



RIETI Discussion Paper Series 16-J-063

# 過去の賃下げ経験は賃金の伸縮性を高めるのか： 企業パネルデータを用いた検証

山本 勲  
経済産業研究所

黒田 祥子  
早稲田大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所  
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

過去の賃下げ経験は賃金の伸縮性を高めるのか：企業パネルデータを用いた検証<sup>1</sup>

山本勲（慶應義塾大学／RIETI）

黒田祥子（早稲田大学）

## 要 旨

企業業績が改善する中、政府による賃上げ要請も続いているものの、日本企業の賃上げの度合いは小さく、賃金の上方硬直性が生じていると指摘されている。そこで本稿では、賃上げや過去の賃金カットに関する情報を含んだ企業パネルデータを用いて、どのような企業で賃上げが生じやすいかを検証した。本稿で着目したのは、名目賃金の下方硬直性が、その後の名目賃金の上方硬直性を引き起こすという可能性である。具体的には、不況期に賃下げができず人件費調整に苦慮した経験を持つ企業ほど、将来の不況時に再び問題に直面することを考え、景気が回復しても賃上げに慎重になる「賃上げの不可逆性」が生じているかに着目する。そうした状況が当てはまっていれば、逆に、過去に賃下げを実施できた企業ほど景気回復期には賃上げに積極的になっている可能性が高い。分析の結果、まず、過去10年間で所定内給与の引き下げを実施した企業は2割弱と少なく、所定内給与には下方硬直性が存在する可能性が示唆された。その上で、過去に所定内給与を引き下げた企業ほど近年の賃上げに積極的になっているかを推計したところ、部分的ではあるが、そのような傾向が確認された。具体的には、過去10年間で所定内給与のカットを実施した企業ほど、所定内給与改訂額が大きいほか、利益率の上昇に伴ってより大きく所定内給与や賞与を引き上げていることが明らかになった。このことから、所定内給与の下方硬直性によって、日本企業の多くが賃上げの不可逆性に直面しており、それが賃上げを抑制する原因の1つになっていると指摘できる。

キーワード：名目賃金の下方硬直性、賃金カット、不可逆性、不確実性、外国人株主

JEL classification: J30

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

<sup>1</sup> 本稿は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「企業・従業員マッチパネルデータを用いた労働市場研究」の成果の一部である。本稿の分析に当たっては、経済産業研究所（RIETI）で実施した「人的資本形成とワークライフバランスに関する企業・従業員調査」の個票データを利用した。また、本稿の原案に対して、矢野誠所長、森川正之副所長、鶴光太郎プログラムディレクターをはじめとする方々から数多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して、感謝の意を表したい。なお、本稿のありうべき誤りは、すべて筆者たちに属する。

## 1. はじめに

2015年の有効求人倍率（パート除く、年平均）は、1992年以来23年ぶりに1を上回り、近年では「人手不足」や「求人難」という言葉も散見されるようになってきた。こうしたことを受けて、賃上げによる経済の好循環に期待が寄せられているが、実際の賃金は企業業績の改善に比べて伸び悩んでいる。2012年度から2014年度にかけて、『法人企業統計』（財務省）でみた企業の売上高経常利益率は3.5%から4.5%まで上昇したものの、『毎月勤労統計』（厚生労働省）でみた現金給与総額指数は98.7から99.0、所定内給与指数は98.8から97.7と停滞している。図1には『賃金構造基本統計調査』（厚生労働省）から一般労働者一人当たりの年間所得の推移を長期時系列で示したが、2000年以降は名目・実質ともに緩やかな低下が続いており、このトレンドは労働需給が急速に回復に向かっているこの数年についても大きくは変わらない。このため、日本の名目賃金は、「下方に伸縮的な一方、景気回復局面でも上昇しにくく、上方硬直性が生じている」（downward nominal wage flexibility and upward rigidity）との指摘もみられる（青柳・Ganelli [2014]、Botman and Jakab [2014]など）。

「名目賃金の上方硬直性」という言葉に集約されるように、昨今の日本の賃金は景気回復期においてもなかなか上がらない印象があるが、それは何故なのだろうか。先行研究では、茨木ほか [2007]、川本・篠崎 [2009] や野田・阿部 [2010] などが企業データをもとに検証し、不確実性の増大や外国人株主・機関投資家からのガバナンスの強まり、グローバル化などがわが国で名目賃金の上方硬直性が起こっている原因であると指摘している。本稿は、先行研究で指摘されてきたこれらの理由に追加して、別の可能性を検証することを目的としている。具体的には、名目賃金の上方硬直性は下方硬直性によってもたらされている、という可能性である。ここで、名目賃金の下方硬直性とは、額面（名目レベル）での賃下げができない状況のことを指す。本稿では、不況にもかかわらず賃下げができず人件費調整に苦慮した経験を持つ企業は、再び不況になった際に同じ問題に直面する可能性を考え、景気が回復しても賃上げに慎重になってしまう可能性について定量的に検証する。

名目賃金の上方硬直性が下方硬直性によってもたらされている可能性については、低インフレが進行する欧米諸国でも注目されており、理論的および実証的な研究が少しずつ蓄積されつつある。その嚆矢であるElsby [2009]は、動学モデルを用いて名目賃金が下方硬直的だと、賃上げをするとその後の賃下げが難しくなる、という意味での「賃上げの不可逆性」が生じるため、結果的に名目賃金は上方にも硬直的になるという含意を理論的に導出している。このほか、Lechthaler [2013]も、賃金交渉を念頭においた理論モデルから、不況期に賃下げがなされないと、その分だけ好況期の賃上げ幅が小さく抑えられるので、名目賃金の下方硬直性は上方硬直性ももたらすと指摘している。こうした理論的含意はElsby [2009]やStüber and Beissinger [2012]に

よって、アメリカやイギリス、ドイツなどのデータをもとに検証されており、程度の差はあるものの、名目賃金の下方硬直性が制約として生じる低インフレ局面では、名目賃金の上方硬直性も生じることが明らかにされている。

Elsby [2009]や Lechthaler [2013]が指摘する名目賃金の下方硬直性の帰結が日本でも当てはまるとすれば、黒田・山本 [2006] などで示されたように日本では 1990 年代末以降に名目賃金の下方硬直性は観察されなくなったため、賃上げの不可逆性は生じず、景気回復局面で賃金は増加しやすくなっていると考えられる。ところが、実際には冒頭に述べたように日本の賃上げは十分とはいえない。この点はどのように解釈すべきであろうか。

1 つには、日本企業で過去に名目賃金の引き下げが実施されたとしても、緊急回避的なものであったり、賞与や残業調整による小幅な引き下げであったりしたため、所定内給与を引き上げるような賃金改訂には依然として不可逆性が伴うといった解釈ができる。不確実性が大きい状況では、たとえ企業業績が回復したとしても、企業は将来の景気後退に備えて所定内給与の引き上げには消極的にならざるをえず、賃上げをするとしても賞与の増加にとどめる可能性が高い。実際、図 2 で示した所定内給与と賞与等の対前年比伸び率の推移をみると、景気変動に応じて賞与等は弾力的に調整されてきた一方で、所定内給与の動きは下方にも上方にも緩慢であったように観察される。つまり、所定内給与については下方硬直性が依然として残っているため、日本企業においても、Elsby [2009]らの指摘する賃上げの不可逆性が生じていると推察される。もちろん、図 2 で確認できるのはマクロでみた平均値の推移であり、個別企業レベルでみれば、所定内給与の引き下げを実施し、人件費の弾力的な調整を経験した企業も一部には存在するだろう。としたら、そうした企業では所定内給与についても下方硬直性がなくなっているため、業績の回復局面で他の企業よりも賃上げに積極的になっている可能性が考えられる。

そこで本稿では、日本企業のパネルデータを用いて、過去に所定内給与の引き下げを経験した企業ほど、近年、より大きな賃上げが実施されているかどうかを検証する。賃下げを経験したことで賃上げの不可逆性がなくなり、賃上げが実施されやすくなっていることが明らかになれば、日本で名目賃金が増加しない理由として、所定内給与の下方硬直性を挙げることができる。この場合、所定内給与が下方硬直的であるために、デフレはマイルドで済むかもしれないが、その代わりにインフレも生じにくい構造が日本には存在すると指摘できよう。

