

わが国の名目賃金は下方硬直的か？ (Part I)

名目賃金変化率の分布の検証

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、1993～98年のマイクロ・データから算出された名目賃金変化率の分布の形状をさまざまな統計的手法を用いて検討し、わが国の名目賃金の下方硬直性を検証した。

本稿の定義に従えば、わが国の名目賃金には下方硬直性が存在するが、その度合いは名目賃金のタイプによって異なることがわかった。具体的には、(1)名目賃金変化率の分布にゼロ近傍で突出したスパイクが観察され、しかも分布の右側が左側よりも大きくなっていることから、わが国の名目賃金には下方硬直性が存在すること、(2)賃下げを経験したサンプルがどの程度あるかという基準で判断した名目賃金の下方硬直性の度合いは、名目賃金のタイプによって異なること、(3)パートタイム女性の時給についてはほぼ完全に下方硬直的といえる反面、フルタイム雇用者の男性・女性の所定内月給と年間収入については、全体の4分の1程度のサンプルが賃下げを経験しており、下方硬直性の度合いは限定的であること等を明らかにした。

さらに、名目賃金変化率の分布の歪みとインフレ率との相関関係を検証したところ、分析対象となったインフレ率は極めて低い範囲に限られるものの、フルタイム男性の所定内月給については、インフレ率が高いほど分布の歪みは解消される傾向があることを示した。

キーワード：名目賃金の下方硬直性、インフレ率、金融政策、賃金格差、
マイクロ・データ、名目賃金変化率の分布

本稿を作成するに当たっては、清家篤教授（慶應義塾大学）、チャールズ・ユウジ・ホリオカ教授（大阪大学）、関西労働研究会参加者の各氏、北村富行氏（日本銀行・金融市場局）、木村武氏（同・企画室）、関根敏隆氏（同・調査統計局）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。本稿の分析に用いたデータは、財団法人家計経済研究所が実施した『消費生活に関するパネル調査』の個票データである。データの利用をご許可いただいた家計経済研究所ならびに貴重なコメントをくださった各氏に感謝したい。本稿に示されている意見およびありうべき誤りは、すべて筆者たち個人に属し、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。

黒田祥子 日本銀行金融研究所研究第1課（E-mail: sachiko.kuroda@boj.or.jp）

山本 勲 日本銀行金融研究所研究第1課副調査役（E-mail: isamu.yamamoto@boj.or.jp）

1. はじめに

1990年代初めのバブル崩壊以降、わが国の消費者物価指数でみたインフレ率は徐々に鈍化し始め、2000年代に入ってから、年率1%程度のマイルドなデフレが持続している。この間、わが国ではこれまでにない勢いで失業率が上昇し、本稿執筆時点においてもなお高止まったままである。

これまでわが国では、景気後退期においても労使協調のもと、賞与・残業時間の削減や名目賃金上昇率の抑制によって実質賃金が引き下げられ、失業率の上昇が回避されてきたといわれている¹。しかし、経済情勢が深刻化した1990年代後半以降は、残業時間の調整余地が乏しくなり、インフレ率も極めて低く推移したため、名目賃金の引下げなしでは実質賃金の調整ができない状況に陥った企業があるかもしれない。こうした状況において、企業が何らかの理由で労働者の名目賃金をスムーズに引き下げることができなければ、人件費削減のために企業は雇用調整を行わざるをえず、失業率が上昇する可能性が高い。1990年代末に失業率が急上昇した原因の1つとして、名目賃金の引下げがなかなか進まなかったことを強調する主張は、このような考え方に基づいている^{2, 3}。

こうした主張の妥当性を検討するためには、わが国の名目賃金が下方硬直的かどうかを検証しなければならない。ところが、名目賃金の下方硬直性を検証したわが国の先行研究は、筆者たちが認識する限り、産業別やマクロの集計データを利用したKimura and Ueda [2001]の分析に限られる⁴。

しかし、集計データを用いた時系列の分析は、名目賃金の変化に労働時間の変化や雇用者数の変化といった数量ベースの調整が含まれるため、名目賃金の下方硬直性を正しく検出できない可能性がある。例えば、マクロの名目賃金が減少したとしても、それが正規社員であるフルタイム雇用者と安価なパートタイム雇用者との入替えという数量調整によってもたらされたものであり、引き続き雇用さ

- 1 わが国の雇用慣行や賃金調整メカニズムについては、マクロの集計データを用いた膨大な研究の蓄積がある。例えば、黒坂 [1988]、篠塚 [1989]、最近では、服部・前田 [2000] や大澤ほか [2002] などを参照。
- 2 例えば、大竹 [2001a]、河野 [2002] を参照。こうした立場の論者は、低インフレやデフレのもとでは名目賃金の下方硬直性が実質賃金の高止まりをもたらすため、日本銀行はゼロではなく若干のプラスのインフレ目標を設定するなどしてインフレを醸成すべきと主張している。
- 3 こうした主張は、Pigou [1933]、Keynes [1936]、Tobin [1972] 等で議論されているように古くから存在する。
- 4 Kimura and Ueda [2001] は、名目賃金の下方硬直性が存在しないならば、賃金変動とその決定要因である実質GDPや労働市場の需給を表す指標との間には線形の関係があるはずであるとの仮定に基づき、両者の間に非線形の関係があるかを検証した。その結果、1998年までの『賃金構造基本統計調査』（厚生労働省）のデータを用いた場合には、わが国の名目賃金には下方硬直性が認められること、『毎月勤労統計調査』（厚生労働省）の時系列データを用いて、推計期間を2000年の第1四半期までに延ばした場合には、名目賃金の下方硬直性は検出されないことなどが明らかにされた。もっとも2000年第1四半期までの推計に用いたデータは、1998年までの分析とはデータ出所が異なることや、就業形態が異なる労働者が混在している可能性などもあることから、結果の解釈についてはKimura and Ueda [2001] でもさまざまな可能性を述べるにとどまっている。

れている正規社員と、パートタイム雇用者の直面している名目賃金は一定である可能性は排除されない。つまり、マクロ・データから計算された名目賃金が下落していることと、個々の経済主体が直面する名目賃金が硬直的であることは矛盾しない場合もある。

この間、欧米では1990年代に入ってから、マイクロ・データ⁵を利用して、名目賃金の下方硬直性を検証した多数の先行研究が発表されている。マイクロ・データの利用が研究の主流となった背景には、上述の集計バイアスを避ける目的があると考えられる。

そこで、本稿では、同一個人を追跡調査したマイクロ・データを利用し、各人の名目賃金が低インフレ下でどのように変化しているかを観察することによって、名目賃金の下方硬直性を検証する。わが国の名目賃金の下方硬直性をマイクロ・データを用いて検証したのは、本稿が最初である。

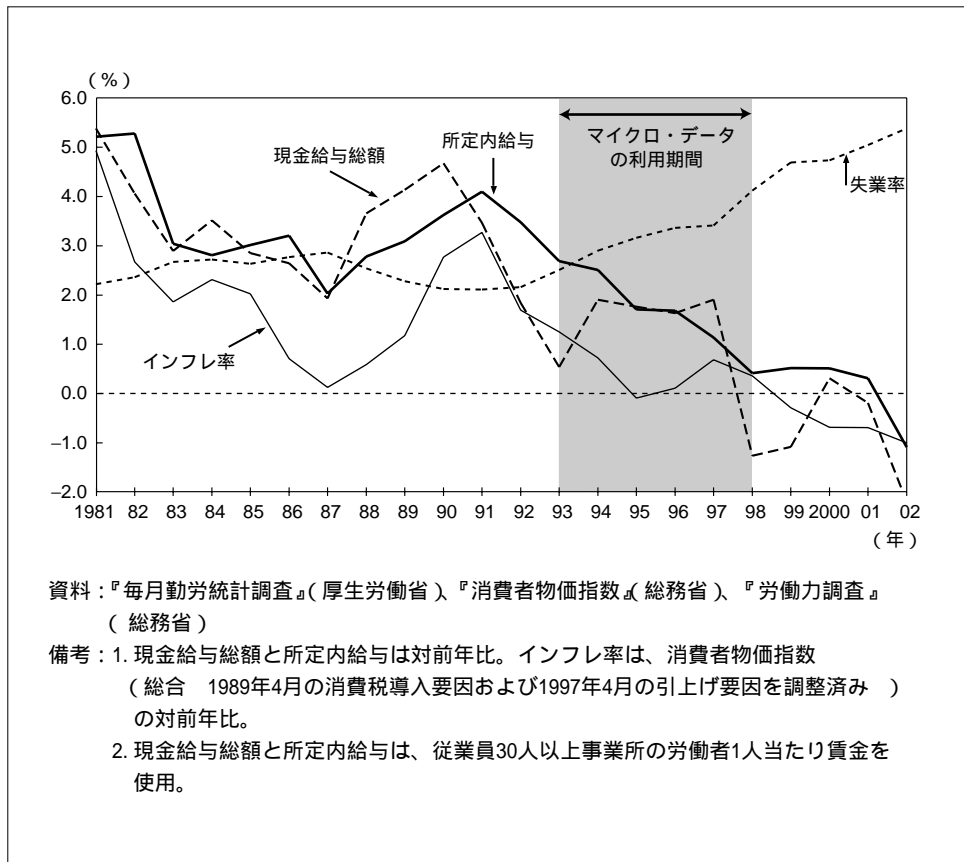
本稿で利用することができたマイクロ・データは、1993～98年のものである。図1に示したように、この期間は消費者物価でみたインフレ率が1%を下回る低い水準で推移する一方、賃金指標は総じてそれを上回る伸び率で推移し、失業率が大きく上昇していた時期である。1990年代の世界的なデイス・インフレの状況の中でも、先進諸国でわが国のようにインフレ率がゼロ近傍ないし小幅のマイナスに長くとどまることはまれであったため、名目賃金の下方硬直性を検証した欧米の先行研究のほとんどは、インフレ率が比較的高い時期のデータを用いたものであった。常に数%以上のインフレが存在する環境下では、賃金の引下げ自体がまれな現象であることから、そうした時期のデータを用いた先行研究の分析結果に対しては、その妥当性を疑問視する声もある。この点、本稿の分析は、先行研究では入手不可能であった極めて低いインフレあるいはデフレ下⁶のデータを用いて、名目賃金の下方硬直性を検証することができるという意味で、これまでの研究蓄積に新たな視点を提供しうるものである。

本稿の構成は以下のとおりである。まず2節では、名目賃金の下方硬直性を検証した先行研究を概観する。次に、3節では本稿で用いるマイクロ・データの説明を行う。4節では、名目賃金変化率の分布の形状をもとに名目賃金の下方硬直性を定義したうえで、所定内月給でみた名目賃金変化率の分布を観察するほか、分布の歪みを統計的に検定することにより、名目賃金に下方硬直性が存在するかを検証する。

5 通常、賃金指数や失業者数といったマクロの統計は、無作為に抽出された標本をもとに、母集団の推計値を算出することにより作成されている。これに対し、マイクロ・データ(「個票データ」とも呼ばれる)は、統計作成のもととなる標本データそのものである。マイクロ・データを用いた分析は、集計されたマクロ・データでは把握できない、サンプルの多様な個別情報を利用することが可能であり、欧米の応用ミクロ経済学研究では主流となっている。なお、毎回の調査で標本替えを行わず、同一個人を追跡し続ける場合、マイクロ・データはパネル・データもしくはロンジチューディナル・データ(longitudinal data)とも呼ばれる。

6 本稿の分析期間における、消費者物価指数(総合)およびGDPデフレータの対前年比伸び率の範囲は、それぞれ-0.30～2.20%、-1.34～0.78%(1997年4月の消費税引上げ要因未調整)であった。

図1 インフレ率・失業率・名目賃金変化率の時系列推移



5節では、さらに、所定内月給・年間収入・時給の下方硬直性を就業形態や男女別に検証するとともに、個々人の属性の違いを考慮した検証や賃金格差との関係についての検討を加える。6節では、名目賃金の下方硬直性と実質賃金の下方硬直性の関係を整理し、そのうえで、名目賃金の下方硬直性とインフレ率との相関関係を検証する。最終節では、4～6節で得られた結果をもとに、本稿のまとめを行う。

2. 先行研究

名目賃金の下方硬直性に関する実証分析は、先進諸国が比較的安定的なインフレ率を経験するようになった1990年代以降、欧米を中心に盛んに行われた。この背景には、いったん物価の安定を達成した後は、デフレによる社会的費用を回避するために、ゼロ・インフレよりもむしろ若干のプラスのインフレ率を金融政策の目標と

すべきではないかとの政策的関心が高まったことも挙げられる⁷。こうした実証分析の大部分が同一個人を追跡調査したマイクロ・データを用いたものであり、分析手法や結果の解釈についてかなりの蓄積が進んでいる。そこで、わが国のデータを用いて名目賃金の下方硬直性に関する検証をはじめの前に、欧米の先行研究を簡単に振り返ることとする。

(1) 名目賃金の下方硬直性と分布の歪み

名目賃金の下方硬直性を検証するうえで出発点となる分析は、名目賃金の対前年変化率の分布(ヒストグラム)の形状を調べる方法である。この方法は、名目賃金が上方にも下方にも伸縮的に動くならば、その変化率の分布は正規分布に近い形状となるとの前提に基づく。

