



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

## わが国における賃金変動の背景： 年功賃金と労働者の高齢化の影響

永沼早央梨\*  
[satori.naganuma@boj.or.jp](mailto:satori.naganuma@boj.or.jp)

西岡慎一\*  
[shinichi.nishioka@boj.or.jp](mailto:shinichi.nishioka@boj.or.jp)

No.14-J-9  
2014 年 12 月

日本銀行  
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱 30 号

\* 調査統計局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局（post.prd8@boj.or.jp）までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

# わが国における賃金変動の背景： 年功賃金と労働者の高齢化の影響\*

永沼早央梨<sup>†</sup> 西岡慎一<sup>‡</sup>

2014年12月

## 【要　旨】

本稿では、わが国の賃金カーブと労働生産性カーブを計測し、その乖離が賃金の伸びに及ぼす影響を検証した。仮に、後払い賃金仮説で主張されるように、賃金カーブの傾きが労働生産性カーブの傾きよりも大きく、高齢者ほど賃金が割高に設定されているならば、労働者の高齢化は、企業の賃金負担を重くし、賃金上昇を抑制する方向に働き得る。1990年代後半以降のわが国を対象に、企業と労働者の個票をマッチングしたデータベースを作成して実証分析を行ったところ、以下の結論が得られた。第一に、大企業を中心に賃金カーブの傾きは労働生産性カーブの傾きよりも大きい。第二に、高年労働者の割合が高い大企業など、賃金負担が労働生産性と比べて相対的に大きい企業ほど、賃金上昇率が抑制される傾向にある。

近年のわが国賃金伸び悩みの背景については、様々な要因が指摘されている。その中でも、本稿の結果は、労働者の高齢化が、大企業を中心とする企業の賃金負担を労働生産性と比べて過大なものとし、これが1990年代後半以降の賃金の抑制につながった可能性があることを示唆している。

---

\* 本稿の作成にあたっては、経済産業省「企業活動基本調査」、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」、総務省「事業所・企業統計調査」および「経済センサス」の調査票情報の提供を受けた。青木浩介准教授（東京大学）および前田栄治氏、肥後雅博氏、亀田制作氏、一瀬善孝氏はじめ日本銀行のスタッフから貴重なコメントを頂戴した。記して感謝の意を表したい。ただし、あり得べき誤りは全て筆者らに帰する。なお、本稿中の意見・解釈にあたる部分は筆者ら個人に属するものであり、日本銀行あるいは調査統計局の公式見解を示すものではない。

† 日本銀行調査統計局 (saori.naganuma@boj.or.jp)

‡ 日本銀行調査統計局 (shinichi.nishioka@boj.or.jp)

## 1. はじめに

本稿では、わが国の賃金カーブと労働生産性カーブを計測し、その乖離が賃金の伸びに及ぼす影響を検証する。これを通じて、労働者の高齢化が、企業の賃金負担を労働生産性と比べて過大なものとし、賃金の伸びを抑制する要因となったかどうかを考察する。

1990年代後半以降、わが国の賃金は伸び悩んだ。とりわけ、2000年代半ばには、景気が拡大し、労働需給がひっ迫したにも拘わらず、目立った賃金の上昇はみられなかった。この背景として、グローバル化が進展したことや企業ガバナンスが変化したことが指摘されている。グローバル化の進展については、川本・篠崎（2009）や山田他（2009）が、賃金が相対的に低い新興国への海外生産移管や各企業間の競争の高まりが、賃金の伸びを抑制したことを見ている。また、茨木他（2007）、川本・篠崎（2009）、山田他（2009）、野田・阿部（2010）は、株主によるガバナンスの強まりが、収益性や配当を重視する傾向を強め、人件費の抑制につながったと主張している。賃金の伸びが抑制される傾向は、わが国に限らず海外でもみられている。たとえば、Bassanini and Manfredi（2012）は、多くの先進国で労働分配率が趨勢的に低下しているとして、資本財価格の低下が労働から資本への代替を促したことや、先の指摘と同様、グローバル化の進展や資本市場からの圧力の高まりなどをその背景に挙げている。

一方、わが国では、年功賃金制度のもとで労働者が高齢化したことが、賃金の伸びを抑制する一因となった可能性もある。1990年代以降、多くの企業で、人件費抑制の観点から新卒採用を抑制したことが、企業内における労働者の高齢化を招いた。さらに、2000年代半ばにかけては、労働人口が多い団塊世代（1947～1949年生まれ）が定年に近づくにつれて、労働者の年齢構成は一段と高齢化した。わが国では、年功賃金制度のもとで、高齢になるほど賃金が高くなる傾向があるため、労働者の高齢化は企業の入件費を増加させる方向に働く。先行研究では、鶴（2005）、三谷（2005）、黒田・山本（2006）、赤羽・中村（2008）、濱秋他（2011）が、労働者の高齢化が、賃金の引き下げや賃金カーブのフラット化につながった可能性を指摘している。

ここで、重要なポイントは、賃金の高さが労働生産性の高さに見合っているかどうかという点である。仮に、年齢を重ねるほど労働生産性が高まり、賃金がこれに見合って設定されているのであれば、労働者が高齢化しようとも、企業の入件費は生産活動で得た成果とつりあうため、入件費負担が過大となることはない。一方、高齢になるほど賃金が労働生産性よりも割高になるのであれば、労働者が高齢化すると、企業が支払う賃金は生産活動で得た成果を上回り、

人件費負担が過大となり得る。川口他（2007）は、わが国製造業において賃金カーブの傾きが労働生産性カーブの傾きよりも大きいことを定量的に示しており、高齢になるほど、賃金が労働生産性よりも割高になると主張している。

本稿の主たる関心事は、労働者が高齢化した企業ほど、賃金負担が労働生産性と比べて過大となり、このことから企業は賃金上昇を抑制したのではないかという点にある。上記のとおり、これに類する分析は多いが、労働者の年齢構成との関連で、賃金と労働生産性の乖離が賃金変化率に及ぼす影響を直接計測した研究は見当たらない。そこで、本稿では、企業と労働者をひとづけた個票データを用いて、年齢階層ごとの賃金と労働生産性の乖離を計測し、これが賃金変化率に及ぼす影響を定量的に検証する。

本稿の構成は次のとおりである。2節では、賃金カーブと労働生産性の関係について理論的な整理を行うとともに、わが国賃金の動向や過去の米国の事例について述べる。3節では、年齢階層ごとの賃金と労働生産性の乖離を計測し、これが賃金変化率に及ぼす影響を実証する。最後に4節で結論を述べる。

## 2. 賃金カーブと労働生産性の関係に関する理論とその動向

賃金カーブの形状と労働生産性との関係を説明する理論として、後払い賃金仮説がよく知られている。この仮説は、年功賃金、長期雇用、定年退職といったわが国雇用慣行の特徴を合理的に説明できるほか、実証面でもその妥当性が支持されている。ここでは、その概要を説明したあと、後払い賃金仮説が長期的に存続する要件やその要件が崩れた場合、賃金や雇用にどのような影響が生じ得るかを考察する。そのうえで、わが国の賃金カーブの動向や過去の米国の事例を挙げる。

### 2-1. 後払い賃金仮説

#### （1）後払い賃金仮説の概要

後払い賃金仮説は、賃金カーブを労働生産性カーブよりも傾きが急な右上がりに設定することによって、労働者のやる気を引き出すことができるとする説で、Lazear(1979)によって提唱された<sup>1</sup>。具体的には、企業は、若年期に労働生産性を下回る賃金を、高齢期に労働生産性を上回る賃金を支払い、定年時には

---

<sup>1</sup> 後払い賃金仮説は、「インセンティブ契約仮説」、「暗黙的契約仮説」や「保証金積立仮説」とも呼ばれている。

入社以降の賃金総額を生産総額に一致させるという暗黙の契約を労働者と結ぶ（図表1）。この契約は、労働者が若年期に企業に対する債権を保有し、高齢期にその債権を回収することと同義である。この契約のもとで、仮に、労働者が怠業などによって解雇された場合、これまでに受け取ってきた賃金総額が生産総額に満たない（債権を回収しきれない）ことになるため、労働者には、解雇されないよう懸命に働くインセンティブが生じる。したがって、企業が労働者の勤務態度を十分に把握できなかつたとしても、労働者の生産性を高めることが可能となる。

後払い賃金仮説は、右上がりの賃金カーブだけではなく、長期的な雇用関係や定年退職制度が存在する理由についても合理的な説明が可能であり、わが国の雇用慣行の特徴を比較的うまく捉えているといえる<sup>2</sup>。実証研究においても、Okazaki (1993) が、大企業製造業では、40歳代後半以降の賃金カーブの傾きが労働生産性カーブの傾きよりも大きくなることを示している。近年の研究においても、川口他 (2007) は、わが国製造業の賃金カーブの傾きは、労働生産性カーブの傾きよりも大きいとして、後払い賃金仮説が成立していることを示唆している。また、Kodama and Odaki (2012) では、定年に近い高卒男性の賃金は生産性を2割程度上回るとの結論を得ている。

## （2）後払い賃金仮説の成立要件と賃金への影響

後払い賃金仮説では、賃金カーブの傾きを労働生産性カーブの傾きよりも大きく設定することで、労働者の高い生産性を引き出すことを骨子としている。賃金と労働生産性に乖離が生じるため、この説にもとづく賃金制度が長期的に存続するためには、たとえば、次のような要件が必要と考えられる。

### ① 労働生産性の維持

後払い賃金仮説のもとでは、若年期には労働生産性が賃金を上回り、その後も入社時点で想定されていた労働生産性が退職時点まで一定以上に保たれる必要がある。仮に、ある時点で労働生産性が予期せざるかたちで低下した場合、企業にとっては当初想定していた賃金が過大となるため、契約を継続することがむずかしくなる。

---

<sup>2</sup> 右上がりの賃金カーブを説明する有力な仮説として、後払い賃金仮説のほかに人的資本仮説（Becker (1964)）が挙げられる。人的資本仮説では、労働者は、若年時に企業内訓練を通じて企業特殊的な技能を身につけ、中高年にかけて高い生産性と賃金を得るために、賃金カーブは右上がりとなる。ただし、日本銀行調査統計局（2010）が指摘するとおり、人的資本仮説のもとでは、労働生産性の傾きの方が、賃金カーブの傾きよりも急となり、この点は、後払い賃金仮説と異なっている。

