

バブル崩壊以降のわが国の賃金変動： 人件費および失業率の変化と 名目賃金の下方硬直性の関係

くろ だ さ ち こ やまもと い さむ
黒田祥子 / 山本 勲

要 旨

本稿では、1990年代前半に生じたバブル崩壊以降におけるわが国の賃金変動を観察することによって、フルタイム雇用者に関する名目賃金の下方硬直性がどの程度の期間存続していたのかを明らかにするとともに、労働生産性上昇率を考慮した実質効率ベースでの人件費が名目賃金の下方硬直性によってどの程度押し上げられてきたかを検証する。そのうえで、名目賃金の下方硬直性の存在を考慮したフィリップス曲線を推計することによって、名目賃金の下方硬直性がわが国の失業率をどの程度押し上げたかを試算する。本稿で得られた結果を要約すると、以下のとおりである。第1に、わが国のフルタイム雇用者に関する年間給与総額に下方硬直性が観察されたのは1992～97年であり、不況が深刻化した1998年以降は下方硬直性が観察されなくなった。第2に、1992～97年に観察された名目賃金の下方硬直性は、インフレ率と労働生産性上昇率が低く推移するなか、実質効率ベースで測った企業の人件費を押し上げ、企業収益を圧迫したと考えられる。第3に、名目賃金の引下げが困難な状況下、企業は数量調整によって人件費を削減するようになり、結果的に、名目賃金の下方硬直性は1997年までに失業率を最大で1%程度押し上げた可能性がある。ただし、この推計結果には名目賃金の下方硬直性以外の要因が混入している可能性もある。

キーワード：名目賃金の下方硬直性、インフレ率、失業率、労働生産性、
フィリップス曲線、金融政策

本稿を作成するに当たっては、赤司健太郎氏（東京大学）、浅子和美氏（一橋大学）のほか、統計研究会金融班夏季コンファランス出席の各氏および金融研究所のスタッフから有益なコメントを頂いた。貴重なコメントをくださった各氏に感謝したい。ただし、本稿に示されている意見は日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りは、すべて筆者たち個人に属する。

黒田祥子 日本銀行金融研究所（E-mail：sachiko.kuroda@boj.or.jp）

山本 勲 日本銀行金融研究所企画役補佐（E-mail：isamu.yamamoto@boj.or.jp）

1 . はじめに

本稿では、1990年代前半に生じたバブル崩壊以降における企業の人件費調整がどのように行われてきたかといった視点から、名目賃金の下方硬直性に関する検証を行う。

これまでわれわれは、黒田・山本 [2003a, b] の分析において、雇用者個人々人を追跡調査した1993～98年のマイクロ・データを利用し、わが国のフルタイム雇用者の名目賃金には下方硬直性が観察されたことを示した。またこの実証結果を利用した黒田・山本 [2003c] では、名目賃金の下方硬直性が失業率を相当程度押し上げる可能性をマクロ・モデルのシミュレーションによって示し、「政策当局としてはゼロではなく若干プラスのインフレ率を目指すことで、名目賃金の下方硬直性が賃金決定において制約とならない状態をつくることが望ましい」との暫定的な結論を導いた。

しかし、黒田・山本 [2003c] で導出した政策含意には、主として以下の2点について留保が必要であった。第1は、たとえ名目賃金に下方硬直性が存在したとしても、労働生産性¹が上昇してさえいれば、実質効率ベースでは、企業の人件費は伸縮的になりうる点である。第2は、不況が一層深刻化する中で名目賃金の下方硬直性が永続的な現象として観察されるかどうかは、黒田・山本 [2003a, b] の実証結果では不明であるという点である。

たしかに、労働生産性の高い伸びが常に実現するのであれば、企業の人件費調整にとって、個人レベルで観察されている名目賃金の下方硬直性はそもそも問題となりにくい。また、何らかの理由で労働生産性の伸びが低迷する期間において名目賃金に下方硬直性が観察されたとしても、ある程度の時間の経過とともに労働市場の価格調整メカニズムが働いて賃下げが起こり、その間に生じた弊害が解消するのであれば、政策当局にとって名目賃金の下方硬直性を意識した政策運営はそれほど必要とされない可能性もある。事実、海外の金融政策当局者からは、名目賃金の下方硬直性が存在したとしても、労働生産性の伸びが実質効率ベースでの賃金を伸縮的にしうることや、長期的なデフレが続く中で名目賃金の下方硬直性が永続するはずはないことから、名目賃金の下方硬直性は、ゼロではなく若干プラスのインフレ率を目指す金融政策の根拠にはなりにくいといった主張も聞かれる (Poole [1999])。

こうした点を踏まえると、ここで議論すべきは、実際に労働生産性の伸びは、名目賃金の下方硬直性の問題をどの程度緩和するのか、労働生産性の高い伸びが期待できない状況においては、賃下げがどのタイミングで生じるのか、賃下げが生じるまでの間に経済にどの程度の負の影響が及ぶのかということと考えられる。

1 ここで労働生産性とは、他の条件を一定として、1単位の労働投入によって生産される財・サービス等の量を指す。したがって、名目賃金の下方硬直性によりある雇用者の賃金の引下げが困難でも、教育訓練等によってその雇用者が生産できる生産物の量が増加すれば (すなわち労働生産性が上昇すれば) 、生産物1単位当たりの生産費用は低下することになる。

なぜならば、たとえいずれかの段階で賃下げが生じるとしても、それまでにかかりの時間を要し、かつ、その間に生じる弊害が無視できない程度のものである場合や、その弊害が不況を一層長期化させる場合には、名目賃金の下方硬直性の制約は、少なくとも、デフレのリスクに直面した中央銀行にとって若干のプラスのインフレ率を目指すべきという政策の論拠の1つとして妥当性があると考えられるからである。

そこで本稿では、1980年代半以降の『賃金構造基本統計調査』（厚生労働省）の公表データを利用・加工しながら、フルタイム雇用者に関する名目賃金の下方硬直性がどの程度の期間持続していたのかを明らかにする。さらに、労働生産性上昇率を考慮した実質効率ベースでの企業の人件費が名目賃金の下方硬直性によってどの程度押し上げられてきたかを検証する。そのうえで、名目賃金の下方硬直性の存在を考慮したフィリップス曲線を推計することによって、名目賃金の下方硬直性がわが国の失業率をどの程度押し上げたかを実証的に試算する。

本稿の分析は、1980年代半から近年までの比較的長い期間の集計データを利用して名目賃金の下方硬直性を検証する点において、これまでのマイクロ・データを利用した黒田・山本 [2003a, b, c] の分析を補完するものである。さらに、名目賃金の下方硬直性が企業の実質効率ベースでの人件費調整を困難にし、その結果として企業の雇用調整圧力がどの程度高まったのかに着目する点において、これまでの分析に新たな視点を加えたものと位置付けられる。

本稿では、名目賃金を「企業がフルタイム労働者を1人雇用する場合に必要な名目賃金総額（所定内給与＋賞与＋各種手当＜残業手当・職務手当・通勤手当・家族手当等＞、以下、年間給与総額と呼ぶ）」と定義する。黒田・山本 [2003a, b] では、名目賃金の下方硬直性の度合いは雇用者の就業形態や名目賃金の種類（年間給与、所定内月給）によって異なることを示した。しかし本稿では、上述のように、雇用調整に対するバッファ機能として企業の名目賃金調整を捉えるため、調整手段の内容にかかわらず²、フルタイム雇用者1人当たりの年間給与が総額としてどの程度下方に硬直的かを検証する。したがって、本稿において名目賃金が下方硬直的であるということは、この年間給与総額が前年を下回らないことを意味する。

本稿の構成は、以下のとおりである。まず、2節では、1980年代から直前にいたるまでの公表データを用いて、上述の定義で測った場合でも、黒田・山本 [2003a, b] で示された結果と同様に名目賃金に下方硬直性が観察されるかを検証するとともに、その名目賃金の下方硬直性がどの程度の期間持続したかを検証する。続いて3節では、名目賃金の下方硬直性の存在を意識しながら、インフレ率や労働生産性上昇率を考慮した実質効率ベースのわが国企業の人件費調整を観察する。4節では、フィリップス曲線を推計することを通じて、1990年代に観察された名目賃金の下方硬直性がわが国の失業率にどの程度の影響を与えたかを試算する。5節では、本稿で得られた結果をもとに金融政策に関する含意を述べる。

2 例えば、残業手当や賞与が十分に伸縮的に調整されたとしても、その間に所定内給与がベアによって増加すれば、年間給与総額は下方硬直的となり、企業の雇用調整圧力が加わり続けることも考えられる。

2. 名目賃金の下方硬直性：存続期間の検証

本節では、『賃金構造基本統計調査』の公表データを利用・加工することによって、1990年代に不況が一層深刻化した後も、わが国の名目賃金に下方硬直性が観察されたか、すなわち、名目賃金変化率の分布の右方向への歪みが存続したかを検証する。さらに、インフレ率が比較的高く推移した1980年代のデータも分析期間に含めることにより、名目賃金変化率の分布の右方向への歪みが、低インフレ期に固有のものであるかも確認する。

なお、『賃金構造基本統計調査』の公表データは、事業所レベルのデータを集計したものであるため、名目賃金の推移には、事業所の標本替えに伴う計測誤差や事業所内の雇用者構成比の変化が反映されている可能性がある点には留意が必要である。集計データに特有のこうした問題点は、黒田・山本〔2003a, b〕で利用したような同一個人（あるいは事業所）を追跡した調査を用いて検証できれば回避することができる。しかし、わが国では、同一個人や事業所を長期的に追跡したデータを入手することは困難であるため、1980年代や1999年以降の分析を行う場合には、次善策として集計データに頼らざるをえない。本節の分析で『賃金構造基本統計調査』を用いるのは、このような理由によるものである。

(1) 分析の枠組み

分析の具体的な枠組みは、以下のとおりである。まず、1985～2001年の『賃金構造基本統計調査』の一般労働者（フルタイム雇用者）に関する公表データのうち、比較的集計度の低い、都道府県・企業規模・性・年齢層別データを利用する。マクロ・レベルの平均値ではなく、都道府県・企業規模・性・年齢層別データを用いるのは、集計データに伴う上述のデメリットを小さくするためである³。

次に、都道府県・性・企業規模別に1人当たり年間給与総額（決まって支給する現金給与額＜所定内給与＋各種手当＞と年間賞与その他特別給与額の合計）の対前年変化率を算出する。ただし、年齢層別の雇用者構成比の変化をコントロールするために、年間給与総額の対前年変化率の算出に当たっては、各年齢層（18～19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、60～64歳）の雇用者構成比の前年からの影響を調整する操作を行っている。

3 なお、集計データ特有の誤差を極力排除するためには、都道府県・性・企業規模・年齢層以外にも、可能な限り属性を細分化したうえで分析することも一案である。しかし、こうした方法をとると、細分化した属性ごとのサンプル数が非常に少なくなってしまい、標本替えによる誤差がかえって大きくなってしまいうという問題が生じうる。そこで、本稿では都道府県・性・企業規模・年齢層別の区分に限定して分析を行うこととした。もっとも、黒田・山本〔2003a〕では、勤続年数等さまざまな属性をコントロールした場合でも、名目賃金の下方硬直性の有無に関する結果に大きな違いはみられないことが示されている。したがって、勤続年数等のコントロールを行わない本稿の分析もそれほど大きな違いは生じないと思われる。

具体的には、各年齢層別に年間給与総額の対前年変化率を算出し、それらを各年齢層の前年の雇用者数をウエイトとして加重平均する。こうすることによって、各年齢層の名目賃金水準に変化がない場合でも、名目賃金水準の低い（高い）若年層（中高年層）の構成比が採用抑制等（早期退職等）で減少したときに、年齢計の平均賃金が上昇（減少）してしまう影響を除去することができる。そのうえで、算出した都道府県・性・企業規模別の年間給与総額の対前年変化率をおのおのの分類別に含まれる雇用者数でウエイト付けし、名目賃金変化率の分布を年ごとに作成する。

名目賃金変化率の分布をもとに名目賃金の下方硬直性の有無を判断する際には、前年比マイナスとなるサンプルが不自然に少なくなっていないか、すなわち、賃下げが必要であったにもかかわらず、名目賃金が据え置かれていたのかを確認する。つまり、ここでは黒田・山本[2003a]と同様に、「名目賃金変化率の分布において、変化率がゼロ近傍となるサンプルが多く、かつ、変化率がマイナスとなるサンプルが少ないために分布が右側に歪んでいる」場合に、名目賃金の下方硬直性が観察されると判断する。

このように名目賃金変化率の分布の形状を観察する方法は、名目賃金の下方硬直性を検証する多くの先行研究で採用されている⁴。これは、マクロ・レベルの平均値の推移を観察するだけでは、労働需給が緩和し、賃下げが必要であったにもかかわらず、名目賃金が据え置かれていたのか、あるいは、もともと賃下げが必要とされない経済環境下において名目賃金に変化していなかっただけなのかといった点を識別できないからである。