本稿の特徴は、日本企業の賃上げ行動のメカニズムを解明し、賃上げが進みにくい要因を明らかにするとともに、賃金の下方硬直性が上方硬直性ももたらす可能性を Elsby [2009]や Stüber and Beissinger [2012]とは異なる手法で検証する点にある。Elsby [2009]や Stüber and Beissinger [2012]は、賃金変化率の分布の形状とインフレ率の関係を検証し、インフレ率が低く、名目賃金の下方硬直性が制約として生じやすい局面で、上方にも名目賃金の硬直性が生じやすいことを賃金分布の歪みから明らかにしている。これに対して、本稿では、同一企業の過去の賃金設定の情報を

活用し、過去に生じた賃金の下方硬直性が現時点の賃上げの阻害要因になっていないか、あるいは、過去の賃下げ経験が賃上げの促進要因になっていないか、といった点を企業のデータを用いて検証する。このため、本稿の分析は、より直接的に Elsby [2009]や Lechthaler [2013]の理論を検証するものと位置づけられる。

本稿の分析から得られた主な結果を予め要約すると、次のようになる。まず、過去 10 年間で所定内給与の引き下げを実施した企業は 2 割弱と少なく、所定内給与の下方硬直性が存在する可能性が示唆された。次に、過去に所定内給与を引き下げた企業ほど近年の賃上げに積極的になっているかを推計したところ、部分的ではあるが、そのような傾向が確認された。具体的には、過去 10 年間で所定内給与のカットを実施した企業ほど、所定内給与改訂額が大きいほか、利益率の上昇に伴ってより大きく所定内給与や賞与を引き上げていることが明らかになった。このことから、所定内給与の下方硬直性によって、日本企業の多くが賃上げの不可逆性に直面しており、それが賃上げを抑制する原因の 1 つになっていると指摘できる。

以下、2 節では賃金に下方硬直性と賃上げの関係について、先行研究に基づいて整理する。その後、3 節では利用データと分析フレームワークについて説明する。4 節では、賃上げの状況についてデータを概観するとともに、過去に賃下げを経験した企業ほど賃上げを実施しているかどうかをパネルデータにもとづく推計から明らかにする。最後に 5 節で本稿の分析のまとめと課題について言及する。

## 2. 賃金の下方硬直性と賃上げの関係

### (1) 賃金の下方硬直性に関するエビデンス

名目賃金に下方硬直性が生じることの理由については、企業へのヒアリング調査にもとづく Bewley [1999]や行動経済学の観点から説明した Kahneman et. al [1986]、アンケート調査にもとづく Kawaguchi and Ohtake [2007]などによって、賃下げを行った際の生産性の低下が強調されている。

一般的に人々は名目値で物事を判断することが多い。例えば、3 パーセントのインフレ下で名目賃金が 2%上昇すれば、実質レベルでは 1%の賃下げとなるが、多くの人は前年よりも額面でみた支給額が上がっているためにそれほど不満には感じない。一方、-1%のデフレ下において、名目賃金が 2%カットされれば、実質レベルでは 1%の賃下げとなるが、額面で物事を判断する人々にしてみれば 2%の賃金カットを受けたという錯覚を受けてしまう。行動経済学<sup>1</sup>の先行研究

---

<sup>1</sup> 行動経済学では、人々は実際に一度手にしたものを価値判断の基準とする傾向があると考えられる(「初

からは、こうした認知の特性があることにより、労働者は名目賃金の引き下げを過度に嫌うことや、仮に賃下げが実施されるとモチベーションが大きく落ち込み、労働生産性が低下することが指摘されている（Kahneman et al [1986]など）。さらに、こうした労働者の行動特性を認識している企業は、不況期においても賃下げを避ける行動をとるといわれている（Bewley [1999]など）<sup>2</sup>。

先進諸国のインフレ率が低下する中で、1990年代以降、名目賃金の下方硬直性の存在を検証する実証研究は数多く蓄積されてきた。詳しいサーベイは黒田・山本 [2006] に譲るが、主な研究例として、アメリカでは McLaughlin [1994]、Lebow et al [1995]、Card and Hyslop [1997]、Kahn [1997]、Altonji and Devereux [1998]、スイスでは Fehr and Goette [2005]、欧州諸国では Knoppik and Beissinger [2009] や Dickens et al. [2007]などが挙げられる。これらの研究では、度合いの違いはあるものの、そのほとんどで名目賃金の下方硬直性が存在することを示している。このほか、欧米では2008年の未曾有の金融危機（リーマンショック）が起こり、これまでにない低インフレ・低金利局面に陥った際にも名目賃金は下方硬直的であったことが最近までのデータを用いた研究でも確認されている（Daly et al. [2012]、Fabiani et al [2010]、ECB [2012] など）。

日本についての研究は、木村 [1999]、Kimura and Ueda [2001]、黒田・山本 [2006]、山本 [2007]、神林 [2011]、Kuroda and Yamamoto [2014] などが挙げられる。ただし、日本の場合、他の先進諸国と違って、名目賃金の下方硬直性は1990年代末頃までは観察されるものの、それ以降は観察されないとの分析結果が得られている。例えば、黒田・山本 [2006] では、年間給与総額の変化率の分布の形状を検証し、1997年頃までは賃金が据え置かれるケースが多く、下方硬直性が認められたものの、1998年以降は賃下げが多く実施されるようになり、年間給与総額の下方硬直性が消滅したことを指摘した。一方で、2000年代までデータを延ばして名目賃金の下方硬直性の存在について追試した山本 [2007] では、フルタイム労働者の所定内給与には下方硬直性があり、名目賃金の下方調整が賞与や残業手当の減少によるところが大きかったことを明らかにしている。山本 [2007] では、Dickens et al. [2007]と同じ手法で名目賃金の下方硬直性の度合いを

---

期保有効果」と呼ばれている）。そして、この基準（「参照点」という）をベースに、例えば一度手にしたものを取り上げられると、人々は非常に大きく落胆する認知特性をもっていることが実験やアンケート調査などから明らかにされている。また、参照点をベースにしてそこから1単位増える場合の喜びの増加分よりも、1単位減る場合の落胆の増加分のほうが大きいという非対称性があることは「損失回避特性」と呼ばれている。賃金にこうした行動経済学の考え方を当てはめると、いったん支給された額面（名目）が人々にとって参照点となるため、損失回避特性によって、そこから名目賃金が下げられることに対して抵抗感を抱きやすいと考えることができる。

<sup>2</sup> わが国では、所定内給与の引き下げは一般的に労働者にとっての不利益変更とみなされるため、こうした法制度の存在も賃金の下方硬直性をもたらしている可能性がある。ただし、会社の存続自体が危ぶまれる状態や、経営危機による雇用調整が予想される状況等、客観的に見て止むを得ないような場合においては、正式な手続きを取れば賃下げは認められている。過去の不況期においても、1、2年程度の時限的な賃下げを実施する企業は存在しており、賃下げが完全に法律で禁止されているわけではない。

測定しているが、国際的にみて日本の年間給与総額の下方硬直性は小さいのに対して、所定内給与はかなり下方硬直的であることも示された。つまり、日本ではバブル崩壊、その後の長期不況、リーマンショックなどの大規模なショックに見舞われてきたが、必ずしも所定内給与は伸縮的には変動してこなかった可能性がある。

## (2) 名目賃金の下方硬直性のマクロ的帰結

労働者は額面での賃下げを極端に嫌うため、賃下げが実施されると労働生産性が下がることを紹介したが、この点に着目した Elsbby [2009]は、名目賃金の下方硬直性が賃金変動に与える影響を動学モデルで明らかにしている。具体的には、景気循環に合わせて企業が好況期に賃上げを行った場合と、その後の不況期には生産性の低下を懸念して賃金を下げることができず、好況期に設定された高い賃金水準がそのまま据え置かれることになる。賃上げにはこうした不可逆性が生じるため、フォワードルッキングの行動をとる企業は、好況期であっても賃上げを実施しないことが合理的な行動となる。こうしたことから、Elsby [2009]は、賃金は下方にも上方にも硬直的となることを示している<sup>3</sup>。

このほか、名目賃金の下方硬直性が存在すると賃上げが抑制される可能性については、Lechthaler [2013]によっても理論的に示されている。Lechthaler [2013]は、不況期に賃下げが実施されない場合、次の好況期の賃金交渉の際に、賃下げがなされなかった分、賃金上昇が抑制されるという労働者へのペナルティとして機能することを理論モデルで説明している<sup>4</sup>。