## ② 労働者の年齢構成のバランス確保

後払い賃金仮説のもとで、年功賃金制度の運用を、「積立方式」（企業がある労働者の高年期に支払うべき賃金を、その労働者が若年期のうちに積み立てておくこと）ではなく、「賦課方式」（高年労働者の稼ぎを上回る賃金を、若年労働者の賃金を上回る稼ぎで支払うこと）で行っている場合、労働者の年齢構成を適切にバランスさせる必要がある。仮に、高年労働者の比率が過度に高くなつた場合、企業全体の生産額に対して賃金総額が過大となるため、契約を継続することがむずかしくなる。

すなわち、長期にわたつて安定的な成長が見込め、若年労働者を常時雇用することができる企業では、長期雇用を前提とした右上がりの賃金カーブを維持することが可能となる。一方、労働生産性が予想よりも低下した場合や労働者の年齢構成が過度に高齢化する場合、企業の生産総額に比べて賃金総額が過大となる（一人あたりの賃金と労働生産性に乖離が生じる）。このとき、企業は、賃金と労働生産性の乖離を解消する必要があるため、①賃金が割高な高年労働者を解雇する、②定年退職年齢を引き下げる、③高年労働者の賃金を引き下げつつ賃金カーブをフラット化させるなど、暗黙の契約を裏切るインセンティブが生じる<sup>3</sup>。

### 2－2. 賃金カーブの動向

#### （1）わが国の賃金カーブと賃金上昇率

以下では、わが国の賃金カーブと賃金上昇率の動きについて、上記の仮説を踏まえながら事実関係の整理を行う。わが国では、1970 年以降、賃金カーブのフラット化が続いている<sup>4</sup>（図表 2）。1970 年代から 1980 年代にかけては、55 歳定年制から 60 歳定年制への移行が進み、高年労働者への人件費負担が高まつたことが、フラット化の要因として指摘されている（Clark and Ogawa (1992)）。ただし、この当時は経済成長率が高く、賃金の水準自体は上昇している（図表 3）。

1990 年代に入ると、賃金カーブは一段とフラット化するとともに、賃金の伸

<sup>3</sup> このほか、若年労働者を新たに雇用し、そのウェイトを引き上げることで、賃金と労働生産性のバランスを保つことが可能である。しかしながら、わが国のように、経済成長率が低位なもので、若年労働供給の縮小が予想される場合、若年労働者の増加は将来の年齢構成バランスをかえつて悪化させる可能性もある。

<sup>4</sup> わが国では、第一次世界大戦後、重工業分野の発展により、熟練工の育成と定着が課題とされ、1930 年ごろまでには財閥系大企業を中心に年功賃金制度が導入された（三谷（1997））。第二次世界大戦後の高度成長期には、高い経済成長と豊富な若年労働供給を背景に、年功賃金制度をはじめとする日本の雇用慣行が大企業を中心に確立・普及した。

びは低迷した。この背景には、労働生産性が低迷するとともに、労働者の高齢化が進んだことが、企業の人件費負担を増加させ、高年労働者を中心とした賃金上昇の抑制につながった点が考えられる。実際、わが国企業の労働生産性は、1990 年ごろから横ばいに転じており、企業の人件費負担が増した可能性がある（図表 4）。また、1990 年代以降、少子高齢化の流れが強まる中で、労働人口の多い団塊世代が高齢化したことや、多くの企業が新卒採用を抑制したことから、労働者の高齢化が進んでいる（図表 5）。労働者の高齢化は、人件費負担の増加を後押ししたとみられ、たとえば、50 歳代後半の人件費は、2000 年代半ばには 1990 年の 2 倍以上に達した（図表 6）。

こうした人件費負担の増加を受けて、一部の企業では、中高年労働者を対象とした早期退職制度の導入など、人件費抑制に向けた対応が図られた。さらに、年功賃金制度を見直し、成果主義制度を導入する動きがみられる中で、多くの企業が賃金カーブのフラット化を進め、賃金上昇を抑制した（図表 7）。先の指摘のとおり、仮に後払い賃金仮説が妥当するならば、労働生産性の低迷や労働者の高齢化は、こうした雇用・賃金環境の変化をもたらすものと考えられる。

団塊世代が定年退職を迎えた 2000 年代後半以降、高齢化による人件費負担の増加は、いったん落ち着いている。ただし、先行きは、労働人口が多い団塊ジュニア世代（1970 年代前半生まれ）が高齢化する。わが国の賃金カーブはフラット化したとはいえ、米欧諸国と比べるとなおもステイプであることを踏まえると、企業によっては、労働生産性や新卒採用の動向次第で、労働者の高齢化が再び人件費負担を押し上げる局面に入る可能性もある<sup>5</sup>（図表 8）。

## （2）米国の事例

このような年功賃金や雇用慣行の変化は、わが国に限った話ではない。たとえば、米国においても、1920 年代ごろまで、長期雇用・年功賃金制度を採用していた企業が少なくなかった。U.S. Steel や General Electric などの大企業では、勤続年数や年齢に応じた賃金支給や内部昇進のほか、企業内再配置によるレイオフ回避など、いわゆる日本の雇用慣行と類似のシステムが採用されていたと指摘されている<sup>6</sup>（中馬（1987））。もっとも、1929 年の大恐慌を契機に状況は一変した。当初こそ、企業は雇用の確保や賃金の維持に努めたものの、不況が長

<sup>5</sup> 企業を取り巻く環境が大きく変化したにも拘わらず、わが国の賃金カーブの傾きが大きい点について、日本銀行調査統計局（2010）は、長期雇用を前提としたわが国の解雇法制や過去に蓄積された人的資本・経営ノウハウの継承などを背景に、年功賃金制度が根強く残っている点を指摘している。

<sup>6</sup> そのほかにも、企業が社宅やレジャー・福利厚生施設、嘱託医制度、社内の教育機関、各種保険制度などを提供していたことが報告されている。

引くにつれて、大規模な人員整理や賃金の引き下げを余儀なくされており、1990年代以降のわが国と似たような現象がみられた。

その後、米国では従来の雇用システムの見直しが徐々に進んだ。そして、経済成長率が大きく低下した1970年代以降、企業のリストラクチャリングが活発化し、長期雇用契約にもとづく年功賃金体系は、ほとんどみられなくなつたといわれている(Cappelli (2001))。実際、米国における賃金カーブの傾きは、徐々にフラット化してきたことがわかる(図表9)。

### 3. 実証分析

前節では、後払い賃金仮説が成立するもとでは、予期せざる労働生産性の低迷や労働者の高齢化が生じた場合、賃金カーブのフラット化や賃金上昇の抑制が生じる可能性を指摘し、それを巡る事実関係を整理した。この節では、実際に、「1990年代後半以降のわが国において、労働者が高齢化し、賃金と労働生産性の乖離が大きい企業ほど、賃金上昇率が抑制された」可能性を実証する。実証分析は二段階で行う。第一段階では、賃金カーブと労働生産性カーブをそれぞれ推定し、年齢階層ごとの賃金と労働生産性の乖離幅を計測する。第二段階では、この乖離幅の大きさが労働者の賃金変化率に影響を及ぼしたかどうか検証する。

#### 3-1. 賃金カーブと労働生産性カーブの乖離の計測

実証分析の第一段階として、企業規模別・産業別の賃金カーブと労働生産性カーブを推定し、その乖離幅を計測する<sup>7</sup>。

##### (1) データ

計測に使用するデータは、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」と経済産業省「企業活動基本調査」の個票データである。このうち、「賃金構造基本統計調査」の個票データからは、労働者個人レベルの労働時間・賃金や、性別・年齢・学歴などの属性情報のほか、労働者が所属する企業の産業・従業員規模を使用する。また、「企業活動基本調査」からは、個別企業の付加価値額、給与総額、資本ストック(固定資本形成)、経常利益、設立年を使用する。

そのうえで、「賃金構造基本統計調査」と「企業活動基本調査」の二つの個票

<sup>7</sup> 計測方法は、概ね川口他(2007)にならっている。

データをマッチングして統一的なデータベースを作成する<sup>8</sup>。実証分析では、企業レベルの教育年数別・年齢階層別の総労働時間が必要となるので、「賃金構造基本統計調査」の個人レベルの労働時間を企業別に集計し、これを労働者抽出率と事業所規模・企業規模比率を用いて企業レベルの総労働時間へと膨らました<sup>9</sup>。

このデータベースは、標本期間が1998年～2012年、標本企業数が延べ22,847社、労働者数が延べ806,235人のパネルデータである。ただし、「賃金構造基本統計調査」では、調査対象を毎年洗い替えするため、複数年にわたって継続的に調査されている企業が少ないほか、労働者個人も基本的に毎年入れ替わる。したがって、このデータベースは、時系列方向への欠測値が多い疑似パネルデータとなっている。

## (2) 推定方法

労働生産性カーブと賃金カーブを計測するために、次の生産関数と賃金関数を推定する。生産関数はコブ・ダグラス型をベースとした。

### (生産関数)

$$\log y_{it} = (1 - \beta) * \sum_{ed} \sum_{age} \log lh_{i,ed,age,t} \cdot \exp(\alpha_1 + \alpha_2 \cdot ed + \alpha_3 \cdot age + \alpha_4 \cdot (age^2 / 100)) \\ + \beta \log K_{it} + d\_year + d\_establishment + u_{it}$$

### (賃金関数)

$$\log w_{it} = \gamma_0 + \sum_{ed} \sum_{age} \log lh_{i,ed,age,t} \cdot \exp(\gamma_1 + \gamma_2 \cdot ed + \gamma_3 \cdot age + \gamma_4 \cdot (age^2 / 100)) \\ + d\_year + d\_establishment + \varepsilon_{it}$$

ここで、 $y_{it}$ は*i*企業の*t*年における付加価値額、 $lh_{i,ed,age,t}$ は一般労働者の学校

<sup>8</sup> マッチングのためには、「賃金構造基本統計調査」における労働者が、「企業活動基本調査」のどの企業に属しているかを特定しなければならないが、両者には共通の事業所番号がない。このため、総務省「経済センサス」(旧「事業所・企業統計調査」)を用いて、「企業活動基本調査」における個別企業の都道府県番号、市区町村番号、調査区番号、事業所番号を把握したうえで、「賃金構造基本統計調査」における労働者がどの企業に属するのかを特定した。「賃金構造基本統計調査」には、「経済センサス」(旧「事業所・企業統計調査」)と共に都道府県番号、市区町村番号、調査区番号、事業所番号が存在するため、この方法でマッチングできる。