(2) 都道府県・企業規模・年齢層・性別データを用いた名目賃金変化率の分布

図1には1985～2001年までの名目賃金変化率の分布を示した⁵。なお、横軸の印は、中央値を示している。

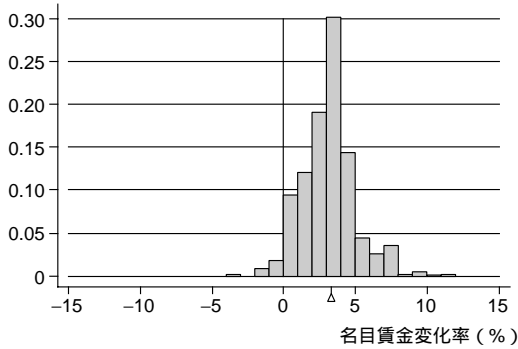
図1をみると、まず、1991年までは平均的に名目賃金変化率が高いため、分布の左側の裾がマイナスの領域にかかることが少なく、そもそも名目賃金の下方硬直性が制約として働いていなかったことがわかる。次に、名目賃金変化率の分布の左側の裾がマイナスの領域にかかるようになる1992～97年は、変化率がゼロ近傍となるサンプルが若干多く、また、変化率がマイナスとなるサンプルが少ないために分布が右側に歪んでみえることから、名目賃金の下方硬直性が観察される。一方、1998年以降は、マイナスの領域のサンプルも多く観察され、分布の右方向への歪みはみられず、この期間には名目賃金の下方硬直性は観察されなくなっている。

4 なお、そもそも名目賃金変化率に分布（バラツキ）が存在するのは、労働市場の不完全性や雇用者の異質性によって、労働移動が不完全となり、部門間で異なる名目賃金変化が生じていることを反映していると考えられる。

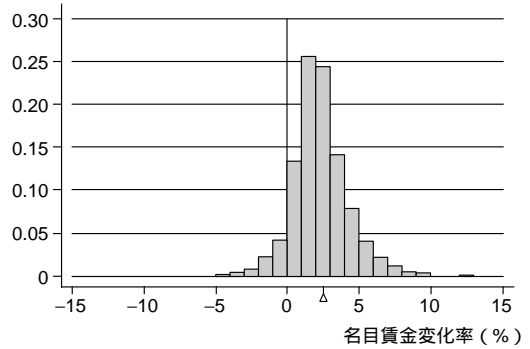
5 ここでは紙幅の制約から、1985年を除き、2年ごとにブールした分布を掲載した。

図1 名目賃金変化率のヒストグラム

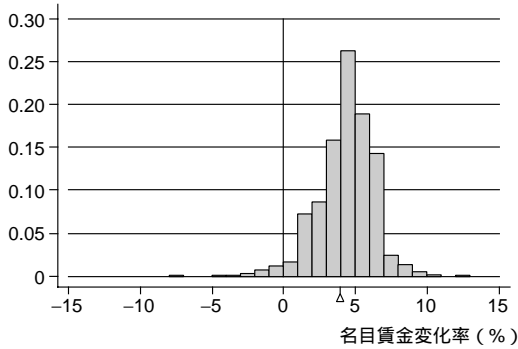
(1) 1985年



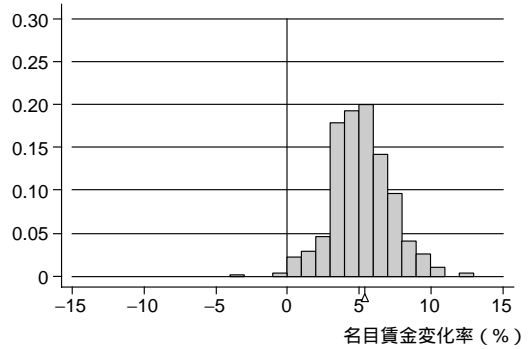
(2) 1986~87年



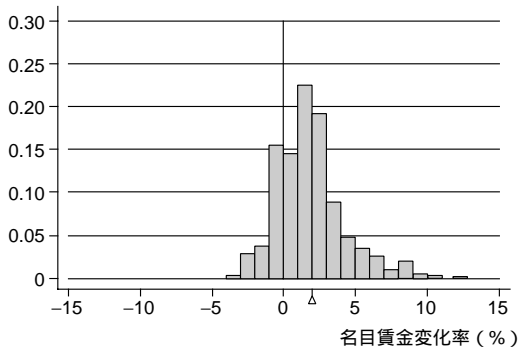
(3) 1988~89年



(4) 1990~91年



(5) 1992~93年



(6) 1994~95年

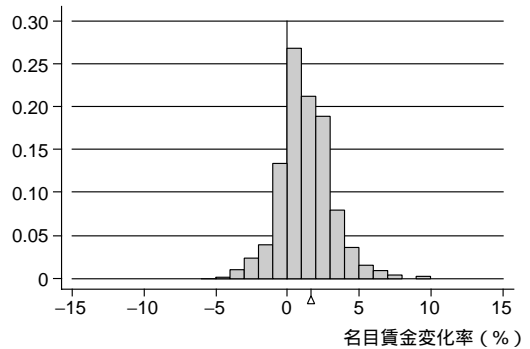
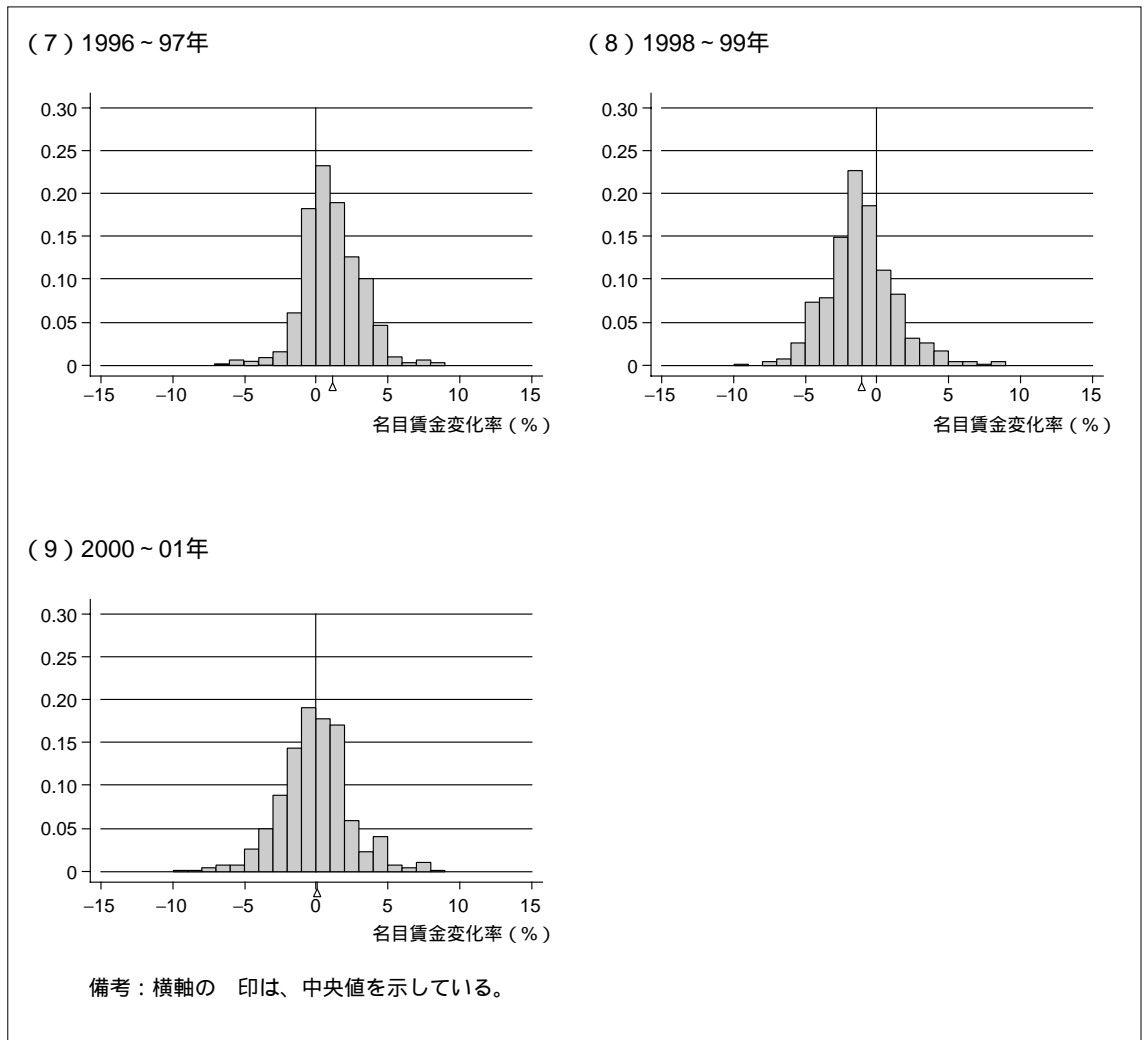


図1 (続き)



もっとも、1992～97年の分布では、ゼロ近傍のサンプルが極端に多くなっているわけではなく、また、変化率が-1%未満の小幅なマイナスとなるサンプルがむしろ多く観察される点には留意が必要である。この理由としては、名目賃金の下方硬直性の度合いがそれほど大きくはないという可能性のほか、データ特性として、同一企業・個人を追跡調査したパネル・データではないため、標本替えに伴う計測誤差によって小幅な賃下げが多く生じている可能性や、雇用者レベルの名目賃金が下方硬直的であっても、事業所・企業レベルでは定期昇給（定昇）の廃止や昇進遅延等によって小幅な賃下げが達成されている可能性⁶等があげられる。

6 例えば、定昇が撤廃された場合、企業内の人員構成が不変であれば、各雇用者の名目賃金は引き下げられないものの、企業にとっての名目賃金総額は減少する。

(3) Kahn [1997] の手法を用いた名目賃金の下方硬直性の検証

イ．Kahn [1997] による検証方法

前節では、名目賃金変化率の分布の推移をみることによって、1991年までは名目賃金の下方硬直性は制約として働いていなかったこと、1992～97年には名目賃金の下方硬直性が観察されたこと、1998年以降は名目賃金が伸縮的になっていることを把握した。以下では、モデル推計を通じた厳密な分析を行うことによって、こうした分析結果を再確認する。

分析に用いる手法は、Kahn [1997] によって示されたものであり、Lebow, Saks and Wilson [2003] やChristofides and Leung [2003] でも応用されている。この手法は、名目賃金変化率の潜在的な分布の形を予め特定する必要がなく、分析者の恣意性が入りにくいという点で、名目賃金の下方硬直性の検証方法の中でも有用な手法とされている。

Kahn [1997] の手法は、まず、名目賃金の下方硬直性の制約を受けていない期間も含めた情報から、名目賃金の下方硬直性が存在しない場合の名目賃金変化率の潜在的な分布の形状を推計する。さらに、名目賃金の下方硬直性が存在する場合には、マイナスの領域にかかる分布の一部がゼロ近傍に積み上がることを仮定する。具体的には、以下の推計モデルを用いる。

$$\begin{aligned} Prop_{1,t} &= \alpha_1 - \theta \alpha_1 DN_{1,t} + \left[\theta \left(\sum_{r=2}^m \alpha_r \right) \right] DZ_{1,t}, \\ Prop_{2,t} &= \alpha_2 - \theta \alpha_2 DN_{2,t} + \left[\theta \left(\sum_{r=3}^m \alpha_r \right) \right] DZ_{2,t}, \\ &\vdots \\ Prop_{m,t} &= \alpha_m - \theta \alpha_m DN_{m,t}. \end{aligned} \quad (1)$$

ただし、 $Prop_{r,t}$ は t 年の名目賃金変化率の中央値を M として、名目賃金変化率が $(M-r) \sim (M-r+1)\%$ の範囲内に入るサンプルの構成比、すなわち中央値から左側に1%刻みでヒストグラムを作成していった際の r 番目 ($r=1, \dots, m$) のバーの高さを示す。また、 $DN_{r,t}$ は $M-r+1 < 0$ となる場合 (r 番目のバーがマイナスの領域に位置する場合) に1をとるダミー変数、 $DZ_{r,t}$ は $M-r \leq 0 < M-r+1$ となる場合 (r 番目のバーが0～1%の領域に位置する場合) に1をとるダミー変数である。 α_r と θ は推計パラメータであり、 α_r は潜在的な名目賃金変化率が $(M-r) \sim (M-r+1)\%$ の範囲内に入るサンプルの構成比 (名目賃金の下方硬直性がなかった場合の r 番目のバーの高さ) を示すほか、 θ は名目賃金の下方硬直性が存在するために、名目賃金変化率がマイナスとならず、ゼロ以上1未満に据え置かれるサンプルの割合 (r 番目のバーがマイナスの領域に位置するとき削られる割合) を示す。ここで、パラメータ θ が統計的に有意にプラスとなれば名目賃金の下方硬直性が存在すると判断する。