こうした賃金設定の特徴は Elsbby [2009]と Stüber and Beissinger [2012]によって実証的にも確認されている。Elsby [2009]はアメリカとイギリスの複数年の賃金データを用いて上述の理論的含意を検証し、低インフレで名目賃金の下方硬直性が制約として生じやすい年ほど、上方にも名目賃金が硬直的になることを名目賃金変化率の分布の形状から明らかにしている。一方、Stüber and Beissinger [2012]はドイツの賃金データを用いて Elsbby [2009]の検証を発展させ、名目賃金の下方硬直性による賃上げの抑制は観察されるものの、その度合いはかなり小さいことを指摘している。

以上の先行研究を踏まえ、本稿では、日本において名目賃金の下方硬直性が賃上げの不可逆性をもたらし、賃上げを抑制しているかどうかを検証する。欧米諸国では 2000 年代後半以降、低

---

<sup>3</sup> Elsbby [2009]は、したがって賃金変動は上下ともに小さくなることから、名目賃金の下方硬直性はマクロの賃金や雇用の変動に軽微な影響しか与えないと述べている。このように、ミクロで計測された名目賃金の下方硬直性がマクロの賃金や雇用の変動に大きな影響を与えないことは、Lebow et al. [1999]などによって「ミクロ・マクロ・パズル」と指摘されている。

<sup>4</sup> こうした考え方は、リスク中立な企業とリスク回避的な労働者の間での最適契約として賃下げが回避されることを示した Holmstrom [1983]と整合的である。

インフレに直面しているものの、今のところは日本のようにデフレに突入しているわけではない。マイルドなデフレを長期に亘って経験し、名目値での賃下げが必要な環境下において、Elsby [2009]らの理論的含意が当てはまるかどうかは先行研究でも検証されていない。上述のように日本では1990年代末以降に年間給与に関しては下方硬直性が観察されなくなったものの、所定内給与については依然として下方硬直的となっている可能性があるため、それによって所定内給与の引き上げに不可逆性が生じている可能性がある。この点が確認できれば、日本で賃上げが進まないことに対する新たな理由を提示することができる。

### (3) 日本における賃上げに関する研究

日本企業の賃上げを検証した研究は数多く存在する。例えば、都留 [1992] は産業別時系列データを用いて春闘の賃上げ妥結額の決定要因を検証し、有効求人倍率や消費者物価変化率、売上高といった要因に加えて、賃上げの相場を設定する基軸産業からの波及効果を推計した。その結果、1967～74年には確認された波及効果が1975～89年にはみられなくなったことを確認している。また、神代 [1992, 95, 96] は一連の研究において、日本の民間主要企業の賃金決定に物価水準や労働需給指標、利益水準、交易条件、為替レート、マネーサプライ変動などが影響を与えてきたことを実証している。

近年では、本稿の問題意識と同様に、賃金や人件費が増加しにくいことの要因を検証する研究も蓄積されている。例えば、茨木ほか [2007] は、上場企業の財務データを用いて、①利益率や雇用変動といった内部要因、②産業の平均賃金や失業率といった外部要因、③パート比率、機関投資家比率、成果主義といった特殊要因が賃金決定に与える影響を推計した。その結果、債務比率や機関投資家比率の上昇や成果主義の導入が、近年の日本企業の賃金抑制に寄与していると指摘している。

また、川本・篠崎 [2009] は、2002～07年の景気拡大期に企業で人件費が抑制されていたことの要因について、上場企業の財務データなどをもとに検証している。その結果、①企業が直面する不確実性の増大、②「世間相場」の低下、③株主からのガバナンスの強まり、④海外生産・オフショアリングの拡大の4つの要因がいずれも大企業の人件費を抑制していた可能性が高いことが示された（同様の結果は、野田・阿部 [2010] でも確認されている）。このほか、山田 [2016] は、90年代以降の賃金の下落基調について、要素価格均等化定理から導き出される輸入浸透度の高まりとの関係を検証しているほか、雇用保護のために賃金調整が行われる日本の労使関係の特異性が原因になっていると指摘している。

以上の日本の先行研究からは、賃金や賃金改訂に影響を与える要因として、業績（利益率や売上高）、企業規模、ガバナンスの状況、パート比率、成果主義の導入状況、輸入浸透度、産業平



均の賃金などの「世間相場」、失業率や有効求人倍率、消費者物価などを考慮する必要があることが示唆される。本稿では、これらの要因に加え、名目賃金の下方硬直性による賃上げの不可逆性の可能性を検討する。

### 3. データと分析フレームワーク

#### (1) 利用データ

分析に利用するデータは、経済産業研究所の「人的資本形成とワークライフバランスに関する企業・従業員調査」の2014～15年度企業調査の個票データである。同調査は経済産業研究所が保有する企業名簿から抽出した企業を対象として2009年度から始まったパネル調査であり、その後、新規企業を追加しながら2011～15年度に年1回のペースで実施されている。各年で利用可能なサンプルは、2009年度が1,677社、2011年度が717社（うち継続企業は505社）、2012年度が623社（同447社）、2013年度が1,653（同416社）、2014年度が1,248社（同400社）、2015年度が911社（同708社）である。

このうち、本稿の分析で用いる賃金改訂に関する情報は、2014年度調査と2015年度調査でのみ利用できる。いずれの調査においても各企業には、2012年以降の所定内給与改訂額や賞与支給月数、過去10年間の賃金カットの回数などの情報を遡って回答してもらっている。また、各企業とも2012年以降の財務情報を利用することができる。そこで、本稿では、2014年度調査と2015年度調査を用いて、賃金改訂や財務情報に関する2012年以降の年次パネルデータを構築し、分析に用いる。

欠損値や外れ値などを除外し、分析に用いることのできる企業は従業員10人以上の776企業であり、パネルデータとしてのサンプルサイズは2,099となる。

#### (2) 分析フレームワーク

上述の企業パネルデータを用いて、以下では、過去に賃金カットを経験した企業ほど、名目賃金の下方硬直性による賃上げの不可逆性がなくなるため、賃金上昇局面において賃上げの度合いが大きくなるかどうかを推計によって明らかにする。その際に、先行研究をもとに、賃金改訂に影響を与える企業要因、産業要因、マクロ要因を考慮し、以下の式を推計する。

$$\Delta w_{ist} = p_i \alpha + x_{ist} \beta + \mu_s + \tau_t + u_i + \epsilon_{ist} \quad (1)$$

ここで、 $\Delta w_{ist}$ は  $s$  産業の  $i$  企業の  $t$  年における賃金変化、 $p_i$ は過去の賃金カットの経験のほか、ガバナンスの状況、成果主義の導入状況などからなる時間不変の企業要因の変数ベクトル、 $x_{ist}$ は利益率、雇用者数、労働時間などの時間可変の企業要因のコントロール変数ベクトル、 $\alpha$ と $\beta$ はそれぞれの係数ベクトルをあらわす。

また、 $\mu_s$ は世間相場や産業別の輸入浸透度などの産業要因を捉えるもの、また、 $\tau_t$ は労働市場の逼迫度や物価、景気の状態などのマクロ要因をとらえるもので、ここではそれぞれ産業ダミーと年ダミーとして扱う。 $u_i$ は経営能力や独占度合いなどの $p_i$ 以外の時間不変の企業固有の要因であり、(1)式を変量効果モデルあるいは固定効果モデルとして推計することで考慮する。

ただし、ここで注目する変数 $p_i$ は時間不変のものであるため、(1)式を固定効果モデルで推計すると、 $p_i$ が賃金変化に与える影響を識別できない。このため、固定効果モデルで推計するには、時間可変の企業要因である $x_{ist}$ との交差項を加えた(2)式を推計する。

$$\Delta w_{ist} = p_i \alpha + x_{ist} \beta + p_i \cdot x_{ist} \gamma + \mu_s + \tau_t + u_i + \epsilon_{ist} \quad (2)$$

ここで $\gamma$ は交差項の係数ベクトルであり、利益率が上昇した際に実施される賃上げの度合いが過去の賃金カットの経験などの要因によってどの程度異なるかを捉えることになる。