<sup>9</sup> 事業所規模・企業規模比率は、「賃金構造基本統計調査」が事業所レベル、「企業活動基本調査」が企業レベルの統計であるため使用する。

教育年数 ( $ed$ ) 別<sup>10</sup>・年齢階層 ( $age$ ) 別<sup>11</sup>の労働投入時間、 $K_{it}$ は資本ストック、 $w_{it}$ は給与総額を表す。このほか、年ダミー ( $d\_year$ )、企業の設立年代ダミー ( $d\_establishment$ )<sup>12</sup>を説明変数として加えた。 $u_{it}$ と  $\varepsilon_{it}$ は誤差項である。付加価値・賃金と年齢の関係が非線形である可能性を考慮して、それぞれの説明変数に年齢の 1 次項と 2 次項を入れている。したがって、労働生産性カーブは  $\alpha_3$  と  $\alpha_4$  の大きさで、賃金カーブは  $\gamma_3$  と  $\gamma_4$  の大きさでそれぞれ表わされる。

全産業・全規模のほか、企業規模や産業による差を考慮して、企業規模別（大企業、中堅中小企業）・産業別（製造業、非製造業）に推定を行った<sup>13</sup>。ここで、大企業とは従業員数 1,000 人以上、中堅中小企業とはそれ以外の企業を指す。図表 10（上段）では、記述統計量を示している。推定方法は、非線形最小二乗法である。

### （3）推定結果

推定結果を図表 11 で示している。生産関数の資本投入にかかるパラメータ ( $\beta$ ) は、全産業で 0.7 半ば、製造業で 0.7～0.8 台、非製造業で 0.5～0.6 程度で有意となっている。賃金関数における学校教育年数のパラメータ ( $\gamma_2$ ) は、正で有意となっており、高学歴になるほど賃金が高くなることが示されている。生産関数における学校教育年数のパラメータ ( $\alpha_2$ ) は、全産業、製造業で負となっており、学歴の高さが必ずしも生産性の高さを表していない可能性があるが、非製造業では正で有意となっており、学歴が高いほど生産性が高くなることを示唆している。

労働生産性カーブと賃金カーブの傾きに関するパラメータ ( $\alpha_3 \cdot \alpha_4, \gamma_3 \cdot \gamma_4$ ) をみると、生産関数、賃金関数とともに、1 次項は正、2 次項は負で有意となっている<sup>14</sup>。したがって、付加価値・賃金は年齢が上がるにつれて上昇するが、その上昇率は遞減するほか、ある年齢で低下に転じ得ることが示されている。労働生産性カーブと賃金カーブの傾きの違いは、1 次項、2 次項のパラメータの組み合わせと年齢水準に依存するため、それぞれのパラメータの大きさを比較して

<sup>10</sup>  $ed$  は 9 年（中卒）、12 年（高卒）、14 年（高専・短大卒）、16 年（大卒以上）を表す。

<sup>11</sup>  $age$  は 15～19 歳、20～24 歳、25～29 歳、30～34 歳、35～39 歳、40～44 歳、45～49 歳、50～54 歳、55～59 歳の 5 歳刻み年齢を表す。賃金体系は、定年退職を迎える 60 歳代以降大きく変化するため、本稿で分析対象とする年齢区分は、15～59 歳に限定している。

<sup>12</sup> 深尾・権（2011）が、社齢によって企業の生産性（TFP）が異なることを指摘しているほか、猪木（2001）や勇上・森本（2006）は、社齢によって賃金体系・雇用慣行が異なることを示している。これを踏まえて、生産関数および賃金関数に企業の設立年代ダミーを加えている。

<sup>13</sup> 全産業・全規模の推定式には、大産業ダミーおよび企業規模ダミーを加えている。

<sup>14</sup> 年齢の 3 次項以上については、安定的に有意な結果が得られなかった。

も、カーブの傾きの差は一概に評価できない。そこで図表12では、賃金カーブと労働生産性カーブを視覚的に示している。ここでは、川口他（2007）と同様、15～19歳時点の賃金を1と基準化したうえで、生涯の賃金総額と生産総額が一致するように図示している。

大企業では、製造業・非製造業ともに賃金カーブの傾きが労働生産性カーブの傾きよりも大きい。賃金カーブは40歳代でピークとなり、50歳代で緩やかに低下する一方、労働生産性カーブは賃金カーブよりもやや早いタイミングでピークを迎え、50歳代にかけて低下幅が大きくなっている。すなわち、若年期の賃金に比べて、高年期の賃金の方が、労働生産性と比べて割高に設定されており、後払い賃金仮説と整合的な結果となっている。一方、中堅中小企業では、製造業において賃金カーブと労働生産性カーブの傾きは概ね一致しているほか、非製造業においても賃金と労働生産性の年齢間の乖離は大企業に比べれば小さい。したがって、後払い賃金仮説は、大企業により適した仮説であるといえる。

こうした推定結果は、製造業の賃金カーブの傾きは労働生産性カーブの傾きよりも急であることを示した川口他（2007）などの先行研究とも概ね整合的である<sup>15</sup>。また、上場企業の人事・労務担当者を対象にアンケート調査を行った公益財団法人日本生産性本部（2013）によれば、仕事の成果・貢献度に比べて賃金が高い年齢層として、50歳代と答えた企業が4割、40歳代が3割、20～30歳代は1割未満となっている。ここで推定結果は、こうしたアンケート調査とも整合的である。

### 3－2. 賃金と労働生産性の乖離が賃金変化率に及ぼす影響

実証分析の第二段階として、賃金と労働生産性の乖離の大きさが、労働者の賃金変化率にどのような影響を及ぼしたかを定量的に分析する。ある企業における賃金と労働生産性の乖離は、3-1節で推定した賃金カーブと労働生産性カーブの乖離をもとに算出される。

<sup>15</sup> 海外での実証結果をみると、Hellerstein and Neumark (1995) はイスラエルのデータ、Hellerstein et al. (1999) は米国のデータを用いて、生産性カーブと賃金カーブの傾きには差がないことを示した。一方、Hellerstein and Neumark (2004) では、より大規模な米国のデータを用いると、賃金カーブの傾きが生産性カーブよりも急で、後払い賃金仮説が成立していることを示唆している。同様の枠組みで、Van Ours and Stoeldraijer (2010) はドイツで同仮説は成立しないとする一方、Crépon et al. (2002) はフランス、Dostie (2011) はカナダ、Ilmakunnas and Maliranta (2005) はフィンランドのデータを用いて、同仮説の成立を支持している。

## (1) データ

3-1 節で使用した「賃金構造基本統計調査」と「企業活動基本調査」をマッチングした疑似パネルデータを使用し、これに失業率や消費者物価指数といったマクロデータを接合した。被説明変数として用いる賃金変化率は、ある年とその前年において、①企業、②性別、③学歴、④勤続年数、⑤就業形態、⑥年齢の6つの属性がすべて共通する二人の労働者の賃金から算出した<sup>16</sup>。

推定では、賃金と労働生産性の乖離を説明変数として使用する。これは、3-1 節で推定した賃金カーブと労働生産性カーブから年齢階層ごとに両者の乖離を算出し、この乖離に個別企業における労働者の年齢構成を乗じて算出する。賃金カーブ・労働生産性カーブは、ある企業が属する規模別（大企業・中堅中小企業）・産業別（製造業・非製造業）のものを適用する<sup>17</sup>。また、賃金カーブ・労働生産性カーブは、推定期間中（1998年～2012年）、一定と仮定している<sup>18</sup>。

## (2) 推定方法

次式のとおり、一般労働者の賃金変化率を説明変数とする関数を推定する<sup>19</sup>。

$$d \log w_{it} = \pi_0 + \pi_1 \cdot d \log P_{it} + \pi_2 \cdot d \log CPI_{t-1} + \pi_3 \cdot dUE_{it} + \pi_4 \cdot WageGap_{i,t-1} \\ + d\_female + d\_education + d\_year + \varepsilon_{it}$$

$d \log w_{it}$ は、労働者  $i$  の賃金変化率（対数階差）を示している。賃金として、①時間あたり所定内給与、②時間あたり定期給与（所定内給与+所定外給与）、③特別給与の3パターンを使用する。

$d \log P_{it}$ は、労働者  $i$  が属する企業の経常利益の前年比（対数階差）、 $d \log CPI_{t-1}$  は、前期の消費者物価指数（生鮮食品を除く総合）の前年比、 $dUE_{it}$  は労働者  $i$

<sup>16</sup> ある特定の労働者ではなく、異なる二人の労働者の賃金から前年比を算出する理由は、定期昇給の効果を除くことにある。すなわち、ある特定の労働者の賃金上昇率には、年齢が上がることで自動的に賃金が上昇する定期昇給が反映される。この効果を除くためには、今年と前年で同じ年齢の労働者の賃金を比較する必要がある。両者の賃金差には、能力の差などが反映されている可能性があるが、これはプラスにもマイナスにもなり得るものであり、推定上は誤差として認識されるものとして扱う。

<sup>17</sup> ここで使用する賃金・労働生産性カーブは、規模別・産業別の4カテゴリーに分類されたものである。実際の賃金カーブや労働生産性カーブは企業によって異なる可能性があることを踏まえると、さらに細かい規模別・産業分類別、あるいは企業別に推定することが望ましいが、標本サイズの確保の観点からこのような扱いにとどめている。

<sup>18</sup> 賃金・労働生産性カーブが毎期変化するように年ごとに推定を行うことが望ましいが、標本数の制約からこのような扱いにとどめている。

<sup>19</sup> 推定は一般労働者のみを対象としている。

が属する性別・年齢階層別失業率の前年差を示す。 $WageGap_{i,t-1}$  は、労働者  $i$  が属する企業の前期における賃金と労働生産性の乖離を示す。上述のとおり、賃金カーブと労働生産性カーブは、推定期間において一定であるが、両者の乖離に乗じる労働者の年齢構成は前期の値を使用した。この変数は、前期における賃金が労働生産性よりも大きいほど、本期の賃金を下押しする効果があるかを検証するものであり、期待される符号条件は負となる<sup>20</sup>。このほか、属性の違いを考慮して、性別ダミー( $d_{female}$ )、学歴ダミー( $d_{education}$ )、年ダミー( $d_{year}$ )を加えた。 $\varepsilon_{it}$  は誤差項である。記述統計量は図表 10 (下段) で示している。