いま、名目賃金の下方硬直性があるために、賃下げはほとんど行われず、名目賃金変化率の下限がゼロとなるとしよう。その場合、観察される名目賃金変化率の分布は右(プラス)方向に歪み、同時に変化率がゼロとなるサンプルが多数観察されると考えられる。したがって、こうした先行研究では、名目賃金変化率の分布にゼロ近傍で突出したスパイクが観察され、しかも分布の右側が左側よりも大きくなっている場合に、名目賃金が下方に硬直的であると判断することが多い⁸。

名目賃金の下方硬直性に関する初期の分析には、McLaughlin [1994] がある。マクローリンは、PSID(*Panel Study of Income Dynamics*)と呼ばれる米国のマイクロ・データを用いて、名目賃金変化率の分布の形状を調べ、名目賃金変化率がゼロとなるサンプルが著しく多いこと、分布の形状が右方向に歪んでみえることを指摘した。しかし、一方で、名目賃金変化率がマイナスとなるサンプルも少なくないことも明らかにし、歪度(skewness coefficient)を用いて分布の歪みを統計的に検定したところ、分布の右方向の歪みは統計的に有意ではなく、したがって名目賃金は下方硬直的でないとの分析結果を示した。

しかし、McLaughlin [1994] の結果に対して、Lebow, Stockton and Wascher [1995] が歪度に基づく検定結果は外れ値に大きな影響を受けるという問題点を指摘したため、それ以後、分布の歪みをより厳密に検定する統計手法の開発が重ねられた。その結果、新たに考案された統計量や手法を用いると、名目賃金変化率の分布は統計的にも右方向に歪んでいると主張する分析結果が多数報告されるよう

7 デフレーションの弊害に対する糊代を確保するために、ゼロよりも若干プラスのインフレ率を目指すべきであるとの主張がなされる要因としては、名目賃金の下方硬直性のほか、負債デフレによる金融システムへの影響、名目金利の非負制約による金融政策の有効性低下の可能性、物価指数の上方バイアスが指摘されている。反対に高いインフレ率には、いわゆる「シュー・レザー」コストの存在や、相対価格変動と一般物価水準の変動との識別が困難となる結果、価格が資源配分のシグナルとして有効に機能しなくなる可能性、税制のインフレに対する非中立性の問題等の弊害もある。詳しくは、白塚 [2001] を参照。

8 名目賃金変化率の分布をもとに、どのように名目賃金の下方硬直性を判断するかについては、4節で詳しく説明する。

になった⁹。こうした研究の蓄積を受け、McLaughlin [1999, 2000] では、名目賃金変化率の分布の歪みを検定する各種の手法を包括的に試し、名目賃金変化率の分布は統計的にも右方向に歪んでいることを報告している。

これらの先行研究を踏まえ、本稿においても名目賃金の下方硬直性を検証する最初のステップとして、名目賃金変化率の分布を概観し、McLaughlin [2000] で包括的に解説された各種の手法を参考にしながら、分布の歪みを統計的に検定する分析を4~5節において行う。

(2) 名目賃金変化率の分布の歪みとインフレ率との関係

マイクロ・データを用いた欧米の先行研究には、名目賃金変化率の分布がゼロとなる点を境に右方向に歪んでいるとのコンセンサスがある。しかし、ここから得られる金融政策への含意は分析者によって主張が分かれる。

1つの主張は、Akerlof, Dickens and Perry [1996] に代表されるように、「名目賃金変化率にはゼロの下限があるため、低インフレあるいはデフレ下では労働需要が減少しても実質賃金が低下しにくい。そのため、雇用調整が進み、均衡失業率も押し上げられるので、金融政策はインフレ率を若干のプラスに誘導し、名目賃金変化率の分布の左裾がゼロもしくはそれ以下にかかる可能性を低くすべきである」というものである¹⁰。

これに対し、McLaughlin [1994, 1999, 2000] に代表される主張は、「名目賃金変化率の分布の歪みは、インフレ率を高くしても解消されないため、金融政策で対処すべき問題ではない」というものである。

これらの主張の違いは、観察された名目賃金変化率の右方向への歪みが、低インフレ期に固有な現象とみるか、あるいは、インフレ率の高低にかかわらず生じる現象とみるかという点で整理することができる。すなわち、アカロフらは、図2の上段で示したように、低インフレ期に観察される名目賃金変化率の分布の歪みは、

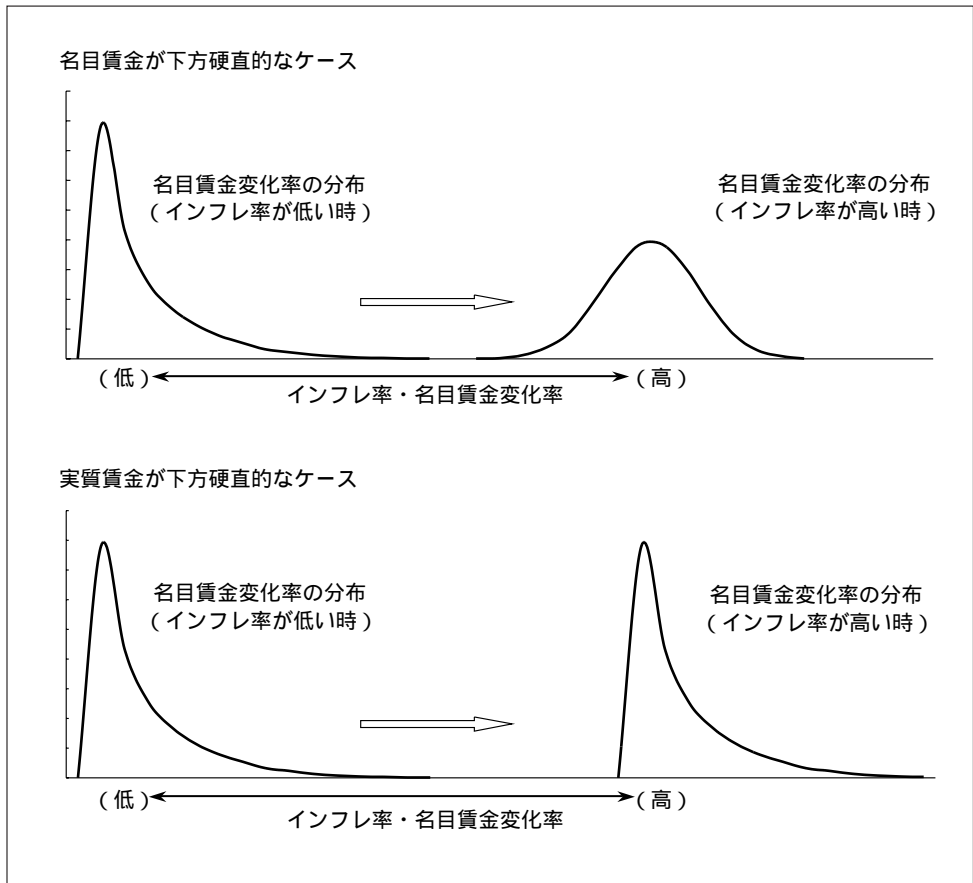
9 例えば、Lebow, Stockton and Wascher [1995] は、外れ値に影響されない独自の歪み指標 (LSW) を提唱し、この指標をもとに判断すれば、名目賃金変化率の分布は右方向に歪んでおり、名目賃金は下方に硬直的であると主張した。Card and Hyslop [1997] は、左右対称な名目賃金変化率の分布をノンパラメトリックに推計し、現実には観察される分布がそこからどの程度乖離しているかを調べることによって、名目賃金の下方硬直性を確認した。Kahn [1997] は、ヒストグラムの各点の高さを複数年データを用いた回帰分析で推計し、中央値からの位置が同じであっても名目賃金変化率がマイナスの場合には、ヒストグラムの高さが有意に低くなっているかどうか検証し、時給で賃金を受け取っている雇用者の名目賃金は下方に硬直的であると報告した。Kahn [1997] の手法は、名目賃金の下方硬直性を測るうえで有用なアプローチの1つであるが、回帰分析を行う際には十分な年数が必要となる。

10 すなわち、名目賃金変化率の歪みは、「人々は名目賃金変化率がマイナスになることを許容したがいらない」ことから生じているため、金融政策はそうした状況を招かないようにすべきであるという主張である。こうした考え方は、マネー・イリュージョンに関する議論としてしばしば登場する。なお、名目賃金変化率とインフレ率との関係を巡る解釈にはインデグゼーション等、さまざまな議論が存在するが、ここでは、本稿の分析を理解するうえで必要最低限の実証研究の紹介にとどめる。

インフレ率が高くなると解消されることを想定しており、このときには、実質賃金を伸縮的に変化させるための1つの手段として、ゼロではなく若干のプラスのインフレ率を目標とすることを主張している。これに対し、マクローリンらの主張は、図2の下段で示したように、そもそも実質賃金変化率の分布が歪んでいるため、名目賃金変化率の分布の歪みはインフレ率が高くなっても解消されないことを想定している。この状況では、金融政策によってインフレ率を若干のプラスに誘導することは実質賃金の調整に貢献しない¹¹。

これら2つの主張のうち、いずれが妥当であるかを検証するため、欧米の先行研究では、インフレ率が高い時期と比較的低い時期の両方を含むデータを用いて、名目賃金変化率の分布の歪みとインフレ率との相関関係を検証する方法が検討された¹²。

図2 名目賃金変化率の分布の歪みとインフレ率との関係



11 名目賃金の下方硬直性と金融政策に関する論点は、6節で詳しく整理する。

12 こうしたアプローチをとった先行研究の大半は、分析対象期間が1980～90年代にかけてのものであり、インフレ率が1桁で比較的安定的に推移した時期（1990年代以降）とインフレ率が高く推移した時期（1990年代以前）の両方が含まれているものが多い。

例えばCard and Hyslop [1997] では、インフレ率が低い時ほど名目賃金変化率の分布が大きく右方向に歪んでいるとしており、図2の上段が示すように、インフレ率が高くなれば分布の歪みは生じないと主張した。これに対し、McLaughlin [1994, 1999, 2000] は、名目賃金変化率の分布の歪みを測る指標とインフレ率との間には有意な相関がみられないことを示し、図2の下段で示されるように、名目賃金変化率の歪みはインフレ率の高低にかかわらず存在すると主張した。そして、名目賃金変化率の分布が右方向に歪んでいる理由としては、効率賃金仮説が示すように、実質ベースでの賃金低下が企業の合理的な判断の結果として回避されるため、あるいは、技能偏向的な技術進歩が生じているために、実質賃金変化率の分布自体が歪んでいる可能性を指摘した¹³。

マクローリンと同様の主張は、Lebow, Stockton and Wascher [1995] でも導かれているほか、カナダのデータを用いたCrawford and Wright [2001] も、名目賃金変化率の分散がインフレ率の高低によって異なる可能性を考慮すれば、名目賃金変化率の分布の歪みをインフレ率に関連付けることはできないと述べている。

これらの先行研究を踏まえ、本稿の6節では、観察される名目賃金変化率の分布の歪みとインフレ率との相関関係を検証する。ただし、6節で詳しく述べるとおり、本稿の分析に用いるマイクロ・データは調査期間が短く、インフレ率が極めて低い時期のものに限られる¹⁴。このため、本稿ではインフレ率が時期だけでなく地域によっても異なることに着目し、時系列およびクロス・セクションの両方向で検証を行う。

3 . 利用データの概要と留意点

本稿では家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』（1993～98年調査）を利用する。本調査は、わが国で利用できる唯一の同一個人を追跡調査したマイクロ・データである。1993年当時に24～34歳の全国に居住する女性を母集団とし、2段階抽出法により無作為に抽出された女性が調査対象者となっている。男性は調査対象からは除外されているものの、調査対象者（女性）が既婚の場合には、その配偶者（男性）に関する情報も調査しているため、既婚者については男女ともほぼ同様の情報を得ることができる。調査項目については、就業、収入・支出、資産・負

13 こうした点は、Fares and Hogan [2000] でも議論されている。また、McLaughlin [1999] は、名目賃金変化率の分布が歪んでいる理由の1つとして、サンプル・セレクション・バイアスが生じているためにマイナスの名目賃金変化率は観察されにくい可能性も挙げている。

14 反対に、分析対象期間が比較的高インフレ期に限られる場合にも、こうした分析は適切に行うことはできない。例えば、Gordon [1996] は、インフレが常態であった米国経済では名目賃金の低下がまれであったことは自明であるとして、Akerlof, Dickens and Perry [1996] の分析の妥当性に疑問を呈した。

賃、生活時間・意識等、多岐にわたっている¹⁵。分析に用いるサンプルは、2年連続して同一企業に勤務する雇用者¹⁶とし、自営業主や家族従業者、転職者、非就業者は除外する。また、男性については1993年のデータの一部が利用できないため、利用するサンプルは1994～98年（変化率では1995～98年）のものに限られる。

同調査を名目賃金の下方硬直性の検証に利用する際には、以下の点に留意する必要がある。第1に、サンプルに偏りがみられることである。まず、調査対象である女性の年齢層が狭い。データが得られる女性は1993年当時で24～34歳、直近の1998年当時でも29～39歳に限られる¹⁷。次に、男性についても、利用可能なサンプルが調査対象となった女性の配偶者に限られるため、標本設計に基づいたサンプルとはいえない¹⁸。また、単身男性のデータが一切得られない問題もある。