各変数は利用データから具体的に以下のように定義する。まず、賃金変化 $\Delta w_{ist}$ は2012年以降の各年について調査している正社員一人当たりの所定内給与改訂額（千円）<sup>5</sup>と賞与支給月数変化（月）を用いる。次に、企業要因 $p_i$ のうち最も注目する過去の賃金カットの経験については、各企業に対して、過去10年における所定内給与のカットの回数を「実施なし」、「1回実施」、「2～3回実施」、「4回以上実施」の4択で回答してもらっているので、「実施なし」をベースとするダミー変数として推計に用いる。このほかの企業要因 $p_i$ の変数としては、2012～14年の企業別の利益率の変動係数で測った不確実性、ガバナンスの状況を捉えるための外国人株主がいるかどうかを示すダミー変数、成果主義を導入しているかどうかを示すダミー変数を用いる。また、企業要因のコントロール変数 $x_{ist}$ としては、売上高利益率、雇用者数、労働時間、非正規雇用比率を用いる。労働時間と非正規雇用比率は賃金以外の人件費の調整手段の大きさをコントロールする目的で変数として加える。なお、産業ダミーと年ダミーはそれぞれの交差項を加えたケースも考慮する。

<sup>5</sup> 正社員一人当たりの所定内給与改訂額は、各企業に対し、「賃金引上げの対象者の引き上げ額（定昇含む）を合計し、賃金引き下げがあれば、引き下げ該当者の金額を合計し、それらを合算して正社員数で除した値」を回答してもらった値を用いている。

## 4. 分析結果

### (1) 記述統計を用いた分析

上の(1)式と(2)式の推計結果をみる前に、記述統計を用いて2012年以降の賃上げや過去の賃金カットの状況について概観してみたい。図3は2012年以降の賃上げの状況を企業属性別に比較したものである。図3(1)をみると、所定内給与の改訂額は平均で3,500円程度、賞与支給月数変化は0.2ヶ月程度であり、2012年以降、いずれも増加基調にあることがわかる。なお、『賃上げの実態』（厚生労働省）では平均賃金の改訂額が2015年で5,282円となっており、図3(1)よりも大きい。これは表1に示した各変数の基本統計量でも示されているように、利用サンプルの企業規模が平均で163人と小さいことに起因しているものと考えられる<sup>6</sup>。本稿で用いるサンプルの企業規模が小さいことは、以下の推計結果を解釈する際に留意すべきといえる。

このほか図3(1)では産業別の賃金改訂も示しているが、所定内給与改訂額は情報通信業や小売業で大きく、製造業や卸売業、その他で小さいことや、所定内給与改訂額と賞与支給付数変化で産業間の大きさが異なることなどがわかる。一方、図3(2)からは、雇用者数が多いほど、また、売上高利益率が高いほど、所定内給与改訂額が大きくなっており、先行研究での指摘と整合的な傾向がみられる。ただし、賞与支給月数変化については、雇用者数が多くなるほど小さくなる傾向もみられる。

図3(3)で過去の賃金カットの状況と賃上げの関係をみてみると、賞与については明確な関係性はみられず、所定内給与については、過去の賃金カットがない企業と4回以上実施している企業において改訂額が大きくなっている。つまり、図による単純な観察では、Elsby[2009]の理論的含意は必ずしも明確には当てはまらない。売上高利益率の変動係数で測った不確実性指標との関係をみると、不確実性が大きいほど賃金改訂額が小さくなる傾向が、特に所定内給与改訂額についてみられ、先行研究の結果と整合的といえる。

次に、図4で過去の賃金カットの状況について詳しくみてみたい。利用データからは、管理職と非管理職の所定内給与と賞与について、それぞれ過去10年間の賃金カットの回数を把握することができる。図2は各賃金指標について、賃金カットの回数の分布を示しているが、これをみると、所定内給与については過去10年間で賃金カットを実施した企業は、非管理職については16%程度、管理職は22%程度と少ないことがみてとれる。過去10年には2008年のリーマンショックに続く金融危機の時期が含まれているが、それでも8割程度の企業が賃下げを実施しておらず、山本[2007]が指摘するように、所定内給与には下方硬直性があると推察することができ

<sup>6</sup> 「賃上げの実態」で従業員100-499人の企業規模の賃金改訂額は2015年で3,947円であり、本稿で用いたサンプルの2015年の改訂額である3,828円に近い。

る<sup>7</sup>。一方で、賞与については3割程度の企業が賃金カットを実施したと回答しており、その回数も2~3回が13%前後、4回以上も10%弱となっている。

また、図5では産業と企業規模によって過去10年の賃金カットの回数が異なるかを示している。図をみると、製造業やその他（サービス）、従業員100~300人の企業で賃金カットが相対的に多く行われていたことが把握できる。

なお、以下の推計では所定内給与の下方硬直性によって賃金カットをしてこなかった企業ほど、所定内給与の引き上げ幅が小さいかどうかを確認したいため、賃金カットの変数としては、非管理職の所定内給与の賃金カットの回数を用いる。

## (2) 回帰分析

以下、所定内給与改訂額あるいは賞与支給月数変化を被説明変数として(1)式と(2)式を推計した結果をみってみる。推計に用いた変数の基本統計量は表1に示してあり、時間可変の変数は年別にも平均値と標準偏差を掲載している。

推計結果は表2にまとめている。表2(1)は所定内給与改訂額について、また、表2(2)は賞与支給月数変化についての推計結果である。このうち、(1)式を変量効果モデルとして推計した(1)~(2)列の結果をみみると、過去10年に所定内給与を4回以上カットした企業では、賃金カットの経験がない企業よりも所定内給与改訂額が有意に高くなっていることがわかる。改訂額への限界効果は780円程度であり、改訂額の平均が3,500円程度であることを踏まえると、影響は小さくないと判断できる。このことは、過去に所定内給与のカットを多数実施したような企業では、名目賃金の下方硬直性による賃上げの不可逆性がなくなり、所定内給与を引き上げていることを示唆する。

ただし、この結果は、利益率などの他の要因をコントロールしているとはいえ、企業業績が改善する局面で賃金に多く配分するような行動がとられているかは必ずしも捉えているとはいええない。この点は過去の賃金カットの経験と利益率などの他の要因との交差項の係数を推計することで確認できる。そこで、(2)式のうち利益率との交差項を入れた(3)および(5)列の推計結果をみみると、過去に4回以上所定内給与をカットした企業で有意に改訂額が大きくなっているのは変わらないが、利益率との交差項の係数では、過去の所定内給与を1回カットした企業で有意にプラスとなっている。この結果は、利益率が高くなった場合、賃金カットを経験していない

---

<sup>7</sup> 『賃上げの実態』（厚生労働省）によれば、2006~2015年の10年間において一人当たりの平均所定内給与を引き下げたと回答した企業の割合が最も多かったのはリーマンショック後の2009年である。ただし、2009年においても引き下げ企業の割合は、従業員規模5,000人以上（9.0%）、1,000~4,999人（7.9%）、300~999人（10.6%）、100~299人（14.0%）、30~99人（13.5%）であり、図4の結果とほぼ整合的であるといえる。

企業では賃金改訂額が増加するとは限らないものの、賃金カットを 1 回経験している企業では有意に賃金改訂額が増加することを示している。つまり、業績が改善する局面においても、過去に賃金カットを経験している企業では、賃上げの不可逆性が弱まり、賃上げが生じやすくなっていると解釈することができる。

同様の結果は、(2)式を固定効果モデルとして推計し、企業固有の時間不変の要因をすべてコントロールした(4)および(6)列でもみられる。固定効果モデルでの推計のため、ここでは時間不変である過去 10 年の所定内給与カットの回数の係数は識別されないが、利益率との交差項の係数については、(3)および(5)列と同様に、過去に 1 回賃下げを経験している企業で有意にプラスになっている<sup>8</sup>。

一方、賃金カット以外の変数についてみると、利益率の変動係数で測った不確実性の係数は、(4)および(6)列の固定効果モデルとしての推計結果では有意になっていないが、(1)、(2)、(3)、(5)列の変量効果モデルとしての推計では有意に負になっており、不確実性が高まるほど所定内給与の引き上げはなされない傾向が示されている<sup>9</sup>。この点は、上場企業の人件費の上方硬直性を検証した川本・篠崎 [2009] の結果と整合的である。ただし、表 2 では、外国人株主の有無による所定内給与改訂額の有意な差は確認できず、この点は川本・篠崎 [2009] の結果とは異なる。また、成果主義導入ダミーについてもいずれの推計でも有意になっておらず、茨木ほか [2007] とは異なる結果が得られている。