推定方法は、最小二乗法である<sup>21</sup>。推定期間は 1999 年～2012 年とした。

### (3) 推定結果

図表 13 で推定結果を示している。まず、全規模ベースでみると、経常利益の伸び率が、賃金の種類によらず正で有意となっているほか、所定内給与や定期給与よりも特別給与でパラメータの値が大きくなっている。これは、企業業績の改善は賃金を上昇させる効果を持つが、その影響はより特別給与に反映されやすいことを示唆している。また、消費者物価の伸び率も賃金の種類によらず正で有意となっているが、経常利益の伸びと同様、特別給与でその感応度が高くなっている。失業率については、特別給与では有意とならないものの、所定内給与や定期給与では負で有意な関係がみられており、労働需給のひっ迫が賃金を上押しする傾向がある。

賃金と労働生産性の乖離については、特別給与で有意な関係はみられないものの、所定内給与や定期給与では、有意に負の関係がみられる。また、所定内給与について、企業規模別に推定しても、賃金と労働生産性の乖離は、大企業・中堅中小企業ともに有意に負の関係がある。すなわち、労働者の高齢化によって労働生産性との対比で賃金が過大となると、所定内給与を中心に賃金の伸びが下押しされる傾向がうかがわれる。

こうした結果からは、特別給与は、その時々の企業業績をより敏感に反映しやすい一方、所定内給与は、企業業績や物価変動のほか、賃金と労働生産性の乖離の影響をより受けやすいことが示唆される。とりわけ、賃金と労働生産性の乖離が大きい大企業では、労働者が高齢化したことによる人件費負担の増加が、1990 年代後半以降の所定内給与の抑制につながった可能性がある。

---

<sup>20</sup> ニューケインジアンモデルにおいても、賃金に粘着性がある場合、前期の賃金ギャップ（賃金と労働生産性の乖離）は賃金の伸び率に負の影響を及ぼすことが示されている（古賀・西崎（2006）を参照）。

<sup>21</sup> F 検定、Hausman 検定、Breusch and Pagan 検定の結果を受けて、プーリング推定を選択した。

## 4.まとめ

本稿では、わが国における賃金カーブと労働生産性カーブを計測し、その乖離が賃金の伸びに及ぼす影響を検証した。本稿から得られた結論は、以下のとおりである。第一に、大企業を中心に賃金カーブの傾きは労働生産性カーブよりも大きく、高齢者ほど労働生産性と比べて賃金が割高であると算出される。この理論的な解釈として、後払い賃金仮説が妥当し得る。第二に、この賃金・労働生産性カーブのもとで、高年労働者の割合が高い大企業など、賃金負担が労働生産性と比べて相対的に大きい企業ほど、賃金上昇率が抑制される傾向にある。

近年のわが国賃金が伸び悩んだ背景については、様々な要因が指摘されている。その中でも、本稿の結果は、労働者の高齢化が、大企業を中心とする企業の賃金負担を労働生産性と比べて過大なものとし、これが 1990 年代後半以降、賃金上昇の抑制につながった可能性があることを示唆している。

2000 年代後半以降は、団塊世代の定年退職が増加したことから、高齢化による人件費負担の増加は、いったん落ち着いている。もっとも、先行きは、労働人口が多い団塊ジュニア世代が高齢化するため、企業によっては、労働者の高齢化が再び人件費負担を押し上げる局面に入る可能性もある。これを踏まえると、企業は、労働生産性を高める取り組みやカーブの設定も含めた賃金体系の見直しを続けていくとともに、若年労働者の継続的な雇用などを通じて、労働者の年齢構成を適切にバランスさせていくことも重要と考えられる。

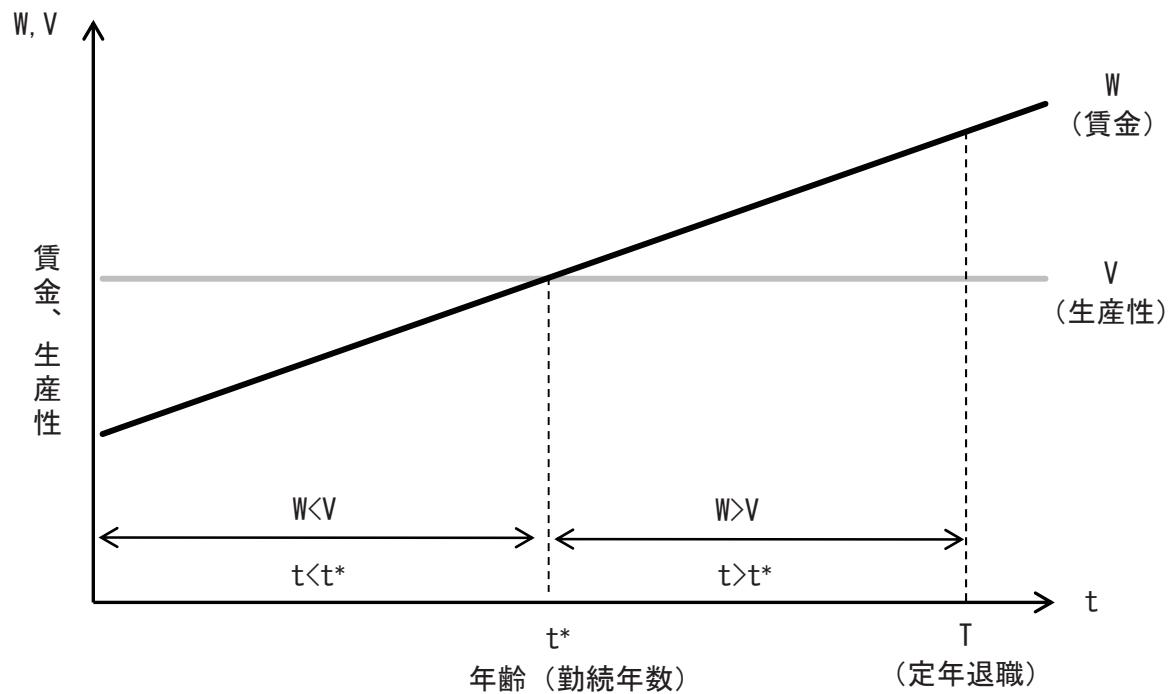
## 【参考文献】

- 赤羽亮・中村二朗（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』、No.580、pp.44-60.
- 茨木秀行・井上裕介・有馬基之・中野貴比呂（2007）「企業の賃金決定行動の変化とその背景」、『日本労働研究雑誌』、No.560、pp.31-40.
- 猪木武徳（2001）「企業規模と「歴史」からみた人材育成」、猪木武徳・連合総合生活開発研究所編著『「転職」の経済学 適職選択と人材育成』、第 7 章、東洋経済新報社.
- 川口大司・神林龍・金榮慤・権赫旭・清水谷諭・深尾京司・牧野達治・横山泉（2007）「年功賃金は生産性と乖離しているか—工業統計調査・賃金構造基本統計調査個票データによる実証分析—」、『経済研究』、Vol.58、No.1、pp.61-90.

- 川本卓司・篠崎公昭（2009）「賃金はなぜ上がらなかつたのか？—2002～07年の景気拡大期における大企業人件費の抑制要因に関する一考察—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.09-J-5.
- 黒田祥子・山本勲（2006）『デフレ下の賃金変動 名目賃金の下方硬直性と金融政策』、第8章、東京大学出版会。
- 公益財団法人日本生産性本部（2013）「第13回 日本的雇用・人事の変容に関する調査」。
- 古賀麻衣子・西崎健司（2006）「物価・賃金フィリップス曲線の推計：粘着価格・賃金モデル」、『金融研究』、第25巻、第3号、pp.73-106.
- 中馬宏之（1987）「“日本の”雇用慣行の経済合理性論再検討—1920年代の日米比較の視点から—」、『経済研究』、Vol.38、No.4、pp.307-320.
- 鶴光太郎（2005）「日本はアメリカ型資本主義に近づいてきたか？」、『ESP』、No.480、pp.54-57、経済企画協会。
- 日本銀行調査統計局（2010）「正社員の企業間移動と賃金カーブに関する事実と考察—日本の雇用慣行は崩れたか？—」、日本銀行調査論文。
- 野田知彦・阿部正浩（2010）「労働分配率、賃金低下」、内閣府経済社会総合研究所企画・監修、樋口美雄編『バブル/デフレ期の日本経済と経済政策』、第6巻、『労働市場と所得分配』、慶應義塾大学出版会。
- 濱秋純哉・堀雅博・前田佐恵子・村田啓子（2011）「低成長と日本の雇用慣行—年功賃金と終身雇用の補完性を巡って」、『日本労働研究雑誌』、No.611、pp.26-37.
- 深尾京司・権赫旭（2011）「日本経済成長の源泉はどこにあるのか：ミクロデータによる実証分析」、RIETI Discussion Paper Series、11-J-045.
- 三谷直紀（1997）『企業内賃金構造と労働市場』、第1章、勁草書房。
- （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.
- 山田亮・戸田淳仁・村上貴昭（2009）「なぜ賃金は抑制されたのか～前回景気回復期とバブル期の比較を中心に～」、New ESRI Working Paper Series、No.12.
- 勇上和史・森本敦志（2006）「企業の「歴史」は賃金の決定要因か？：企業－労働者マッチングデータによる検証」、神戸大学大学院経済学研究科Discussion Paper、No.1122.
- Bassanini, A. and T. Manfredi (2012) "Capital's Grabbing Hand? A Cross-Country/Cross-Industry Analysis of the Decline of the Labour Share," OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No.133, OECD Publishing.