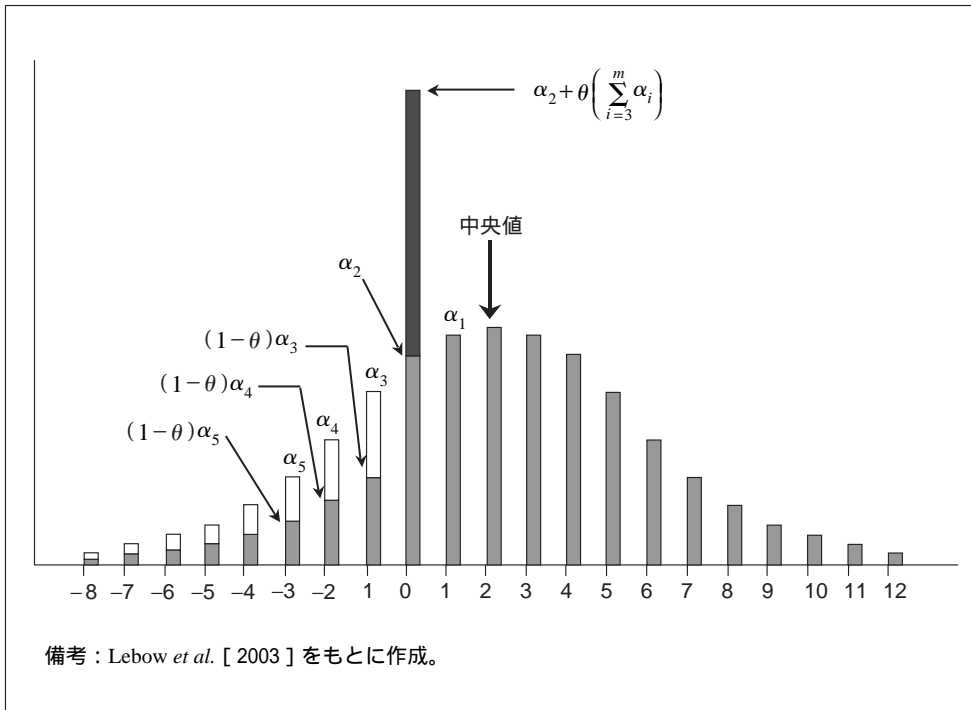
この推計モデルを図解すると次のとおりである。図2には2%の中央値をもつ名目賃金変化率の仮想的な分布を示している。 α_1 は、中央値から左側へ1番目の潜在的なバーの高さであり、その位置はプラスであるため、実際のバーの高さ($Prop_{1,t}$)も α_1 と同じとなる。一方、中央値から左側へ2番目の潜在的なバーの高さ(α_2)はゼロを含む領域に位置するため、実際のバーの高さ($Prop_{2,t}$)はマイナスの領域に位置する各バーの高さの一定割合(θ)だけ、 α_2 の上に積み上がる。また、中央値から左側へ3番目以降の潜在的なバーの高さ(α_r)は、いずれもマイナスの領域に位置するため、実際のバーの高さ($Prop_{r,t}$)は一定割合(θ)だけ低くなり、 $(1-\theta)\alpha_r$ となる。

ロ．モデルの改良

Kahn [1997] の手法をわが国の名目賃金変化率の分布に適用する際には、図1でみた名目賃金変化率の分布やデータ特性等を考慮し、次のような改良を加える。

第1に、名目賃金変化率がマイナスであっても、その大きさが $-1 \sim 0\%$ であれば、

図2 Kahn [1997] による名目賃金の下方硬直性の検定方法



賃下げではなく、むしろ実態としてはゼロ近傍に据え置かれているものとして扱う。これは、利用データが同一個人を追跡調査したのではなく、事業所統計の集計データであるため、標本替えに伴う計測誤差によって名目賃金の小幅な変化が多く生じている可能性を考慮する必要があるからである。こうした修正を行うと、名目賃金変化率の分布のバーの高さが $(\theta \times 100)\%$ だけ低くなるのは、バーが -1% 未満の領域に位置するときになり、また、低くなった分は $-1 \sim 0\%$ と $0 \sim 1\%$ の領域に位置するバーにそれぞれ均等に積み上がることになる。

第2に、バーの高さが $(\theta \times 100)\%$ だけ低くなるのはある範囲のみであるとし、その範囲の下限を $-c\%$ と設定する。これは、黒田・山本 [2003b] の分析結果を踏まえた修正であり、雇用者レベルの名目賃金は完全に下方硬直的ではなく、大幅な賃下げが必要とされる状況では賃下げが生じうることを考慮する。

第3に、名目賃金変化率の分布の推計対象を中央値の右側のバーまで拡大し、中央値から左右へ $m\%$ までの各バーの高さを推計する。これは、わが国の名目賃金変化率の分布は近年、中央値もマイナスの領域に位置するようになっているためである。

最後に、各バーの潜在的な高さを決定する変数の1つとして、名目賃金変化率の分散の大きさを加える。これは、名目賃金変化率の分散が大きい(小さい)場合には、名目賃金の下方硬直性の有無にかかわらず、名目賃金変化率の潜在的な分布の各バーの高さが小さく(大きく)なることを考慮するためである。ただし、名目賃金変化率の分散の大きさは、名目賃金の下方硬直性の有無に左右されうるため、ここでは、中央値を上回るサンプルの名目賃金変化率の分散の大きさを変数として加える。

以上の修正を行った結果、具体的な推計モデルは次のように表される。

$$\begin{aligned}
 Prop_{-m+1,t} &= (\alpha_{-m+1} + \beta VAR_t) - \theta(\alpha_{-m+1} + \beta VAR_t) N_{-m+1,t} \\
 &\quad + \left[\frac{1}{2} \theta \left(\sum_{r \in \{N_{r,t}=1\}} (\alpha_r + \beta VAR_t) \right) \right] Z_{-m+1,t}, \\
 &\quad \vdots \\
 Prop_{0,t} &= (\alpha_0 + \beta VAR_t) - \theta(\alpha_0 + \beta VAR_t) N_{0,t} \\
 &\quad + \left[\frac{1}{2} \theta \left(\sum_{r \in \{N_{r,t}=1\}} (\alpha_r + \beta VAR_t) \right) \right] Z_{0,t},
 \end{aligned}$$

7 この改良は、図1の観察に基づいて行ったものであり、計測誤差を多く含む集計データを利用した検証には必要と判断した。もっとも、こうした扱いを行うことによって、定昇廃止や定昇遅延等による小幅な賃下げは名目賃金変化とはみなさないことになる。このため、ここでの検証は、標本替えに伴う計測誤差や定昇廃止等による -1% 未満の名目賃金変化ではなく、 1% 以上の賃下げが生じているかどうかを捉えるものと解釈できる。ちなみに、 $-1 \sim 0\%$ に積み上がるというモデルの修正を行わず、Kahn [1997] の方法をそのまま適用した場合には、名目賃金の下方硬直性が検出されない。ただし、この結果からは、定昇廃止等の影響により名目賃金が -1% までは下がりうるのか、あるいは、利用したデータに標本替えに伴う計測誤差が多く含まれるのかといったことを把握することはできない。また、 $-2 \sim 1\%$ に積み上がるというモデルにした場合にも、名目賃金の下方硬直性は検出されない。

$$\begin{aligned}
 Prop_{1,t} &= (\alpha_1 + \beta VAR_t) - \theta (\alpha_1 + \beta VAR_t) N_{1,t} \\
 &\quad + \left[\frac{1}{2} \theta \left(\sum_{r \in \{N_{r,t}=1\}} (\alpha_r + \beta VAR_t) \right) \right] Z_{1,t} \quad , \\
 &\quad \vdots \\
 Prop_{m,t} &= (\alpha_m + \beta VAR_t) - \theta (\alpha_m + \beta VAR_t) N_{m,t} \quad . \quad (2)
 \end{aligned}$$

ここで $r = -m+1, \dots, 0, 1, \dots, m$ とし、 $r > 0$ のとき r は中央値から左側に数えて r 番目のバーの位置、 $r \leq 0$ のときは中央値から右側に数えて $(r+1)$ 番目の位置を示している。また、 $N_{r,t}$ は $-c \leq M-r+1 < -1$ となる場合 (r 番目のバーが $-c \sim -1\%$ の領域に位置する場合) に1をとるダミー変数、 $Z_{r,t}$ は $M-r-1 \leq 0 < M-r+1$ となる場合 (r 番目のバーが $-1 \sim 1\%$ の領域に位置する場合) に1をとるダミー変数である。さらに、 VAR_t は t 年の名目賃金変化率のうち中央値以上のサンプルの標本分散、 β はそのパラメータを表す。なお、推計に当たっては $m = 4$ 、 $c = 4.5$ とした⁸。

八．非線形SURの推計結果

(2)式の推計は、本節(1)と同じデータ(年齢構成を一定としたうえで都道府県・企業規模・性別データから算出した1985~2001年の一般労働者の名目賃金<年間給与>変化率)を用いて、非線形SUR(seemingly unrelated regression)によって行った。推計結果は表1にまとめている。

表1には、図1で観察したとおり1998年前後で名目賃金の下方硬直性がなくなった可能性を確認するため、推計期間の末期を1995年から1年ずつずらした場合の推計結果を掲載した。これをみると、1997年までのデータを用いた場合には、 θ が統計的にプラスで有意になっており、名目賃金の下方硬直性が存在することが示される。ただし、1998年以降のデータも含めて推計した場合、2000年までにすると θ は統計的に有意でなくなるほか、さらに2001年までにすると θ はむしろ有意にマイナスに推計されている。この点をより視覚的に理解するために、図3には推計された θ の推移をプロットした。図3をみると、1997年までは潜在的には賃下げを受けるはずであった雇用者の45~60%程度の名目賃金が据え置かれていたものの、1998年以降のデータも含めると、賃下げはほぼ必要とされる分だけ生じていたことがわかる。

こうした推計結果を踏まえ、表1の最後の列には、1985~2001年の全期間のデータを用いたうえで、1998年以降のパラメータ θ の変化を捉えるように時間ダミー変

8 m の値については、図1をみてわかるように、名目賃金変化率のほとんどが中央値から $\pm 4\%$ 内に収まることから、 $m = 4$ とした。なお、年によって分布の広がり異なる点については、上述のとおり分散を考慮することによって対応している。また、 c の値については、黒田・山本[2003b]で推計された名目賃金の下方硬直性の範囲(フリクション・モデルにおける閾値の値)等を参考に設定した。ちなみに、 c の値を $\pm 1\%$ ずらしたケースも推計を行ったが、掲載した結果とほとんど異なる結果となった。

表1 非線形SURの推計結果

	推計期間別 (1985年～)							全期間
	1995年まで	96年まで	97年まで	98年まで	99年まで	2000年まで	01年まで	1985～2001年
θ	0.606 (8.908)	0.480 (9.314)	0.453 (6.472)	0.010 (0.392)	0.013 (0.494)	-0.013 (-0.524)	-0.055 (-2.099)	0.548 (7.311)
θ_{98}	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -	-0.654 (-8.591)
α_{-3}	0.017 (3.658)	0.032 (6.718)	0.047 (7.594)	0.045 (7.819)	0.045 (8.182)	0.041 (7.990)	0.039 (8.016)	0.044 (8.842)
α_{-2}	0.039 (6.089)	0.059 (8.820)	0.072 (10.402)	0.073 (11.209)	0.074 (12.067)	0.071 (12.200)	0.068 (12.357)	0.073 (12.936)
α_{-1}	0.115 (14.579)	0.132 (19.414)	0.139 (20.372)	0.142 (20.596)	0.140 (20.721)	0.140 (20.204)	0.139 (20.374)	0.145 (20.456)
α_0	0.186 (14.065)	0.211 (18.074)	0.217 (20.117)	0.211 (18.989)	0.211 (20.298)	0.209 (21.548)	0.207 (22.735)	0.214 (24.757)
α_1	0.227 (20.351)	0.241 (23.637)	0.253 (25.016)	0.257 (28.681)	0.254 (28.124)	0.250 (28.908)	0.242 (25.115)	0.241 (24.273)
α_2	0.140 (20.873)	0.141 (18.350)	0.147 (18.521)	0.153 (18.918)	0.154 (20.314)	0.153 (21.265)	0.150 (22.140)	0.147 (23.203)
α_3	0.048 (6.358)	0.065 (9.751)	0.075 (9.555)	0.070 (10.419)	0.070 (11.209)	0.068 (11.642)	0.066 (11.997)	0.077 (11.771)
α_4	-0.006 (-4.417)	0.019 (6.731)	0.030 (9.413)	0.026 (9.333)	0.030 (6.276)	0.028 (6.329)	0.028 (6.092)	0.038 (7.898)
β	0.009 (64.852)	0.002 (7.386)	-0.002 (-4.094)	-0.002 (-4.286)	-0.002 (-5.337)	-0.001 (-2.608)	0.000 (-0.253)	-0.002 (-4.277)
サンプル数	88	96	104	112	120	128	136	136