コントロール変数として含めた雇用者数は有意に正の影響を与えているほか、労働時間についても、固定効果モデルの(6)列において有意に正の係数が推計されている。労働時間が長いと残業によって人件費が調整できる余地があるため、人件費全体で見ると不可逆性が低くなり、賃上げが生じやすいと解釈できる。一方で、非正規雇用比率については有意にマイナスの係数が得られている。非正規雇用が人件費調整の手段として用いられていれば、賃金での調整の必要性が低くなるため、労働時間と同様にプラスの係数が得られるはずである。表 2 でマイナスの係数が推計されたことは、非正規雇用比率を高めている企業ほど、人件費を抑制する姿勢が強いために、所定内給与の引き上げには後ろ向きになっていると解釈することもできる<sup>10</sup>。

最後に、表 2(2)で賞与支給月数変化に関する推計結果をみると、過去の賃金カットに関するダミー変数の係数はいずれも単独では有意になっていないが、利益率との交差項については 2

<sup>8</sup> ハウスマン検定では、表 2、3 ともに固定効果モデルが選ばれる結果となった。

<sup>9</sup> 変動係数は平均値がゼロに近いと極端に大きくなる傾向があるため、代わりに分散を用いた推計も行ったが、同様の結果が得られた。

<sup>10</sup> なお、一人当たりの平均所定内給与は、個々人の賃上げではなく、若年の採用抑制などにより従業員の人口構成比が高齢化することによっても生じる可能性がある。そこで、表 2 および表 3 では、各企業の平均勤続年数や平均年齢をコントロール変数に追加した推計も行ったが、結果には変化がなかった。

～3回実施のダミー変数で、プラスで有意の係数が推計されている。つまり、過去の所定内給与の調整と賞与の支給額決定には関連があり、賞与についても、業績が改善する局面においては過去に賃金カットを経験している企業ほど、賃上げの不可逆性が弱まり、賞与を上げやすくなっていると解釈できる。

このほか、不確実性は所定内給与改訂額の推計結果と同様に、マイナスで有意の係数が得られる傾向にあるほか、成果主義導入ダミーについては有意になっていない。ただし、外国人株主の影響については、単独で用いたダミー変数の係数は(1)～(3)および(5)列でマイナスに有意になっている一方で、利益率との交差項の係数については、(4)および(6)列の固定効果モデルでプラスで有意になっている。この結果からは、外国人株主がいると通常は賞与が抑制されるものの、利益率が上昇した際にはより多く賞与増加に反映される傾向があることが示唆される。

## 5. おわりに

日本企業で業績が向上しても必ずしも賃上げが進んでいないことに鑑み、本稿では、賃上げや過去の賃金カットに関する情報を含んだ企業パネルデータを用いて、どのような企業で賃上げが生じやすいかを検証した。賃上げの要因としては、企業業績や不確実性、ガバナンスの状況などを考慮するとともに、本稿では特に、過去の不況期において所定内給与が下方硬直的で賃下げが難しかったという企業ほど、景気回復後も賃上げに慎重になっている可能性（賃上げの不可逆性）に注目した。分析の結果、過去10年間で所定内給与自体の引き下げを実施した企業は2割弱と少なく、リーマンショックなどの大規模なショックが生じた期間であったにもかかわらず、所定内給与は下方硬直的だったことが示唆された。その上で、過去に所定内給与の引き下げができなかった企業ほど、景気回復後の賃上げを躊躇する傾向にあるか、逆に過去に所定内給与を引き下げた企業ほど近年の賃上げに積極的になっているかを推計したところ、部分的ではあるが、そのような傾向が確認された。具体的には、過去10年間で所定内給与のカットを実施した企業ほど、所定内給与改訂額が大きいほか、利益率の上昇に伴ってより多く所定内給与や賞与を引き上げていることが明らかになった。このことから、所定内給与の下方硬直性によって、日本企業の多くが賃上げの不可逆性に直面しており、それが賃上げを抑制する原因の1つになっていると指摘できる。

日本では1990年代末以降に年間給与に関しては下方硬直性が観察されなくなったとされるが、所定内給与については依然として下方硬直的となっていることが示唆される。所定内給与の下方硬直性は、デフレを深刻ではなくマイルドにとどめるという意味では望ましいともいえよう。しかし、その結果、企業にとって所定内給与の増加が不可逆的なものになってしまっており、賃

上げやインフレが生じにくい構造が生じている<sup>11</sup>と指摘できる。ただし、本稿で用いたデータは、①従業員数が比較的少ない企業のサンプルが多いこと、②ガバナンス構造や成果主義等の評価基準といった変化を捉える情報が乏しいこと、③過去の賃下げについては何回実施したかという回数だけの情報にとどまり、どの程度引き下げたかといった細かい情報がないなど、いくつかの課題も抱えている。これらのデータ制約の問題を克服し、より精緻な分析をすることは今後の課題として残される。

1990年代以降、多くの先進諸国では低インフレに直面し、経済学ではそうした環境下で生じるリスクの一つとして、名目賃金の下方硬直性が大規模な失業の発生を通じて労働市場の資源配分を歪める可能性について考えられてきた（Tobin [1972]、Akerlof et al. [1996]、大竹 [2001] など）。本稿で得られた結果は、名目賃金の下方硬直性は不況が起こったその時点のみならず、その後の景気回復局面においても賃金や価格の上方向の調整を遅らせる影響があることを示唆している。景気回復局面における影響は、これまで必ずしも注目されてこなかった点であり、低インフレ・ゼロインフレのもう一つの弊害と指摘することもできる。

---

<sup>11</sup> 本稿の「賃上げが生じにくい」かどうかは、賃金の上方向への調整が起こりにくい状況かどうかを検証しているにとどまる。一国の実質賃金の適正水準は、技術水準などの諸条件によって一般均衡的に決まるものであり、現在の日本経済にどの程度の賃上げが適正かどうかは本稿の分析の射程を超える内容となる。

## 参考文献

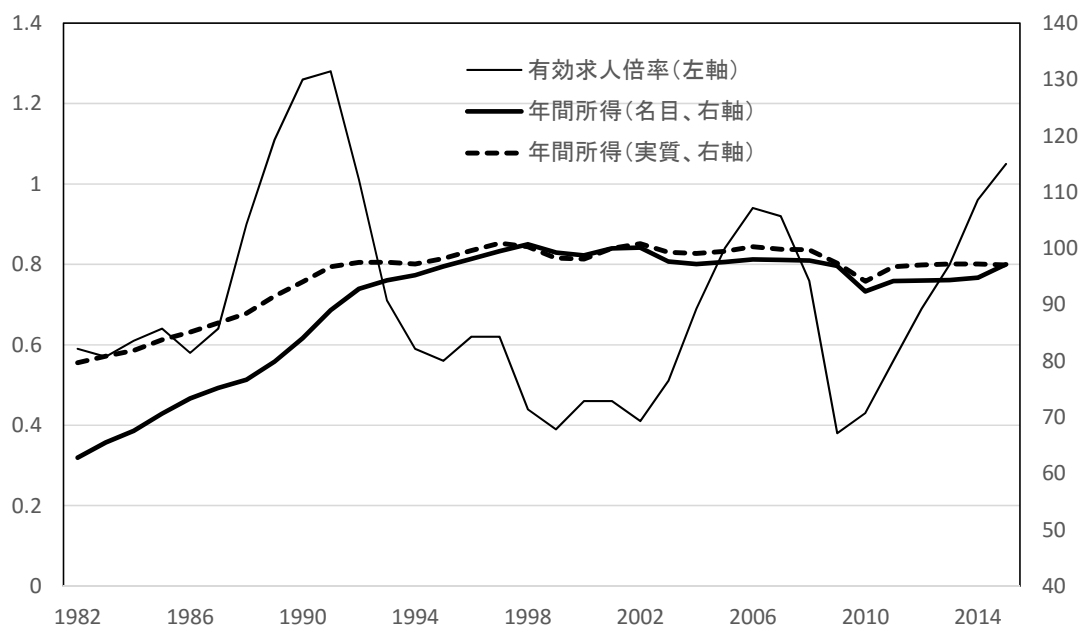
- 青柳智恵・Giovanni Ganelli (2014)「賃金政策における日本の選択肢」、経済産業研究所、  
[http://www.rieti.go.jp/jp/columns/a01\\_0393.html](http://www.rieti.go.jp/jp/columns/a01_0393.html)
- 茨木裕介・井上秀行・有馬基之・中野貴比呂 (2007)「企業の賃金決定行動の変化とその背景」、  
『日本労働研究雑誌』、No.560、労働政策研究・研修機構、31-40 頁
- 大竹文雄「賃金の下方硬直性を織り込んだ政策を」『エコノミックス』夏号、東洋経済新報社、  
80-82 頁
- 川本卓司・篠崎公昭 (2009)「賃金はなぜ上がらなかったのか？— 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、日本銀行。
- 神林龍 (2011)「日本における名目賃金の硬直性 (1993-2006) 擬似パネルデータを用いた接近」、  
ワーキングペーパーシリーズ (日本経済の物価変動ダイナミクスの解明：ミクロとマ  
クロの統合アプローチプロジェクト)、No.74、一橋大学
- 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』、東大出  
版会、2006 年、全 259 頁
- 木村 武 (1999)「名目賃金の下方硬直性に関する再検証— ある程度のインフレは労働市場の潤滑  
油として必要か？ —」、ワーキング・ペーパー99-4、日本銀行調査統計局
- 神代和欣 (1992)「日本の賃金伸縮性」、藪下史郎・國府田桂一・秋山太郎編『日本経済—競争・  
規制・自由化』有斐閣
- (1995)「公共部門の賃金伸縮性—国営企業を中心として」、倉澤資成・若杉隆平・浅子  
和美編著『構造変化と企業行動』、日本評論社
- (1996)「大競争時代の賃金決定—企業別賃金交渉制度の再検討」『日本労働研究雑誌』  
436 号
- 都留康 (1992)「春闘における産業間賃金波及効果の変化」『経済研究』、43(3)、一橋大学経済研  
究所、214-224 頁
- 野田知彦・阿部正浩 (2010)、「労働分配率、賃金低下」『労働市場と所得分配』、樋口美雄編、慶  
應義塾大学出版会、3-45 頁
- 山田久 (2016)「デフレ期賃金下落の原因と持続的賃上げの条件」、『日本労働研究雑誌』、No.667、  
労働政策研究・研修機構、26-36 頁
- 山本勲(2007) 「デフレ脱却期における賃金の伸縮性：国際比較の観点から」、『三田商学研究』、  
50(5), 1- 14 頁