第2に、われわれが利用できた調査が1993～98年に限られることである。図1でみたとおり、この期間はインフレ率が極めて低く推移した時期である。先進諸国中、インフレ率がゼロ近傍で推移した経験は極めてまれであり、こうした環境下において名目賃金が下方に硬直的か否かを検証することができるという点で、本稿の分析はこれまでの先行研究に追加的な視点を提供しうる。この反面、本稿のデータは観測期間が短く、インフレ率や名目賃金上昇率が比較的高かった1980年代のデータが得られないため、時系列比較には適していない。また、1999年以降のデータが利用できないことにより、デフレが持続するもともとも名目賃金の下方硬直性が存在するかどうかを検証することはできない。

以上のような留意点を踏まえつつ、本稿では同調査をもとに名目賃金の下方硬直性に関する検証を進めることとする。

15 家計経済研究所 [1995] によれば、同調査に含まれるサンプルは24～34歳女性の基本的な属性を概ね反映しており、『国勢調査』（総務省）『家計調査』（同）『就業構造基本調査』（厚生労働省）などの統計調査とほぼ同様のデータ特性を持つ。同調査のデータ特性として家計経済研究所 [1995] が挙げている点としては、単身世帯の女性が非常に少ないこと、親と同居する夫婦がやや多いこと、子どものいない夫婦がやや少ないこと、学歴がやや高いこと、世帯収入がやや低いこと等がある。

16 具体的には、「1年前も現在と同じ会社等に勤めていましたか」という質問に対する回答に「はい」と答えたサンプルのみを抽出している。

17 本稿で対象とする女性のサンプルは、2年連続して同一企業に勤める24～39歳の女性雇用者に限られており、わが国の女性雇用者全体を母集団として捉えた場合、こうした属性を持つ女性雇用者は全体の3割程度である。すなわち、『労働力調査』（総務省）によれば、24～39歳の女性雇用者数は1993～98年の平均で721万人であり、これは女性雇用者総数2,071万人の34.8%に相当する。さらに、このうち2年連続して同一企業に勤める雇用者に限定すると、分析対象となる女性雇用者のサンプルは全体の29.8%程度となる（『雇用動向調査』〈厚生労働省〉を用いて全常用労働者の1年以内の離職率を14.4%〈1993～98年平均〉として算出）。

18 男性サンプルの年齢は、23～54歳である。ただし、構成比は20、30、40歳代がそれぞれ約10、65、23%を占めており、50歳代以上のサンプルは限られている。したがって、本稿の分析で用いるデータは、男女ともに比較的年齢層が低いことに留意が必要である。

4．所定内月給の下方硬直性：

名目賃金変化率の分布の歪みとその統計的検証

(1) 名目賃金の下方硬直性の定義

以下では、名目賃金変化率の分布の形状と関連付けながら、名目賃金の下方硬直性を定義する。

まず、名目賃金変化率の分布が正規分布に近い形状として観察される場合、本稿では、名目賃金は伸縮的であると定義する。名目賃金が個々人の能力や労働市場の環境に応じて完全に伸縮的に調整される世界では、名目賃金が上昇している人もいれば、下落している人もいると考えられるからである。

次に、名目賃金変化率がゼロとなる位置で突出したスパイクが観察される場合、すなわち、名目賃金が据え置かれているサンプルが非常に多い場合には、名目賃金は硬直的であると定義する。さらに、名目賃金が硬直的であることに加えて、名目賃金変化率の分布が左右対称でなく、ゼロ近傍のスパイクを境に右側が左側よりも大きくなっている場合には、名目賃金は下方硬直的であると定義する。これは、名目賃金に下方硬直性が存在するとき、名目賃金はプラス方向には変化するものの、マイナス方向に変化することはまれと考えられるからである。ただし、名目賃金がマイナス方向に変化すること自体は排除されない。

名目賃金の下方硬直性をこのように定義した場合、どのくらいの割合のサンプルで名目賃金変化率がゼロを下回るかという尺度で名目賃金の下方硬直性の度合いを評価できる。例えば、ゼロ近傍のスパイクが著しく大きく、ほとんどすべてのサンプルで名目賃金変化率がマイナスにならないのであれば、名目賃金の下方硬直性の度合いは高いと判断される。

なお、同様にして、名目賃金変化率の分布にゼロ近傍のスパイクがみられ、分布の左側が右側より大きい場合には、名目賃金は上方硬直的であると定義することができる。

(2) 所定内月給の変化率

名目賃金の下方硬直性を検証した欧米の先行研究の多くは、名目賃金の指標として、賞与や残業手当を含まない所定内給与を用いている。そこで本節ではまず、フルタイム雇用者の所定内月給の変化率を観察することとする。

所定内月給の変化率の算出方法は、次のとおりである。まず、『消費生活に関するパネル調査』の各年調査から、フルタイム雇用者の月給¹⁹（残業手当を含む）を抽出する。次に、同調査では残業手当を含んだベースの月給しか把握できないので、

19 月給の単位は千円である。なお、本稿では回答時における、丸めの誤差はないものとする。

残業時間が前年と大きく変化していないサンプルのみを用いて月給の対前年変化率を算出し、残業時間の変化に伴う影響を取り除いた所定内月給の変化率とみなす^{20, 21}。なお、利用可能なフルタイム雇用者・所定内月給のサンプル数は1,292である²²。

フルタイム雇用者の所定内月給を用いて作成した名目賃金変化率の分布（ヒストグラム）は、図3の上段のとおりである。各ヒストグラムにある釣り鐘型の実線は、データから計算された平均値と標準偏差を持つ正規分布を示したものである。また、横の座標軸において、ゼロよりもやや高い位置にある印は、中央値を示している。

このヒストグラムをみると、（実線で示した）平均値と標準偏差をもとに描いた正規分布とは明らかに異なってみえること、変化率がゼロとなる近傍に全体の2割を超すサンプルが積み上がり、スパイクを形成していること、ゼロ近傍のスパイクの左側に比べて右側のサンプルが多く、分布が右方向に歪んでいること等の特徴を把握することができる。こうした特徴を本稿の定義に照らし合わせると、名目賃金（所定内月給）は下方硬直的であると判断できる。

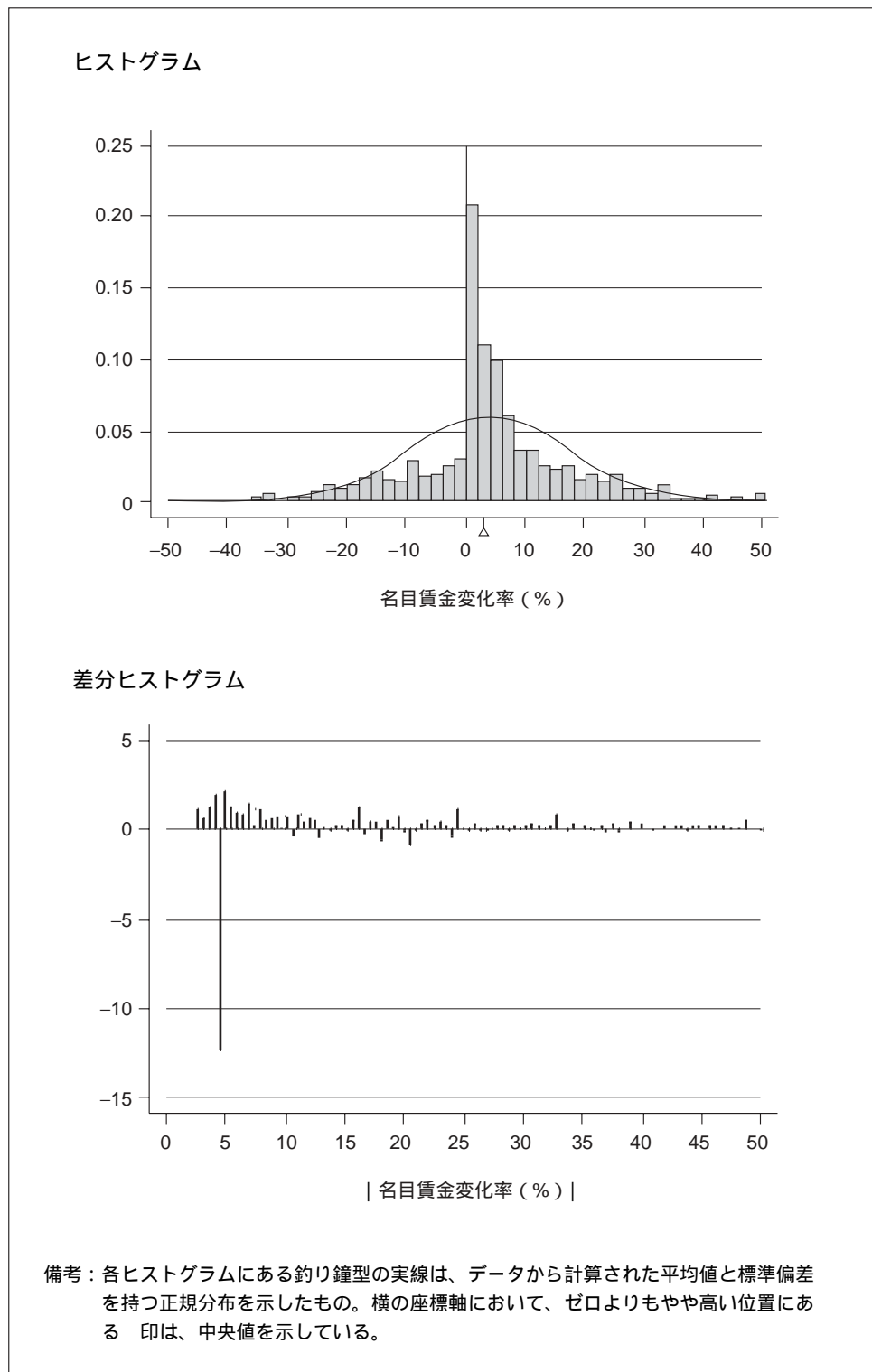
さらに、名目賃金変化率の分布が左右のいずれかに歪んでいるかを視覚的に判断するには、差分ヒストグラム（symmetrically differenced histogram）を観察することも有益である。差分ヒストグラムとは、ヒストグラムの歪みの度合いをみるために McLaughlin [1999] によって示された図であり、中央値を基準にしてヒストグラムの右側から左側を対称に差し引いたものである。名目賃金に硬直性がなく、その変化率の中央値と平均値が同じであれば、差分ヒストグラムはすべての点でゼロに近い値となるはずである。逆に名目賃金に下方（上方）硬直性がある場合には、差分

20 具体的には、「給与の支払われている適当なり残業時間」という質問に対する7つの選択肢（0、1～3、4～5、6～10、11～15、16～20時間、21時間以上）のうち、2年連続で同じ回答をしたサンプルを抽出した。さらに、仕事内容が大きく変化したことによる影響も取り除くため、「配置転換がなく」、「前年と仕事の内容に変化がない」と回答したサンプルに限定することも行った（5節で分析対象となるパートタイム女性・時給についても同様の取扱い）。こうした方法により抽出したサンプルには、定型業務に従事している労働者が多く含まれる可能性がある点には留意が必要である。なお、わが国の場合、労働者の多くがサービス残業を行っている可能性についても留意が必要である。仮に名目賃金が据え置かれていたとしても、サービス残業が増加していれば、サービス残業分も考慮した時間当たり賃金は減少しているとも解釈しうるからである。しかし、『消費生活に関するパネル調査』ではサービス残業時間について7つの選択肢（0、1～3、4～5、6～10、11～15、16～20時間、21時間以上）が設けられているのみであり、正確なサービス残業時間を把握することができないため、本稿の分析ではサービス残業については考慮していない。

21 『消費生活に関するパネル調査』からは、労働時間に関する詳細なデータが得られないため、時給換算は行わない。先行研究の中には、労働時間の計測誤差が大きい可能性に配慮し、賃金総額を労働時間で除して時給換算することは行わないケースもある（例えば McLaughlin [1999]）。なお、わが国では労働基準法の改正により、1980年代末から1990年代初めにかけて急速に「時短」が進んだが、『賃金構造基本統計調査』によれば、一般労働者の所定内実労働時間数は1993年までで下げ止まっており、本稿の推計期間内においてはほとんど変化がない。したがって、本稿の分析は「時短」には大きく影響されないと考えられる。

22 各年の調査では、男女合わせて2,200～2,500程度のサンプルが入手可能である。しかし、上述の方法でサンプルを絞るとともに、明らかな計測誤差を取り除くために名目賃金変化率の絶対値が100%を超えるサンプルを除外したことから、利用可能サンプル数は減少した。