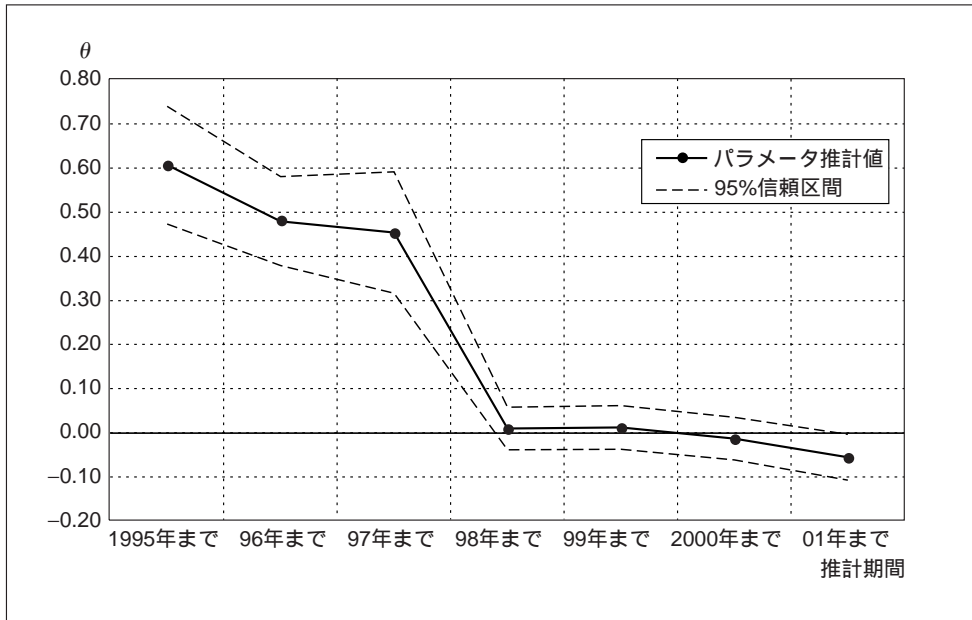
備考：1. 括弧内は t 値。

2. θ_{98} は1998年以降が1の値をとるダミー変数の係数。

数を加えた場合の推計結果を掲載した。時間ダミー変数は1997年以降が0、1998年以降が1をとるものであり、これを(2)式の θ の含まれる項に加えることによって、1998年以降に θ の値が θ_{98} だけ変化することを推計に織り込んだ⁹。

9 上述のように、名目賃金変化率の分布の観察結果からは、名目賃金の下方硬直性がそもそも制約として働いていなかった時期(1985～91年)、名目賃金の下方硬直性が観察された時期(1992～97年)、名目賃金の下方硬直性が観察されない時期(1998～2001年)の3つの時期が存在することが示唆された。したがって、 θ の値も3期間で変化するように時間ダミー変数を定義することもできる。もっとも、 θ の推計には N や Z が1の値をとったときの情報のみが重要となるが、名目賃金の下方硬直性が制約になっていない1985～91年には N や Z が1となるケースが56サンプル中3サンプルしかないため、 θ の値が3期間で変化するように時間ダミー変数を定義しても、推計結果はほとんど変わらなかった。

図3 推計パラメータの推移



推計結果をみると、 θ の値は1996年までは0.548であったものの、1998年以降は $-0.106 (=0.548 - 0.654)$ に変化していることがわかる。つまり、フルタイム雇用の年間給与で測った名目賃金は1997年まで下方硬直的であり、平均的にみれば、引き下げられるべき名目賃金の5割強が据え置かれていたことになる。しかし、1998年以降の名目賃金はほぼ完全に伸縮的になっており、賃下げを受けているサンプル数は、名目賃金の下方硬直性が制約として働いていない場合の分布の形状から算出される数よりもむしろ1割程度多くなっている¹⁰。

以上、名目賃金の下方硬直性が観察されたのは1992～97年のみであり、1998年以降は観察されないとの分析結果は、名目賃金変化率の分布を概観するだけでなく、モデル推計を通じた統計的な検証を通じても確認することができた。

二．名目賃金変化率のギャップとインフレ率との関係

表1の推計結果を用いると、名目賃金変化率の平均値が名目賃金の下方硬直性によってどの程度押し上げられているかを算出することができる。具体的には、各年の名目賃金変化率の分布が(2)式にもとづいて観察されていると仮定し、名目賃金の下方硬直性の影響を受けているバーの高さを潜在的な名目賃金変化率の分布のバーの高さまで戻す。そのうえで、名目賃金変化率の潜在的な平均値を算出し、実際の

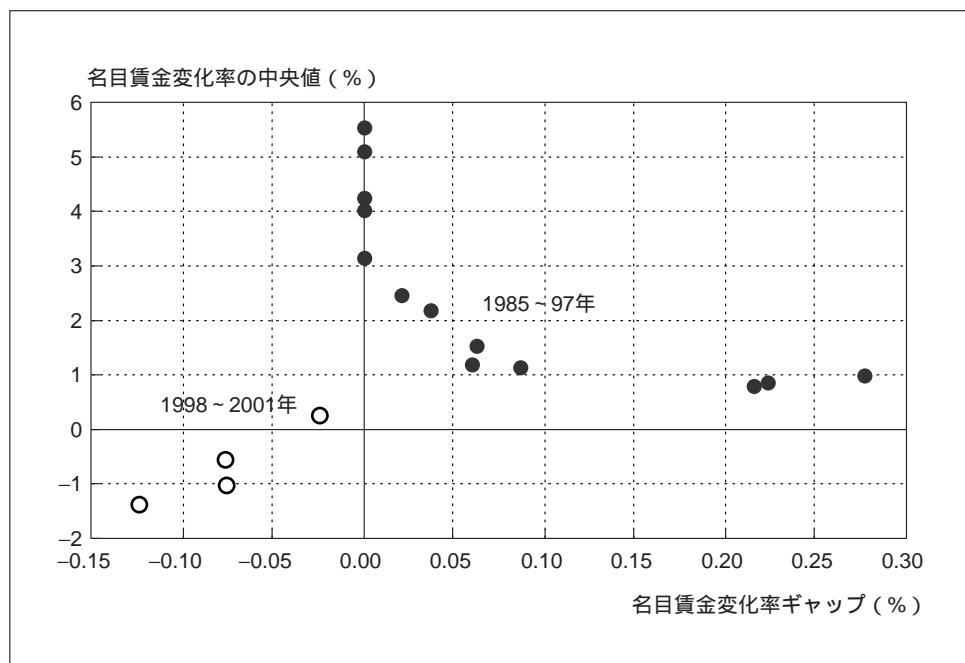
10 こうした現象は、1992～97年に名目賃金の下方硬直性によって賃下げが行われなかったことの反動として、1998年以降、より多くの賃下げが観察されたと解釈することもできる。

平均値との差をとったものを「名目賃金変化率のギャップ」と定義する。名目賃金変化率の分布において、マイナスの領域に位置するバーが名目賃金の下方硬直性によって大きく削られるほど、名目賃金変化率の平均値は潜在的な値を上回るため、そのギャップは大きくなる。反対に、1998年以降にみられるように、分布のマイナスの領域に位置するバーが潜在的な高さを上回っている場合には、名目賃金変化率のギャップはマイナスの値をとる。

こうして算出した各年の名目賃金変化率のギャップを実際の名目賃金変化率の中央値とともにプロットしたのが、図4である¹¹。図4では、横軸に名目賃金変化率のギャップ、縦軸に名目賃金変化率の中央値をとっており、1985～97年を黒丸で、1998年以降を白丸でプロットしている。これをみると、1985～97年の期間では、名目賃金変化率の中央値が低くなるにつれてギャップが拡大し、最大で名目賃金変化率を0.28%程度押し上げていることがわかる。なお、1985～97年の期間において名目賃金変化率の中央値とギャップの相関係数を測ると-0.74となり、名目賃金の下方硬直性の影響は名目賃金変化率の中央値が低くなるにつれて顕現化することが指摘できる。

同様の傾向は、インフレ率と名目賃金変化率のギャップとの関係についてもあてはまる。インフレ率と名目賃金変化率のギャップの相関係数は、1985～97年の期間

図4 名目賃金変化率のギャップ



11 名目賃金変化率のギャップの算出には、表1の最右列の推計結果を用いた。

において-0.42である。つまり、名目賃金の下方硬直性の影響はインフレ率が低くなるほど大きくなる傾向にあることが指摘できる。

一方、名目賃金の下方硬直性が観察されなくなった1998年以降には、名目賃金変化率のギャップはマイナスとなり、中央値のマイナス幅が大きくなるほど、ギャップのそれも大きくなっている傾向がみられる。すなわち、わが国フルタイム雇用者の名目賃金は下方硬直的であるものの、不況が深刻化するなど、賃下げが必要となる事態に陥った場合には、大幅な賃下げが生じることによって人件費を押し下げる調整機能を備えていたと解釈することもできよう¹²。

もっとも、こうした1998年以降の名目賃金の調整は、大きなショックに対する一度限りの大規模な調整である可能性は否定できない。つまり、今回のデフレの経験によって、今後、当面の間は、日本経済が名目賃金の下方硬直性という制約から解放されたという見方もできる一方で、1998年以降に名目賃金が下方に調整されていたからといって、わが国の名目賃金が不況のたびに下方へ伸縮的に調整されうるとは限らないとの見方もできる点には留意が必要である¹³。

3. わが国企業の人件費調整：名目賃金の下方硬直性・インフレ率・労働生産性の関係

前節では、集計データを利用することによって、少なくとも1997年まではフルタイム雇用者に関するマクロ・レベルの名目賃金には下方硬直性が観察されたことが確認され、この間の人件費調整が伸縮的に行われていなかった可能性が示唆された。もっとも、仮に名目賃金に下方硬直性があったとしても、インフレ率や労働生産性上昇率が高ければ、実質効率ベースでみた人件費は伸縮的に調整されていた可能性はある。

そこで、本節では名目賃金の下方硬直性の存在を意識しながら、インフレ率や労働生産性上昇率も考慮にいれたうえで、マクロでみたわが国企業の人件費調整が過

12 黒田・山本 [2003b] では、雇用者レベルの名目賃金変化率にフリクション・モデルを適用することにより、「名目賃金の下方硬直性は存在するが、大幅な賃下げが必要とされる状況では潜在的な水準を下回って名目賃金が引き下げられる」との名目賃金構造を明らかにした。この点、本節の分析結果は、1997年まで名目賃金は下方硬直的であったものの、1998年以降は必要以上に賃下げが生じているという意味で、黒田・山本 [2003b] で示された名目賃金構造と整合的と考えられる。

13 なお、上述のとおり、本節で利用した集計データには事業所の標本替えに伴う計測誤差が含まれている。仮にこうした計測誤差が大きい場合には、推計された名目賃金の下方硬直性の度合いや名目賃金変化率のギャップは実際のものより過小に推計されてしまっている可能性があることには留意する必要がある。

去約20年間において、どのように行われてきたかを概観する^{14, 15}。

(1) 分析の枠組み

企業の人件費を捉える指標としては、1人当たり実質効率賃金 ω と雇用者数 L を掛け合わせたもの(以下、実質効率人件費 J)を用いる。1人当たり実質効率賃金 ω は、名目賃金 W を物価 P と労働生産性 e で除した $W/(Pe)$ で定義し、物価と労働生産性を考慮した際の雇用者1人当たりの年間収入と解釈する。

さらに、ここでは実質効率人件費の変化を、雇用者総数と年齢構成比を一定としたうえでの実質効率賃金変化要因と、実質効率賃金の平均値と年齢プロファイル(実質効率賃金カーブ)を一定としたうえでの雇用者数変化要因に要因分解する。雇用者数や実質効率賃金の水準だけでなく、年齢構成比も一定にすることによって、雇用者の年齢構成の変化や賃金の年齢プロファイルの変化に伴う実質効率人件費の変化を、それぞれ数量面(雇用者数)と価格面(実質効率賃金)の変化によるものとして正しく捉えることが可能となる。したがって、2節の分析と同様、採用抑制(早期退職の促進)で賃金水準の低い(高い)若年層(高年層)の構成比が減少した場合には、実質効率人件費が減少(上昇)するが、この変化は価格調整ではなく、雇用者の年齢構成比の変化を伴う数量調整として扱う。

なお、実質効率人件費変化 ΔJ の具体的な要因分解は以下のとおりである。

$$\begin{aligned} \Delta J &= \sum_A (\omega^A + \Delta \omega^A) (L^A + \Delta L^A) - \sum_A \omega^A L^A \\ &= \underbrace{\sum_A \Delta \omega^A L^A}_{\text{実質効率賃金変化要因}} + \underbrace{\sum_A \Delta L^A \omega^A}_{\text{雇用者数変化要因}} + \underbrace{\sum_A \Delta \omega^A \Delta L^A}_{\text{交差項}}. \end{aligned} \quad (3)$$

ここで A は年齢層(17歳以下、18~19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、60~64歳、65歳以上)であり、 ω^A は年齢層 A の1人当たり実質効率賃金、 L^A は年齢層 A の雇用者数である。

利用するデータと変数の定義は以下のとおりである。まず、名目賃金 W に関して

14 本稿ではフルタイム雇用者にかかる人件費(1人当たり賃金と雇用者数を掛け合わせたもの)にのみ注目し、パートタイム雇用者にかかる人件費や福利厚生費等の賃金以外の人件費については分析の対象外とする。