- Akerlof G. A., Dickens W. T. & Perry G. L. (1996) The Macroeconomics of Low Inflation, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1–76.
- Altonji J. G., & Devereux P. J. (2000) The Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity, *Research and Labor Economics*, 19, 383–431.
- Bewley, T. F. (1999) *Why Wages Don't Fall During a Recession*, Harvard University Press.
- Botman, D. and Z. Jakab (2014) Abenomics—Time for a Push from Higher Wages, *IMFdirect*, March 20.
- Card, D. & Hyslop D. (1997) Does Inflation ‘Grease the Wheels of the Labor Market’ In Romer C & Romer D (eds), *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, (pp.179-183) Chicago: University of Chicago Press.
- Daly M., Hobijn B. & Lucking B., (2012) Why has Wage Growth Stayed Strong?, *FRBSF Economic Letter*, 2012-10, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Dickens W. T, Goette L., Groshen E. L, Holden S., Messina J., Schweitzer M. E, Turunen J. & Ward, M. E. (2007) How Wages Change: Micro Evidence from the International Wage Flexibility Project, *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 195-214.
- The European Central Bank (2012) Euro Area Labour Markets and the Crisis, *Structural Issue Report*, October.
- Elsby, M. (2009) Evaluating the Economic Significance of Downward Nominal Wage Rigidity, *Journal of Monetary Economics* 56, 154-169.
- Fabiani S., Lamo A., Messina J. & Room T. (2010) Firm Adjustment during times of Crisis, paper presented at 7th ECB/CEPR Labour Market Workshop “Unemployment Development after the Crisis”.
- Fehr E. & Goette L. (2005) Robustness and Real Consequences of Nominal Wage Rigidity, *Journal of Monetary Economics*, 52, 779-804.
- Holmstrom, B. (1983) Equilibrium long-term labor contracts, *Quarterly Journal of Economics*, 98, 23–54.
- Kahn, S. (1997) Evidence of Nominal Wage Stickiness from Microdata, *American Economic Review*, 87(5), 993–1008.
- Kahneman, D. J., Knetsch L. & Thaler R. (1986) Fairness as a Constraint on Profit Seeking: Entitlements in the Market, *American Economic Review*, 76(4), 728-741.
- Kawaguchi D. & Ohtake F. (2007) Testing the Morale Theory of Nominal Wage Rigidity, *Industrial and Labor Relations Review*, 61(1), 59-74.
- Kimura, T. and K. Ueda (2001) Downward Nominal Wage Rigidity in Japan, *Journal of the Japanese and International Economies*, 15, 50-67.

- Knoppik, C. and T. Beissinger, (2009) Downward Nominal Wage Rigidity in Europe: an Analysis of European Micro Data from the ECHP 1994 - 2001, *Empirical Economics*, 36(2), 321 - 338, 2009.
- Kuroda, S. and I. Yamamoto (2014] Is Downward Wage Flexibility the Primary Factor of Japan's Prolonged Deflation?, *Asian Economic Policy Review*, 9, 143-158.
- Lebow D. E., Stockton D. J. & Wascher W. (1995) Inflation, Nominal Wage Rigidity, and the Efficiency of Labor Markets, Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series 95/45.
- Lebow, D. E., R. E. Saks, and B. A. Wilson (1999) Downward Nominal Wage Rigidity: Evidence from the Employment Cost Index, Finance and Economics Discussion Series 1999-31. Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Lechthaler, W. [2013] Downward Wage Rigidity, Endogenous Separations and Firm Training, *Bulletin of Economic Research*, 65(4), 389-404.
- McLaughlin K. J. (1994) Rigid Wages? *Journal of Monetary Economics*, 34(3), 383-414.
- Stüber, H. and T. Beissinger (2012) Does Downward Nominal Wage Rigidity Dampen Wage Increases, *European Economic Review*, 56(4), 870 - 887, 2012.
- Tobin, J. [1972], "Inflation and Unemployment," *American Economic Review*, 62(1/2), 1-18

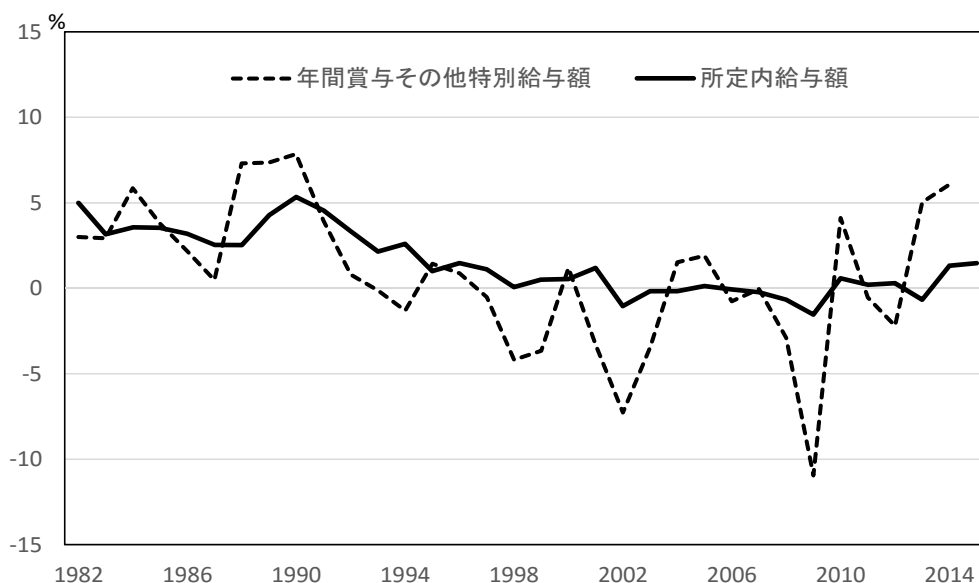
図1 有効求人倍率と年間所得の推移



データ) 『職業安定業務統計』、『賃金構造基本統計調査』(ともに厚生労働省)、『消費者物価指数年報』(総務省統計局)

備考) 有効求人倍率(パートを除く)は年平均。年間所得(名目)は、一般労働者の「決まって支給される現金給与額」を12倍したものに、「年間賞与その他特別給与額」を加えた値を、2000年時点を100として指数化したもの。年間所得(実質)は、年間所得(名目)を消費者物価指数で除して実質化した値を、2000年時点を100として指数化したもの。