図3 名目賃金変化率の分布：ヒストグラムと差分ヒストグラム



ヒストグラムはヒストグラムが右（左）方向に歪んだ分布を反映して、プラス（マイナス）の値が多くなる。

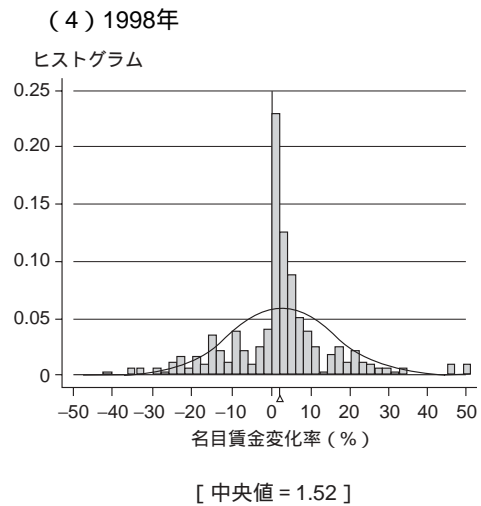
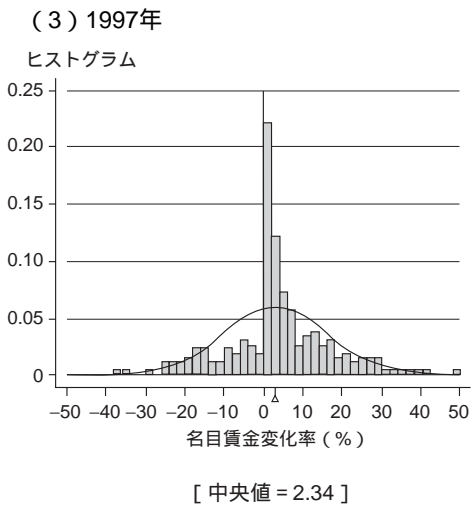
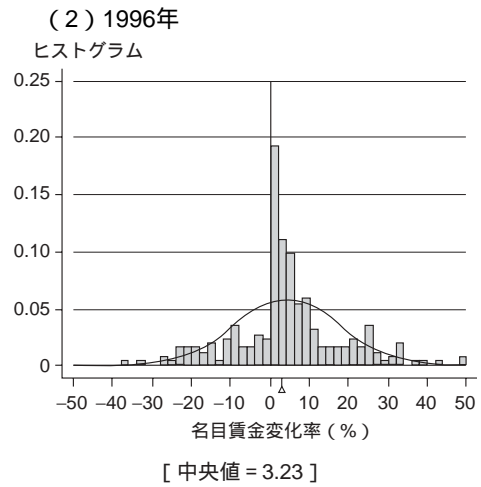
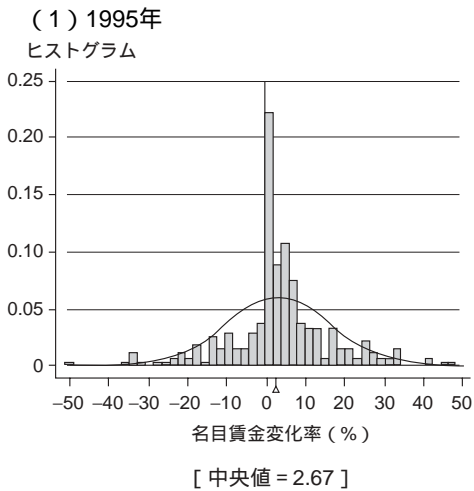
そこで、図3の下段に掲載した所定内月給変化率の差分ヒストグラムをみると、差分ヒストグラムにはプラスの値が多く観察され、名目賃金変化率の分布が右方向に歪んでいる²³。こうしたことから、所定内月給には、名目賃金の下方硬直性が存在することが再確認できる。

なお、図3で示したヒストグラムは1993～98年の名目賃金変化率を調査年で区別することなく全て用いている。つまり、各調査年の分布がほぼ同じとみなしていることになる。そこで、調査年ごとに名目賃金変化率の分布の形状が異なる可能性を確認するために、調査年ごとに所定内月給の変化率に関する分布（ヒストグラム）を作成した（図4）。

図4をみると、いずれの年も、ゼロ近傍に高いスパイクがみられ、分布の形状も右方向に歪んでいることが観察される。また、ゼロ近傍のスパイクの大きさを調査年別に比較すると、名目賃金変化率の中央値が低くなるほど、若干ではあるが、ゼロ近傍のスパイクが大きくなっていることもわかる。すなわち、中央値が3.23%と最も高かった1996年においてはゼロ近傍のスパイクは全サンプルの20%弱であるが、中央値が低くなるほどゼロ近傍のスパイクが大きくなり、1998年には23%程度となっている。このように、名目賃金変化率の分布が左側に移動するにつれて、ゼロ近傍に高く積み上がるサンプルが多くなる傾向は、名目賃金に下方硬直性があることを示唆していると考えられる。

23 図3 に示した差分ヒストグラムには、下方向に大きなスパイクがみられる。これは、ヒストグラムのゼロ近傍のスパイクが中央値の左側に位置していることによる。

図4 名目賃金変化率の分布：調査年別



備考：各ヒストグラムにある釣形の実線は、データから計算された平均値と標準偏差を持つ正規分布を示したもの。横の座標軸において、ゼロよりもやや高い位置にある 印は、中央値を示している。

(3) 分布の歪み度合いを測る統計量

以上のように、ヒストグラムや差分ヒストグラムを概観することによって、名目賃金の下方硬直性のある程度把握することができた。以下では、先行研究で示された名目賃金変化率の分布の歪みを測る各種の統計量を用いて、名目賃金の下方硬直性を厳密に検証する。

ここでは、名目賃金変化率の分布の歪みを測る統計量として、歪度のほか、平均・中央値ギャップ、サイン指数、ランク指数、LSWの5つの統計量を用いる²⁴。2節でも述べたように、歪度は外れ値の影響を受けやすいとの問題があるため、外れ値に影響を受けにくいとされる4つの統計量もあわせて検定する。各統計量の算出方法とその漸近分布は表1に示したとおりである。いずれの統計量も名目賃金変化率の分布が左右に対称であることを帰無仮説 H_0 としており、 H_0 が正しいもとでは漸近的にゼロとなる。また、表1に示した漸近分布を用いれば、 H_0 に対する仮説検定を行うことができる。これらの統計量のいずれを用いても帰無仮説が棄却されれば、名目賃金変化率の分布は統計的にも歪んでいると判断することができる。

これらの統計量のうち、3次モーメントを用いた歪度 (skewness coefficient) は、分布の歪みの程度を測る統計量としては最も一般的といえる。名目賃金変化率の分布が右方向に歪んでいる場合には、歪度はプラスの値をとる。平均・中央値ギャップは、平均値から中央値を引いた統計量であり、右方向に歪んだ分布の場合には平均値が中央値を上回るため、プラスの値をとる。サイン指数は、平均値と中央値の間にあるサンプル数として表され、名目賃金変化率の分布が右方向に歪んでいるほど、その値は大きくなる。ランク指数は、各サンプルに対して中央値からの距離をもとに昇順に順位を付け、中央値の右側に位置するサンプルの順位の合計から左側に位置するサンプルの順位の合計を差し引いたものである。名目賃金変化率の分布が右方向に歪んでいて、高順位のサンプルが中央値の右側に多く観察される場合には、ランク指数はプラスとなる。

LSWは、Lebow, Stockton and Wascher [1995]で示されたものであり、名目賃金変化率の分布において、中央値の2倍以上となる部分の面積からマイナス部分の面積を差し引いたものである。中央値からゼロまでの距離と中央値からその2倍の値までの距離は等しいことから、名目賃金変化率の分布が左右対称であれば、LSWはゼロとなる。一方、マイナスの名目賃金変化率が相対的に少なく分布が右方向に歪んでいる場合には、LSWはプラスになる。LSWは名目賃金変化率の分布の歪みだけでなく、変化率がマイナスとなっている部分の分布が相対的に小さいかどうかを測ることもできるため、名目賃金の下方硬直性の度合いを測るのに適した統計量と考えられる。

24 いずれの統計量も分布の左右対称性を測るものであり、ゼロ近傍のスパイクの影響は受けにくい。

表1 名目賃金変化率の分布の歪みを測る統計量の定義

	統計量	帰無仮説 H_0 での漸近分布	備考
歪度 (skewness coefficient)	$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^3 / \sigma^3$	$N\left(0, \frac{9}{n} + \frac{(y_i - \bar{y})^6 - 6(y_i - \bar{y})^4 \sigma^2}{n\sigma^6}\right)$	外れ値に対して頑健でない
平均・中央値 ギャップ (mean-median difference)	$\bar{y} - y^m$	$N\left(0, \frac{\sigma^2}{n}\right)$	漸近分布は中央値を所与としたもの
サイン指数 (sign statistics)	$\sum_{i=1}^n I(y_i < \bar{y}) - \frac{n}{2}$	$N\left(0, \frac{n}{4}\right)$	
ランク指数 (sign rank statistics)	$\sum_{i=1}^n S(y_i - y^m) R(y_i - y^m)$	$N\left(0, \frac{n(n+1)(2n+1)}{6}\right)$	漸近分布は二項分布を正規分布で近似したもの
LSW (thinness statistics)	$[1 - F(2y^m)] - F(0)$	$N\left(0, \frac{1}{n} (F(0)[1 - F(0)] + F(2y^m)[1 - F(2y^m)] + 2F(0)[1 - F(2y^m)])\right)$	漸近分布は二項分布を正規分布で近似したもの

備考：1. いずれの統計量もMcLaughlin [2000] で詳しく解説されている。

- ここで、 y_i は名目賃金変化率、 \bar{y} は y_i の平均値、 y^m は y_i の中央値、 σ は y_i の標準偏差、 n はサンプル数、 $I(c)$ は条件 c を満たす (満たさない) 時に $1(0)$ をとる指標関数、 $S(a)$ は変数が非負(負)の時に $1(-1)$ をとる符号関数、 $R(a)$ は変数 a の降順位をとる順位関数、 $N(0, \sigma^2)$ は平均 0 かつ σ^2 分散の正規分布、 $F(\cdot)$ は累積密度関数 (ただし、 $F(a) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I(y_i < a)$) を表す。
- 帰無仮説「 $H_0: F(y_i) = 1 - F(2y^m - y_i), \forall i$ 」は y_i の分布が左右対称であることを示す。

表2には、フルタイム雇用者・所定内月給の変化率の分布の歪みを測る統計量と帰無仮説 H_0 が棄却される確率 (p 値) を載せた。これをみると、通年のサンプルでも、調査年別にみても、歪みだけでなく、分布の歪みを測る統計量は概ねプラスとなっており、帰無仮説 H_0 が有意水準5%以下で棄却されることがわかる²⁵。このことにより、名目賃金変化率の分布は、統計的にも右方向に歪んでいることが示される。

25 なお、本稿で採用した歪みを測る統計量の検定は、いずれも大標本を前提としたものであり、小標本に関しては検定力が弱くなる可能性がある。特に、ランク指数は小標本の影響を受けやすいとみられ、調査年別にサンプルを分割した場合の p 値が大きくなるのはこのためと思われる。

表2 所定内月給変化率の分布の歪みを測る統計量

	プール	調査年次別			
	1994～98年	1995年	1996年	1997年	1998年
分布の歪みを測る統計量					
歪度	1.63	3.01	1.28	0.85	1.46
(<i>p</i> 値)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
平均・中央値ギャップ	1.77	1.52	2.01	1.58	1.23
(<i>p</i> 値)	(0.000)	(0.073)	(0.027)	(0.039)	(0.088)
サイン指数	0.10	0.07	0.12	0.09	0.08
(<i>p</i> 値)	(0.000)	(0.008)	(0.000)	(0.002)	(0.001)
ランク指数	0.03	0.03	0.03	0.04	0.02
(<i>p</i> 値)	(0.024)	(0.230)	(0.235)	(0.150)	(0.282)
LSW	0.11	0.10	0.10	0.13	0.11
(<i>p</i> 値)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
構成比 (%)					
プラス	60.84	59.41	62.26	60.23	55.76
ゼロ	14.63	16.24	13.62	15.15	15.58
マイナス	24.54	24.35	24.12	24.62	28.66
中央値 (%)	2.78	2.75	3.33	2.45	1.60
サンプル数	1,292	271	257	264	321

備考：1. 1994年については、男性のデータが得られないため、掲載していない。

2. サイン指数はサンプル数、ランク指数はサンプル数の2乗でデフレートしたものを掲載。

5 . 名目賃金のタイプや属性別にみた名目賃金の下方硬直性

4節では、フルタイム雇用者の所定内月給を用いて名目賃金に下方硬直性がある可能性を検討した。本節では、その結果の頑健性を名目賃金のタイプ（所定内月給・年間収入・時給）別、あるいは、就業形態・男女別にブレイクダウンしながら確認する。

名目賃金のタイプを区別する理由は、わが国では他国に比べて賃金月額に対する賞与の比率が高く、しかも賞与の変動は他の賃金に比べて大きいため、賞与を含むか否かで名目賃金の硬直性の度合いが異なる可能性があるからである²⁶。就業形態・男女別の区別は、わが国でしばしば指摘される二重労働市場、つまり、フルタイムとパートタイム雇用者の労働市場が分断されている可能性、さらに、調査回答

26 例えば駿河 [1987] は、わが国では、賞与は賃金の伸縮性に20%以上の貢献をしており、こうした賞与による賃金調整は業績良好のときよりも悪化のときに顕著に行われると指摘している。

者が女性のみであるという点²⁷を踏まえ必要と判断した。

なお、所定内月給には定期昇給部分が含まれ、マイナスの値を取りにくいことは自明かもしれない。そこで、学歴や職歴からみて予想される名目賃金変化率の値を差し引いた名目賃金変化率の分布を用いて、名目賃金の下方硬直性が観察されるかどうかを検討する。

結論を先取りすれば、わが国の名目賃金には下方硬直性が存在するとの4節の結果は、以下の検討によっても変更されない。ただし、賃下げを経験したサンプルがどの程度あるかという基準で判断した名目賃金の下方硬直性の度合いは、名目賃金のタイプによって異なる。

