
Adjusted R ²	0.9715	0.9713	0.9715	0.9729	0.9703	0.9706	0.9707	0.9701

注：表の読み方は表5の注を参照。本稿で作成したデータで2期以上のラグをとると、標本期間が1年失われる。期末従業員数の定義変更を考慮して、1期前のラグを使用するときは2000年の標本を除去し、2期前は2001年、3期前は2002年の標本を除去して推定した。

比較とはなっておらず推論の域を出ない。さらにモデル賃金を回答している企業によって、「実態モデル」と「理論モデル」の定義が異なる可能性もあるため、本文ではデータをプールした推定結果について報告した。

*謝辞 本稿で使用したデータは、日本労働組合総連合会より提供して頂いたものである。ここに記して感謝する。草稿については、日本大学大学院総合科学研究科・日本大学人口研究所、一橋大学経済研究所、日本経済学会2007年度秋季大会等のセミナーにて報告しており、出席者から多くの有益なコメントを頂いた。特に、太田聰一教授（慶應義塾大学）には記して感謝したい。また本誌2名のレフェリーと編集委員会からも有益な助言を得た。本研究は、科学研究費補助金（基盤B）「労働の効率的配分と人材育成（代表：中村二郎）」の支援を受けている。なお、本稿に含まれる誤りなどは、すべて筆者によるものであることは、いうまでもない。

- 1) 年功的賃金のサーベイは中村・大橋（2002）などが詳しい。
- 2) 川口ほか（2006）は1993年から2003年について、『賃金構造基本統計調査』と『工業統計調査』の事業所データをマッチングし、事業所レベルの生産関数と賃金関数を推定した。ただし、彼らの目的は人的資本理論とインセンティブ仮説の妥当性の検証であり、本稿のそれとは異なる。
- 3) 生産性効果の指標として、Hashimoto and Raisian（1992）は、労働生産性（製造業）、実質機械投資（製造業）、実質賃金（製造業）、1人当たり実質GNPの4つの成長率を、

Mincer and Higuchi（1988）は産業別のTFPを用いた。Ohkusa and Ohta（1994）は、人的資本に与える生産性の指標として、需要状態に強く影響を受けるTFPよりも実質機械投資を主に用いた。また、Higuchi（1989）や中村・大橋（1999）は、製造業の規模別の1人当たり付加価値の変化率を用いた。本稿では、生産性と利益の区別は厳密にはせず、賃金原資に影響を与える企業の経営状態や支払能力として「企業の生産性（利益）」という言葉を用いる。

- 4) ミンサー型賃金関数を採用する理由は主に3つある。(1) 年齢別賃金のベクトルをスカラーに変換できる簡便な方法である、(2) 半対数モデルなので勤続年数の係数は物価水準からほとんど影響を受けない、(3) 人的資本理論の検証以外にも賃金構造の実態把握のために多く用いられてきた、からである。ただし、Ohta and Ohkusa（1996）は離職抑制モデルの観点から、傾きの指標としては勤続年数の増加に伴う賃金の変化率よりも賃金の増加額の方が望ましいと主張した。だが本稿では特定の理論検証ではなく、賃金構造の実態把握が目的なので、従来通り成長率を傾きの指標として採用する。
- 5) 『賃金・一時金・退職金』では他の学歴・職種別のモデル賃金も調査しているが、高卒生産労働者に着目する理由は3つある。(1) 最も注目されてきた対象の1つであること、(2) 中高年が昇進して非組合員化して標本から脱落することによる賃金の下方バイアスを抑制できること、(3) サンプルサイズが他の学歴・職種よりも大きいこと、である。標本の産業構成は6割強が製造業であり、学歴・職種別のモデル賃金の製造業比率は、高卒の生産労働者で約8割、高卒、短大・高専卒、大卒の事務労働者でのおのおの約6割である。
- 6) 理論的には、各変化要因の影響が従来とは異なることも考えられる。(1) 高齢層の人的資本が陳腐化すれば、若年層よ

