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

くるださちこ やまもといきむ 黒田祥子/山本 勲

要旨

低インフレないしデフレのもとで、名目賃金の下方硬直性は失業率をどの程度押し上げるだろうか。こうした問題意識に基づき、本稿では、Akerlof, Dickens and Perry [1996] の一般均衡モデルに、黒田・山本 [2003b] で計測したわが国フルタイム男性雇用者の名目賃金の下方硬直性を組み込み、男性失業率に与える影響をシミュレートした。さらに、本稿では、名目賃金の下方硬直性だけではなく、それ以外の「労働市場の歪み」によっても失業率が押し上げられることを示し、両者の影響を明示的に識別することによって、インフレ率の低下に伴う失業率の上昇のうち、名目賃金の下方硬直性によるものがどの程度であるかを検討した。

シミュレーションの結果、以下の点が明らかになった。まず、黒田・山本[2003b]で1993~98年のマイクロ・データを用いて計測した名目賃金の下方硬直性は、下方硬直性の度合いが完全であるケースと比べると、失業率に対してかなり小さな影響しか与えない。ただし、その影響は無視しうる程度のものではなく、本稿で想定した標準的なパラメータのもとでは、失業率を最大で1.8%程度押し上げる。次に、インフレ率との関係でみると、名目賃金に下方硬直性が存在しても、名目賃金の下方硬直性に起因する失業はインフレ率が2.4%程度以上であれば発生しないが、インフレ率が2.4%程度以下になると徐々に増加する傾向にある。ただし、わが国では賞与の調整や大幅な賃下げによって名目賃金の下方硬直性の度合いが緩和されるため、1%程度以下の低インフレないしデフレのもとでは、名目賃金の下方硬直性による失業の増加は概ね抑制され、むしろ「労働市場の歪み」による失業の追加的な発生が問題になる。

キーワード:名目賃金の下方硬直性、失業率、インフレ率、金融政策、シミュレーション

本稿を作成するに当たっては、ジョージ A.アカロフ教授(米カリフォルニア大学バークレー校)、ジャネット L.イエレン教授(同)、太田聰一助教授(名古屋大学)、駿河輝和教授(大阪府立大学)、遊喜一洋助教授(京都大学)のほか、関西労働研究会、慶應義塾大学商学部セミナー、CIRJE/TCERマクロ・コンファランス、日本経済学会参加者の各氏、鎌田康一郎氏(日本銀行・調査統計局)、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。ここに記して感謝したい。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)

戦後、わが国の労働市場は安定的に推移し、1990年頃まで完全失業率は1~2%台ときわめて低い水準を保っていた。ところが、1990年代初めのバブル崩壊以降、失業率は1995年には3%台、1998年には4%台と上昇を続け、2000年代入り後は、5%台の高水準で足踏み状態が続いている。

このように失業が増加し、長い期間それが解消されないのはなぜだろうか。労働市場の価格調整メカニズムが機能していれば、需要不足によって発生している失業は、実質賃金の低下によって解消されるはずである。しかし、黒田・山本[2003a, b]では、1993~98年のわが国のマイクロ・データから、名目賃金にはある程度の下方硬直性が存在してきたことを確認しており、こうした結果に基づけば、低インフレないしデフレのもとで、名目賃金の下方硬直性が労働市場の価格調整メカニズムを損ねてきた可能性がある。失業率が持続的に上昇している理由をこうした名目賃金の下方硬直性に求めるならば、金融政策の運営上、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は、実質賃金の調整余地を広め、結果的に失業を削減する助けにもなりうる¹。

もっとも、わが国では、名目賃金の下方硬直性によって失業がどの程度生じているかを定量的に分析した事例はほとんどない。仮に名目賃金に下方硬直性が確認された場合²でも、実際に名目賃金の下方硬直性が失業に与える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を目標とする金融政策運営が望ましいとはいえないだろう。

欧米では、こうした問題意識に基づき、Akerlof, Dickens and Perry [1996] をはじめとして、雇用面に焦点を当てた分析の蓄積が進んでいる。例えばアカロフらは、当時の米国経済の状況を念頭に、名目賃金の下方硬直性を考慮した場合、3%から0%にインフレ率を低下させると、雇用失業率(失業者数を雇用者数と失業者数の和で除したもの)は5.8%から7.6%まで上昇すること、さらに1%程度のデフレを起こすと雇用失業率は10.0%にまで上昇するとの結果を示した。同論文の結果は、

¹ 低インフレやデフレ下では、名目賃金の下方硬直性によって名目賃金を引き下げることができない場合、 実質賃金が高止まりし、その結果、失業が発生することになる。一方、高インフレ下では、名目賃金の対 前年伸び率をインフレ率よりも若干低くすることで、実質賃金を引き下げることが可能となりうる。

² 名目賃金が下方に硬直的かという論点に関しては、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、数多くの実証研究が蓄積された。その結果、欧米においては、名目賃金にはある程度の下方硬直性が存在するとのコンセンサスが得られている。代表例としては、McLaughlin [1994, 1999, 2000]、Lebow, Stockton and Wascher [1995]、Kahn [1997]、Card and Hyslop [1997]、Altonji and Devereux [1999] などが挙げられる。また、わが国に関しても、Kimura and Ueda [2001] や黒田・山本 [2003a, b] によって、名目賃金にはある程度の下方硬直性が存在してきたことが確認されている。ただし、Kimura and Ueda [2001] では、1998年頃までは名目賃金に下方硬直性が認められるものの、推計期間を 2000年の第1四半期までに延ばした場合には、名目賃金に下方硬直性が検出されないとの結果も報告している。また、後述するように、黒田・山本 [2003a, b] でも、名目賃金の下方硬直性は部分的なものであり、大幅な引下げが必要となるような状況では実際に名目賃金の引下げも生じうることを明らかにしている。

望ましいインフレ率の水準はゼロではなく若干のプラスであると主張する海外の研究でしばしば引用されている(例えばFortin [1996]、Bernanke *et al*. [1999]、Svensson [1999])³。

そこで、本稿では、黒田・山本 [2003a, b] で確認された名目賃金の下方硬直性が失業率に与える影響を分析する。具体的には、Akerlof, Dickens and Perry [1996] の分析手法を参考にしながら、名目賃金の下方硬直性の度合いを「(理論的にみて名目賃金の引下げが予想されるにもかかわらず)名目賃金が据え置かれる賃金下落率の範囲」として組み込んだマクロ・モデルをモンテ・カルロ法によってシミュレートする。そのうえで、名目賃金の下方硬直性の度合いやインフレ率が変化することによって、雇用失業率がどの程度変わりうるかを試算する。なお、黒田・山本 [2003b] では、性別や就業形態によって異なる度合いの名目賃金の下方硬直性が示されたが、本稿ではフルタイム男性雇用者の名目賃金の下方硬直性に焦点を当て、男性雇用失業率を分析する⁵。