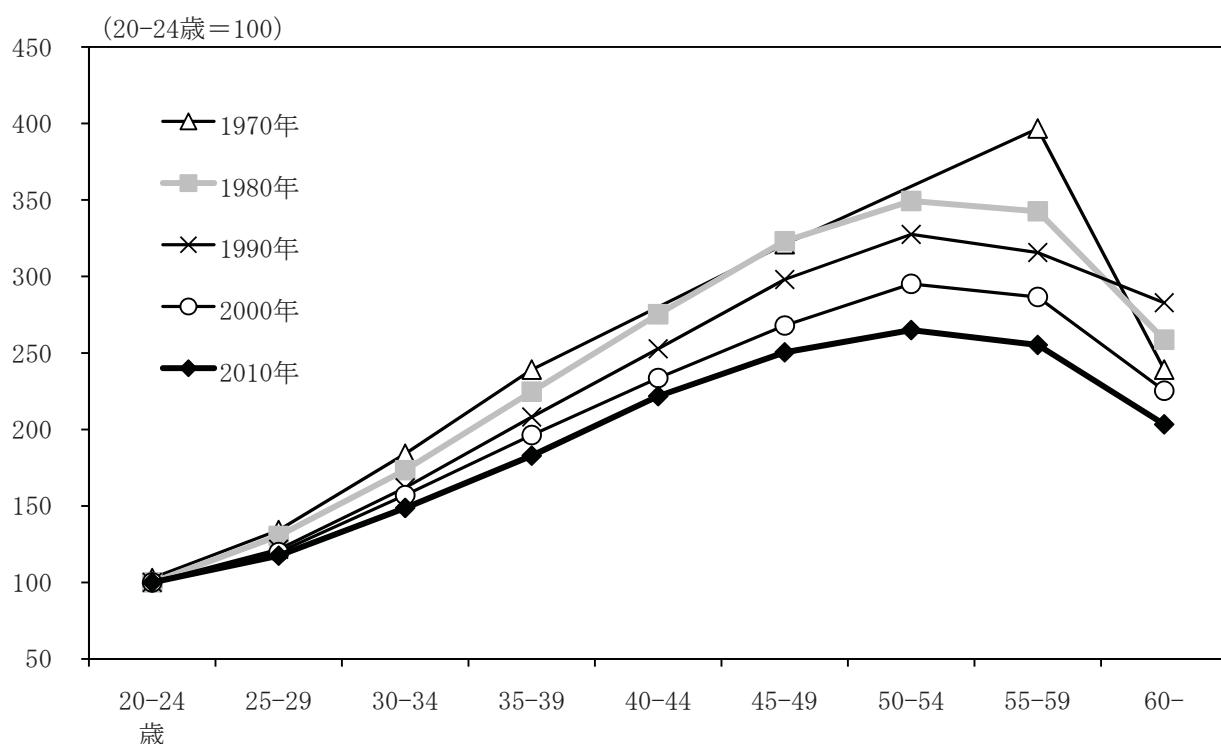
- Becker, G. S. (1964) "Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education," Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research, New York.
- Cappelli, P. (2001) 『雇用の未来』、若山由美（訳）、第4章、日本経済新聞社。
- Clark, R. L. and N. Ogawa (1992) "The Effect of Mandatory Retirement on Earnings Profiles in Japan," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.45, No.2, pp.258-266.
- Crépon, B., N. Deniau and S. Pérez-Duarte (2002) "Wages, Productivity, and Worker Characteristics: A French Perspective," Mimeo, CREST-INSEE.
- Dostie, B. (2011) "Wages, Productivity and Aging," *De Economist*, Vol.159, No.2, pp.139-158.
- Hellerstein, J. K. and D. Neumark (1995) "Are Earnings Profiles Steeper than Productivity Profiles? Evidence from Israeli Firm-Level Data," *The Journal of Human Resources*, Vol.30, No.1, pp.89-112.
- Hellerstein, J. K., D. Neumark and K. R. Troske (1999) "Wages, Productivity, and Worker Characteristics: Evidence from Plant-Level Production Functions and Wage Equations," *Journal of Labor Economics*, Vol.17, No.3, pp.409-446.
- Hellerstein, J. K. and D. Neumark (2004) "Production Function and Wage Equation Estimation with Heterogeneous Labor: Evidence from a New Matched Employer-Employee Data Set," NBER Working Paper, No.10325.
- Ilmakunnas, P. and M. Maliranta (2005) "Technology, Labour Characteristics and Wage -productivity Gaps," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.67, No.5, pp.623-645.
- Kodama, N. and K. Odaki (2012) "A New Approach to Measuring the Gap between Marginal Productivity and Wages of Workers," RIETI Discussion Paper Series, 12-E-028.
- Lazear, E. P. (1979) "Why Is There Mandatory Retirement?" *Journal of Political Economy*, Vol.87, No.6, pp.1261-1284.
- Okazaki, K. (1993) "Why Is the Earnings Profile Upward-Sloping? The Sharing Model vs the Shirk Model," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.7, No.3, pp.297-314.
- Van Ours, J. C. and L. Stoeldraijer (2010) "Age, Wage and Productivity," CEPR Discussion Paper, No.7713.

(図表 1) 後払い賃金仮説



(資料) Lazear (1979)