15 本稿では資本と労働が完全代替ではないことを想定している。仮に資本と労働が完全代替の関係にある場合には、名目賃金に下方硬直性があるために企業にとって労働が割高になったとしても、資本に需要がシフトするため、人件費の高止まりは生じない。しかし、現実の世界では、不況期に労働保蔵が生じることからもわかるように、資本と労働とは完全代替の関係にはないため、名目賃金の下方硬直性によって企業の人件費が押し上げられる可能性がある。本節の分析はこうした可能性を確認するものと位置付けられる。

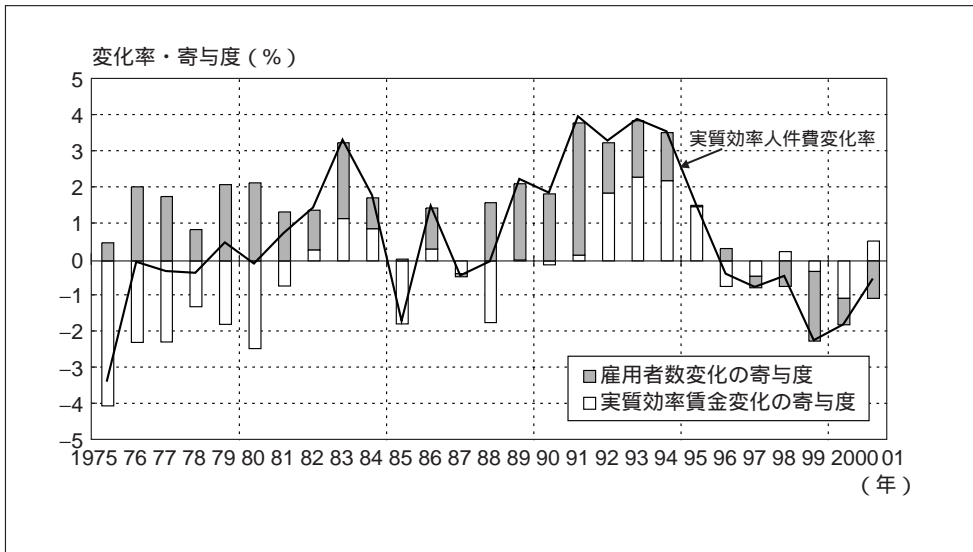
は、2節と同様に『賃金構造基本統計調査』から、決まって支給される現金給与額と年間賞与その他特別給与額を足し合わせた年間給与総額を用いる。また、物価 P については『消費者物価指数』（総務省）から、1989年4月の消費税導入要因および1997年4月の消費税引上げ要因を調整したものをを用いる。労働生産性 e については『国民経済計算』（内閣府）と『労働力調査』（総務省）から、雇員1人当たり実質GDPを算出する¹⁶。さらに、雇員数に関しては『労働力調査』および『労働力調査特別調査』（総務省）を用いてフルタイム雇員数を算出する。

（2）人件費調整の推移

イ．実質効率人件費の要因分解

図5は、(3)式にもとづいて、1975～2001年の実質効率人件費 J の変化を実質効率賃金 ω と雇員数 L の変化に要因分解したものである¹⁷。実線で示したフルタイム雇員数にかかる実質効率人件費の変化率をみると、1970年代後半や円高不況期には概ね低く抑えられていたものの¹⁸、1990年代前半には高止まりしており、大きくマイナスとなるのは1996年以降であることがわかる。

図5 実質効率人件費変化率の要因分解



16 ここで労働生産性を考慮するのは、一定の雇員数のもとで、外生的な労働生産性の変化が実質効率人件費をどの程度変化させるかという点を把握するためである。このため、実質GDPを除く雇員数については、過去5年の移動平均をとることによって、雇員数の変化がもたらす内生的な労働生産性の変化を取り除くこととした。

17 なお、交差項の寄与はネグリジブルであるため、図では示していない。

18 ただし、1983年の実質効率人件費は比較的高くなっている。

こうした実質効率人件費の調整は、数量（雇用者数）と価格（実質効率賃金）のいずれによって行われてきたのであろうか。この点を確認するため、棒グラフで示した寄与度に注目すると、以下のことが把握できる。第1に、1991年頃まで、実質効率賃金は景気後退局面において実質効率人件費の変化にマイナスに寄与しており、必要に応じた調整がなされていた。これに対し、雇用者数の変化は実質効率人件費に対して一貫して0～2%程度のプラス寄与となっており、数量面での調整は生じていなかった。

第2に、1992～95年頃のバブル崩壊期に注目すると、実質効率賃金は2%程度の高い伸び率を示しており、価格による実質効率賃金の調整は進んでいなかった。さらにこの間、雇用者数変化の寄与度も0～1.5%程度で推移しており、実質効率賃金が高止まる一方で雇用者数の調整も十分には進まなかったため、実質効率人件費が上昇した。こうした人件費調整の遅れは、バブル崩壊後の企業収益を悪化させ、景気低迷の長期化をもたらした可能性が指摘できる。

ただし、雇用者数の変化をやや詳しくみると、実質効率賃金が2%程度で推移するなかで、1995年の雇用者数の変化率は0%にまで低下しており、実質効率賃金の高止まりは、雇用者数の伸びにブレーキをかける作用として働いた可能性がある。ちなみに、実質効率賃金と雇用者数の変化率の動きを比べると、実質効率賃金が増加した局面では、雇用者数の上昇率が鈍化する傾向が確認できる。すなわち、実質効率賃金の上昇は、雇用者数の伸び率を低くすることを通じて、失業を増加させた可能性がある。なお、1990年以降の雇用者数変化率の差分と実質効率賃金変化率の相関をとると-0.39となり、有意に負の相関が検出される。この傾向は、期間を1975年まで遡っても同様である。

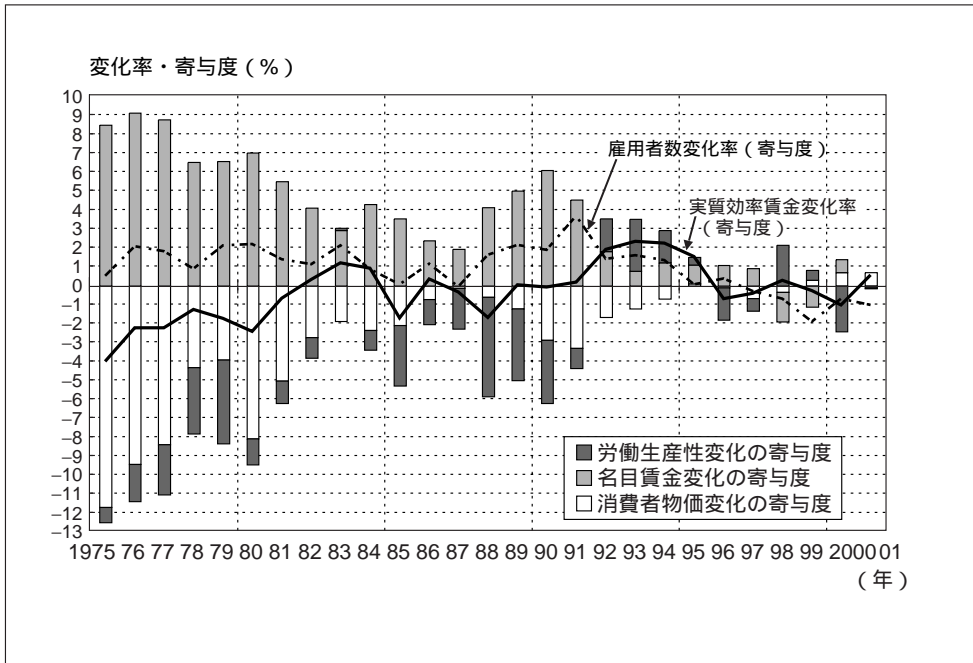
第3に、1996年以降に注目すると、実質効率賃金、雇用者数ともに実質効率人件費に対してゼロ近傍あるいはマイナスの寄与を示している。特に、人件費の調整が、実質効率賃金だけでなく、雇用者数の減少によっても行われている点は、過去の景気後退局面と大きく異なる。

ロ．実質効率賃金の要因分解

次に、図5でみた実質効率賃金の動きが、名目賃金変化率、消費者物価変化率、労働生産性変化率のいずれの要因によってもたらされているかを把握するため、図5の実質効率賃金変化の寄与度を3つの動きに分解したものを図6に示した。

図6からは、1975～91年にみられた実質効率賃金の調整は、その大部分が名目賃金の上昇率を「インフレ率+労働生産性上昇率」以下に抑えることによって実現したものであることがわかる。一方、1992年以降になると、インフレ率や労働生産性が低下したため、実質効率賃金の調整には名目賃金の引下げが必要となった。しかしながら、2節で確認したとおり、1997年までは名目賃金の下方硬直性が存在したために、1998年まで名目賃金の引下げは観察されていない。したがって、1992～95年の実質効率賃金の高止まりをもたらした原因の1つが、名目賃金の下方硬直性の存在であった可能性が示唆される。もっとも、1996年以降は実質効率賃金の調整が

図6 実質効率賃金変化率（寄与度）の要因分解



進んでおり、この理由としては、1996、97、2000年については労働生産性が上昇したこと、1998～99年については名目賃金が引き下げられたことが挙げられる。

八．1990年代以降の名目人件費の調整

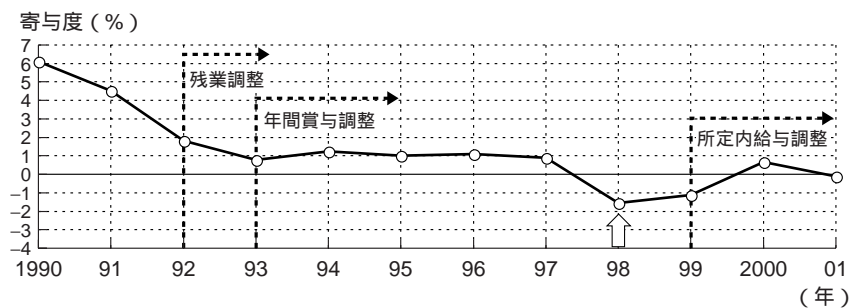
最後に、1990年代の実質効率人件費の調整を考えるうえで鍵となる名目賃金と雇用者数の変化をやや詳しく観察することによって、企業の人件費調整がどのような調整手段と過程を経て行われたかを検討する。

図7と図8には、企業がどのようなタイミングで各種の調整を実施したかを視覚的に捉えるために、名目賃金変化と雇用者数変化の実質効率人件費への寄与度の内訳をそれぞれ時系列でプロットした。各図には、いずれも実質効率人件費に対する寄与度が2年以上連続してマイナスとなった場合に関して、その調整の1年目に上矢印をつけている。なお、図7の名目賃金変化の寄与度は図6と同じものであるが、図8の雇用者数変化の寄与度については、採用抑制や早期退職促進等の影響を明示的に捉えるため、雇用者数変化率と人口変化率との差分で測り、人口変化に伴う雇用者数の変化を取り除いている¹⁹。

19 雇用者数の変化は、少子化の影響等によって労働者の数自体が減少している場合もマイナスとなりうる。ここでは、人口の変化率と比べて各年齢層の雇用者数がどの程度変化したかといった点を測ることによって、雇用者数の変化から人口要因を取り除くこととした。本来であれば、その他の労働供給要因による雇用者数変化の影響も取り除くべきであるが、そうした調整は行っていない点には留意する必要がある。