また、本稿が準拠するアカロフらのマクロ・モデルでは、賃金の決定において、 労働者の交渉力や実質非労働収入、賃金の慣性の存在といった要素が考慮されてお り、これらが存在することによって名目・実質賃金が押し上げられるという(名目 賃金の下方硬直性以外の)「労働市場の歪み」が想定されている。本稿では、名目 賃金の下方硬直性だけではなく、こうした「労働市場の歪み」によっても雇用失業 率が押し上げられることを明らかにし、両者の影響を明示的に識別することによっ て、インフレ率の低下に伴う雇用失業率の上昇のうち、名目賃金の下方硬直性によ るものがどの程度であるかを検討する。

シミュレーション結果を予め要約すると以下のとおりである。まず、黒田・山本 [2003b]で1993~98年のマイクロ・データを用いて計測されたフルタイム男性雇用 者の名目賃金の下方硬直性は、下方硬直性の度合いが完全である場合に比べると、失業率に対してかなり小さい影響しか与えない。しかし、その影響は無視しうる程度のものではなく、雇用失業率を最大で1.8%程度押し上げる。また、インフレ率との関係に着目すると、インフレ率が2.4%程度以下では、名目賃金の下方硬直性による失業が発生する。一方、インフレ率がさらに低下して1%程度以下になった

³ ゼロではなく若干の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。詳しくは、白塚[2001]を参照。

⁴ 本稿のモデルでは、自営業・家族従業者を考慮しないため、マクロの失業者数を雇用者数と失業者数の和で除した雇用失業率を用いる。

⁵ 本来であれば、いくつかの属性別に労働需要・供給関数を定義し、属性間の代替関係も捉えられるようモデルを構築したうえで、属性によって異なる名目賃金の下方硬直性のパラメータを適用することが望ましい。しかし一方で、こうした点を考慮するとモデルが複雑になり、シミュレーションに要する時間も膨大になる。そこで、本稿ではフルタイム男性雇用者に関する名目賃金の下方硬直性のみを分析対象とする。したがって、本稿の分析は、わが国経済全体のフィリップス・カーブを導出することを目的としていない点には留意されたい。

り、デフレが進行するもとでは、名目賃金の下方硬直性による追加的な失業は発生 せず、むしろ「労働市場の歪み」による失業が追加的に生じる。

本稿は、以下の構成となっている。まず2節では、名目賃金の下方硬直性が雇用面に与える影響を分析した欧米の先行研究を振り返るとともに、名目賃金の下方硬直性の度合いをモデル推計によって検証した黒田・山本[2003b]の分析結果を紹介する。次に3節では、名目賃金の下方硬直性を取り入れたマクロ・モデルの概要とシミュレーションの方法を説明する。4節では、シミュレーション結果を述べる。5節では、本稿の分析結果から導出される政策含意に関して、若干の留意点と追加的な検討課題について述べる。

2. 先行研究

(1) 欧米の先行研究: 名目賃金の下方硬直性と失業の関係

物価が比較的安定している状況で、名目賃金の下方硬直性が雇用面にどのような 影響を与えているかを検証した先行研究としては、上述のAkerlof, Dickens and Perry [1996]のほか、Lebow, Saks and Wilson [1999]、Card and Hyslop [1997]、Fares and Hogan [2000]、Faruqui [2000] などが挙げられる。

Akerlof, Dickens and Perry [1996] は、名目賃金の下方硬直性を取り入れた一般均衡モデルをシミュレートし、インフレ率が低下すると、名目賃金の下方硬直性に直面した企業が雇用調整を行わざるえなくなるため、結果的に失業率が上昇することを示した。さらに、こうした結果を踏まえ、アカロフらは、当時の米国経済を念頭に置いて、3%から0%までインフレ率を低下させることの危険性を主張した。また、Lebow, Saks and Wilson [1999] は、名目賃金の下方硬直性を示す変数を用いてフィリップス・カープを推計し、1990年代のインフレ率の低下により米国のNAIRU (non-accelerating Inflation rate of unemployment) が上昇したことを指摘した。

一方、地域別データを用いたCard and Hyslop [1997] は、高インフレ期と低インフレ期とでフィリップス・カーブの傾きが異なるかどうかを検証し、両者の間に明確な差は検出されなかったことを報告した。また、Fares and Hogan [2000] やFaruqui [2000] は、カナダのデータを用いて名目賃金の下方硬直性を示す指標を取り入れた雇用調整関数を推計し、ショックをコントロールする変数を追加すると、名目賃金の下方硬直性は雇用調整に有意な影響を与えないとの結果を得た。

⁶ 名目賃金の下方硬直性と雇用面との関係を分析した先行研究は、労働需要側に焦点を当てたものが大半であるが、Altonji and Devereux [1999] では労働供給への影響に着目し、名目賃金の下方硬直性が労働者の離職行動に与える影響を分析した。黒田・山本 [2003c] では、わが国のマイクロ・データを用いて、名目賃金の下方硬直性によって本来引き下げられるべき賃金が据え置かれることにより、労働者の離職が抑制されるか否かを分析している。

これらの先行研究のうち、本稿では、名目賃金の下方硬直性を仮定したAkerlof, Dickens and Perry [1996] の一般均衡モデル(以下、ADPモデル)とそのシミュレーション手法を参考にする。

(2) わが国の先行研究:黒田·山本 [2003b] の分析結果

本稿では、ADPモデルに、黒田・山本[2003b]で計測された名目賃金の下方硬直性の度合いを反映させる。そこで、以下、簡単に黒田・山本[2003b]の概要を紹介することとする。

黒田・山本 [2003b] では、同一個人を追跡調査したマイクロ・データ (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)を利用して、以下のようなフリクション・モデルを計測し、わが国の名目賃金の下方硬直性を分析した。

$$\widetilde{w}_{i} - \widetilde{w}_{i,-1} = \begin{cases} w_{i}^{*} - \widetilde{w}_{i,-1} & if \quad 0 < w_{i}^{*} - \widetilde{w}_{i,-1} &, \\ 0 & if \quad -\alpha < w_{i}^{*} - \widetilde{w}_{i,-1} \leq 0 &, \\ w_{i}^{*} - \widetilde{w}_{i,-1} + \lambda & if \quad w_{i}^{*} - \widetilde{w}_{i,-1} \leq -\alpha &. \end{cases}$$
(1)