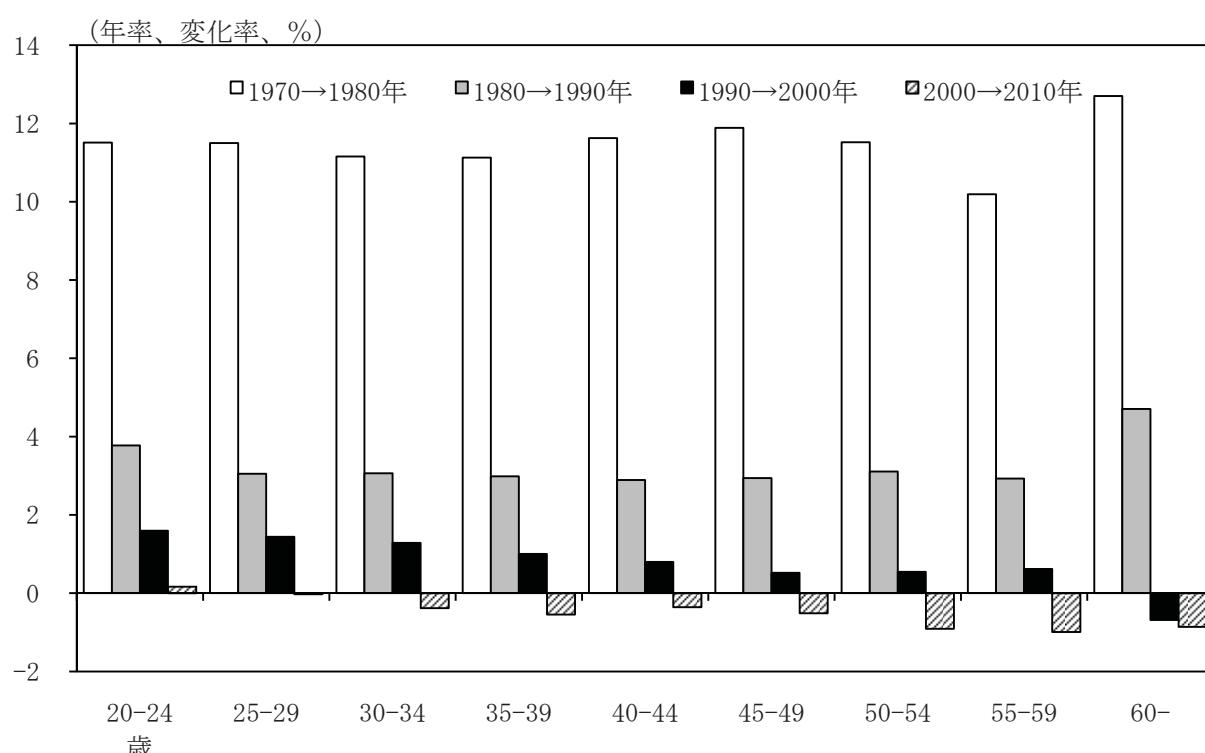
(図表2) 賃金カーブ



(注) 男性、大学・大学院卒（1980年までは旧大・新大卒）、従業員規模1,000人以上の所定内給与額。1970年の40歳代、50歳代は、10歳刻みの値。

(資料) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」

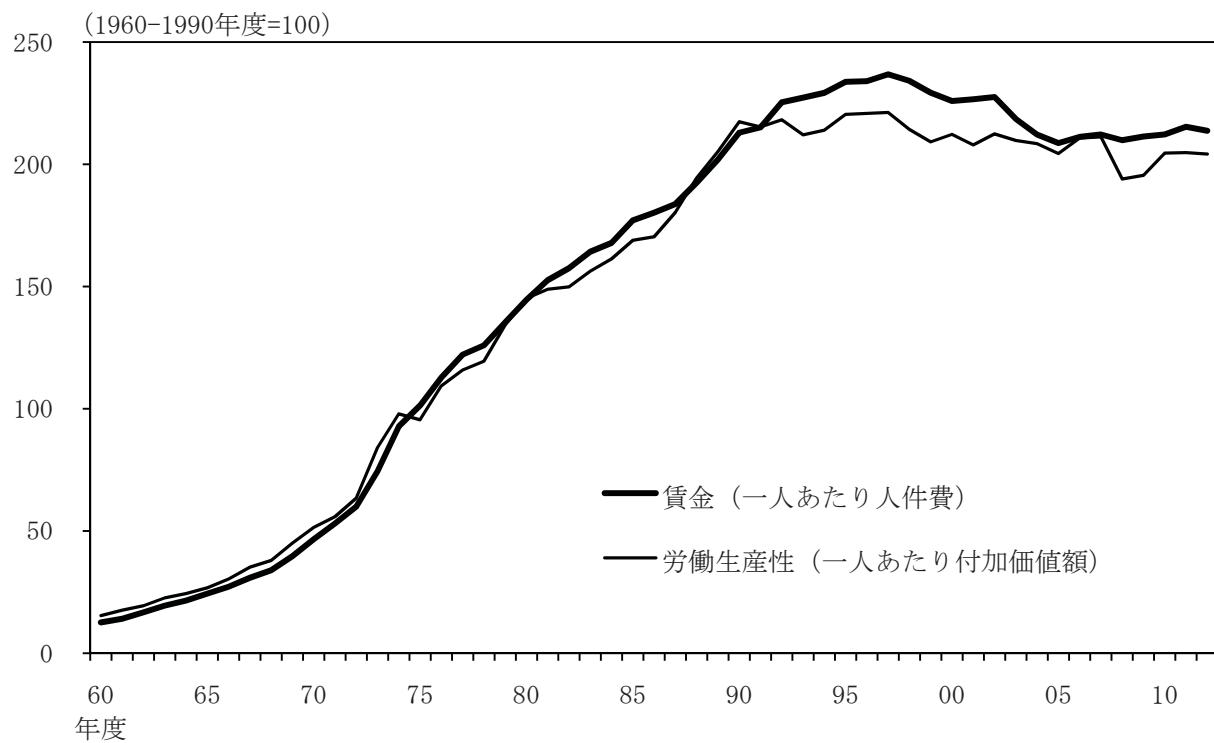
(図表3) 賃金変化率



(注) 図表2と同様。

(資料) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」

(図表4) 労働生産性と賃金

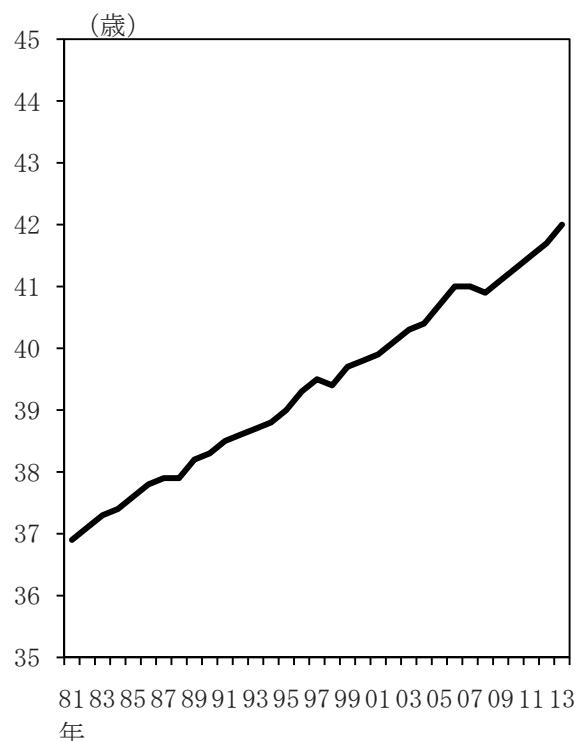


(注) 賃金と労働生産性は名目ベース。企業は、全産業・全規模。

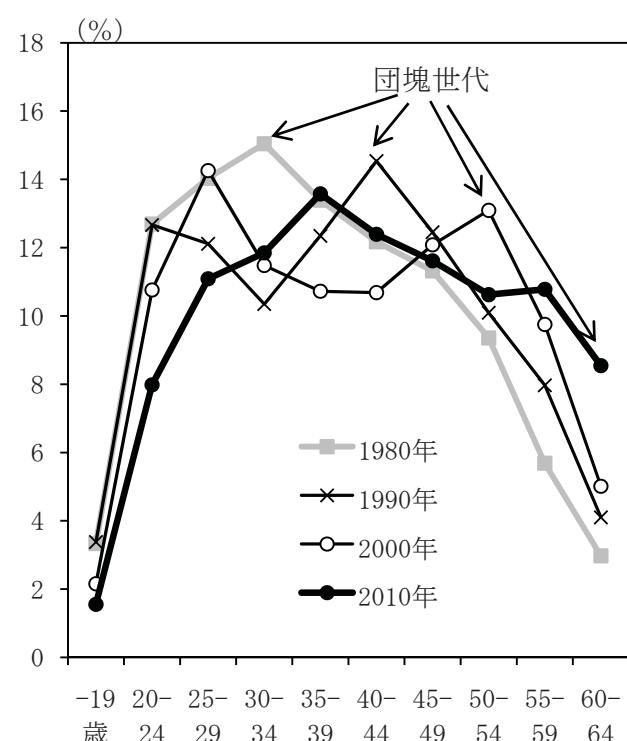
(資料) 財務省「法人企業統計調査」

(図表5) 労働者の高齢化

(1) 一般労働者の平均年齢

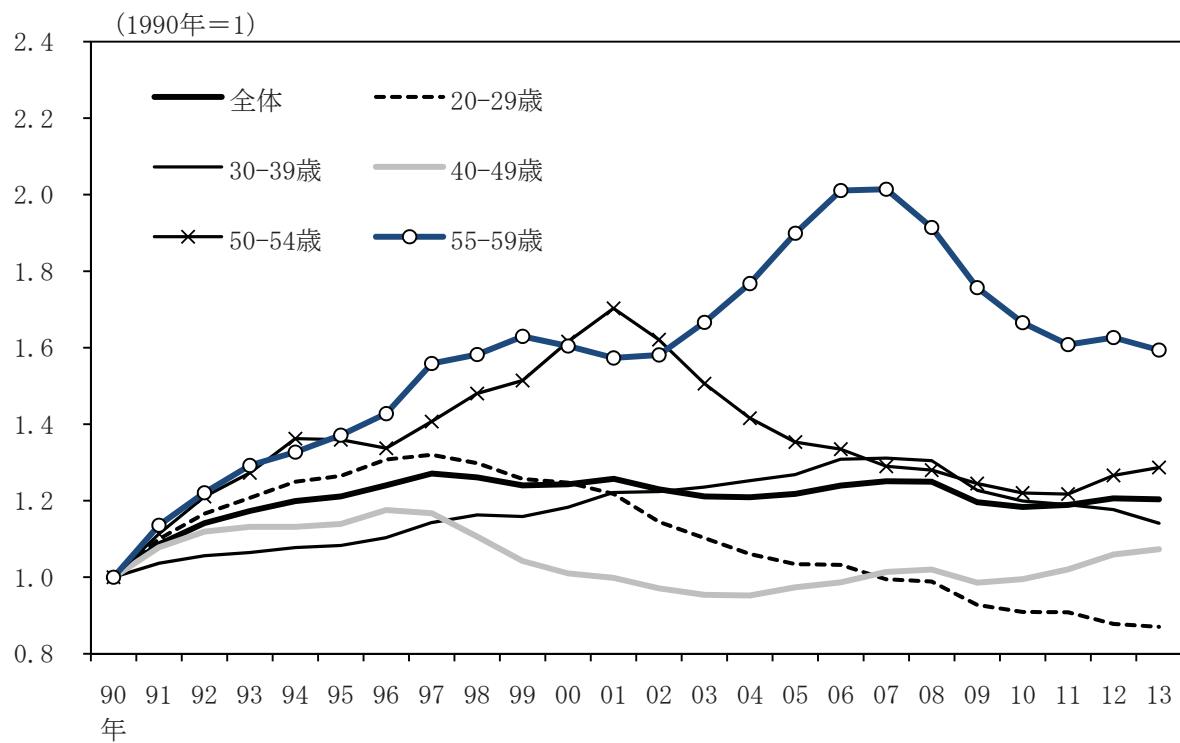


(2) 雇用者の年齢構成



(資料) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」、総務省「労働力調査」

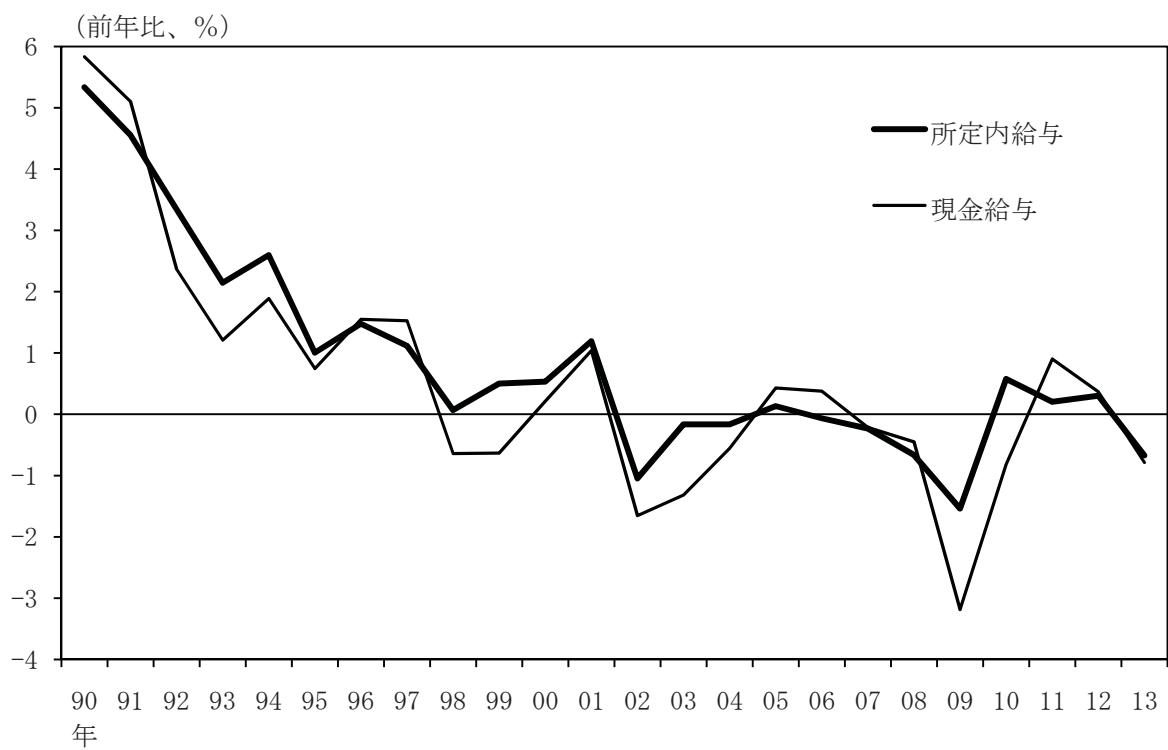
(図表 6) 年齢階層別の人件費負担



(注) 人件費＝一人あたり現金給与総額×雇用者数。

(資料) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」、総務省「労働力調査」

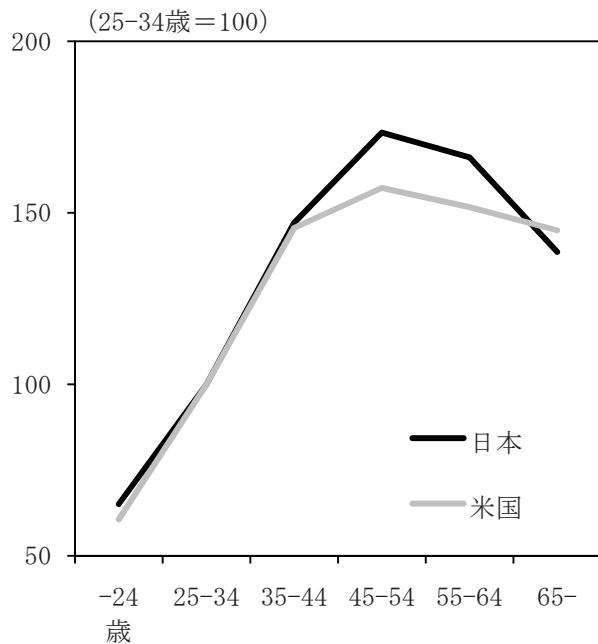
(図表 7) 一般労働者の賃金



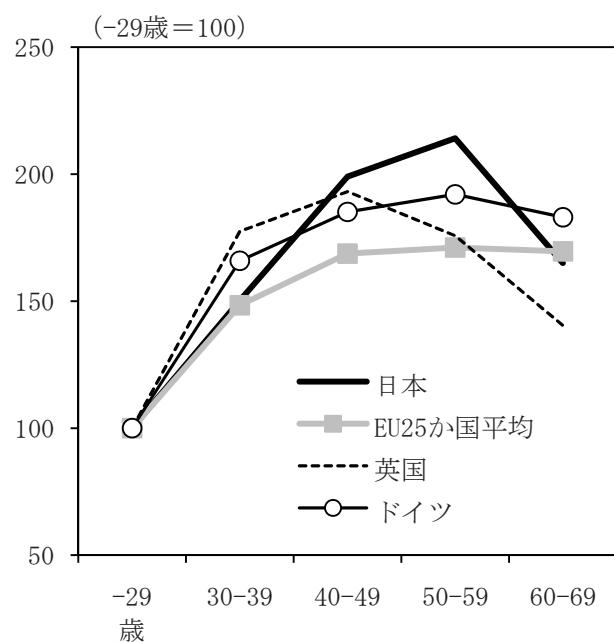
(資料) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」