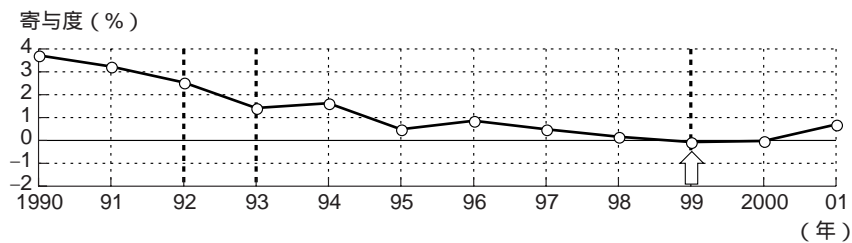
図7 名目賃金変化の内訳と調整のタイミング

(1) 名目賃金変化の実質効率人件費への寄与度

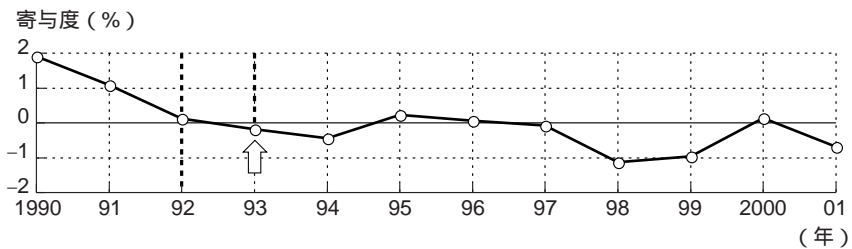


(2) 内訳

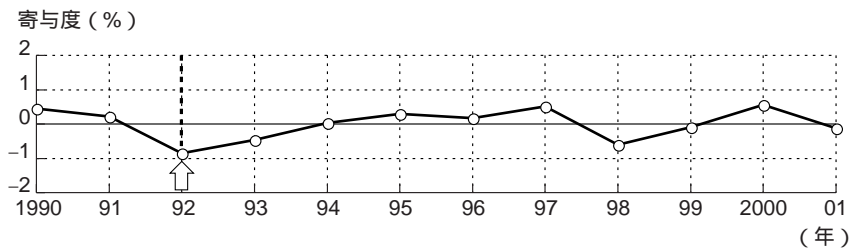
【所定内給与変化】



【年間賞与変化】



【残業手当変化】



備考：2年連続して寄与度がマイナスとなった場合の最初の年に上矢印を付けている。

図8 雇用者数変化の内訳と調整のタイミング

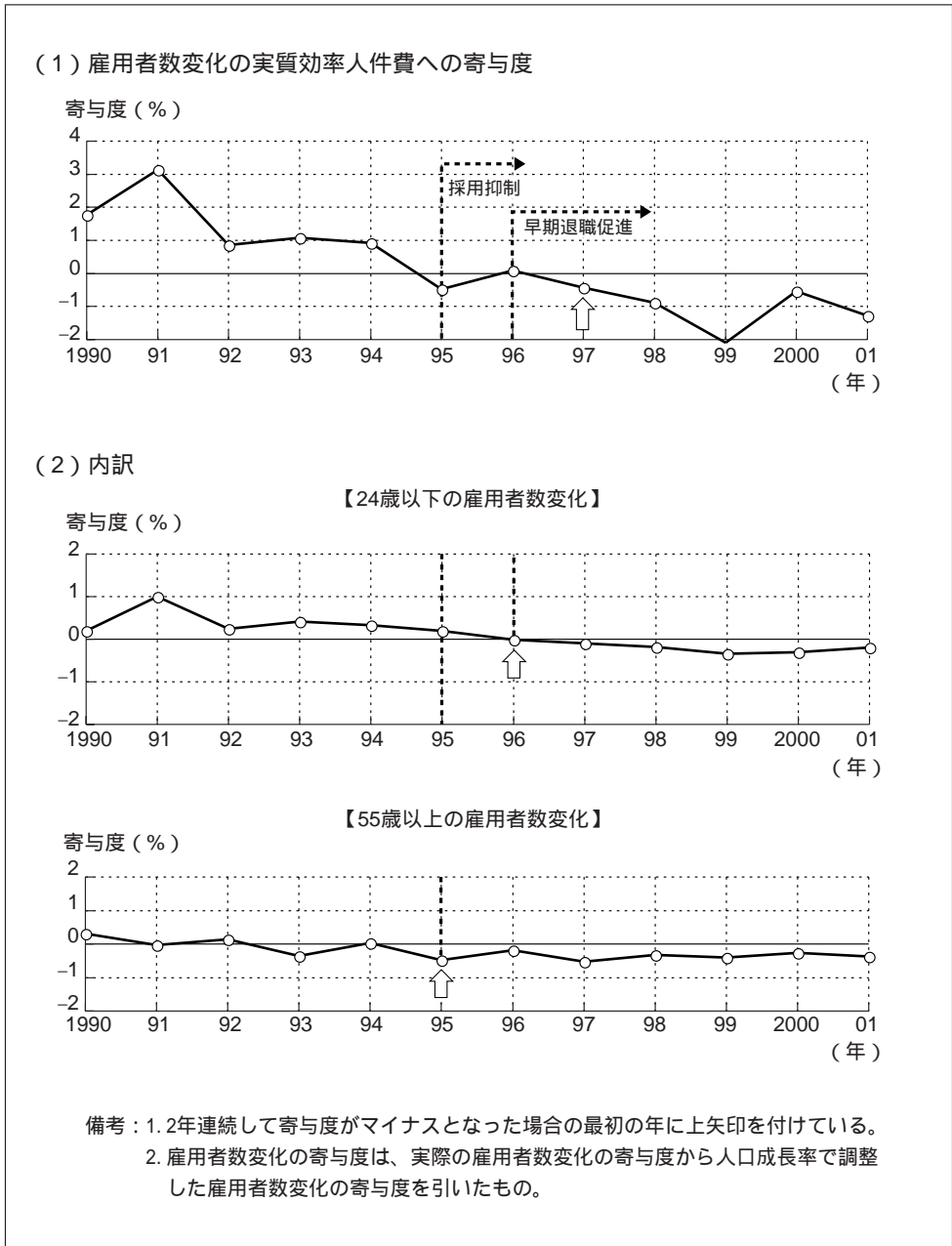


図7を観察すると、残業手当²⁰、年間賞与、所定内給与の各調整に関して以下のことがわかる。まず、バブル崩壊直後をみると、調整の初期段階として、早々に残業手当の調整が始まっており、続いて年間賞与の調整が起こっていた²¹。ただし、この間はベアの影響などから所定内給与は前年比プラスで推移しており、名目賃金全体の寄与度がマイナスになるほどの大幅な調整は1998年まで起きていなかった。次に、1998年頃には、景気の一層の深刻化をうけてベアを廃止する企業が増えたことなどを反映し、所定内給与の伸び率がほぼゼロとなった。さらに1999年と2000年になると、より一層の景気後退が進むなか、残業手当や賞与といった調整手段を使い果たした企業において、定昇廃止や所定内給与の引下げが行われるようになり、平均値でみた所定内給与の伸び率までマイナスに観察されるようになったと推察される。

一方、図8をもとに雇用面での調整をみると、人口要因調整後の雇用者数変化の寄与度が年齢計でマイナスとなるのは1997年以降であることがわかる。この間、1990年代中には、24歳以下の若年雇用者の伸び率がマイナスとなっており、若年層を中心とした採用抑制が行われ始めたこともうかがえる。さらに1996年頃からは、55歳以上の高齢層の雇用者の伸び率がマイナスとなっており、高齢層を中心とした早期退職促進（あるいは解雇）が行われた可能性も示唆される。

以上、図7と図8の観察結果をまとめると、バブル崩壊以降の企業の人件費調整は、残業手当、賞与、採用抑制、ベア廃止・早期退職促進等を含む雇用調整、定昇廃止・所定内給与の引下げという順番でなされていたと整理することができる²²。

二．まとめ

最後に本節の分析結果をまとめると次のようになる。まず、フルタイム雇用者に関する実質効率ベースで測った企業の人件費調整は、1991年頃までは専ら価格面で行われてきた。1992～95年頃には数量面と価格面いずれの調整も十分には行われず、それぞれの調整が進んだのは1996年以降であった。次に、こうした調整のうち、価格面での調整メカニズムをより詳細に観察すると、1991年までの実質効率賃金の調整は、名目賃金の上昇率を「インフレ率＋労働生産性上昇率」以下に抑える形で調

20 ここでは、決まって支給される現金給与額から所定内給与を差し引いた残額を、残業手当として計算している。もっとも、前述のとおり、決まって支給される現金給与額の中には、残業手当や所定内給与のほか、通勤手当等の各種手当が混在しているが、データ制約から、ここでは各種手当の額は相対的に小さいと仮定する。

21 なお、紙幅の制約から掲載していないものの、名目賃金の調整を年齢層別にみると、賃金水準の高い中高年齢層（45～54歳）において、残業手当や年間賞与削減による調整度合いが比較的大きくなっていたこともみてとれる。

22 なお、インフレ率が比較的高く推移した1970年代後半から1980年代について人件費調整手段の推移をみると次のことがわかる。まず、名目賃金に関しては、1986年に残業手当がわずかに前年割れとなった以外は、いずれの調整手段も前年を上回って推移していた。また、雇用者数に関しては、24歳以下も55歳以上も人口対比で同程度の伸びを示していた。したがって、1990年代の後半に生じた残業手当や賞与を中心とした人件費の調整は、過去にはみられない大規模なものであったことが示唆される。

整されてきた。しかし、インフレ率や労働生産性が著しく低迷した1992年以降においては、名目賃金の下方硬直性によって実質効率賃金が高止まっていた。ただし、1998年以降は、名目賃金の低下や労働生産性の上昇によって実質賃金の調整が実現したことが示された。さらに、1990年代以降の名目賃金の動きに焦点を当てると、比較的早いタイミングで残業手当や賞与による調整は行われていたものの、所定内給与までを含めたベースでは1997年頃まで調整が進んでいなかったことも指摘した。

4．名目賃金の下方硬直性と失業の関係：フィリップス曲線を用いた検証

以上、3節では、2節で確認したフルタイム雇用者の名目賃金の下方硬直性が、インフレ率や労働生産性上昇率が低く推移した1990年代央において、実質効率ベースで測ったわが国企業の人件費を圧迫していた可能性を示した。そこで本節では、フィリップス曲線の推計を通じて、名目賃金の下方硬直性がわが国の失業率にどの程度の影響を与えたのかを検証する。

(1) フィリップス曲線の形状と名目賃金の下方硬直性

インフレ率あるいは名目賃金上昇率と失業率とのトレードオフ関係を表したフィリップス曲線の形状は、名目賃金の下方硬直性の有無によって異なりうる。この点は古くから指摘されており、例えばTobin [1972, 1997] では以下のように述べられている。すなわち、名目賃金の下方硬直性が存在するため、低インフレ下では失業が急増し、フィリップス曲線の傾きは緩やかになる。しかしながら、高失業が持続する局面では、次第に名目賃金の下方硬直性が解消され賃下げも生じうる。このため、インフレ率あるいは名目賃金上昇率と失業率との関係は非線形関数で表され、S字のフィリップス曲線 (S-shaped short-run Phillips curve) が観察される。

こうしたトービンの指摘は、フルタイム雇用者の名目賃金の下方硬直性が1997年まで観察され、不況が深刻化した1998年以降は観察されなくなったとの前節の分析結果と整合的といえる。そうであるならば、フィリップス曲線の形状も、S字型となり、低インフレ下でいったんは緩やかになるものの、高失業が持続する状況下では再び急になるのだろうか²³。

23 Nishizaki and Watanabe [2000] やKimura and Ueda [2001] のように、わが国の集計データを用いた先行研究でも、景気が低迷した1990年代の低インフレ下では、わが国のフィリップス曲線の傾きが緩やかになった可能性が指摘されている。一方、木村・黒住・門間 [2001] では、名目賃金の下方硬直性が持続することは考えにくいと、フィリップス曲線は両端がスティーブな非線形な形状になる可能性が指摘されている。

この点を視覚的に確認するために、図9には、1985～2001年の地域別データを用いたフィリップス曲線を示した。ここでは、縦軸に地域別インフレ率（地域ごとの期間平均からの乖離で表示）、横軸に地域別失業率（同）をとり、2節で得られた結果と整合的となるように、名目賃金の下方硬直性が観察された1992～97年をひし形、名目賃金の下方硬直性が制約となっていなかった1991年以前と、名目賃金の下方硬直性が観察されなくなった1998年以降を三角形でそれぞれプロットした。ここでインフレ率と失業率について、地域ごとの期間平均からの乖離をとるのは、地域ごとの平均的な水準の違い（固定効果）をコントロールして、両変数の変動の関係をみるためである²⁴。なお、地域区分は北海道・東北・関東・北陸・中部・近畿・中国・四国・九州の9区分とし、地域別インフレ率は『消費者物価指数』（総務省）、地域別失業率は『労働力調査』（総務省）からそれぞれ算出した²⁵。

図9をみると、フィリップス曲線は右下がりとなっており、縦軸のインフレ率と横軸の失業率との間に負の相関関係があることが確認できる。そして、フィリップス曲線の傾きを縦軸のインフレ率の局面別に比較すると、縦軸のインフレ率が比較的高いときには傾きは急になっている一方で、縦軸のインフレ率が低くなるにつれフラット化し、さらに縦軸のインフレ率のマイナス幅が大きくなるにつれて、若干ながら傾きが急になっている傾向があることがわかる。つまり、インフレ率と失業率には非線形な関係が示唆される。