ただし、 $\widetilde{w}_{i,-1}$ は前期の名目賃金水準の対数値、 \widetilde{w}_i は今期の名目賃金水準の対数値を表す。 w_i^* は、個々人(i=1,...,n)の属性から理論的に想定される潜在的な名目賃金水準の対数値である。

ここで、実際にマイクロ・データとして観察される名目賃金の変化率は、ゼロ以下の領域では、個々人の属性から理論的に想定される潜在的な名目賃金の変化率(w_i^* - $\widetilde{w}_{i,-1}$)と異なりうると仮定されている。具体的には、潜在的な変化率がマイナスのある閾値からゼロまでの間であれば、名目賃金は一定にとどまり変化率はゼロになるものの、その閾値を超えるような潜在的な変化率が要求されるような状況では、名目賃金が引き下げられると想定している。

パラメータ α は観察される名目賃金変化率がゼロにとどめられる範囲を決める閾値であり、パラメータ λ は潜在的な名目賃金変化率が閾値を超えた際に、名目賃金変化率が潜在的な変化率から乖離する度合いを決めるものである。 α が有意にプラスで推計される場合、潜在的な名目賃金変化率が $-(\alpha\times100)$ ~0%の範囲では名目賃金が据え置かれる。すなわち、名目賃金に下方硬直性が存在すると評価できる。また、 λ が有意にプラスで推計される場合、潜在的な名目賃金変化率が閾値を下回り、名目賃金が引き下げられる時にも、観察されるマイナスの名目賃金変化率が本来よりも ($\lambda\times100$)%押し上げられるという意味において、名目賃金は下方硬直的と考えることができる。他方、 α が有意にゼロと異ならず、 λ も大きくプラスとはなっていない場合には、名目賃金の下方硬直性は認められないことになる。

このフリクション・モデルを計測した黒田・山本 [2003b] の結果を図1に要約した。図1は、横軸に潜在的な名目賃金変化率、縦軸には実際に観察される名目賃金

変化率をとっており、両者が一致する45度線を細線で示している。潜在的な名目賃金変化率がプラスの時には、モデルの仮定により、潜在的な変化率と観察される変化率が等しくなる。一方、潜在的な名目賃金変化率がゼロ以下になると、観察される名目賃金変化率はゼロとなり、45度線から乖離し、水平となる。黒田・山本[2003b]では就業形態別・性別にフリクション・モデルを計測しているが、ここではそれらの結果の中から、フルタイム男性雇用者の所定内給与(所定内月給)および年間収入(所定内給与、賞与、残業手当の年間合計)の結果(計測誤差を考慮したケース⁷)のみを掲載した。

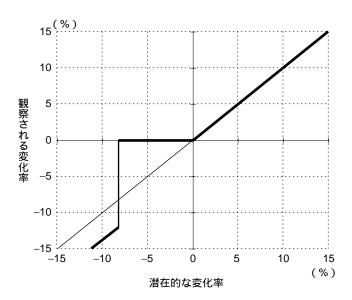
図1をみると、フルタイム男性雇用者の所定内給与に関しては、潜在的な賃金変化率が-7.7%を下回らない限り、実際の賃下げは生じていない。つまり、この -7.7° 0%の範囲において、名目賃金は下方に硬直的であったといえる。ただし、潜在的な変化率が閾値の-7.7%を下回り、賃下げが実際に生じる場合には、 λ がマイナスに推計されているため、潜在的な変化率よりも大きく引き下げられる傾向もみてとれる。一方、年間収入については、下方硬直性が認められるのは潜在的な変化率が -3.5° 0%程度の範囲であり、この範囲を下回ると実際の年間収入は所定内給与の場合と同様、潜在的な変化率よりもさらに引き下げられる。このように、所定内給与よりも年間収入の閾値が小さいことは、わが国では賞与が名目賃金の伸縮性を高める役割を果たしてきたと指摘した駿河[1987]などの先行研究と整合的である。

次節以降のマクロ・モデルのシミュレーションでは、以上の黒田・山本 [2003b] の計測結果を利用する。具体的には、名目賃金の下方硬直性の度合いとして、黒田・山本 [2003b] で示されたフリクション・モデルの計測結果のうち、フルタイム男性の所定内給与と年間収入に関するパラメータ α と λ を適用する。

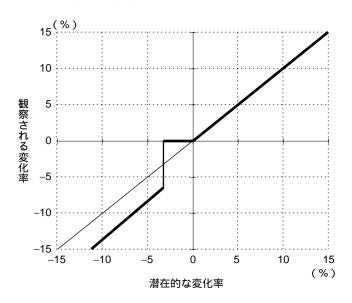
⁷ 米国のマイクロ・データを用いた先行研究の中には、名目賃金が下方にも伸縮的であるとして、名目賃金の下方硬直性に否定的な分析結果を報告しているものもある(例えば、McLaughlin [1994])。しかし Akerlof, Dickens and Perry [1996]は、マイクロ・データには計測誤差が含まれるため、名目賃金がみかけ上、伸縮的に観察されるだけであり、真の名目賃金変化率の分布には強い下方硬直性があると主張した。図1は、黒田・山本 [2003b] で統計的に計測誤差を考慮したモデルを推計することによって得られた結果を示したものである。

図1 潜在的な名目賃金変化率と観察される名目賃金変化率の関係





(2) フルタイム男性・年間収入



備考:黒田・山本[2003b]より(計測誤差を考慮したケース)。

3. 名目賃金の下方硬直性を取り入れたマクロ・モデル

(1) ADPモデルの改良とわが国の労働市場特性

本節では、分析に用いるマクロ・モデルとシミュレーションの方法について説明する。分析の枠組みは、前節で紹介したADPモデルに対して、わが国の労働市場特性を踏まえた改良を加えたものである。

イ. ADPモデル

Akerlof, Dickens and Perry [1996] は、名目賃金の下方硬直性を仮定した一般均衡 モデルをシミュレートすることによって、低インフレ期に雇用失業率に与える影響 を試算した。

ADPモデルは、市場構造として独占的競争を想定し、各企業は、異質な財需要のショックと実質賃金の決定を通じた供給面のショックを受けることを想定している。また、独占的競争の仮定により、各企業の財価格は唯一の生産要素である労働の費用(名目賃金)に一定のマークアップ率を乗じて決まる。名目賃金に関しては、次のような仮定を置いている。まず、労働者と企業の交渉を通じて決定される名目賃金は、労働者の交渉力や実質非労働収入の存在によって、労働需給を均衡させる水準よりも常に高止まるとともに、慣性の存在によって、前期からの調整は緩慢にしか行われない。さらに、名目賃金は、企業収益が2期連続赤字となる場合に限り、引き下げられるという設定となっており、それ以外の場合は1%以上低下することはなく、この意味で下方硬直的となっている。