なお、本節の最後では、名目賃金変化率を賃金階層別に観察し、賃金格差への影響も検討する。

(1) 所定内月給・年間収入・時給でみた名目賃金の下方硬直性

本節では、就業形態（フルタイム・パートタイム）および男女の区別も行い、フルタイム男性・所定内月給、フルタイム男性・年間収入、フルタイム女性・所定内月給、フルタイム女性・年間収入、パートタイム女性・時給の5通りの名目賃金について、対前年比でみた名目賃金変化率に下方硬直性が観察されるかどうかを検討する。

サンプルとして採用するのは、引き続き、同一企業に勤務する雇用者である。所定内月給は、4節で使用したサンプルを男女に分割したものをを用いる。年間収入については、所定内給与、賞与、残業手当の変化をすべて含んだ動きをみる²⁸。なお、残業手当の変化のほとんどは、残業時間の変化という数量調整を反映しているため、名目賃金の下方硬直性の検証に残業手当を含めることには問題があるかもしれない。しかし不況時においては、賞与を削減している企業では、同時に残業時間の削減も行っている可能性がある。したがって、所定内月給と同様に、年間収入についても残業時間が前年と大きく変化しないサンプルに限定してしまうと、年間収入の変化率にバイアスが生じる可能性がある。このため、本節の分析では、所定内給与だけでなく残業手当や賞与の変化も含めた幅広い調整手段として年間収入の変化もみることとする。パートタイム女性・時給については、法定最低賃金未満のサンプルは除外した。

利用可能なサンプルのうち、名目賃金の下方硬直性の検証に用いることのできたものは、フルタイム男性・所定内月給が735（1994～98年において、2年連続して

27 調査回答者（女性）が、本人とその配偶者（男性）に関する賃金について回答しているため、賃金データの計測誤差にも男女間で違いがあると予想される。男女に区別するのは、こうした違いを捉える意図もある。

28 名目賃金の単位は、所定内月給が千円、年間収入が万円、パートタイム時給が円である。

同一企業に勤務し、残業時間が前年と変わらない雇用者<延べ人数>)、フルタイム男性・年間収入が1,384(1994~97年において、2年連続して同一企業に勤務する雇用者<延べ人数>)²⁹、フルタイム女性・所定内月給が557(1993~98年において、2年連続して同一企業に勤務し、残業時間が前年と変わらない雇用者<延べ人数>)、フルタイム女性・年間収入が804(1993~97年において、2年連続して同一企業に勤務する雇用者<延べ人数>)、パートタイム女性・時給が436(1993~98年において、2年連続して同一企業に勤務する雇用者<延べ人数>)である。

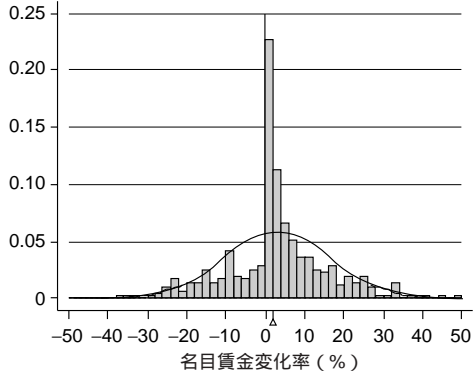
図5は、これら5通りの名目賃金について、対前年変化率を計算し、ヒストグラム(左)と差分ヒストグラム(右)を描いたものである。ヒストグラムをみると、4節と同様、変化率がゼロ近傍のサンプルが非常に多く、スパイクを形成していることがわかる。このスパイクの大きさは、年間収入よりも所定内月給で大きく、さらに時給でより大きくなっている。また、分布の左右対称性を比較してみると、分布の左側が右側に比べて小さくなっており、変化率がマイナスとなっているサンプルが相対的に少なくなっている。差分ヒストグラムをみても、いずれの場合もプラスの値をとる傾向にあり、名目賃金変化率の分布が右方向に歪んでいることがわかる。こうした傾向は、スパイクの大きさと同様、所定内月給や時給で顕著となっている。

29 年間収入に関しては、質問内容が「昨年1年間の年間収入」を問うものであるため、回答記入時点とは1年のずれが生じる。したがって、1998年の調査時点で入手可能な年間収入に関するデータは前年の1997年のものであるため、所定内月給やパートタイム時給に関するデータより利用期間が1年短くなっている。なお、フルタイム男女の年間収入については、「配置転換あり」および「出向中」と答えたサンプルも含めている。「配置転換あり」と回答したサンプルは371(男性263、女性108)、「出向中」と答えたサンプルは全部で8(男性6、女性2)であった。

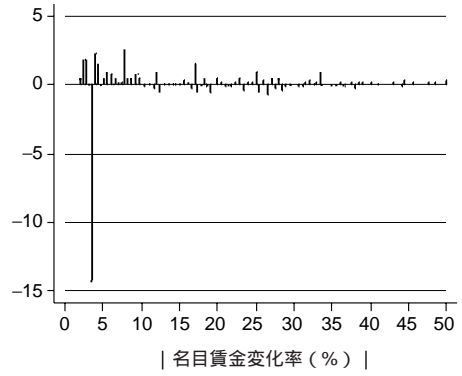
図5 名目賃金変化率の分布：名目賃金のタイプ別

(1) フルタイム男性・所定内月給

ヒストグラム

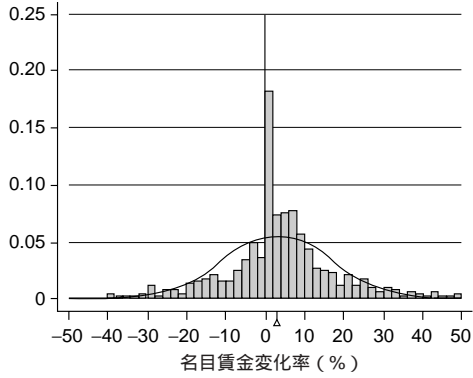


差分ヒストグラム

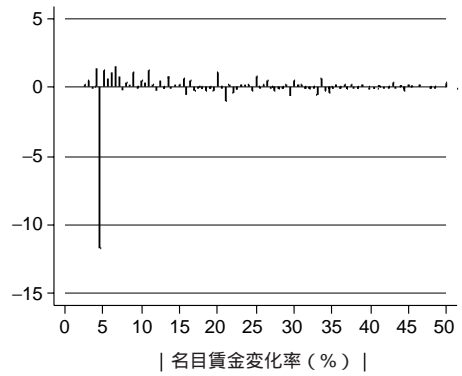


(2) フルタイム男性・年間収入

ヒストグラム

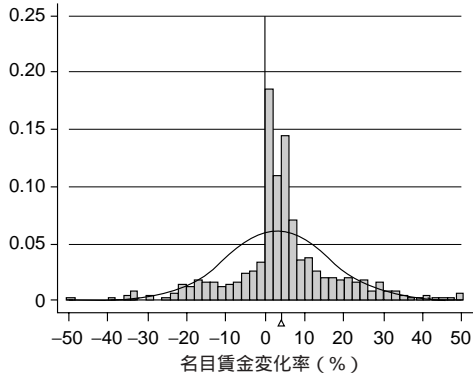


差分ヒストグラム



(3) フルタイム女性・所定内月給

ヒストグラム



差分ヒストグラム

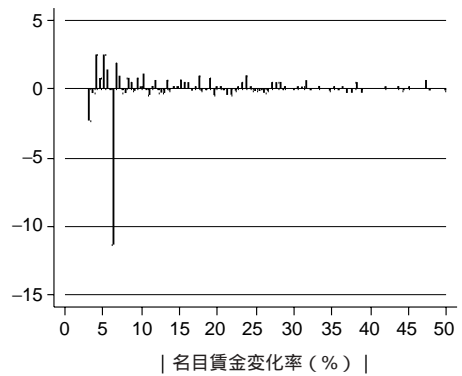


図5 名目賃金変化率の分布：名目賃金のタイプ別（続き）

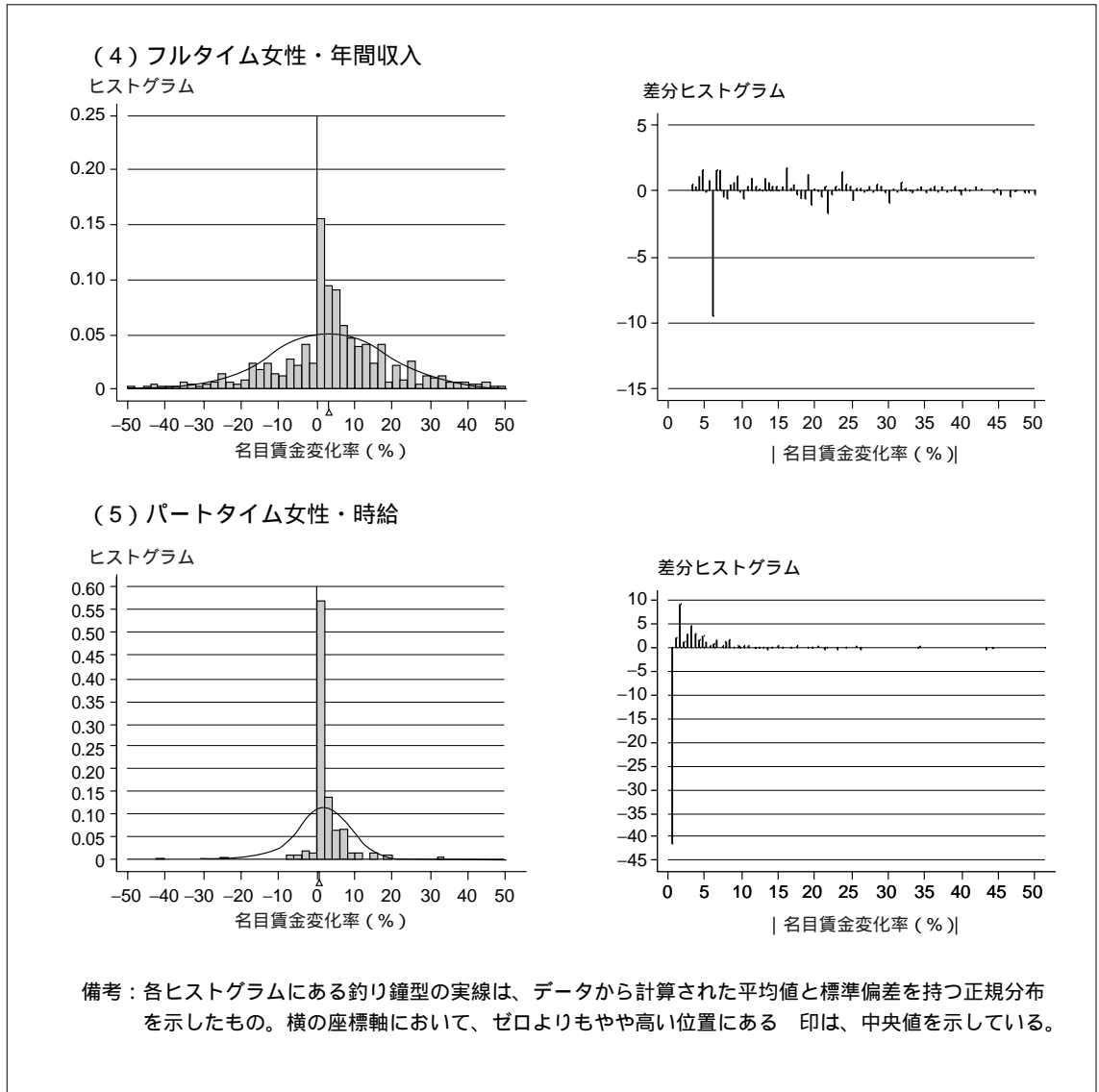


表3には、分布の歪みを測る統計量と帰無仮説 H_0 が棄却される確率 (p 値) を載せている。これをみると、分布の歪みを測る統計量はいずれもプラスとなっており、フルタイム男女の所定内月給とフルタイム女性の年間収入に関するランク指標を除き、帰無仮説 H_0 が有意水準5%以下で棄却されることがわかる。したがって、男女および就業形態別の名目賃金変化率の分布は、統計的にも右方向に歪んでいるといえる。

このように、名目賃金変化率の分布のゼロ近傍にスパイクがみられ、ゼロを境に分布の左側が右側よりも小さくなっていることは、本稿の定義に従うと名目賃金に

表3 名目賃金変化率の分布の歪みを測る統計量

	男性		女性		
	フルタイム		フルタイム	パートタイム	
	所定内月給	年間収入	所定内月給	年間収入	時給
分布の歪みを測る統計量					
歪度	1.83	1.32	1.33	1.33	1.28
(<i>p</i> 値)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
平均・中央値ギャップ	1.91	1.68	1.38	1.30	1.70
(<i>p</i> 値)	(0.001)	(0.000)	(0.018)	(0.029)	(0.000)
サイン指数	0.10	0.06	0.10	0.07	0.14
(<i>p</i> 値)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
ランク指数	0.03	0.03	0.01	0.02	0.18
(<i>p</i> 値)	(0.057)	(0.015)	(0.372)	(0.183)	(0.000)
LSW	0.12	0.11	0.07	0.07	0.40
(<i>p</i> 値)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
構成比 (%)					
プラス	57.14	58.96	65.71	62.94	50.46
ゼロ	16.19	12.07	12.57	9.95	41.97
マイナス	26.67	28.97	21.72	27.11	7.57
中央値 (%)	2.15	2.90	3.83	3.70	0.57
サンプル数	735	1,384	557	804	436