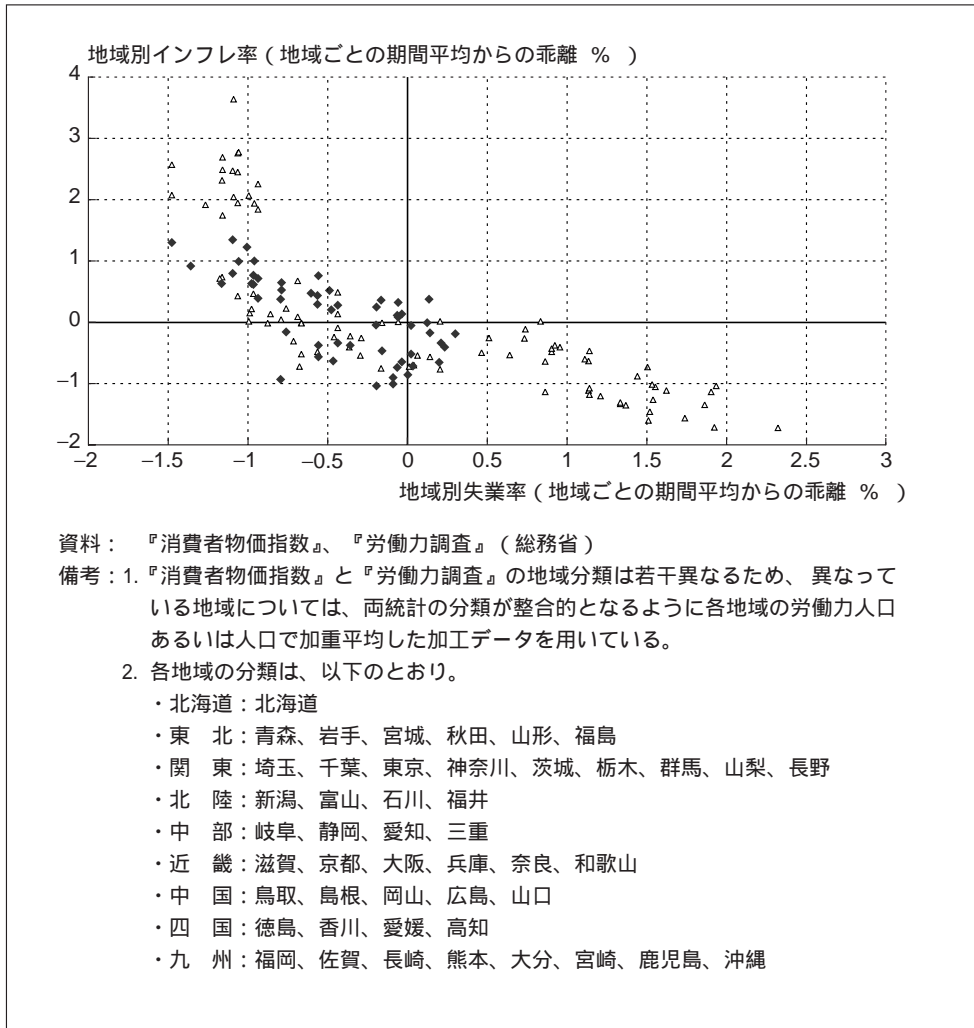
そこで、以下では、地域ごとの期間平均からの乖離ではなく実際の失業率をインフレ率に回帰し、フィリップス曲線を推計することによって、両変数間の非線形な関係を捉えてみる。具体的には、被説明変数に消費者物価指数の対前年比伸び率を採用し、説明変数に失業率を用いる。この際、失業率の1乗項だけでなく、2乗項を加えた場合、さらに3乗項を加えた場合のそれぞれの関数型を想定する。また、各地域および各年の固定効果をコントロールするため、推計は2元配置固定効果モデルとして行う。なお、フィリップス曲線の推計には、インフレ期待の代理変数や供給ショックを捉える変数を説明変数に加えることが一般的であるが、ここではそれらの要因は各地域および各年の固定効果に吸収されることを仮定する。

推計結果は表2のモデル1～3に示したとおりであり、これをみると以下のことがわかる。まず、説明変数に失業率の1乗項のみを採用したモデル1の場合には、失業

24 インフレ率の地域ごとの期間平均はいずれもゼロ近傍にあり、期間平均からの乖離をとったインフレ率は実際のインフレ率と大きく異なるものではない。したがって、図9をもとに名目賃金の下方硬直性の有無を観察することは可能と考えられる。なお、ここで地域別データを用いたのは、自由度を確保するためである。もっとも、2節との整合性を保つためには、ここでも都道府県別データを用いることが望ましい。しかし、『労働力調査』が公表している都道府県別の失業率は1997年以降しか入手可能でないことや、『労働力調査』の都道府県別データは標本規模も小さく、全国結果に比べると精度が十分ではないという問題があることから、本節の分析は地域別データを用いることとした。

25 3節と同様、消費者物価指数については、消費税導入要因および消費税引上げ要因は調整済みのものを用いている。また、『消費者物価指数』および『労働力調査』の地域分類は若干異なるため、異なる地域については、両統計が整合的となるように、各地域の労働力人口あるいは人口加重平均した。

図9 地域別データを利用したフィリップス曲線



率の係数は統計的に有意にマイナスとなっている。次に、失業率の2乗項を追加したモデル2の場合には、2乗項は統計的に有意な結果が得られていない。しかし、失業率の3乗項まで追加したモデル3の場合には、失業率は1乗項がマイナス、2乗項がプラス、3乗項がマイナスでそれぞれ有意水準1%で統計的に有意な値をとっている。つまり、この結果に基づけば、わが国では非線形なS字型のフィリップス曲線が存在するといえる²⁶。

26 固定効果に関するF検定量をみる限り、いずれの場合も固定効果モデルが正当化される。なお、検定可能なケースについては、変動効果モデルと固定効果モデルをハウスマン検定によって選択することも試みたが、いずれも固定効果が選択された。

表2 地域別フィリップス曲線のパネル推計結果：
名目賃金の下方硬直性を考慮しない場合

	モデル1	モデル2	モデル3
失業率	-0.271 (-3.186) [0.002]	-0.381 (-2.097) [0.038]	-1.558 (-3.141) [0.002]
失業率の2乗		0.013 (0.686) [0.494]	0.363 (2.614) [0.010]
失業率の3乗			-0.032 (-2.542) [0.012]
定数項	2.713 (10.837) [0.000]	2.908 (7.677) [0.000]	4.122 (6.818) [0.000]
決定係数			
階級内	0.952	0.953	0.955
階級間	0.124	0.131	0.106
全体	0.935	0.933	0.932
F 値	2.713 [0.009]	2.752 [0.008]	3.276 [0.002]
サンプル数	153	153	153

備考：1. () 内は t 値。[] 内は p 値。

2. 決定係数は自由度修正済。F 値は固定効果に関する F 検定量。

もっとも、ここでの分析は、インフレ率と失業率が線形ではなく非線形関数で表されることを確認しただけであり、名目賃金が下方硬直的であることによって失業がどの程度上昇したか、あるいは、名目賃金が伸縮的になることによって失業がどの程度減少したかといった効果を明示的に捉えたものではない。さらにいえば、名目賃金の下方硬直性が観察されなくなった1998年以降も、失業率が追加的に上昇しているという事実は、こうした失業の増加が、名目賃金の下方硬直性以外の要因によってもたらされている可能性についても考慮に入れる必要があることを示唆している。

そこで以下では、2節の推計結果を用いながら、名目賃金の下方硬直性が名目賃金変化率の平均値を押し上げることによって、失業率がどの程度上昇したかを明示的に算出し、名目賃金の下方硬直性が失業率に与える影響を定量化する。

(2) 名目賃金の下方硬直性を考慮したフィリップス曲線の推計

イ．推計モデルの導出

名目賃金に下方硬直性が存在しない場合、地域*i*の*t*年の名目賃金変化率(\dot{W}_{it}^{nr})は、インフレ期待(\dot{P}_{it}^e)と、労働市場の需給($u_{it} - u_{it}^*$: u_{it} は失業率、 u_{it}^* は均衡失業率)、労働生産性変化率(\dot{e}_{it})、誤差項(ϵ_{it})に依存する以下の(4)式によって決定される。

$$\dot{W}_{it}^{nr} = \dot{P}_{it}^e + b(u_{it} - u_{it}^*) + \dot{e}_{it} + \epsilon_{it}, \quad \epsilon_{it} \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \sigma_\epsilon^2). \quad (4)$$

ここで、長期的にはマークアップ率が一定であると仮定すると、インフレ率は名目賃金変化率から労働生産性変化率を引いたものに一致する($\dot{P}_{it}^{nr} = \dot{W}_{it}^{nr} - \dot{e}_{it}$)。したがって、(4)式は、以下のようにインフレ率と労働需給との関係を表した物価版フィリップス曲線として書き換えることができる。

$$\dot{P}_{it}^{nr} = \dot{P}_{it}^e + b(u_{it} - u_{it}^*) + \epsilon_{it}. \quad (5)$$

一方、名目賃金に下方硬直性が存在する場合、実際に観察される名目賃金変化率(\dot{W}_{it}^r)は、2節で示したように、名目賃金の下方硬直性がない場合の名目賃金変化率(\dot{W}_{it}^{nr})に比べて、名目賃金変化率のギャップ(gap_{it})の大きさだけ押し上げられる($\dot{W}_{it}^r = \dot{W}_{it}^{nr} + gap_{it}$)。さらに、短期的には、物価の粘着性と名目賃金の粘着性が異なる可能性を考慮すると、名目賃金に下方硬直性があるもとのインフレ率は、 $\dot{P}_{it}^r = \dot{W}_{it}^r - \dot{e}_{it} + \dot{M}_{it}$ と表される(\dot{M}_{it} はマークアップ率の変化)。

これらの関係を整理すると、 $\dot{W}_{it}^r - \dot{W}_{it}^{nr} = \dot{P}_{it}^r - \dot{P}_{it}^{nr} - \dot{M}_{it} = gap_{it}$ となり、これを用いて(5)式を書き直すと、名目賃金に下方硬直性が存在する場合のフィリップス曲線は次式で表される。

$$\dot{P}_{it}^r = \dot{P}_{it}^e + \dot{M}_{it} + b(u_{it} - u_{it}^*) + gap_{it} + \epsilon_{it}. \quad (6)$$

なお、ここで $\dot{P}_{it}^r = \dot{P}_{it}^e$ および $\dot{M}_{it} = gap_{it} = \epsilon_{it} = 0$ のとき、失業率 u_{it} は均衡失業率 u_{it}^* に一致する。

次に、(6)式を推計するに当たっては、インフレ期待の変化、マークアップ率の変化、均衡失業率のそれぞれを、地域間で共通な要素、時間を通じて共通な要素、それ以外の要素に区別し、(7)~(9)式のように表す。

$$\dot{P}_{it}^e = \dot{P}_i^e + \dot{P}_t^e + v_{it}, \quad v_{it} \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \sigma_v^2), \quad (7)$$

$$\dot{M}_{it} = \dot{M}_i + \dot{M}_t + m_{it}, \quad m_{it} \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \sigma_m^2), \quad (8)$$

$$u_{it}^* = u_i^* + u_t^* + \eta_{it}, \quad \eta_{it} \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \sigma_\eta^2). \quad (9)$$

ただし、 v_{it} 、 m_{it} 、 η_{it} は確率変数として扱い、それぞれが失業率や他の変数とは相関のない正規分布に従うと仮定する。

ここで、(7)~(9)式を(6)式に代入して整理すると、次の推計式を導出することができる。

$$\dot{P}_{it}^r = a_i + n_t + bu_{it} + gap_{it} + \varphi_{it} \quad (10)$$

ただし、 $a_i = \dot{P}_i^e + \dot{M}_i - bu_i^*$ 、 $n_t = \dot{P}_t^e + \dot{M}_t - bu_t^*$ 、 $\varphi_{it} = v_{it} + m_{it} - b\eta_{it} + \epsilon_{it}$ である。

ここで、4節(1)で提示したように、低インフレ下においてフィリップス曲線の形状が緩やかになる理由を、名目賃金の下方硬直性によって部分的あるいは完全に説明できるならば、名目賃金の下方硬直性の度合いを表すギャップ(gap_{it})を明示的に取り込んだ(10)式のモデルにおいては、説明変数として採用した失業率の2乗項、3乗項はその有意性が弱まるか、有意とならないはずである。そこで、以下では、(10)式の右辺に、4節(1)と同様に、失業率の2乗項、3乗項を追加した推計も行い、それぞれの有意性をチェックする。ちなみに、(10)式を推計する際には、 gap_{it} の係数は1であるとの係数制約を置く。本来であれば、こうした係数制約の妥当性を検定することが必要であるが、係数制約を置かずに(10)式を推計すると、 \dot{P}_{it}^r と gap_{it} の同時決定バイアスが生じてしまうため²⁷、ここでは係数制約を所与として推計を行う。

なお、(10)式のうち、 a_i は各地域の固定効果、 n_t は各年の固定効果を表しており、4節(1)と同様に、2元配置固定効果モデルを推計する。

□．推計結果

(10)式の推計には、4節(1)と同様の1985~2001年の地域別データを用いた。また、地域別の名目賃金変化率のギャップ(gap_{it})については、2節の推計結果をもとに次のように算出した。まず、2節で用いた都道府県別の名目賃金変化率を雇用者数で加重平均し、地域別の名目賃金変化率の平均値を計算する。次に、各地域の名目賃金変化率の平均値をもたらしうる潜在的な名目賃金変化率の分布(名目賃金の下方硬直性が存在しない場合の分布)を2節の推計結果から復元する。そして、復元させた潜在的な名目賃金変化率の分布の平均値と現実の地域ごとの名目賃金変化率平均値との差分を、名目賃金変化率のギャップとして用いる。

推計結果は、表3のモデル1~3に掲載した。これをみると、失業率の2乗項および3乗項は統計的に有意ではあるものの、 p 値をみると7~9%となっており、名目賃金の下方硬直性を考慮していない表2のモデル3の推計結果と比べると、有意性が弱くなっていることがわかる。したがって、フィリップス曲線の形状が非線形となっていた原因の1つとして、名目賃金の下方硬直性を指摘することができる。しかしな

27 すなわち、名目賃金変化率のギャップはインフレ率が低くなるほど大きくなるとの関係があるため、名目賃金変化率のギャップを説明変数に加えて(10)式を推計すると、一致推定量が得られない。