いま、名目賃金が完全に伸縮的に調整されるならば、各企業ごとに異なる需要面、供給面のショックが発生しても、あるいは、インフレ率が低下しても、雇用失業率は一定となるであろう。しかし、名目賃金が下方に硬直的であり、かつインフレ率が比較的低い状況では、マイナスの需要ショックを受けた企業にとって名目賃金の下方硬直性が深刻な制約となる。そのような企業では、名目賃金の引下げではなく労働投入量を減少させることでコストの調整を図るため、雇用量は減少する。ここで、労働供給量を一定と仮定すれば、名目賃金の下方硬直性が存在するために、マクロの雇用量が減少し、雇用失業率が上昇することになる。したがって、この場合、インフレ率をある程度以上低下させることは、失業の増大による社会的費用を増加させることになる。

ロ. モデルの改良

ADPモデルでは、企業の財務状況が深刻に悪化しない限り、雇用者の名目賃金が低下することはないとの米国の労働市場でみられた実証的想定を踏まえたものであり、そのままわが国の労働市場に適用することは望ましくない。そこで本稿では、わが国の労働市場特性を考慮するため、ADPモデルに改良を加える。

具体的な改良点は次の2点である。第1に、名目賃金の下方硬直性は、潜在的な名目賃金変化率がマイナスの閾値を下回れば、下方にも伸縮的に変化しうることをモデル内に組み込む。第2に、名目賃金を所定内給与と賞与に区別し、賞与の方が下方硬直性の度合いが弱く、名目賃金の「調整弁」として機能しうることを考慮する。

これらの点は、黒田・山本 [2003b] の分析結果を踏まえたものである。前節の説明のとおり、黒田・山本 [2003b] では、わが国の名目賃金の下方硬直性は完全なものではなく、名目賃金の引下げが必要になるような状況では実際に大幅な賃下げも生じうること、そして、名目賃金の下方硬直性の度合いは、所定内給与よりも賞与が含まれる年間収入の方が小さいことが示された。そこで、本稿では、名目賃金の下方硬直性が部分的であり、その度合いは所定内給与よりも賞与の方が小さいというわが国の賃金構造をマクロ・モデルに組み入れる。

(2)マクロ・モデルの概要

シミュレーションを行うマクロ・モデルは、財市場と労働市場のそれぞれについて以下の(2)~(14)式で記述することができる。以下では、財市場、労働市場、そしてこのモデルにおける名目賃金・インフレ率・雇用失業率との関係について、順を追って説明する。

イ.財市場

まず財市場においては、独占的競争企業i(i=1,...,n)が、総需要と個別企業の製品需要からなる次の製品需要関数

$$D_{i} = \left(\frac{M}{\overline{P}}\right) \left(\frac{P_{i}}{\overline{P}}\right)^{-\beta} e^{\epsilon_{i}/n} , \qquad (2)$$

に直面していることを仮定する。ただし、(2)式において、 D_i は製品需要、 P_i は各独占的競争企業の価格水準、 \bar{P} はマクロの物価水準($\bar{P}=n^{-1}\Sigma_{i=1}^nP_i$)、Mはマネー・サプライ、 β は製品需要の価格弾性値、 ϵ_i は製品需要に関する個別ショックである。製品需要に関する個別ショック ϵ_i は、次の(3)式のように、自己相関係数を ρ_ϵ とする1階の自己回帰過程にあり、平均0かつ分散 σ_ϵ^2 の正規分布に従う δ 。

$$\epsilon_i = \rho_{\epsilon} \epsilon_{i,-1} + v_i^{\epsilon}, \quad v_i^{\epsilon} \sim N(0, \sigma_{\epsilon}^2).$$
 (3)

^{8 (3)}式および(9)式における正規分布の仮定については、Akerlof, Dickens and Perry [1996]に従う。

また、(4)式のように、各独占的競争企業は労働投入量 L_i を用いて Q_i を生産すると仮定する 9 。

$$Q_i = L_i. (4)$$

ここで、各独占的競争企業の利潤最大化問題を解くと、(5)式にあるように、名目賃金 W_i に対する価格 P_i のマークアップ式が得られる。

$$P_i = \frac{\beta}{\beta - 1} W_i . \tag{5}$$

口. 労働市場

雇用失業率uは次の(6)式で定義される。

$$u = \max\left(\frac{L^f - L}{L^f}, \underline{u}\right). \tag{6}$$

L は各独占的競争企業の労働投入量を集計したものであり、 L^f は労働供給量である。ここでは、労働市場が完全でなく、少なくとも労働力 L^f の($\underline{u} \times 100$)%は、失業していると仮定する。したがって、u は、雇用失業率の下限を表す 10 。

潜在的な名目賃金水準

本稿では、名目賃金の下方硬直性が存在しない場合の名目賃金を「潜在的な名目賃金」と呼ぶ 11 。まず、企業と労働者は、労働者の交渉力(バーゲニング・パワー)a($0 \le a \le 1$)のもとで、名目賃金水準 W_i^n に関する交渉(バーゲニング)を行い、以下の問題を解く。

$$\max_{W_{i}^{n}} \left[\left(R_{i}^{f} \right)^{1-a} \left(R_{i}^{l} \right)^{a} \right] = \max_{W_{i}^{n}} \left[\left(\frac{P_{i}D_{i} - f\overline{P}D_{i} - W_{i}^{n}L_{i}}{L_{i}} \right)^{1-a} \left(W_{i}^{n} - ((1-u)\overline{W} + uc\overline{P}) \right)^{a} \right]. \tag{7}$$

⁹ 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。本来であれば、こうした制度改正の影響も生産関数に反映させることが望ましいが、本稿ではそのような扱いをとっていない。もっとも、『賃金構造基本統計調査』(厚生労働省)によれば、一般労働者の所定内実労働時間数は1993年頃までで下げ止まっており、1993年以降はほとんど変化がない。

¹⁰ この雇用失業率の定式化は、摩擦的雇用失業率などを明示的に扱っている点で、Akerlof, Dickens and Perry [1996] とは異なる。なお、本稿のモデルでは、雇用失業率の下限である』に一致すると、企業はそれ以上の追加的な雇用ができなくなるため、マネー・サプライが増加しても物価や名目賃金だけが上昇することとなる。