備考：1. 利用可能なプール・データを使用。

2. サイン指数はサンプル数、ランク指数はサンプル数の2乗でデフレートしたものを掲載。

下方硬直性が存在することを示している。中でも、パートタイム女性・時給については、ゼロ近傍のスパイクが6割近くに達しているほか、マイナスの賃金変化がほとんどみられず、かなりの程度下方に硬直的といえそうである³⁰。ただし、年間収入と所定内月給については、男女ともにマイナスの変化率が全体の4分の1程度も観察される。よって、本稿で用いたマイクロ・データからは、年間収入や所定内月給で観察された名目賃金の下方硬直性の程度は、賃下げを経験しているサンプルが一切存在しないとまで主張できるほど強くない。

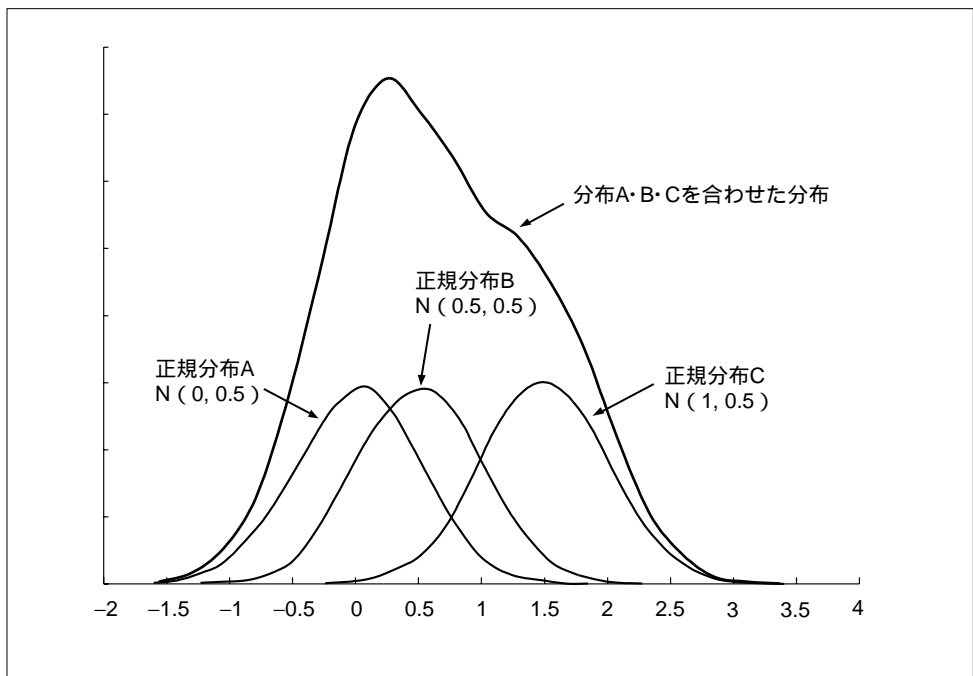
(2) 属性調整後の名目賃金変化率の分布の歪み

本節では就業形態および男女別に名目賃金を分類し、その変化率の分布を観察す

30 なお、パートタイム女性・時給については、賃上げと回答している場合もそのほとんどが上昇率10%以内のものであり、他の名目賃金と比較すると、上方への分布の広がり小さいという特色もある。

ることによって、名目賃金の下方硬直性を検証してきた。しかし、観察された名目賃金変化率の分布の歪みが、それぞれの分類の中でも学歴や職種等が異なる個々人の属性を区別していないため生じた、見せかけのものである可能性がある³¹。例えば、図6にあるように、平均値が異なる3つの正規分布とそれぞれを合成した分布をプロットすると、元の3つの分布は左右対称であるにもかかわらず、合成された分布は右方向に歪んでしまう。そこで以下では、個々人の各属性をコントロールし、図6で示したような平均値のずれを調整したうえで、名目賃金に下方硬直性が存在するかを観察する。

図6 平均値の異なる正規分布を合成することによる分布の歪み



具体的には、名目賃金変化率を個々人の属性で回帰し、その残差について統計的に歪みが検出されるかを検討する。個々人の異なる属性から予想される名目賃金変化率は取り除かれているので、以下ではこの回帰式の残差を属性調整済みの名目賃金変化率とみなす。なお、回帰分析の定義により、残差の平均はゼロになっている。

属性をコントロールするために用いる変数は、『消費生活に関するパネル調査』の調査項目のうち、年齢、勤続年数、経験年数、教育年数、13大都市ダミー（13大都市に居住する場合に1、それ以外は0）、規模ダミー（勤務先企業の従業員数をもとにしたダミー変数：29人未満、30～99人、100～999人、1,000人以上<ベース>）、産業ダミー（勤務先企業の産業をもとにしたダミー変数<建設、製造、卸小売、金

31 こうした指摘は、McLaughlin [1999, 2000] でもされている。

融・保険・不動産、運輸・通信、サービス業<ベース>）、職種ダミー（管理職、専門・技術・教員、事務、販売・サービス、技能・作業職<ベース>）、年次ダミー（1995年、96年、97年<ベース>、98年）とした³²。

これらの属性を全てコントロールし、図5でみた5通りの名目賃金について、回帰式の残差をもとに算出した歪みの統計量を表4に掲載した³³。表4の結果をみると、男女フルタイムの所定内月給および年間収入に関するランク指数を除けば、全てが有意水準5%で正の値を示している。したがって、本稿の定義に従えば、個々人の属性をコントロールしても名目賃金には下方硬直性があるとの結果が得られた。

表4 名目賃金変化率の分布の歪みを測る統計量：属性調整済み

	男性		女性		
	フルタイム 所定内月給	年間収入	フルタイム 所定内月給	年間収入	パートタイム 時給
分布の歪みを測る統計量					
歪度	1.77	1.29	1.33	1.36	1.19
(p値)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
平均・中央値ギャップ	1.46	1.48	1.35	1.24	1.06
(p値)	(0.008)	(0.001)	(0.018)	(0.033)	(0.001)
サイン指数	0.09	0.07	0.08	0.05	0.16
(p値)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.004)	(0.000)
ランク指数	0.02	0.02	0.02	0.02	0.07
(p値)	(0.204)	(0.067)	(0.168)	(0.153)	(0.008)
構成比(%)					
プラス	41.36	43.14	42.01	45.27	34.17
マイナス	58.64	56.86	57.99	54.73	65.83
サンプル数	735	1,384	557	804	436

備考：1. 利用可能なプール・データを使用。

2. サイン指数はサンプル数、ランク指数はサンプル数の2乗でデフレートしたものを掲載。

3. 名目賃金変化率を属性を表す変数で回帰し、その残差を属性調整済みの名目賃金変化率と扱っている。なお、名目賃金変化率がゼロとなるサンプルがないのは、残差を用いているためである。

32 推計式に含まれる年齢は、わが国雇用慣行の特徴である「定昇」を捉えるためのパラメータと考えることができる。

33 なお、属性コントロール済みの名目賃金変化率は平均値がゼロとなる。よって、分布が右方向に歪んでいる場合、中央値はマイナスとなるため、中央値の2倍以上となる分布の面積からゼロ以下の面積を差し引くLSWは必ずマイナスの値が算出され、歪みを測る指標として適当ではない。対処法として、属性調整済みの分布の最頻値を属性調整前のゼロ近傍スパイクとみなし、最頻値以下の面積がどの程度の大きさを検定する方法も一案として考えられるが、回帰式の残差には特定化できるほど大きなスパイクが残らないため、この方法は困難である。したがって、表4ではLSW以外の4つの指標を用いている。

(3) 名目賃金変化率と賃金水準の関係

最後に、名目賃金変化率と賃金水準の関係について、若干の検証を行う。名目賃金変化率の分布で観察されたゼロ近傍のスパイクに含まれるサンプルは、どのような賃金階層に属するのだろうか。名目賃金の下方硬直性を、本来であれば引き下げられるべき名目賃金が据え置かれていると解釈する場合、ゼロ近傍のスパイクを形成するサンプルが低賃金階層により多くみられるのであれば、名目賃金の下方硬直性は賃金格差を縮小させる方向に作用しているとも解釈できる³⁴。

そこで、フルタイム・所定内月給(男女)、フルタイム・年間収入(男女)、パートタイム・時給(女性)のそれぞれに関して、賃金水準の高低に応じてサンプルを6分割(1分位未満が最も賃金が高い階層、分位数が大きくなるほど賃金水準が高い階層となる)し³⁵、各賃金階層と賃金変化率との関係を表5に示した。

表5をみると、フルタイム男女の所定内月給・年間収入、パートタイム・時給ともに、名目賃金変化率がゼロとなったサンプルの割合は、いずれの賃金階層においてもほぼ変わらないことがみてとれる。つまり、名目賃金変化率の分布で観察されたゼロ近傍のスパイクには、全ての賃金階層のサンプルが含まれており、必ずしも低賃金階層に限って名目賃金が下方硬直的であるわけではない。一方、名目賃金変化率がマイナスとなったサンプルは、フルタイム男女の所定内月給・年間収入、パートタイム・時給ともに、低賃金階層の割合が大きい。また、名目賃金変化率がプラスとなったサンプルについては、若干ながら高賃金階層の方が割合は高くなっている。つまり、本稿で用いたサンプルをみる限り、賃金格差は縮小しておらず、むしろ拡大する方向にあることが把握できる³⁶。したがって、表5の結果に基づけば、名目賃金の下方硬直性が賃金格差を縮小させる方向に作用しているとの証左は見出しがたい。

34 もっとも、同一企業に勤務する雇用者の名目賃金が下方に硬直的であるとしても、その賃金水準を維持できなくなった企業が雇用者を解雇し、安価なパートタイム雇用者との代替を行えば、マクロの賃金格差は拡大する。ここでみている賃金格差への影響はあくまでも同一企業に勤務し続ける雇用者に限られる点には留意が必要である。なお、名目賃金の下方硬直性とその賃金格差への影響に関して言及している先行研究は非常に少なく、筆者たちが知る限りStartz [1999] や大竹 [2001b] に限られる。

35 賃金水準は、各年の消費者物価指数(総合<1997年4月の消費税引上げ要因調整済み>)で実質化したものを使用しており、物価水準が異なることによる名目賃金水準の違いは調整されている。

36 なお、本稿と同じデータを用いて、転職したサンプルも含めた男性の年間収入の格差について検証した樋口・濱本 [2001] でも、本節で得られた結果と同様の内容が報告されている。

表5 名目賃金の下方硬直性と賃金格差

(1) フルタイム男性

	サンプル数	変化率(%) (標準偏差)	変化率の分布：全体に対する構成比(%)		
			マイナス	ゼロ	プラス
< 所定内月給 >					
当期の水準					
～1分位	130	-3.74 (15.27)	8.57	3.40	5.71
1～2分位	119	-0.37 (14.07)	5.31	3.27	7.62
2～3分位	119	1.06 (13.71)	4.76	2.86	8.57
3～4分位	123	6.15 (15.42)	3.40	2.04	11.29
4～5分位	122	7.75 (13.42)	2.04	2.59	11.97
6分位～	122	6.40 (14.57)	2.59	2.04	11.97
< 年間収入 >					
当期の水準					
～1分位	233	-5.57 (20.79)	9.25	1.73	5.85
1～2分位	229	2.51 (15.29)	4.77	2.60	9.18
2～3分位	236	3.59 (13.94)	4.99	2.02	10.04
3～4分位	226	4.40 (13.39)	4.62	2.31	9.39
4～5分位	231	6.34 (12.64)	2.89	2.10	11.71
6分位～	229	8.22 (13.80)	2.46	1.30	12.79

備考：各階層は、賃金水準を昇順に並べ替え、全体を6等分したもの。数字が大きくなるほど、賃金水準が高い層になる。賃金水準が同一のサンプルがある場合は、それらを全て下の層に分類しているため、各層のサンプル数は異なる。なお、賃金水準は、各年の消費者物価指数(総合<1997年4月の消費税引上げ要因調整済み>)で実質化したものを使用しており、物価水準が異なることによる名目賃金水準の違いは調整されている。

表5 名目賃金の下方硬直性と賃金格差(続き)

(2) フルタイム女性

	サンプル数	変化率(%) (標準偏差)	変化率の分布：全体に対する構成比(%)		
			マイナス	ゼロ	プラス
< 所定内月給 >					
当期の水準					
～1分位	93	-4.25 (15.61)	7.36	2.87	6.46
1～2分位	93	3.56 (11.03)	4.31	2.33	10.05
2～3分位	93	4.94 (14.50)	2.87	2.69	11.13
3～4分位	93	3.79 (10.57)	2.87	1.62	12.21
4～5分位	93	8.81 (12.75)	1.80	0.72	14.18
6分位～	92	7.50 (16.73)	2.51	2.33	11.67
< 年間収入 >					
当期の水準					
～1分位	134	-8.16 (26.70)	7.84	2.11	6.72
1～2分位	137	2.10 (19.69)	5.35	2.36	9.33
2～3分位	132	3.34 (13.65)	4.73	2.24	9.45
3～4分位	133	6.05 (15.47)	3.48	0.87	12.19
4～5分位	137	7.80 (13.48)	3.36	1.00	12.69
6分位～	131	8.15 (13.67)	2.36	1.37	12.56