(図表8) 賃金カーブの国際比較

(1) 米国



(2) 英国・欧州

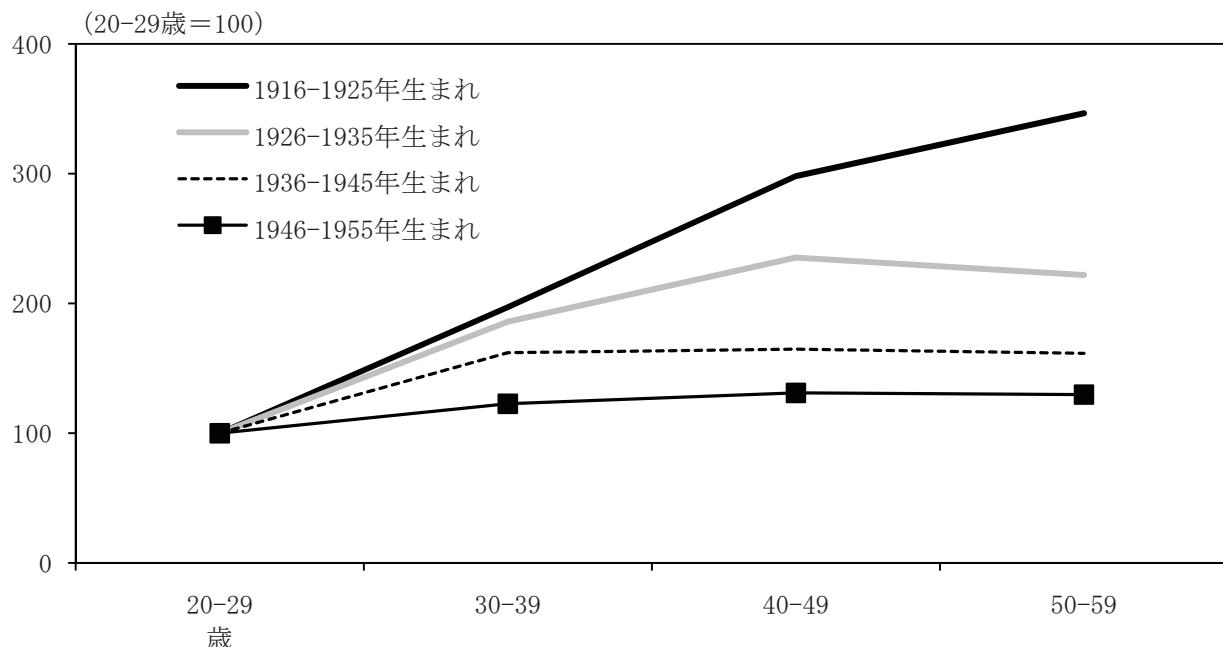


(注) 日米は大卒以上の男性、その他は学歴計の男性。

左図は2000～2009年平均、右図は2002、2006、2010年平均。

(資料) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」、U.S. Census Bureau、Eurostat

(図表9) 米国の世代別・賃金カーブ



(注) 白人・高卒・男性の年齢階層別平均値をCPI総合で実質化。

(資料) Census data 1940-2000, IPUMS USA.

Steven Ruggles, J. Trent Alexander, Katie Genadek, Ronald Goeken, Matthew B. Schroeder, and Matthew Sobek. Integrated Public Use Microdata Series: Version 5.0 [Machine-readable database]. Minneapolis: University of Minnesota, 2010.

(図表10) 記述統計量

|                 | 全産業   |        | 製造業    |        |        |       | 非製造業   |        |        |       |
|-----------------|-------|--------|--------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|-------|
|                 | 全規模   |        | 大企業    |        | 中堅中小企業 |       | 大企業    |        | 中堅中小企業 |       |
|                 | 平均    | 標準偏差   | 平均     | 標準偏差   | 平均     | 標準偏差  | 平均     | 標準偏差   | 平均     | 標準偏差  |
| 付加価値額<br>(対数)   | 7.15  | 1.35   | 10.01  | 1.29   | 6.88   | 1.00  | 9.49   | 1.41   | 6.88   | 1.03  |
| 給与総額<br>(対数)    | 6.83  | 1.23   | 9.51   | 1.20   | 6.58   | 0.90  | 9.10   | 1.22   | 6.57   | 0.89  |
| 資本ストック<br>(対数)  | 7.10  | 1.85   | 10.07  | 1.65   | 6.95   | 1.32  | 9.13   | 2.52   | 6.68   | 1.88  |
| 労働投入時間<br>(千時間) | 78.04 | 225.24 | 492.90 | 611.04 | 35.42  | 38.16 | 486.11 | 543.37 | 33.87  | 38.33 |
| 設立年代ダミー         |       |        |        |        |        |       |        |        |        |       |
| 1950年代          | 0.18  |        | 0.17   |        | 0.19   |       | 0.17   |        | 0.17   |       |
| 1960年代          | 0.22  |        | 0.10   |        | 0.23   |       | 0.19   |        | 0.21   |       |
| 1970年代          | 0.19  |        | 0.11   |        | 0.18   |       | 0.21   |        | 0.20   |       |
| 1980年代          | 0.14  |        | 0.07   |        | 0.13   |       | 0.15   |        | 0.16   |       |
| 1990年代以降        | 0.09  |        | 0.08   |        | 0.09   |       | 0.10   |        | 0.10   |       |

|                      | 全産業    |       | 製造業    |       |        |       | 非製造業   |       |        |       |
|----------------------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|
|                      | 全規模    |       | 大企業    |       | 中堅中小企業 |       | 大企業    |       | 中堅中小企業 |       |
|                      | 平均     | 標準偏差  |
| 時間あたり所定内給与<br>(対数階差) | -0.008 | 0.216 | -0.003 | 0.250 | -0.010 | 0.203 | -0.012 | 0.238 | -0.005 | 0.203 |
| 時間あたり定期給与<br>(対数階差)  | -0.006 | 0.206 | -0.001 | 0.238 | -0.009 | 0.192 | -0.008 | 0.222 | -0.006 | 0.197 |
| 特別給与<br>(対数階差)       | -0.040 | 0.408 | -0.028 | 0.376 | -0.055 | 0.438 | -0.050 | 0.358 | -0.020 | 0.402 |
| 賃金・生産性の乖離            | 0.034  | 0.691 | 0.282  | 1.656 | 0.003  | 0.009 | 0.032  | 1.497 | 0.032  | 0.623 |
| 経常利益<br>(対数階差)       | 0.067  | 0.776 | 0.109  | 0.643 | 0.094  | 0.924 | 0.063  | 0.573 | 0.011  | 0.724 |
| 失業率<br>(前年差、%)       | 0.001  | 0.564 |        |       |        |       |        |       |        |       |
| CPI除く生鮮<br>(前年比、%)   | -0.345 | 0.529 |        |       |        |       |        |       |        |       |
| 性別ダミー                | 0.266  |       | 0.204  |       | 0.257  |       | 0.278  |       | 0.289  |       |
| 学歴ダミー                |        |       |        |       |        |       |        |       |        |       |
| 高卒                   | 0.490  |       | 0.362  |       | 0.602  |       | 0.244  |       | 0.397  |       |
| 短大・専門学校              | 0.135  |       | 0.107  |       | 0.100  |       | 0.146  |       | 0.187  |       |
| 大学・大学院               | 0.327  |       | 0.503  |       | 0.225  |       | 0.601  |       | 0.391  |       |

(図表 1 1) 推定結果

(1) 生産関数

|                    | 全産業                   | 製造業                    |                       | 非製造業                   |                       |
|--------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
|                    | 全規模                   | 大企業                    | 中堅中小企業                | 大企業                    | 中堅中小企業                |
| $\beta$            | 0.762 ***<br>(0.004)  | 0.852 ***<br>(0.014)   | 0.737 ***<br>(0.005)  | 0.600 ***<br>(0.017)   | 0.546 ***<br>(0.007)  |
| $\alpha_1$         | -8.850 ***<br>(0.672) | -48.029 **<br>(20.044) | -7.570 ***<br>(0.579) | -11.773 ***<br>(1.533) | -7.166 ***<br>(0.407) |
| $\alpha_2$         | -0.108 ***<br>(0.007) | -0.176 ***<br>(0.049)  | -0.123 ***<br>(0.008) | 0.206 ***<br>(0.028)   | 0.051 ***<br>(0.007)  |
| $\alpha_3$         | 0.491 ***<br>(0.040)  | 2.565 **<br>(1.052)    | 0.398 ***<br>(0.032)  | 0.370 ***<br>(0.079)   | 0.261 ***<br>(0.023)  |
| $\alpha_4$         | -0.693 ***<br>(0.055) | -3.352 **<br>(1.364)   | -0.532 ***<br>(0.042) | -0.494 ***<br>(0.105)  | -0.362 ***<br>(0.031) |
| 年ダミー               | Yes                   | Yes                    | Yes                   | Yes                    | Yes                   |
| 設立年代ダミー            | Yes                   | Yes                    | Yes                   | Yes                    | Yes                   |
| 大産業ダミー             | Yes                   | No                     | No                    | No                     | No                    |
| 企業規模ダミー            | Yes                   | No                     | No                    | No                     | No                    |
| Adj-R <sup>2</sup> | 0.955                 | 0.988                  | 0.975                 | 0.972                  | 0.955                 |
| N                  | 22,847                | 1,028                  | 11,744                | 1,149                  | 8,926                 |