¹¹ 後述するように、「潜在的な名目賃金」は、「労働市場の歪み」の影響を受けるため、労働需給を均衡させる名目賃金水準とは必ずしも一致しない。

ただし、 R_i^f は企業側の余剰であり、売上高 P_iD_i から固定費 $f\bar{P}D_i$ (f は1単位の財を生産するための固定費比率)と名目賃金総額 $W_i^nL_i$ を引いたものとして表される。一方、 R_i^f は労働者側の余剰であり、名目賃金から留保賃金を引いたものとして表される。この場合、留保賃金は、労働者が他の企業で雇用された時の平均賃金 $\overline{W}=n^{-1}\Sigma_{i=1}^nW_i$)と雇用されなかった時の非労働収入 $c\bar{P}$ (雇用保険手当など)を、雇用失業率uで加重平均したものとして示すことができる。

ここで、この問題を解き、さらに実質賃金がパラメータz ($0 \le z \le 1$) をもとに前期の値と平準化されること t^2 や労使間の交渉に個別のショック η_i が伴うことを仮定すると、潜在的な名目賃金 W_i^* をマクロの物価水準で割った潜在的な実質賃金は次の(8)式で表すことができる。

$$\frac{W_{i}^{*}}{\overline{P}} = (1-z) \left(\frac{W_{i,-1}}{\overline{P}_{-1}} \right) + z \left\{ a \left[(P_{i} - f \overline{P}) D_{i} / \overline{P} L_{i} \right] + (1-a) \left[(1-u)(\beta - 1) / \beta + uc \right] \right\} + \eta_{i} . \tag{8}$$

ここで、(8)式において、平均実質賃金 $\overline{W}/\overline{P}$ は(5)式より (β –1)/ β を用いて表している。また、 η_i は(9)式にあるように、自己相関係数 ρ_{η} 、平均0かつ分散 σ_{η}^2 の正規分布に従う個別ショックである。

$$\eta_i = \rho_{\eta} \eta_{i-1} + \nu_i^{\eta}, \quad \nu_i^{\eta} \sim N(0, \sigma_{\eta}^2).$$
(9)

さらに、(8)式で決まる潜在的な名目賃金 W_i^* は、

$$S_i^* = (1 - \theta^*) W_i^* \,. \tag{10}$$

$$B_i^* = \theta^* W_i^* \,, \tag{11}$$

に従い、 $(1-\theta^*)$ の割合で潜在的な所定内給与 S_i^* 、 θ^* の割合で潜在的な賞与 B_i^* にそれぞれ配分される 13 。これは、賞与が名目賃金の「調整弁」として機能しうるわが国の賃金構造を捉えるためのものである。

¹² 賃金が前期の値と平準化されることは、テイラーに代表される非同時的賃金調整 (staggered wage adjustment)を明示的に考慮したニュー・ケインジアン型のマクロ・モデルからも導出できる。ここでのモデルは、(名目賃金の下方硬直性が存在しない場合でも)潜在的な名目・実質賃金が緩慢にしか調整されないことを仮定したものと捉えることができる。

¹³ 現実には、潜在的な賞与と所定内給与の配分を示す θ^* は内生的に決まる変数となっている可能性があるが、ここでは簡略化のため一定としている。ただし、賃下げが行われる場合は、所定内給与よりも先に賞与の引下げが行われることを反映し($\alpha_s > \alpha_b$)、シミュレーションで得られる事後的な配分 θ は、景気後退期に低下する。

名目賃金の下方硬直性

名目賃金の下方硬直性については、所定内給与と賞与の双方とも、閾値と潜在的な名目賃金水準からの乖離を示すパラメータ (α_s 、 α_b 、 λ_s 、 λ_b)を用いて、以下のように表す。

$$S_{i} = \begin{cases} S_{i}^{*} & \text{if} \quad S_{i,-1} < S_{i}^{*} \\ S_{i,-1} & \text{if} \quad S_{i,-1}e^{-\alpha_{s}} < S_{i}^{*} \le S_{i,-1} \\ S_{i}^{*}e^{\lambda_{s}} & \text{if} \quad S_{i}^{*} < S_{i,-1}e^{-\alpha_{s}} \end{cases},$$

$$(12)$$

$$B_{i} = \begin{cases} B_{i}^{*} & \text{if} \quad B_{i,-1} < B_{i}^{*} \\ B_{i,-1} & \text{if} \quad B_{i,-1}e^{-\alpha_{b}} < B_{i}^{*} \le B_{i,-1} \\ B_{i}^{*}e^{\lambda_{b}} & \text{if} \quad B_{i}^{*} < B_{i,-1}e^{-\alpha_{b}} \end{cases}$$

$$(13)$$

ここで、(12)式と(13)式は、黒田・山本 [2003b] で計測したフリクション・モデルの結果を踏まえ、潜在的な名目賃金変化率が $-(\alpha\times100)$ ~ 0%の時には名目賃金が据え置かれ、 $-(\alpha\times100)$ %を下回ると潜在的な名目賃金変化率に($\lambda\times100$)%を加えた変化率が観察されることを示している。また、観察される名目賃金 W_i は、観察される所定内給与 S_i と賞与 B_i の合計として、

$$W_i = S_i + B_i \,, \tag{14}$$

で表される。

なおFehr and Götte [2000] が指摘したように、閾値(α_s と α_b)については、インフレ率がきわめて低くなるにつれて、あるいは時間が経つにつれて、名目賃金の下方硬直性が徐々に解消され、その値が小さくなっていく可能性も考えられる。しかし、黒田・山本 [2003b] で計測したフルタイム男性の所定内給与や年間収入のフリクション・モデルにおいては、閾値のインフレ率による変化は観察されなかった 14 。そこで、本稿では、閾値(α_s と α_b)の値はインフレ率や時間に対して一定であると仮定する 15 。

名目賃金の下方硬直性以外の「労働市場の歪み」

本稿のマクロ・モデルには、(12)式と(13)式で示される名目賃金の下方硬直性以外の「労働市場の歪み」が含まれる。具体的には、(8)式において、交渉力a、

¹⁴ もっとも、黒田・山本 [2003b] で確認したのは、インフレ率が-1.17~2.19%という狭い範囲に限られるため、インフレ率がこの範囲を超えた場合には、閾値αが変化する可能性は否定できない。

¹⁵ Akerlof, Dickens and Perry [1996] でも、名目賃金の下方硬直性は労働者の公平性に対する信念や、仕事に対するやる気に根差した本質的な特色であるとして、名目賃金の下方硬直性の度合いがインフレ率や時間によって変わりうることには否定的である。