図2 賞与および所定内給与の対前年比伸び率の推移

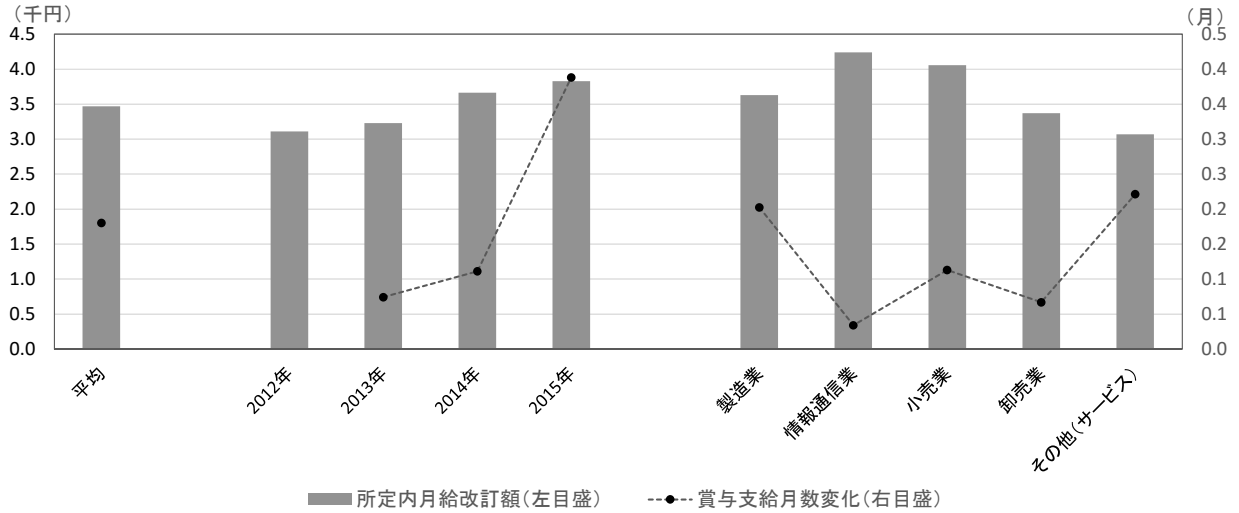


データ) 『賃金構造基本統計調査』(厚生労働省)

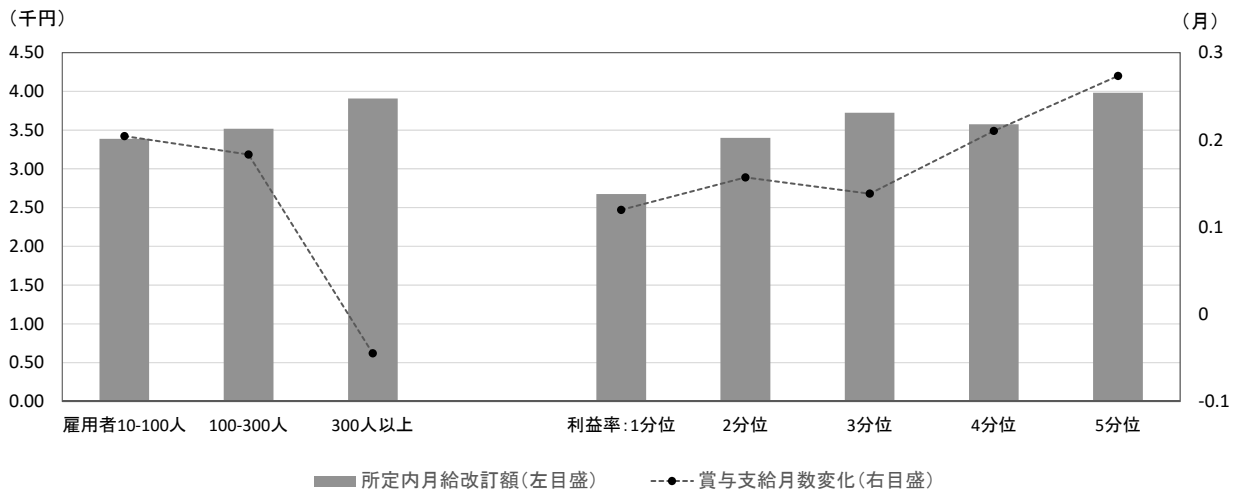
備考) 一般労働者の「年間賞与その他特別給与額」と「所定内給与額」の対前年比伸び率。