付表3 モデル賃金タイプ別の階差モデルの推定結果

	実態モデル賃金		理論モデル賃金	
	(1)	(2)	(3)	(4)
T_i	-1.754E-05 (0.936)	2.039E-04 (0.43)	0.0002531 (0.004)***	0.0002964 (0.002)***
$T_i \cdot E_{i,t-1}$	-3.823E-05 (0.002)***	-4.985E-05 (0.000)***	-4.236E-05 (0.000)***	-4.310E-05 (0.000)***
$T_i \cdot \Delta PR_{i,t-1}$	5.814E-06 (0.363)	1.277E-05 (0.141)	4.534E-06 (0.052)*	5.784E-06 (0.042)**
$T_i \cdot A_{i,t-1}$	9.405E-07 (0.861)	-3.605E-06 (0.572)	-5.808E-06 (0.009)***	-6.830E-06 (0.005)***
$T_i \cdot \dot{L}_{i,t-1}$		0.0006555 (0.176)		1.729E-05 (0.832)
定数項	-8.73E-13 (0.67)	3.02E-12 (0.261)	1.08E-13 (1.00)	-7.36E-13 (1.00)
企業規模ダミー	yes	yes	yes	yes
標本の大きさ	4102	3714	2475	2251
企業数	151	91	151	91
Pseudo R^2	0.0028	0.0037	0.0053	0.006
推定量	LAD	LAD	LAD	LAD

注：表の読み方は表7の注を参照。サンプルは t 期と $t-1$ 期に同じタイプのモデル賃金を回答している企業に限定した。雇用変化率、 $\dot{L}_{i,t-1}$ を用いる場合には、定義変更の影響を考慮して、2000年のデータを除去して推定した。

りも高齢層の方が外部労働市場の影響を強く受ける、(2)逆に高齢層の技能蓄積が若年層に比べ大きい場合には、企業の生産性が低下しても高齢層の賃金カットは生じない、(3)企業内高齢化が進むと労働者の代表として高齢層の交渉力が強まり、彼らに有利な賃金制度になる、などである。このように各変化要因が賃金・勤続プロファイルの傾きに与える影響は理論的には不明瞭である。

- 7) 90年代に生じた非正規雇用の増大は職域の変化などを通じて正規雇用者の賃金構造に影響を及ぼす可能性があるが、有価証券報告書から得られる従業員に関する情報は限られており、「臨時従業員・嘱託等」の人数が得られるデータに限定すると標本の大きさが半減してしまう。また、岡村(2004)は、1993~2002年の『賃金構造基本統計調査』の産業別・規模別・男女別の公表データを用いて、中小企業やサービス業においてパートタイム労働者の増加がフルタイム労働者の賃金プロファイルに与える影響が観察されることを示した。本稿が用いた標本は連合傘下の大企業の製造業であるため、この問題は相対的には大きくない可能性がある。よって、本稿では非正規雇用については扱わなかった。
- 8) PR の変化率でなく階差を用いるのは、赤字企業の存在により変化率を適切に定義できないからである。
- 9) 企業別のモデル賃金が得られるので、直接 β_{it} の決定要因を推定することも考えられる。しかし、 β_{it} の指標に何をを用いるべきかということと、不完備パネルデータのため標本の大きさが減少するという2つの問題が存在するため、ここでは誘導型の推定を行う。
- 10) 本稿で作成したデータで2期以上のラグをとると、標本期間が1年失われる。さらに、期末従業員数の定義変更を考慮して、雇用変化率の1期前のラグを使用するときは2000年の標本を除去し、2期前は2001年、3期前は2002年の標本を除去して推定した。また、3つの変化要因について2期、3期前のラグを用いた推定も行ったが、1期前を用いたものとはほぼ同様の結果になる。