表3 地域別フィリップス曲線のパネル推計結果：
名目賃金の下方硬直性を考慮した場合

	モデル1	モデル2	モデル3
失業率	-0.223 (-2.365) [0.020]	-0.357 (-1.776) [0.078]	-1.258 (-2.257) [0.026]
失業率の2乗		0.016 (0.757) [0.451]	0.284 (1.818) [0.071]
失業率の3乗			-0.024 (-1.731) [0.086]
名目賃金変化率のギャップ	1.000 -	1.000 -	1.000 -
定数項	2.572 (9.263) [0.000]	2.811 (6.692) [0.000]	3.739 (5.504) [0.000]
決定係数			
階級内	0.941	0.942	0.943
階級間	0.247	0.256	0.222
全体	0.931	0.929	0.928
F 値	1.964 [0.056]	1.994 [0.052]	2.267 [0.027]
サンプル数	153	153	153

備考：1. ()内はt値。[]内はp値。

2. 決定係数は自由度修正済。F値は固定効果に関するF検定量。

がら、名目賃金の下方硬直性を明示的に考慮した場合でも、フィリップス曲線の非線形性は完全にはなくなる。この点、推計で用いた名目賃金変化率のギャップは、2節で説明したとおり、事業所の標本替えに伴う計測誤差が含まれているため、実際のものより過小に推計されている可能性がある。したがって、仮に真の名目賃金変化率のギャップが大きい場合には、2乗項および3乗項が有意でなくなり、名目賃金の下方硬直性を考慮した失業とインフレ率の関係が線形関数で近似できる可能性を完全には否定することはできない点に一応留意しておく必要がある。

しかし、こうした点を考慮したとしてもフィリップス曲線の非線形性が完全にはなくなるはずば、1990年代の低インフレ局面に観察された失業の増加は、トービンが指摘したように名目賃金の下方硬直性だけでなく、他の要因によってもたらされていることを示唆していると考えられる。なお、低インフレ・デフレ期にフィリップス曲線の傾きを緩やかにする名目賃金の下方硬直性以外の要因として

は、失業をもたらす名目賃金の下方硬直性以外の「労働市場の歪み」（実質賃金の慣性や雇用者の交渉力による実質賃金の高止まりなど）が低インフレ・デフレ下で増幅された可能性²⁸、バブル崩壊前後にフィリップス曲線の傾きが緩くなるような構造変化が生じた可能性、失業をもたらす持続的な構造変化と低インフレ・デフレが同時に生じた結果、緩やかな傾きをもつフィリップス曲線が観察された可能性²⁹などが考えられる。

八．名目賃金の下方硬直性による失業率の押し上げ効果の試算

以上の結果を受けて、失業率が名目賃金の下方硬直性によってどの程度押し上げられているかを表3のモデル3を用いて試算してみた。具体的には、まず、名目賃金の下方硬直性による名目賃金変化率の押し上げ幅が最大となった1997年時点での失業率の推計値を算出する。次に、名目賃金変化率のギャップの項を差し引いたうえで、名目賃金の下方硬直性がなかった場合の失業率の推計値を算出する。そして、2つの推計値の差分をとることによって、名目賃金の下方硬直性による失業率の押し上げ効果を試算する。

試算の結果、名目賃金の下方硬直性による失業率の押し上げ効果は1997年の時点で1.1%程度となった。つまり、1997年の失業率は3.4%であったため、当時の失業率の1/3程度が名目賃金の下方硬直性によってもたらされていたと考えることができる。

わずか0.3%程度の名目賃金変化率のギャップが1997年当時の失業率を1.1%程度押し上げていたとの試算結果は、名目賃金の下方硬直性が失業率に与える影響としては過大にみえるかもしれない。したがって、ここでの推計・試算結果は幅をもって解釈すべきである。ただし、この点については、名目賃金の下方硬直性以外の要因によってフィリップス曲線の傾きが緩やかになっており、その状態においてさらに名目賃金変化率のギャップが生じたために、失業率を大きく押し上げたと解釈することができる。つまり、表3のモデル3の推計結果が示すように、名目賃金の下方硬直性を考慮した場合でもフィリップス曲線には非線形性が存在した。その結果、1997年当時はフィリップス曲線の傾きが非常に小さくなっており、そこで名目賃金変化率のギャップが生じた場合には、フィリップス曲線の上方シフトがわずかであっても、失業率を大きく上昇させることになる。このように考えると、フィリップス曲線の傾きが緩やかになっている状態を所与とした場合、たとえ下方硬直性による名目賃金の押し上げ効果が小さくても、失業に対してある程度の影響を与えうる点には注意する必要があるといえる³⁰。

28 この点の詳細は黒田・山本 [2003c] を参照されたい。

29 なお、供給要因の変化等の構造変化をコントロールするために、説明変数に地域別パートタイマー比率や女性の労働力率等も加えてみたが、結果は変わらなかった。構造変化要因については、(10)式の推計において、各年の固定効果に一部吸収されているとも考えられる。

30 上述のように、名目賃金変化率のギャップが過小推計されている可能性に留意する必要があるが、名目賃金変化率のギャップが大きかった場合には、それを考慮して推計されたフィリップス曲線の傾きは(10)式の推計結果よりも急になるはずであり、名目賃金の下方硬直性が失業を押し上げる効果が直ちに大きく推計されるとは限らない。

二．1998年以降の失業率上昇の背景

最後に、1998年以降、名目賃金変化率のギャップがマイナスに転じたことによって、失業率がどの程度押し下げられていたかを、上と同様の方法で試算してみた。その結果、名目賃金変化率のマイナスのギャップが失業率を押し下げた影響は、1998年時点では0.7%程度であったとの結果を得た。

一方、1998年以降の実際の失業率は上昇を続けている。この失業率の上昇はどのように解釈すべきだろうか。第1の可能性としては、名目賃金の下方硬直性に起因する雇用調整がラグを伴って生じたことが考えられる。わが国では、雇用の調整には大きなコストがかかるために、いわゆる労働保蔵（labor hoarding）が起きやすいとされている。このため、名目賃金の下方硬直性によって人件費が圧迫された企業が雇用調整を行う場合、必要な調整が当期だけでは終わらず、数期間かけて行われることが多い。上の分析ではこの点が考慮されていなかったため、1997年までに生じた名目賃金変化率のギャップが1998年以降の失業率を押し上げる可能性は排除されていた。実際、名目賃金変化率のギャップとして前期との平均をとったものを用いて上の分析を行うと、名目賃金の下方硬直性は1998年も失業率を0.25%程度押し上げていたとの試算結果を得ることができる³¹。第2の可能性としては、名目賃金の下方硬直性が原因でいったん失業した労働者が、外部労働市場においてスムーズに次の職に就くことができず失業プールに滞留し、ミスマッチ失業が累積した可能性を挙げることができよう³²。このほか第3の可能性として、1998年以降の失業率の上昇は、名目賃金の下方硬直性以外の要因によってもたらされていたとも考えられる。名目賃金の下方硬直性以外の要因としては、上述の「労働市場の歪み」や構造変化などが挙げられる。

ホ．まとめ

以上の分析結果をまとめると次のようになる。まず、インフレ率が低下した1992～97年にかけては、フルタイム雇用者の名目賃金に下方硬直性が存在したため、名目賃金変化率の平均値が高止まり、失業率が最大で1.1%程度押し上げられた。また、1998～2001年においては、名目賃金の下方硬直性が観察されなくなり、失業率を押し下げる方向に働いていた。つまり、1990年代以降のわが国のフィリップス曲線は、トービンが指摘したように、名目賃金の下方硬直性によってS字型に近い形状となっていたと判断することができる。ただし、S字のフィリップス曲線は、名目賃金の下方硬直性によってのみ生じていたわけではなく、名目賃金の下方硬直性以外の「労働市場の歪み」や構造変化もその原因となっていたと考えられる。

31 このほか、名目賃金変化率のギャップとして過去3年、4年の平均をとると、それぞれ1999年、2000年まで失業率を押し上げたとの試算結果が得られる。

32 ミスマッチ失業のなかには、人的資本スキルの違いによって生じるものや、労働市場が地域間で分断されていることによって生じるものなどが含まれる。

5 . おわりに

本稿で得られた結果を要約すると、以下のとおりである。第1に、わが国のフルタイム雇用者の名目賃金（集計データを利用して算出したフルタイム雇用者に関する年間給与総額）に下方硬直性が観察されたのは1992～97年であり、不況が深刻化した1998年以降は下方硬直性が観察されなくなった。この結果は、名目賃金には下方硬直性があったとしても、その事象は永続的に観察されるものではないということを示唆するものである。第2に、1992～97年に観察された名目賃金の下方硬直性は、インフレ率と労働生産性が著しく低迷するなか、実質効率ベースで測った企業の人件費を高止まりさせ、企業収益を毀損していた可能性がある。そして第3に、名目賃金の下方硬直性の存在によって価格調整が困難になった結果、企業は人件費増大の解消のために数量調整をせざるをえない状態に陥り、この影響をマクロの失業率の押し上げ幅として測るならば、名目賃金の下方硬直性は1997年までにわが国の失業率を最大で1%程度上昇させていた可能性が示唆された。また、雇用調整が緩慢にしか行われなことを勘案すると、1997年までの名目賃金の下方硬直性は、ラグを伴って1998年以降の失業率を押し上げたと考えられることもできる。ただし、1990年代に上昇した失業率の原因は、名目賃金の下方硬直性以外の「労働市場の歪み」や構造変化にもあったと推察された。

以下では結びにかえて、こうした分析結果に基づき、若干ながら金融政策への含意を検討することとしたい。

本稿の分析からは、わが国の名目賃金は永続的に下方硬直的ではなく、ある程度の時間が経過すれば引下げが起こるとの結果が示された。つまり、この結果に基づけば、低インフレ・デフレ下で名目賃金の下方硬直性による弊害が生じたとしても、ある程度の時間が経過すれば賃下げが生じるようになり、名目賃金の下方硬直性に伴う弊害も解消しうると考えることができる。

ただし、ここで問題となるのは、賃下げが生じるタイミングである。比較的早い時期に名目賃金の下方硬直性がなくなるのであれば、あえて金融政策によって若干のプラスのインフレ率を目指す必要はない。ところが、わが国フルタイム雇用者の名目賃金が減少したのは1998年になってからのことであり、バブル崩壊以降、7～8年も経過している点には留意すべきである。この間に企業収益は悪化を続け、失業率を1%程度上昇させたほか、その影響が1998年以降まで残って失業率を押し上げ続けた可能性があることは4節で考察したとおりである。また、わが国のように、外部労働市場が未発達な国では、ひとたび失業してしまった労働者は容易に就職先をみつけることができず、失業プールに滞留してしまう可能性が高い。

こうした点を踏まえると、金融政策運営に当たっては、名目賃金の下方硬直性による直接的な弊害のみならず、名目賃金の下方硬直性が解消したあとでもその弊害が後遺症として残る可能性を十分に考慮することが必要といえるであろう。

参考文献

- 木村 武・黒住卓司・門間一夫、「望ましい金融政策の対応を巡って - 供給構造の変化に対する政策運営を中心に - 」、ディスカッション・ペーパー、2001-J-28、日本銀行金融研究所、2001年
- 黒田祥子・山本 勲、「わが国の名目賃金は下方硬直的吗？（Part Ⅰ）名目賃金変化率の分布の検証 」、『金融研究』第22巻第2号、2003年a、35～70頁
- ・ 、「わが国の名目賃金は下方硬直的吗？（Part Ⅱ）フリクション・モデルによる検証 」、『金融研究』第22巻第2号、2003年b、71～114頁
- ・ 、「名目賃金の下方硬直性が失業率に与える影響 マクロ・モデルのシミュレーションによる検証 」、『金融研究』第22巻第4号、2003年c、219～254頁
- Christofides, Louis N., and Man Tuen Leung, “Nominal Wage Rigidity in Contract Data: A Parametric Approach,” *Economica*, 70 (280), 2003, pp. 619-638.
- Kahn, Shulamit, “Evidence of Nominal Wage Stickiness from Microdata,” *American Economic Review*, 87 (5), 1997, pp. 993-1008.
- Kimura, Takeshi, and Kazuo Ueda, “Downward Nominal Wage Rigidity in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 15, 2001, pp. 50-67.
- Lebow, David E., Raven E. Saks, and Beth Anne Wilson, “Downward Nominal Wage Rigidity: Evidence from the Employment Cost Index,” *Advances in Macroeconomics*, 3 (1), article 2, 2003.
- Nishizaki, Kenji, and Tsutomu Watanabe, “Output-Inflation Trade-Off at Near-Zero Inflation Rates,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 14, 2000, pp. 304-326.
- Poole, William, “Is Inflation Too Low?,” *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, 81 (4), 1999, pp. 3-10.
- Tobin, James, “Inflation and Unemployment,” *American Economic Review*, 62 (1/2), 1972, pp. 1-18.
- ・ 、「The Natural Rates as Classical Macroeconomics,” Cowles Foundation Paper No. 937, Cowles Foundation for Research in Economics at Yale University, 1997.