図3 賃上げの状況

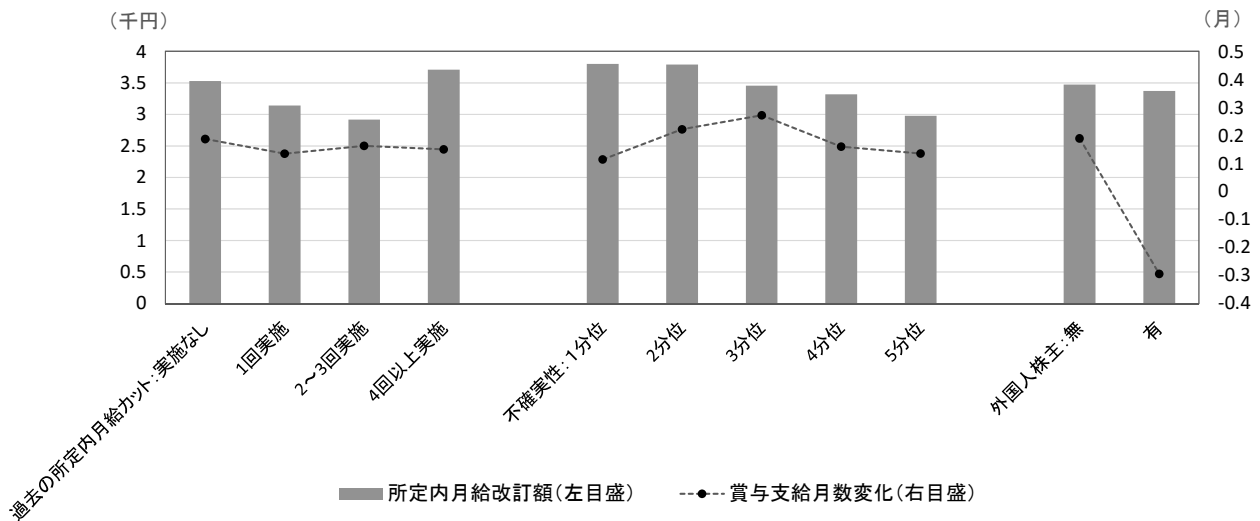
(1) 年・産業別



(2) 従業員規模・利益率別



### (3) 過去の賃金カットの回数・不確実性の度合い・外国人株主の有無別



備考) 1. 賃金カットの回数は、過去10年の所定内給与(非管理職)のカットの回数を用いている。  
 2. 不確実性は利益率の変動係数として算出している。

図4 過去10年の賃金カット回数の構成比



図5 産業と企業規模による過去10年の賃金カットの状況の違い

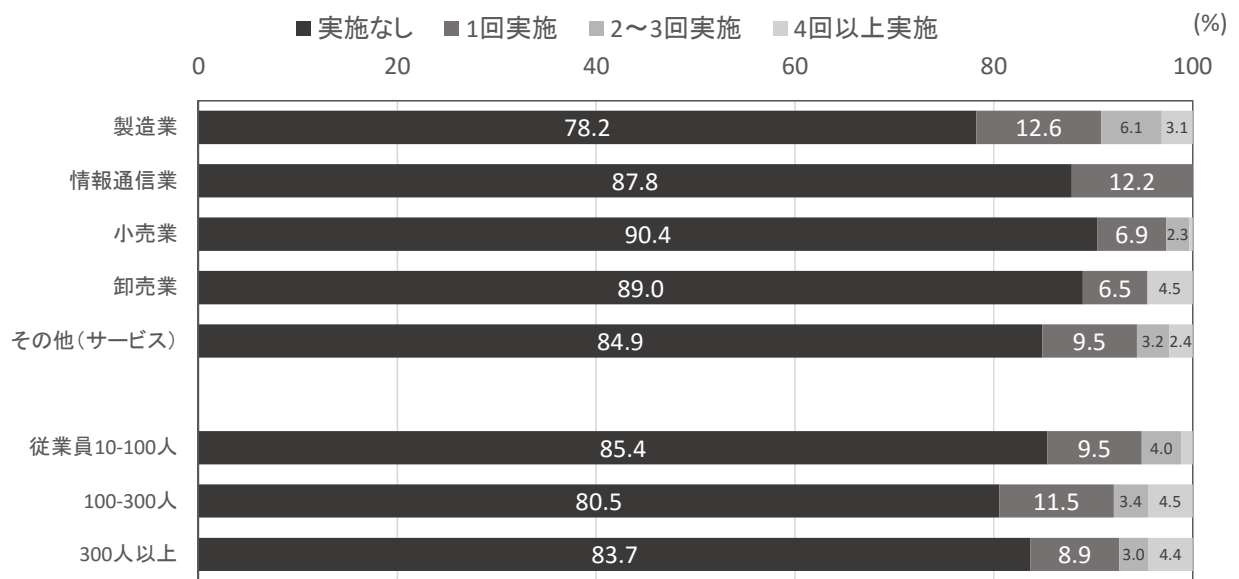


表1 基本統計量

	2012-15年	2012年	2013年	2014年	2015年
所定内月給改訂額(千円)	3.47 (2.49)	3.11 (2.35)	3.23 (2.32)	3.66 (2.61)	3.83 (2.59)
賞与支給月数(月)	2.94 (1.79)	2.77 (1.82)	2.91 (1.75)	2.99 (1.83)	3.08 (1.75)
賞与支給月数変化(月)	0.18 (1.03)		0.07 (0.48)	0.11 (0.57)	0.39 (1.70)
利益率	3.06 (4.52)	3.04 (4.39)	2.76 (4.56)	3.17 (4.41)	3.25 (4.74)
従業員数	163.15 (389.57)	178.76 (305.40)	149.22 (395.12)	174.38 (422.67)	146.31 (411.37)
週労働時間	43.65 (4.95)	43.42 (4.62)	43.25 (4.71)	44.02 (5.31)	43.78 (4.99)
過去10年の所定内月給カット					
実施なし	0.84 (0.37)				
1回実施	0.10 (0.30)				
2~3回実施	0.04 (0.19)				
4回以上実施	0.02 (0.15)				
不確実性(利益率の変動係数)	7.45 (92.13)				
外国人株主有ダミー	0.02 (0.13)				
成果主義導入ダミー	(0.41) (0.49)				
非正規雇用率	0.19 (0.21)				
産業ダミー					
製造業	0.35 (0.48)				
情報通信業	0.04 (0.18)				
小売業	0.14 (0.35)				
卸売業	0.07 (0.26)				
その他(サービス)	0.40 (0.49)				
サンプルサイズ	2,111	480	504	659	468

備考) 括弧内は標準偏差。

表2 賃上げの決定メカニズム (推計結果)

(1) 所定内給与改訂額

	所定内月給改訂額(千円)					
	(1) RE	(2) RE	(3) RE	(4) FE	(5) RE	(6) FE
過去10年の所定内月給カット(ベース:無)						
1回実施	-0.213 (0.268)	-0.205 (0.269)	-0.492 (0.307)		-0.497 (0.309)	
2~3回実施	-0.531 (0.455)	-0.535 (0.456)	-0.713 (0.435)		-0.714 (0.435)	
4回以上実施	0.782* (0.473)	0.784* (0.473)	0.887* (0.456)		0.898** (0.452)	
不確実性(利益率の変動係数)	-0.234** (0.098)	-0.234** (0.098)	-0.181* (0.101)		-0.181* (0.101)	
外国人株主有ダミー	-0.088 (0.767)	-0.074 (0.768)	-0.075 (0.746)		-0.073 (0.753)	
成果主義導入ダミー	0.106 (0.158)	0.106 (0.159)	0.148 (0.179)		0.150 (0.180)	
利益率	0.059*** (0.013)	0.058*** (0.013)	0.066*** (0.019)	0.037 (0.026)	0.065*** (0.019)	0.034 (0.026)
利益率との交差項						
過去10年の所定内賃金カット(ベース:無)						
1回実施			0.101** (0.048)	0.114* (0.065)	0.106** (0.048)	0.120* (0.064)
2~3回実施			0.079 (0.052)	0.066 (0.051)	0.078 (0.052)	0.065 (0.051)
4回以上実施			-0.052 (0.044)	0.016 (0.081)	-0.056 (0.044)	0.012 (0.074)
×不確実性(利益率の変動係数)			-2.564** (1.136)	-1.709 (1.329)	-2.537** (1.060)	-1.643 (1.206)
×外国人株主有ダミー			-0.023 (0.101)	0.094 (0.129)	-0.017 (0.101)	0.107 (0.131)
×成果主義導入ダミー			-0.009 (0.027)	-0.006 (0.034)	-0.010 (0.027)	-0.005 (0.034)
雇用者数(百人)	0.059*** (0.016)	0.058*** (0.016)	0.058*** (0.017)	0.028 (0.071)	0.058*** (0.017)	0.083 (0.084)
労働時間	0.002 (0.013)	0.003 (0.013)	0.002 (0.013)	0.027 (0.017)	0.003 (0.013)	0.028* (0.017)
非正規雇用比率	-0.715* (0.385)	-0.714* (0.387)	-0.705* (0.385)		-0.701* (0.386)	
業種ダミー	yes	yes	yes	no	yes	no
年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
業種×年ダミー	no	yes	no	no	yes	yes
サンプルサイズ	2,099	2,099	2,099	2,099	2,099	2,099
企業数	776	776	776	776	776	776
ハウスマン検定(p値)	-	-		0.02		0.00

備考) 1. 括弧内は標準誤差(White robust standard errors)。  
 2. \*\*、\*印は、それぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意なことを示す。  
 3. REは変量効果モデル、FEは固定効果モデルを示す。



## (2) 賞与支給月数変化

	賞与支給月数変化(月)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	RE	RE	RE	FE	RE	FE
過去10年の所定内月給カット(ベース:無)						
1回実施	-0.041 (0.083)	-0.041 (0.083)	-0.030 (0.084)		-0.030 (0.084)	
2~3回実施	-0.019 (0.097)	-0.019 (0.097)	-0.082 (0.103)		-0.082 (0.103)	
4回以上実施	-0.007 (0.117)	-0.007 (0.117)	0.088 (0.171)		0.088 (0.171)	
不確実性(利益率の変動係数)	-0.048* (0.027)	-0.048* (0.027)	-0.042 (0.028)		-0.042 (0.028)	
外国人株主有ダミー	-0.334*** (0.119)	-0.334*** (0.119)	-0.340** (0.167)		-0.340** (0.167)	
非正規雇用率	-0.037 (0.055)	-0.037 (0.055)	-0.065 (0.066)		-0.065 (0.066)	
利益率	0.024*** (0.008)	0.024*** (0.008)	0.022* (0.011)	0.009 (0.019)	0.022* (0.011)	0.009 (0.019)
利益率との交差項						
過去10年の所定内賃金カット(ベース:無)						
1回実施			-0.003 (0.018)	0.015 (0.040)	-0.003 (0.018)	0.015 (0.040)
2~3回実施			0.032* (0.017)	0.063*** (0.022)	0.032* (0.017)	0.063*** (0.022)
4回以上実施			-0.045 (0.033)	0.002 (0.027)	-0.045 (0.033)	0.002 (0.027)
×不確実性(利益率の変動係数)			-0.251 (0.544)	-0.294 (0.879)	-0.251 (0.544)	-0.294 (0.879)
×外国人株主有ダミー			0.002 (0.030)	0.049* (0.026)	0.002 (0.030)	0.049* (0.026)
×成果主義導入ダミー			0.009 (0.017)	0.024 (0.031)	0.009 (0.017)	0.024 (0.031)
雇用者数(百人)	-0.019*** (0.003)	-0.019*** (0.003)	-0.019*** (0.003)	-0.363 (0.307)	-0.019*** (0.003)	-0.363 (0.307)
労働時間	-0.002 (0.010)	-0.002 (0.010)	-0.003 (0.010)	-0.011 (0.023)	-0.003 (0.010)	-0.011 (0.023)
非正規雇用比率	-0.012 (0.123)	-0.012 (0.123)	-0.025 (0.123)		-0.025 (0.123)	
業種ダミー	yes	yes	yes	no	yes	no
年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
業種×年ダミー	no	yes	no	no	yes	yes
サンプルサイズ	1,559	1,559	1,559	1,559	1,559	1,559
企業数	734	734	734	734	734	734
ハウスマン検定(p値)	-	-		0.00		0.00

備考) 1. 括弧内は標準誤差 (White robust standard errors)。

2. \*\*\*, \*\*, \*印は、それぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意なことを示す。

3. RE は変量効果モデル、FE は固定効果モデルを示す。