- 11) 付表2の実態モデルと理論モデルに標本を分けた推定結果をみると、実態モデルでは2期前と3期前の雇用変化率の係数が有意に正であり、1期前は有意ではない。一方、理論モデルでは3期前のラグが10%水準で有意に正であるだけで、その他のラグは有意ではない。企業は不況期に賃金調整よりも新卒採用の抑制などの雇用調整を行いやすいとすれば、この結果は、企業は雇用削減を行った直後には賃金調整を行いづらいが、2期目以降は相対的に中高年の賃金支払いをカットし、3期経つと企業の賃金制度にも非年功化の圧力が働きはじめてると解釈できる。企業の雇用調整は、組合や従業員に対してアナウンスメント効果を持っている可能性がある。
- 12) 標本を実態モデル賃金と理論モデル賃金に分けて推定をすると、実態モデル賃金では E の係数は負で有意だが、理論モデル賃金ではほとんど有意ではない(付表2)。
- 13) 生産性の変数は、ミンサー型賃金関数では PR の水準を用いている。一方、階差モデルは賃金上昇率を説明するモデルのため階差を採用した。
- 14) 分散共分散行列の計算には、ブートストラッピング(100回)を用いた。また、式(5)は定数項を含まないモデルだが、実際にはLAD推定における技術的な問題から定数項を含まざるを得なかった。定数項は0であることが予想される。
- 15) 具体的には、期間ダミーと注目すべき3つの変数($T \cdot E$, $T \cdot PR$, $T \cdot A$)との交差項の係数が、各々有意に0であるかどうかの検定を行った。年ダミーや CPI を用いて年固有効果をコントロールして推定すると、期間ダミーとの交差項はすべて有意ではなくなり、構造変化は生じていないことが示された。ただし、年固有効果をコントロールしないで推定すると97年以降に $T \cdot E$ の係数の絶対値は小さくなり、 $T \cdot PR$ の係数の絶対値が大きくなる。この結果は、仮に構造変化が生じていたとしても、外部労働市場の需給状態より企業の生産性(利益)の方が年功度に与える効果が強まったことを示唆しており、本稿の結論に大きな影響を及ぼすものではない。
- 16) 表5-(3)の推定値、 δ 、と図2の本稿データの年平均値を用

いて、 $|\hat{\delta}_E \cdot \Delta E|$ 、 $|\hat{\delta}_{PR} \cdot \Delta PR|$ 、 $|\hat{\delta}_A \cdot \Delta A|$ を計算し、これらの合計に対する3つの割合を求め、おのおの1992~2002年の期間平均値を算出した。