実質非労働収入c、実質賃金の慣性 (1-z)が存在することによって、潜在的な名目・実質賃金が押し上げられるという歪みである。

すなわち、(8)式の各パラメータが $0 < a \le 1$ 、0 < c、 $0 < z \le 1$ である時の潜在的な名目・実質賃金は、労働者の交渉力、雇用保険給付などの実質非労働収入、実質賃金の慣性が存在することによって、労働需給を均衡させる水準(労働者の交渉力、実質非労働収入、実質賃金の慣性が存在しない特殊ケース< a = 0、c = 0、z = 1 >)よりも高くなる。そこで本稿では、労働需給を均衡させる名目賃金水準を W_i^** と定義したうえで、労働者の交渉力、実質非労働収入、実質賃金の慣性に関する3つのパラメータによって潜在的な名目賃金水準 W_i^* が W_i^** を上回ることを「労働市場の歪み」として捉える。

後述のように、「労働市場の歪み」は、潜在的な名目・実質賃金を押し上げることによって失業を発生させるが、こうして発生した失業は、名目賃金の下方硬直性が原因となって生じる失業とは別のものである。

ハ. 名目賃金の下方硬直性とインフレ率、雇用失業率との関係

以上のマクロ・モデルにおける名目賃金とマネー・サプライ、インフレ率、雇用 失業率の関係を説明すると以下のようになる。なお、本稿のモデルでは、総需要は 外生的に与えられており、マネー・サプライが総需要の代理変数となっている。し たがって本稿のモデルでは、マネー・サプライを減少させることが、有効需要減退 による労働需要不足に対応する。

「労働市場の歪み」が存在しない世界

まず、(8)式における「労働市場の歪み」が存在しない世界 (a=0、c=0、z=1)を想定する。ここで、名目賃金が完全に伸縮的で、(12)式と(13)式において常に実際の名目賃金と潜在的な名目賃金が等しくなるケース(潜在的な名目賃金変化率がどの値であっても $S_i=S_i^*$ と $B_i=B_i^*$ が成立するケース)を考えてみる。この時、外生的にマネー・サプライMの値を各期 π %増加させても、名目賃金が完全に伸縮的に動くため、雇用失業率は影響を受けず、物価のみ π %増加する。これは、名目賃金が伸縮的に動く世界では、インフレ率がどのような値であっても、雇用失業率は一意に決定されることを意味する。つまり、雇用失業率とインフレ率に相関はみられない。

他方、上のマクロ・モデルのように名目賃金に下方硬直性が存在し、実際の名目 賃金が(12)式と(13)式に従って決められるケースでは、雇用失業率はインフレ率 に応じて異なった値をとる。

すなわち、マネー・サプライMの伸び率が低下し、インフレ率が低下傾向をたどる場合、(2)式によって総需要が減退する。この時、雇用失業率を上昇させないためには、名目賃金を(8)式で決定される潜在的な水準 W_i^* まで引き下げる必要が生じる。しかし、名目賃金は(12)式と(13)式において下方硬直性の影響を受けるため、潜在的な水準が前期の水準を下回る場合には($W_{i-1} > W_i^*$)、名目賃金は据え置

かれざるを得ない。そうした状況に面した企業では、下方硬直性がない場合の潜在的な水準に比べて高い名目賃金を負担しなくてはならず ($W_i > W_i^*$) (5)式のマークアップ式に従い、企業の製品価格 P_i も高止まる。その結果、個別企業の製品需要は(2)式に沿って減退し、それに伴い労働投入量 L_i も減少する。このように、名目賃金の下方硬直性に直面した企業が、名目賃金を引き下げる代わりに労働投入量 L_i を減らすことによって労務コストを調整する状況が続けば、雇用失業率は高止まることになる。逆に、マネー・サプライMの伸び率の上昇に伴い、インフレ率が上昇し、製品需要の増加が起これば、各企業の潜在的な名目賃金は全体的に高くなる。そうした状況では、(12)式と(13)式において名目賃金の下方硬直性の制約を受ける企業は少なくなり、雇用失業率は低く抑えられる。

以上のように、名目賃金の下方硬直性が存在し、それが長期的にも解消されないような経済においては、雇用失業率とインフレ率の間にマイナスの相関がみられる¹⁶。

「労働市場の歪み」が存在する世界

次に、(8)式で「労働市場の歪み」が常に存在する世界を考える。この場合、本稿で用いたマクロ・モデルでは、たとえ名目賃金が下方硬直的ではなくても、雇用失業率とインフレ率の間にマイナスの相関関係が生じる。すなわち、本稿のモデルでは、労働者の交渉力や雇用保険給付などによって潜在的な名目賃金 W_i^* が労働需給を均衡させる水準 W_i^{**} よりも高止まる。この際、潜在的な名目賃金 W_i^* は、一定割合ではなく、一定額だけ高止まるように(8)式で設定されているため、「労働市場の歪み」は名目価格水準に対して非中立的となる。例えば、デフレが進行して労働需給を均衡させる名目賃金水準 W_i^{**} が大きく落ち込むほど、「労働市場の歪み」による名目賃金の高止まり分は相対的に大きくなり、それに伴う失業も増大する。また、潜在的な名目賃金 W_i^* には慣性があるため、デフレ期には、前期の名目賃金水準を引きずる形で潜在的な名目賃金が高止まる。このため、デフレの度合いが大きくなるほど、名目賃金の高止まりが大きくなり、それによって生じる失業も増加する $^{17.5}$ 。

¹⁶ 名目賃金に下方硬直性がある場合には、長期的にも失業率とインフレ率の間にマイナスの相関がみられるようになるとの指摘は、古くから存在する。例えばTobin [1972] は、名目賃金に下方硬直性がある場合、長期のフィリップス・カーブは失業率が高い領域において水平になると主張し、ある特定の失業率 (いわゆる自然失業率)において長期フィリップス・カーブが垂直になるとのフリードマンらの主張に異議を唱えた。

¹⁷ 本稿のシミュレーションでは、常に一定の割合で物価が上昇あるいは下落している状況での定常雇用失業率を導出するため、名目・実質賃金の慣性は、調整過程だけでなく、定常(均衡)点自体へも影響を与えうる。

¹⁸ Graham and Snower [2003] でも、非同時的賃金調整を取り入れたニュー・ケインジアン型のマクロ・モデルにおいて、(名目賃金の下方硬直性が存在しない場合の) インフレ率と失業率との間に長期的なマイナスの相関関係が観察されることが示されている。