備考：各階層は、賃金水準を昇順に並べ替え、全体を6等分したもの。数字が大きくなるほど、賃金水準が高い層になる。賃金水準が同一のサンプルがある場合は、それらを全て下の層に分類しているため、各層のサンプル数は異なる。なお、賃金水準は、各年の消費者物価指数(総合<1997年4月の消費税引上げ要因調整済み>)で実質化したものを使用しており、物価水準が異なることによる名目賃金水準の違いは調整されている。

表5 名目賃金の下方硬直性と賃金格差（続き）

（3）パートタイム女性

	サンプル数	変化率（％） （標準偏差）	変化率の分布：全体に対する構成比（％）		
			マイナス	ゼロ	プラス
<時給>					

当期の水準					
～1分位	76	0.82 (4.02)	1.83	8.03	7.57
1～2分位	79	1.03 (7.49)	1.15	9.40	7.57
2～3分位	66	2.22 (3.55)	0.92	5.28	8.94
3～4分位	70	1.46 (6.17)	0.92	7.57	7.57
4～5分位	74	2.60 (6.96)	1.38	6.19	9.40
6分位～	71	4.16 (9.67)	1.38	5.50	9.40

備考：各階層は、賃金水準を昇順に並べ替え、全体を6等分したもの。数字が大きくなるほど、賃金水準が高い層になる。賃金水準が同一のサンプルがある場合は、それらを全て下の層に分類しているため、各層のサンプル数は異なる。なお、賃金水準は、各年の消費者物価指数（総合＜1997年4月の消費税引上げ要因調整済み＞）で実質化したものを使用しており、物価水準が異なることによる名目賃金水準の違いは調整されている。

6．名目賃金変化率の分布の歪みとインフレ率との関係

（1）名目賃金の下方硬直性と実質賃金の下方硬直性

ここまでの分析では、名目賃金変化率の分布を概観したり、分布の歪みを統計的に検定するなどして、男女および就業形態別に程度の差はあるものの、いずれの名目賃金にも下方硬直性がある可能性を示した。ただし、本稿で利用したデータのサンプルは、極めてインフレ率が低い時期に限られたものであるため、前節で観察した賃金変化率分布の右方向の歪みが、名目賃金の下方硬直性に起因するものなのか、それとも実質賃金の下方硬直性に起因するものなのかを識別することは難しい³⁷。

37 実際、各年の消費者物価指数（総合＜1997年4月の消費税引上げ要因調整済み＞）を用いて、本稿で利用した名目賃金を実質化し、実質賃金変化率の分布を作成すると、名目賃金変化率の分布とほとんど変わらない形状となる。

しかしながら、2節でも述べたように、この点に関する識別は、金融政策に対する含意を導出するうえで、極めて重要である。

例えば、賃金の下方硬直性が名目ベースでのみ存在するケースを考えてみよう。この場合、名目賃金変化率の分布とインフレ率の関係は、図2の上段で示すことができる。すなわち、インフレ率が低いときには、ゼロ%が下限となって名目賃金変化率がマイナスにならないため、分布は右方向へ歪んで観察される(図2上段の左側の分布)。このとき、企業からみた賃金コスト(実質賃金)は、分布が歪んでいない場合に比べて、高止まっていることになる。しかし、インフレ率が高いときには、そもそも名目賃金変化率がマイナスにならないという制約を受けにくくなるため、名目賃金変化率の分布は左右対称となり、企業の賃金コストは相対的に低下する(図2上段の右側の分布)。このように、賃金の下方硬直性が名目ベースでのみ存在し、名目賃金変化率の分布の歪みが低インフレ下に固有の現象である場合、ゼロよりやや高めインフレ率を金融政策の目標とすれば、名目賃金変化率の分布が右方向に歪むことを防ぐことも可能となる。したがって、名目賃金にのみ下方硬直性が存在する場合には、ゼロではなく若干のプラスのインフレ率を金融政策の目標とすることは、実質賃金の調整にも貢献することになる。

反対に、効率賃金仮説などが想定するように、企業の合理的選択の結果、賃金の下方硬直性が実質ベースでも存在するケースを考えてみよう。この場合、図2の下段に示したように、実質賃金に下方硬直性が存在するため、名目賃金変化率の分布は、インフレ率の高低と関係なく、常に右方向に歪んで観察される。こうした状況では、仮に金融政策がゼロではなく若干のプラスのインフレ率を目標としていても、それは実質賃金の調整余地を広げるものではない。したがって、実質賃金に下方硬直性がある場合には、名目賃金に下方硬直性がみられたとしても、それを根拠に若干のプラスのインフレ率が望ましいとの主張はできない。

このように、下方硬直性が名目賃金にのみ存在するのか、あるいは、実質賃金にも存在するのかによって、金融政策への含意は全く異なるものとなる。本稿では、低インフレ下のデータを用いることによって、名目賃金に下方硬直性が存在する可能性を明らかにした。しかし、インフレ率が極めて低い時期のみのデータを用いた本稿の分析結果は、図2で示せば、上段もしくは下段の左側の分布を検出したことになる。金融政策への含意を導くには、インフレ率が上昇し、図2において名目賃金変化率の分布が右側にシフトした際に、分布の形状が上段のようになるのか、あるいは、下段のようになるのかを見極めることが重要となる。このためには、インフレ率が高い時期のデータを利用することが必要であるが、本稿ではそうしたデータが入手できないため³⁸、名目賃金の下方硬直性と金融政策の関係について、明確な含意を導くことは断念せざるをえない。

しかし、名目賃金の下方硬直性と金融政策の関係についての1つの傍証として、

38 筆者たちが認識する限り、わが国において、同一個人の名目賃金変化率を算出できるマイクロ・データのうち、インフレ率が高かった時期のものは存在しない。

本稿で用いたデータからでも、インフレ率が時期だけでなく地域によっても異なることに注目し、名目賃金変化率の分布の歪みとインフレ率との関係を定量化することはできる。そこで、以下では、地域別のインフレ率の違いを利用して、名目賃金変化率の分布とインフレ率の相関関係を調べることにする。

(2) 名目賃金変化率の分布の歪みとインフレ率との相関関係

表6の上段には、調査年次別・地域別³⁹に算出した名目賃金変化率の分布の歪みを測る指標と、インフレ率（消費者物価指数＜総合、1997年4月の消費税引上げ要因調整済み＞の対前年変化率）との相関関係を掲載した。ここで分析対象としている期間のインフレ率は、 $-0.60 \sim 1.53\%$ である⁴⁰。なお、名目賃金変化率の分布の歪みを測る指標は、4節で説明したものを利用したほか、名目賃金としてはフルタイム男性・所定内月給、フルタイム男性・年間収入、フルタイム女性・所定内月給、フルタイム女性・年間収入の4通りを対象とした⁴¹。

名目賃金変化率の分布の右方向への歪みがインフレ率の低い時のみに観察されるのであれば、相関係数は有意にマイナスの値をとる。一方、分布の右方向への歪みがインフレ率とは関係なく存在するのであれば、有意な相関係数は検出されないはずである。そこで表6の上段をみると、いずれの指標も当期のインフレ率とは有意な相関を持っていないことがわかる。フルタイム女性・所定内月給でやや高いマイナスの相関がみられるものの、有意ではない。また、他のケースではプラスの相関も多くみられる。

しかし、春闘など従来のわが国の雇用慣行を前提とすると、賃上げ交渉は前年のインフレ率を参考に行われることが多い⁴²。このことを踏まえ、表6の下段に、イ

39 本節の分析では、『消費生活に関するパネル調査』の中から回答者の都道府県別居住地に関する情報を利用する。ただし、都道府県別にサンプルを分割するとサンプル数が非常に少なくなってしまう県があるため、分析は地域別に行う。具体的には、『消費者物価指数』の地域分類に従い、北海道、東北、関東、北陸、東海、近畿、中国、四国、九州、沖縄の10地域に分類する。ただし、沖縄については、サンプルが少なかったため、本節での分析では除外することとし、9地域・5カ年分のデータを用いてインフレ率との相関を測る。なお、この分析で利用した地域に関する情報は、回答者の居住している地域であり、就業している地域とは必ずしも一致しない可能性には留意されたい。

40 この数値は、本節の推計期間（1993～98年）における、地域別にみたインフレ率の最大値と最小値である。なお、前述のとおり、男性のデータは1993年分のデータが存在せず、年間収入については、男女ともに1998年のデータがない。したがって、分析期間は、それぞれフルタイム男性・所定内月給が1994～98年、フルタイム男性・年間収入が1994～97年、フルタイム女性・所定内月給が1993～98年、フルタイム女性・年間収入が1993～97年である。このため、分析期間の違いによりインフレ率の最大値と最小値は若干異なる。

41 なお、パートタイム女性・時給については、9つの地域別・各年別に分類した際にサンプル数が非常に少なくなってしまうため、表6の分析では取り扱わなかった。

42 例えば法政大学大原社会問題研究所〔1982〕によれば、従来のわが国における春闘賃上げ要求は、定期昇給と前年の物価上昇分を合わせたものに、生活向上分を加算するという方式が一般的であったことがみてとれる。また、わが国の賃金版フィリップス・カーブの推計に関して、期待インフレ率の代理変数としてインフレ率の1期ラグをとった先行研究もある（例えば、Toyoda〔1972〕、Kimura and Ueda〔2001〕）。

表6 インフレ率と名目賃金変化率の分布の歪みを測る統計量との相関係数

	フルタイム男性		フルタイム女性	
	所定内月給	年間収入	所定内月給	年間収入
当期のインフレ率との相関				
歪度	-0.048	0.185	-0.274	0.083
(<i>p</i> 値)	(0.784)	(0.356)	(0.096)	(0.630)
平均・中央値ギャップ	0.225	0.060	-0.175	0.167
(<i>p</i> 値)	(0.194)	(0.768)	(0.294)	(0.332)
サイン指数	-0.123	-0.037	-0.304	0.099
(<i>p</i> 値)	(0.483)	(0.853)	(0.064)	(0.567)
ランク指数	0.025	0.128	-0.147	0.131
(<i>p</i> 値)	(0.889)	(0.523)	(0.378)	(0.445)
LSW	-0.023	0.053	-0.193	0.191
(<i>p</i> 値)	(0.898)	(0.794)	(0.246)	(0.263)
前期のインフレ率との相関				
歪度	-0.303	-0.046	0.217	0.132
(<i>p</i> 値)	(0.077)	(0.818)	(0.190)	(0.444)
平均・中央値ギャップ	-0.523	-0.137	0.008	-0.175
(<i>p</i> 値)	(0.001)	(0.496)	(0.962)	(0.309)
サイン指数	-0.443	-0.110	-0.038	-0.159
(<i>p</i> 値)	(0.008)	(0.586)	(0.821)	(0.354)
ランク指数	-0.379	-0.202	-0.065	-0.052
(<i>p</i> 値)	(0.025)	(0.312)	(0.698)	(0.765)
LSW	-0.062	-0.139	-0.115	-0.108
(<i>p</i> 値)	(0.722)	(0.489)	(0.491)	(0.531)
サンプル数	35	27	38	45

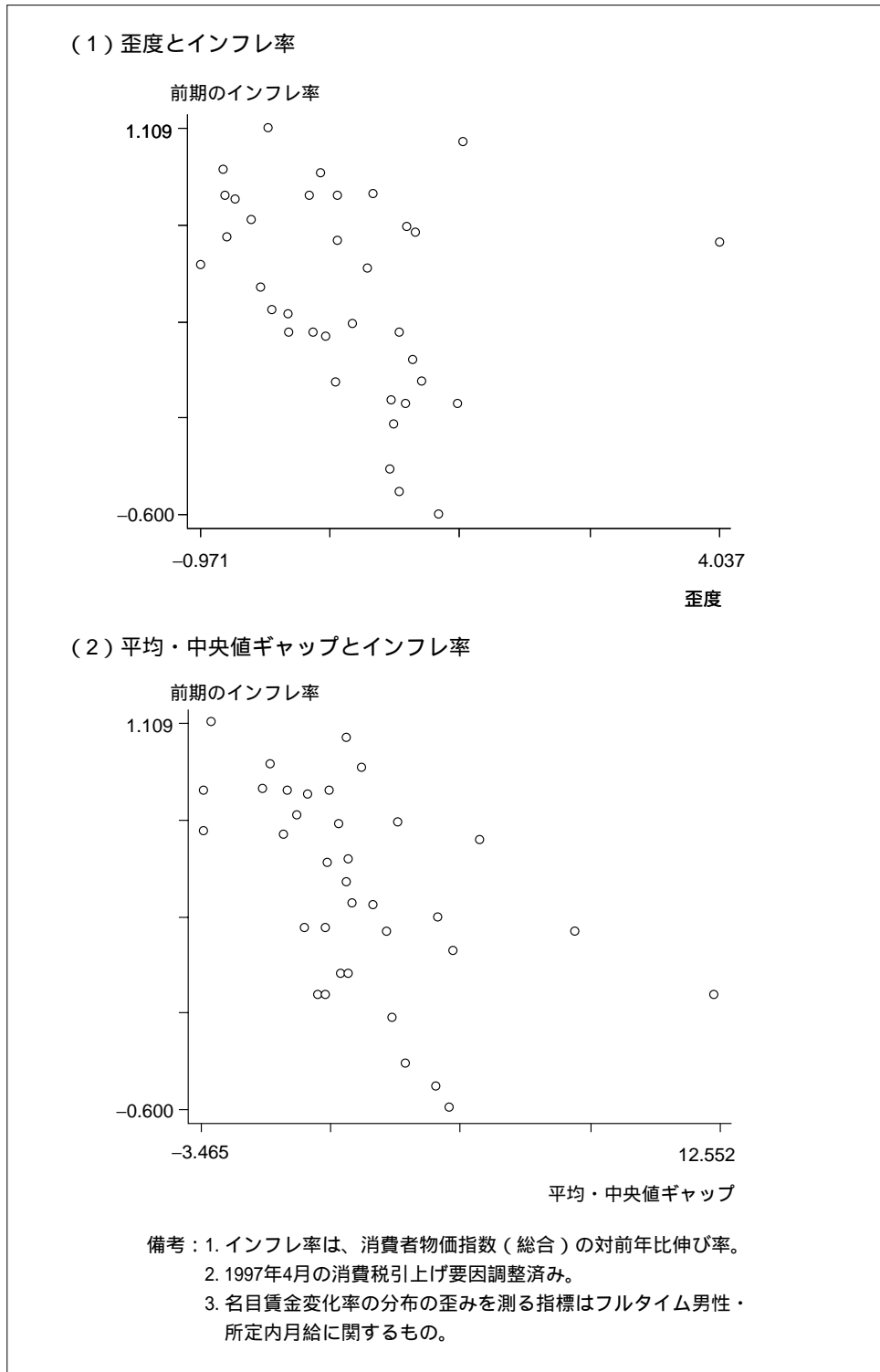
備考：1. インフレ率は、消費者物価指数(総合)の対前年比伸び率。1997年4月の消費税引上げ要因調整済み。