参考文献

- Clark, Robert L. and Naohiro Ogawa (1992a) "The Effect of Mandatory Retirement on Earnings Profiles in Japan," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 45, No. 2, pp. 258-266, January.
- Clark, Robert L. and Naohiro Ogawa (1992b) "Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States: Comment," *American Economic Review*, Vol. 82, No. 1, pp. 336-345, March.
- Hashimoto, Masanori and John Raisian (1992) "Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States: Reply," *American Economic Review*, Vol. 82, No. 1, pp. 346-354.
- Higuchi, Yoshio (1989) "Japan's Changing Wage Structure: The Impact of Internal Factors and International Competition," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 3, No. 4, pp. 480-499.
- Mincer, Jacob and Yoshio Higuchi (1988) "Wage Structures and Labor Turnover in the United States and Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 2, No. 2, pp. 97-133.
- Mosk, Carl and Yoshi-Fumi Nakata (1985) "The Age-Wage Profile and Structural Change in the Japanese Labor Market for Males, 1964-1982," *Journal of Human Resources*, Vol. 20, No. 1, pp. 100-116.
- Ohkusa, Yasushi and Souichi Ohta (1994) "An Empirical Study of the Wage-Tenure Profile in Japanese Manufacturing," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 8, No. 2, pp. 173-203.
- Ohta, Souichi and Yasushi Ohkusa (1996) "Further Investigation into the Relationship between Quit Rates and the Wage-Tenure Profile in Japanese Manufacturing," *Keio Economic Studies*, Vol. 33, No. 1, pp. 81-96.
- Raisian, John (1983) "Contracts, Job Experience, and Cyclical Labor Market Adjustments," *Journal of Labor Economics*, Vol. 1, No. 2, pp. 152-170.
- Reder, M. W. (1955) "The Theory of Occupational Wage Differentials," *American Economic Review*, Vol. 45, No. 5, pp. 833-852.
- 阿部正浩 (1999) 「企業ガバナンス構造と雇用削減意思決定——企業財務データを利用した実証分析」中村二郎・中村恵編『日本経済の構造調整と労働市場』日本評論社, pp. 75-102.
- 井川静恵 (2004) 「制度改定による賃金構造の変化——企業内人事マイクロデータによるパネル分析」『日本労働研究雑誌』No. 534, pp. 54-64.
- 大竹文雄 (1988) 「実質賃金の伸縮性をめぐって」『日本労働協会雑誌』No. 347, pp. 43-52.
- 岡村和明 (2004) 「パートタイム労働者の増加がフルタイム労働者の賃金プロファイルに与える影響」『日本労働研究雑誌』No. 532, pp. 87-97.
- 川口大司・神林龍・金榮・権赫旭・清水谷論・深尾京司・牧野達治・横山泉 (2006) 「年功賃金は生産性と乖離しているか：工業統計調査・賃金構造基本調査個票データによる実証分析」『一橋大学経済研究所ディスカッションペーパー (Hi-Stat)』第189号.
- 小池和男 (2005) 『仕事の経済学 (第3版)』東洋経済新報社.
- 厚生労働省 (2006) 『平成18年版労働経済の分析』.
- 駿河輝和 (1997) 「日本企業の雇用調整——企業利益と解雇」中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会, pp. 13-46.
- 中馬宏之・樋口美雄 (1995) 「経済環境の変化と長期雇用システム」猪木武徳・樋口美雄編『日本の雇用システムと労働市場』日本経済新聞社, pp. 23-54.
- 都留康・阿部正浩・久保克行 (2003) 「日本企業の報酬構造——企業内人事データによる資格、査定、賃金の実証分析」『経済研究』第54巻, 第3号, pp. 264-285.
- 照山博司 (1993) 「企業規模別労働市場における失業と賃金、雇用調整」『社会科学研究』第44巻, 第6号, pp. 200-232.
- 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——企業内マイクロデータによる分析」『日本経済研究』第48号, pp. 18-33.
- 中西泰夫 (1992) 「日本における雇用、労働時間および賃金の調整——エラーコレクションモデルによるアプローチ」『日本経済』第156号.
- 中村二郎 (1995) 「わが国の賃金調整は伸縮的か——日・米比較による検討」猪木武徳・樋口美雄編『日本の雇用システムと労働市場』日本経済新聞社, pp. 79-98.
- 中村二郎・大橋勇雄 (1999) 「景気変動と企業内労働市場における賃金決定」中村二郎・中村恵編『日本経済の構造調整と労働市場』日本評論社, pp. 125-148.
- 中村二郎・大橋勇雄 (2002) 「日本の賃金制度と労働市場——展望」『経済研究』第53巻, 第2号, pp. 97-116.
- 三谷直紀 (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.

〈投稿受付2007年12月3日, 採択決定2008年6月13日〉

あかはね・りょう 日本大学大学院総合科学研究科博士課程。主な論文に「高齢者の就業構造と消費・貯蓄構造——『全国消費実態調査』のマイクロデータによる分析」『経済研究』第59巻, 第3号, 2008年(中村二郎氏との共著)。労働経済学専攻。

なかむら・じろう 日本大学大学院総合科学研究科教授。主な論文に「転職支援システムとしての公的職業紹介機能」『日本労働研究雑誌』No. 506, 2002年。労働経済学専攻。