したがって、(8)式で「労働市場の歪み」が存在するもとで、さらに(12)式と(13)式において名目賃金の下方硬直性が存在する場合には、雇用失業率とインフレ率とのマイナスの相関関係はより強くなる。このため、本稿のシミュレーションでは、シミュレートされた雇用失業率を、(8)式での「労働市場の歪み」に起因する部分と、(12)式と(13)式での名目賃金の下方硬直性に起因する部分に事後的に区別して考察する必要がある。

なお、名目賃金が下方硬直的でなくても、雇用失業率とインフレ率の間にマイナスの相関関係が生じる点をみるために、本稿のマクロ・モデルにおいて、代表的な企業を想定し、財需要と実質賃金の個別ショックがなく、名目賃金が完全に伸縮的なケースでの雇用量 Leを算出すると、

$$L^{e} = \frac{\pi M_{-1}}{z (1-a) \left(1 - \frac{\beta}{\beta - 1}c\right) \pi M_{-1} + \frac{\beta}{\beta - 1} P_{-1} \left\{(1-a)c + a(1-f) + (1-z)W_{-1}\right\}}$$
(15)

となる。ただし、インフレ率 π は外生的に $M = \pi M_{-1}$ としてモデルに取り入れている。ここで、雇用量 L^e をインフレ率で微分すると、

$$\frac{\partial L^{e}}{\partial \pi} = \frac{\frac{\beta}{\beta - 1} P_{-1} \{ (1 - a)c + a(1 - f) + (1 - z)W_{-1} \} M_{-1}}{\left[z(1 - a) \left(1 - \frac{\beta}{\beta - 1} c \right) \pi M_{-1} + \frac{\beta}{\beta - 1} P_{-1} \{ (1 - a)c + a(1 - f) + (1 - z)W_{-1} \} \right]^{2}} > 0 , (16)$$

となり、インフレ率が高く(低く)なるほど雇用量は増加(減少)することがわかる。すなわち、雇用失業率はインフレ率とマイナスの相関をもつ 19 。なお、「労働市場の歪み」がない場合(a=0、c=0、z=1)には、(16)式は $\partial L^e/\partial \pi=0$ となり、インフレ率が変化しても雇用量は変化しない。

通常のフィリップス曲線との対比

本稿でシミュレートするインフレ率と失業率の関係は、通常の長期フィリップス 曲線で示される関係とは、その背後にあるメカニズムが異なり、比較可能なもので はない。

すなわち、通常のフィリップス曲線は、マネー・サプライの増減をショックとみなし、そのショックが起こっても、賃金や価格の調整が瞬時には行われないため、

¹⁹ Akerlof, Dickens and Perry [1996] では、名目賃金の下方硬直性が原因で生じる失業率と、「労働市場の歪み」によって生じる失業率とは明示的に区別されていない。しかし、4節のシミュレーション結果で詳しく示されているように、ADPモデルをわが国労働市場に当てはめた場合、低インフレもしくはデフレ下においては、名目賃金の下方硬直性よりも、「労働市場の歪み」が失業率に与える影響の方が深刻となる。

この調整が終わるまでの短期の間に限って一時的に賃金変化率(あるいはインフレ率)と失業との間にマイナスの相関が観察されるというものである。このマイナスの相関は短期のフィリップス曲線として描けるものの、ショックを価格や賃金に織り込むプロセスがすべて終了した長期では、失業率は元の水準(自然失業率もしくはNAIRUに相当するもの)に戻るため、長期のフィリップス曲線は垂直になる。また、通常のフィリップス曲線では、たとえ「労働市場の歪み」が存在する場合でも、その歪みは名目価格水準に対して中立的であるとの仮定が置かれることが多い。このため、インフレ率がいずれの水準であっても「労働市場の歪み」によって生じる失業率の水準は変わらない。

これに対し、本稿の分析は、「名目賃金の下方硬直性」や「労働市場の歪み」は 長期的にも解消されず、時間を経ても不変であるとともに、「労働市場の歪み」は、 名目価格水準に対して非中立的であるとの仮定を置いている。したがって、本稿の シミュレーションは、「名目賃金の下方硬直性」や名目価格水準に対して非中立的 な「労働市場の歪み」といった労働市場の構造が、わが国において将来的にも永続 したとすれば、その構造のもとで、定常的な雇用失業率がどの程度になるかを試算 するものである。なお、シミュレートされた雇用失業率はインフレ率に対して一意 には決まらないため、本稿では、一定のインフレ率の水準に応じて定常状態の雇用 失業率をシミュレートする。以下では、こうしてシミュレートされた雇用失業率を 「定常雇用失業率」と呼ぶこととする。

(3)シミュレーション方法

マクロ・モデルのシミュレーション方法を簡潔に述べると、以下のとおりである。

イ. ターゲット値の設定

まず、マクロ・モデルと現実経済の整合性を確保するために、現実のデータから 算出したターゲット値を設定し、シミュレーションによって生成される変数の値が ターゲット値に近づくようにする。ターゲットとしては、Akerlof, Dickens and Perry [1996]と同様に、名目賃金変化率の標準偏差、雇用創出率、雇用喪失率、定常雇 用失業率の4つを用いる。

名目賃金変化率の標準偏差については、『賃金構造基本統計調査』(厚生労働省)の産業・企業規模・年齢階層・学歴別データから算出した年間給与総額(男性)の対前年変化率の加重標準偏差を参考に、5%をターゲット値とする²⁰。雇用創出率と雇用喪失率²¹については、樋口・新保「1998]と玄田「1999]による推計値を参考

$$\Delta^{c} = \sum_{i \in \{L_{i} - L_{i, -1} > 0\}} \left(\frac{L_{i} - L_{i, -1}}{L_{i, -1}} \times 100 \right) , \qquad \Delta^{d} = -\sum_{i \in \{L_{i} - L_{i, -1} < 0\}} \left(\frac{L_{i} - L_{i, -1}}{L_{i, -1}} \times 100 \right) .$$

²⁰ 加重標準偏差の計算には、各分類の労働者数をウエイトとして用いた。

²¹ 雇用創出率 Δ^c と雇用喪失率 Δ^d の定義は次のとおりである。

に、それぞれ8%をターゲット値とする²²。 定常雇用失業率については、雇用と失業のフロー・データから男性の定常雇用失業率を推計し、ターゲット値として用いる²³。 定常雇用失業率のターゲット値は、インフレ率が2%の時の定常雇用失業率として3.01% (1985年当時の値)を用いる。