2. サンプル数の制約により、歪み指標が計算できなかった地域は除外した。

ンフレ率を1期ずらした場合の相関係数も掲載した。表6をみると、前期のインフレ率を用いた場合、フルタイム男性の所定内月給に関する歪み指標との間には、概ね-0.4前後のマイナスの相関係数がみられ、5つの指標のうち3つは統計的にも有意にマイナスとなっている。ただし、フルタイム男性の年間収入や、フルタイム女性の所定内月給・年間収入には、当期のインフレ率を用いた時と同様、明確な相関関係はみられない。

このように、表6の結果からは、名目賃金変化率の分布の歪みを測る指標とインフレ率の相関関係は総じて弱いものの、フルタイム男性の所定内月給に限っては、インフレ率との間にマイナスの相関が示唆される。この点を視覚的に確認するために、図7には、フルタイム男性・所定内月給に関する歪みの統計量(ここでは紙面

図7 名目賃金変化率の分布の歪みを測る指標とインフレ率との相関図



制約のため、歪度および平均・中央値ギャップのみを掲載)と調査年・地域別の前期のインフレ率とをプロットした。この散布図をみる限り、一部に分布の歪みを測る指標がマイナスとなるケースも観察されるものの、インフレ率と歪みの統計量との間にはマイナスの相関関係があるように見える。

以上、本節の分析からは、名目賃金変化率の分布の右方向への歪みとインフレ率との間には強い相関関係はみられないものの、フルタイム男性の所定内月給に限っては、マイナスの相関関係が示されるとの結果が得られた。すなわち、フルタイム男性の所定内月給の下方硬直性は、実質ベースではなく、名目ベースで生じている可能性が示唆された。

ただし、繰り返しになるが、地域によるインフレ率の相違はあるとはいえ、ここで分析対象としている期間のインフレ率は $-0.60 \sim 1.53\%$ と総じて低い。このため、本節の分析結果は、あくまでもインフレ率が極めて低い時期においてのみ適用できるものであり、例えばインフレ率が3%を上回る場合における、名目賃金変化率の分布の歪みとインフレ率との関係を先験的に判断することはできない点について、留意する必要がある。

7. おわりに

本稿では、わが国の名目賃金の下方硬直性を検証する最初の試みとして、家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』の1993～98年のマイクロ・データを用いて、名目賃金変化率の分布の形状をさまざまな角度から分析した。

まず、本稿の定義に従えば、わが国の名目賃金には下方硬直性が存在するが、その度合いは名目賃金のタイプによって異なることがわかった。具体的には、名目賃金変化率の分布を概観したところ、分布はゼロの近傍でスパイクを持ち、スパイクを境に右方向に歪んでいることがわかった。名目賃金の变化に全く硬直性がないならば、観察される分布の形状は中央値を境に左右対称なかたちとなるはずである。したがって、観察された分布の右方向への歪みは、名目賃金に下方硬直性があることを示唆していると考えられる。分布におけるゼロ近傍のスパイクや右方向への歪みを名目賃金のタイプ別にみると、特にパートタイム女性の時給で顕著になっており、ゼロ近傍のスパイクが極めて大きく、マイナスの賃金変化率はほとんど観察されなかった。これに対し、フルタイム男性・女性の所定内月給や年間収入については、ゼロ近傍のスパイクは相当数みられるものの、賃下げを経験しているサンプルも少なからず存在することがわかった。

次に、より厳密に名目賃金変化率の分布が右方向に歪んでいるかを判断するため、先行研究で蓄積された歪度、平均・中央値ギャップ、サイン指数、ランク指数、LSWと呼ばれる統計量を名目賃金のタイプ別に算出し、それぞれ検定を行った。その結果、総じてみれば、いずれの名目賃金変化率の分布も統計的に右方向に歪んでいることが示された。したがって、観察された名目賃金変化率の分布の形状から

判断すれば、わが国の名目賃金には下方硬直性が存在するとの解釈が可能である。

さらに本稿では、名目賃金の下方硬直性と金融政策の関係を整理した。そして、観察された名目賃金の下方硬直性を根拠に、ゼロよりも若干プラスのインフレ率を目指すことが実質賃金の調整に貢献するとの主張を正当化するには、高インフレ下において名目賃金変化率の分布の歪みが生じないことを確認する必要があることを示した。そこで、地域別のインフレ率の高低に注目しながら、名目賃金変化率の分布の歪みを測る統計量とインフレ率の相関関係を分析した結果、フルタイム男性の所定内月給に限っては、インフレ率が高いほど名目賃金変化率の分布の歪みが解消される傾向が示された。ただし、データの制約から、本稿で分析対象としている期間の地域別インフレ率は高々1%代である点に留意する必要がある。

最後に、本稿を締めくくるに当たって、名目賃金の下方硬直性に関する今後の分析の可能性について述べることにしたい。1つの方向性としては、欧米の先行研究を踏まえ、個々人の属性の違いやマイクロ・データに含まれる計測誤差を考慮しながら、モデル推計によって名目賃金の下方硬直性の有無とその度合いを定量化することが考えられる。黒田・山本 [2003a] では、こうした問題意識から、本稿と同じマイクロ・データを用いて、モデル推計を通じた名目賃金の下方硬直性の検証を実施している。

もう1つの方向性としては、6節で行った分析を拡張し、実質賃金に下方硬直性が存在するか否かを検証することが考えられる。6節で述べたように、実質賃金に下方硬直性があれば、金融政策によって若干のプラスのインフレ率が実現しても、実質賃金の調整が行われる余地がないからである。しかし、こうした検証を実施するには、インフレ率が高い時期と低い時期の両方のデータを用意する必要がある。ただし、インフレ率が高かった時期を含むマイクロ・データを利用することは、わが国では難しいため、名目賃金変化率の分布の歪みとインフレ率の相関関係を再検証するには、マイクロ・データの蓄積を待たなければならない。あるいは、マクロや産業レベルの集計データを用いて、この点を明らかにする分析を模索することも重要といえよう。

さらに、別の方向性としては、名目賃金の下方硬直性が経済に与える影響を定量化することも挙げられる。名目賃金の下方硬直性と金融政策の関係を考えると、たとえ名目賃金の下方硬直性が存在しても、経済に与える影響、例えばその結果失業が増加するといった悪影響が無視しうる程度のものであれば、それだけを根拠にゼロではなく若干のプラスのインフレ率が目標とされる必然性は乏しいかもしれない。名目賃金の下方硬直性が経済に与える影響としては、失業に限らず、消費、所得格差、国民所得等さまざまな側面が考えられるため、幅広い研究の蓄積が必要である⁴³。

43 こうした問題意識から、黒田・山本 [2003b] では、本稿で用いたマイクロ・データとモデルの推計結果を利用して、名目賃金の下方硬直性が離職行動に与える影響の分析を、黒田・山本 [2003c] では、ニュー・ケインジアン型のマクロ・モデルをシミュレートすることによって、名目賃金の下方硬直性がわが国フルタイム男性の失業率に与える影響の試算を行っている。

参考文献

- 大澤直人・神山一成・中村康治・野口智弘・前田栄治、「わが国の雇用・賃金の構造変化について」、『日本銀行調査月報』8月号、日本銀行、2002年、133～197頁
- 大竹文雄、「賃金の下方硬直性を織り込んだ政策を」、『エコノミクス』夏号、東洋経済新報社、2001年a、80～82頁
- 、「積極的雇用政策の実現を急げ」、『エコノミクス』秋号、東洋経済新報社、2001年b、52～58頁
- 家計経済研究所、『消費生活に関するパネル調査(第1年度)』、財団法人家計経済研究所、1995年
- 黒坂佳央、『マクロ経済学と日本の労働市場 供給サイドの分析』、東洋経済新報社、1988年
- 黒田祥子・山本 勲、「わが国の名目賃金は下方硬直的か？(Part) フリクション・モデルによる検証」、『金融研究』第22巻第2号、日本銀行金融研究所、2003年a、71～114頁
- ・、「名目賃金の下方硬直性が離職行動に与える影響 サバイバル分析による検証」、『ディスカッション・ペーパー・シリーズ、2003-J-6、日本銀行金融研究所、2003年b
- ・、「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」、『日本銀行金融研究所、未定稿、2003年c
- 河野龍太郎、「『容認しうるインフレ』は存在しない」、『Weekly Economic Report』No. 59、BNPパリバ証券、2002年
- 篠塚英子、『日本の雇用調整 オイル・ショック以降の労働市場』、東洋経済新報社、1989年
- 白塚重典、「望ましい物価上昇率とは何か？：物価の安定のメリットに関する理論的・実証的議論の整理」、『金融研究』第20巻第1号、日本銀行金融研究所、2001年、247～287頁
- 駿河輝和、「ボーナス制度と伸縮的賃金」、『日本労働協会雑誌』No. 334、日本労働研究機構、1987年、13～21頁
- 服部良太・前田栄治、「日本の雇用システムについて」、『日本銀行調査月報』1月号、日本銀行、2000年、31～71頁
- 樋口美雄・濱本知寿香、「90年代日本の所得変動・消費変動の分析」、『統計』2001年11月号、財団法人日本統計協会、2001年、1～8頁
- 法政大学大原社会問題研究所、『日本労働年鑑』、労働旬報社、1982年
- Akerlof, George, A., William T. Dickens, and George L. Perry, “The Macroeconomics of Low Inflation,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1996, pp. 1-76.
- Card, David, and Dean Hyslop, “Does Inflation ‘Grease the Wheels of the Labor Market?’,” *Reducing Inflation ---Motivation and Strategy*, Christina D. Romer and David H. Romer eds., The University of Chicago Press, 1997, pp. 71-114.
- Crawford, Allan, and Geoff Wright, “Downward Nominal-Wage Rigidity: Micro Evidence from Tobit Models,” Working Paper, 2001-7, Bank of Canada, 2001.
- Fares, Jean, and Seamus Hogan, “The Employment Costs of Downward Nominal-Wage Rigidity,” Working Paper, 2000-1, Bank of Canada, 2000.

- Gordon, Robert J., "Comments and Discussion," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1996, pp. 60-66.
- Kahn, Shulamit, "Evidence of Nominal Wage Stickiness from Microdata," *American Economic Review*, 87 (5), 1997, pp. 993-1008.
- Keynes, John M., *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, Macmillan, 1936.
- 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., David J. Stockton, and William L. Wascher, "Inflation, Nominal Wage Rigidity, and the Efficiency of Labor Markets," Finance and Economics Discussion Series, 94-45, Board of Governors of the Federal Reserve System, 1995.
- McLaughlin, Kenneth J., "Rigid Wages?," *Journal of Monetary Economics*, 34, 1994, pp. 383-414.
- , "Are Nominal Wage Changes Skewed Away from Wage Cuts?," *Review*, May/June, Federal Reserve Bank of St. Louis, 1999, pp. 117-132.
- , "Asymmetric Wage Changes and Downward Nominal Wage Rigidity," City University of New York Discussion paper, 2000.
- Pigou, Arthur C., *The Theory of Unemployment*, Macmillan, 1933.
- Startz, Richard, "Commentary," *Review*, May/June, Federal Reserve Bank of St. Louis, 1999, pp. 133-136.
- Tobin, James, "Inflation and Unemployment," *American Economic Review*, 62 (1/2), 1972, pp. 1-18.
- Toyoda, Toshihisa, "Price Expectations and the Short-run and Long-run Phillips Curves in Japan, 1956-1968," *Review of Economics and Statistics*, 54 (3), August, 1972, pp. 267-274.