(2) 賃金関数

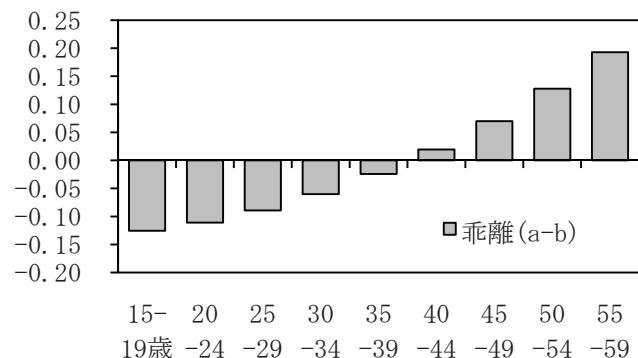
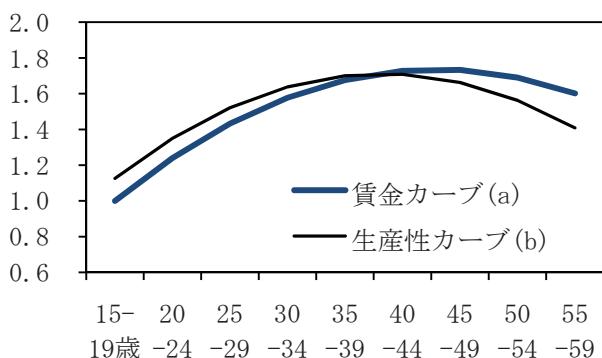
|                    | 全産業                    | 製造業                    |                       | 非製造業                   |                       |
|--------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
|                    | 全規模                    | 大企業                    | 中堅中小企業                | 大企業                    | 中堅中小企業                |
| $\gamma_0$         | 5.907 ***<br>(0.017)   | 7.219 ***<br>(0.152)   | 4.802 ***<br>(0.027)  | 7.094 ***<br>(0.130)   | 5.180 ***<br>(0.029)  |
| $\gamma_1$         | -17.376 ***<br>(0.750) | -25.383 ***<br>(5.559) | -9.539 ***<br>(0.405) | -31.400 ***<br>(5.889) | -9.184 ***<br>(0.435) |
| $\gamma_2$         | 0.183 ***<br>(0.009)   | 0.144 ***<br>(0.029)   | 0.013 **<br>(0.006)   | 0.347 ***<br>(0.050)   | 0.213 ***<br>(0.011)  |
| $\gamma_3$         | 0.574 ***<br>(0.038)   | 0.939 ***<br>(0.261)   | 0.338 ***<br>(0.022)  | 1.168 ***<br>(0.292)   | 0.144 ***<br>(0.023)  |
| $\gamma_4$         | -0.724 ***<br>(0.048)  | -1.092 ***<br>(0.304)  | -0.452 ***<br>(0.029) | -1.463 ***<br>(0.367)  | -0.191 ***<br>(0.029) |
| 年ダミー               | Yes                    | Yes                    | Yes                   | Yes                    | Yes                   |
| 設立年代ダミー            | Yes                    | Yes                    | Yes                   | Yes                    | Yes                   |
| 大産業ダミー             | Yes                    | No                     | No                    | No                     | No                    |
| 企業規模ダミー            | Yes                    | No                     | No                    | No                     | No                    |
| Adj-R <sup>2</sup> | 0.475                  | 0.086                  | 0.100                 | 0.050                  | 0.104                 |
| N                  | 22,847                 | 1,028                  | 11,744                | 1,149                  | 8,926                 |

(注) 1. \*\*\*は有意水準1%、\*\*は有意水準5%、\*は有意水準10%で有意であることを示す。

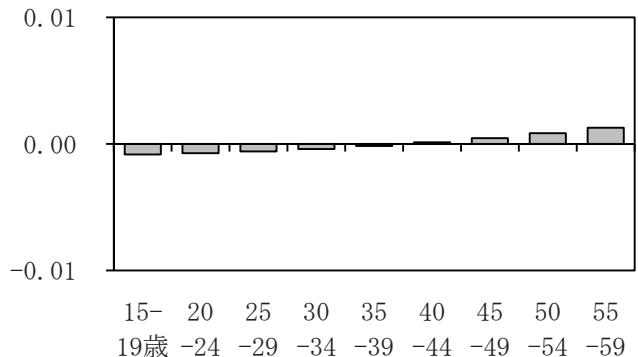
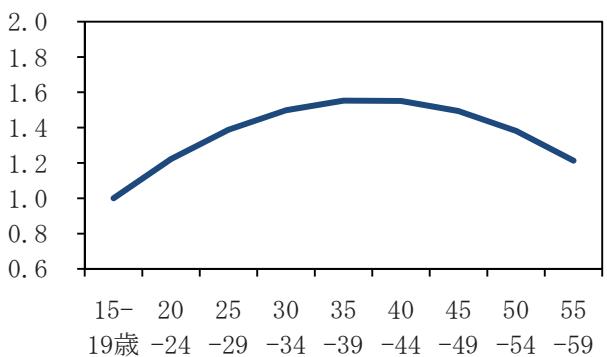
2. () 内は、標準偏差。

(図表1 2) 賃金・生産性カーブの乖離

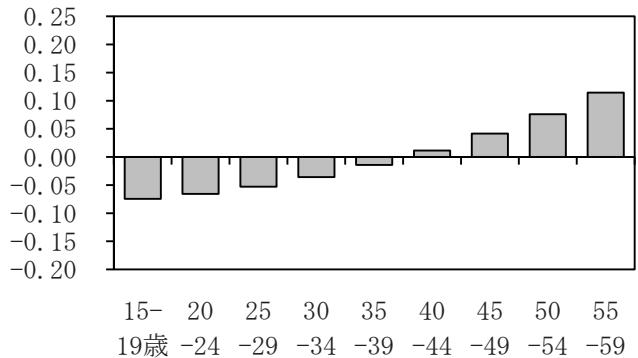
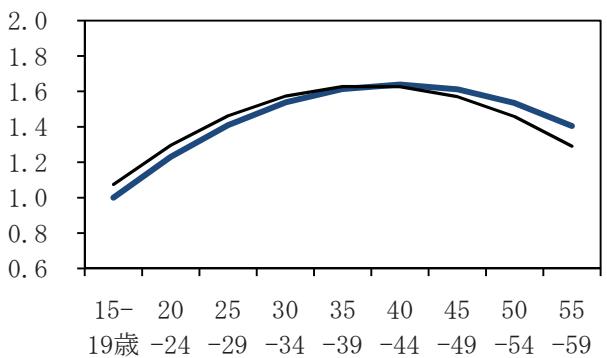
(1) 製造業・大企業



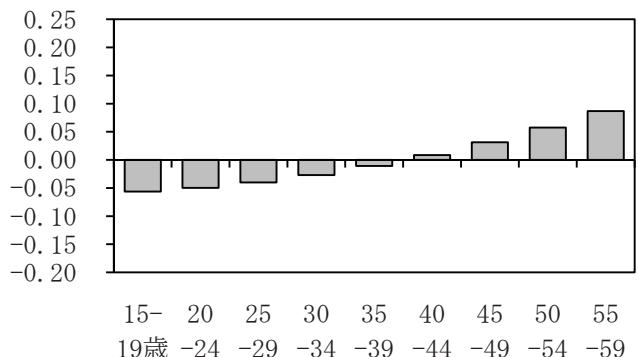
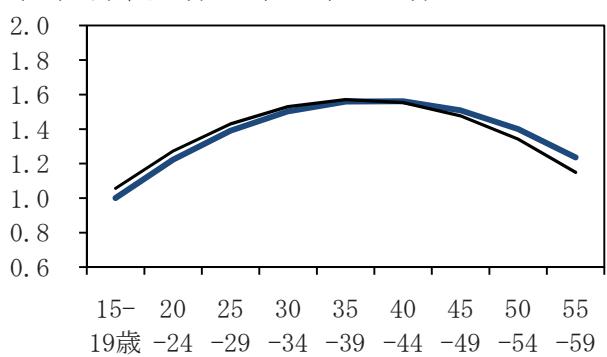
(2) 製造業・中堅中小企業



(3) 非製造業・大企業



(4) 非製造業・中堅中小企業



(注) 賃金カーブと生産性カーブは、15～19歳の賃金を1と基準化し、生涯の付加価値総額と賃金総額が等しくなるよう水準を調整して表示。

(図表13) 推定結果

| 企業規模               | 全規模                      | 大企業                      | 中堅中小企業                   | 全規模                     | 全規模                   |
|--------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|-----------------------|
| 被説明変数              | 時間あたり<br>所定内給与<br>(対数階差) | 時間あたり<br>所定内給与<br>(対数階差) | 時間あたり<br>所定内給与<br>(対数階差) | 時間あたり<br>定期給与<br>(対数階差) | 特別給与<br>(対数階差)        |
| 定数項                | 0.007<br>(0.013)         | 0.025<br>(0.040)         | -0.001<br>(0.014)        | 0.007<br>(0.013)        | -0.139 ***<br>(0.026) |
| 経常利益・対数階差          | 0.004 **<br>(0.002)      | 0.015 ***<br>(0.005)     | 0.002<br>(0.002)         | 0.004 **<br>(0.002)     | 0.028 ***<br>(0.004)  |
| 賃金・生産性の乖離（1期前）     | -0.004 ***<br>(0.001)    | -0.003 *<br>(0.002)      | -0.006 *<br>(0.003)      | -0.003 ***<br>(0.001)   | 0.004<br>(0.003)      |
| CPI除く生鮮・前年比（1期前）   | 0.011 **<br>(0.005)      | 0.000<br>(0.013)         | 0.015 **<br>(0.006)      | 0.010 *<br>(0.005)      | 0.051 ***<br>(0.011)  |
| 失業率（前年差）           | -0.009 *<br>(0.004)      | -0.011<br>(0.009)        | -0.007 *<br>(0.004)      | -0.008 **<br>(0.004)    | -0.008<br>(0.008)     |
| 性別ダミー              | 0.007 *<br>(0.004)       | 0.000<br>(0.009)         | 0.008 *<br>(0.004)       | 0.005<br>(0.004)        | -0.008<br>(0.008)     |
| 学歴ダミー              | Yes                      | Yes                      | Yes                      | Yes                     | Yes                   |
| 年ダミー               | Yes                      | Yes                      | Yes                      | Yes                     | Yes                   |
| Adj-R <sup>2</sup> | 0.005                    | 0.009                    | 0.005                    | 0.004                   | 0.030                 |
| N                  | 22,136                   | 7,092                    | 15,044                   | 22,137                  | 20,731                |

(注) 1. \*\*\*は有意水準1%、\*\*は有意水準5%、\*は有意水準10%で有意であることを示す。

2. () 内は、標準偏差。