ロ. パラメータの設定

本稿のマクロ・モデルには16のパラメータが存在する。このうち、企業数nは 10,000とする 24 。名目賃金の下方硬直性に関するパラメータについては、2節で示したとおり、黒田・山本 [2003b] のフリクション・モデルの計測結果から、所定内給与については $\alpha_s=0.077$ および $\lambda_s=-0.029$ 、賞与については $\alpha_b=0.035$ および $\lambda_b=-0.027$ を直接用いる 25 。また、潜在的な所定内給与と賞与の配分割合については、『賃金構造基本統計調査』(厚生労働省)から、1985年当時の男性雇用者の現金給与総額に占める年間賞与の割合を算出し、 $\theta^*=0.31$ とする 26 。また、雇用失業率の下限 \underline{u} については、1985年当時の定常雇用失業率3.01%の約9割に相当すると想定し 27 、2.65%とする。

「労働市場の歪み」を表すパラメータについては、Akerlof, Dickens and Perry [1996] を参考に、a=0.10、c=0.30、z=0.80とする。ただし、この3つのパラメータの違いによりシミュレーション結果が異なる可能性があるため、労働市場の歪みが小さい場合(a=0.05、c=0.25、z=0.90)と大きい場合(a=0.15、c=0.35、

²² 樋口・新保[1998]では、雇用創出率と雇用喪失率を7.4%と7.9%と推計している。ただし、この推計には従業員5人未満の事業所が含まれていない。なお、玄田[1999]によれば、わが国では従業員5人未満規模の企業における雇用創出率・喪失率は他の規模の企業よりも高いことが示されている。こうした点を踏まえ、シミュレーションでは、樋口・新保[1998]の推計値よりも高めの8%をターゲットとした。

²³ 具体的には、労働省 [2000他] のデータを用いて、雇用と失業の2つの状態 (state) から構成される労働力 (男性) の推移行列を算出し、この推移行列がエルゴード性を満たすマルコフ行列であることを仮定することによって、定常状態の男性の定常雇用失業率を推計した。推計された定常雇用失業率の値は、1985年が3.01%、1990年が2.08%、1995年が3.41%、1999年が5.74%、2000年が5.91%である。フロー・データを用いた定常状態の失業率の算出については、Kuhn and Schuetze [2001] や黒田 [2002] を参照されたい。なお、モデルでは自営業・家族従業者を考慮しない雇用失業率を用いているため、ターゲット値も失業率ではなく、雇用失業率を用いる。

²⁴ 企業数については、わが国における代表的な企業調査(『法人企業動向調査』< 内閣府>、『企業動向調査』<経済産業省>、『企業短期経済観測調査』<日本銀行>など)の標本数を参考に設定した。もっとも、企業数の変更は本稿の結果を大きく左右しない。

²⁵ 賞与のパラメータ (α_b と λ_b) については、賃下げが行われる場合には所定内給与よりも賞与の方が先であるとの仮定を置き、黒田・山本 [2003b] で推計された年間収入の下方硬直性に関するパラメータを適用する。ただし、黒田・山本 [2003b] が推計に用いたデータでは、年間収入に残業手当が含まれている。このため、所定内給与よりも年間収入の下方硬直性の度合いが小さいとの推計結果は、賞与だけでなく残業手当による調整も反映されている点には留意が必要である。

²⁶ インフレ率が高く、名目賃金の下方硬直性の影響を受けにくい状況においては、実際に観察される所定 内給与と賞与の割合が潜在的な割合に近くなると考えられる。1985年当時の値を用いたのは、このため である。

²⁷ 厚生労働省[2001]は、1985年第1四半期時点での構造・摩擦的失業率は2.26%であり、当該時点での完全失業率の約88%に相当するとの試算結果を報告している。本稿では、脚注22で求めた1985年時点での定常雇用失業率にこの比率(88%)を乗じた値を雇用失業率の下限(2.65%)として設定することとした。

z=0.70) についても試し、シミュレーション結果の頑健性をチェックする。

このほかのパラメータについては、Akerlof, Dickens and Perry [1996] を参考にしつつ、 β = [4.0, 6.0]、 ρ_{ϵ} = [0.1, 0.9]、 ρ_{η} = [0.1, 0.9]、 σ_{ϵ} = [0.01, 0.10]、 σ_{η} = [0.01, 0.10]、 σ_{η} = [0.0, 0.25] の各範囲ですべての組合せを試したうえで、以下に示す方法によって、ターゲット値に最も近い結果をもたらすパラメータを選択する^{28, 29}。

ハ.シミュレーションの方法

パラメータ(β 、 ρ_{ϵ} 、 ρ_{η} 、 σ_{ϵ} 、 σ_{η} 、f)の選択に関しては、まず、インフレ率を 2%に設定 30 し、4つのターゲット値からの平均自乗誤差がそれぞれ一定範囲に納まるようなパラメータの組合せを選択する。次に、選択された全てのパラメータの組合せについて、インフレ率が0%の時の定常雇用失業率をシミュレートし、定常雇用失業率の中央値をもたらすパラメータの組合せを選択する。

このようにして選択したパラメータの組合せを用いて、インフレ率を変化させた場合の定常雇用失業率をシミュレートし、これを分析のベースラインとする。なお、シミュレーションの回数は300とする³¹。

さらに本稿では、Akerlof, Dickens and Perry [1996] とは異なり、名目賃金の下方硬直性の度合いを変化させた場合に定常雇用失業率がどのように変化するかに焦点を当てる。すなわち、Akerlof, Dickens and Perry [1996] では、名目賃金の下方硬直性を仮定したうえで、インフレ率を3%から低くした場合に定常雇用失業率がどの程度上昇するかをみた。これに対し、本稿では名目賃金の下方硬直性の度合いを示すパラメータを変化させることによって、定常雇用失業率がどの程度変化するかをみる。(12)式と(13)式の閾値(α_s と α_b)の値が大きければ、名目賃金の下方硬直性の影響を受ける企業が多くなり、定常雇用失業率は高くなると思われる。逆に、

²⁸ 製品需要の価格弾性 β については、1980~90年代の労働分配率の平均値から逆算した β =5.16を参考に範囲を設定した。本稿のモデルにおいて、労働分配率 ℓ は $\overline{W}L/\overline{P}D=\overline{W}/\overline{P}=(\beta-1)/\beta$ と表されるため(ここで、Dは各独占的競争企業の製品需要を集計したものであり、均衡状態においてはD=Lとなる)、労働分配率の水準が把握できれば、 β を逆算することができる。そこで、1980~90年代の『法人企業統計年報』(財務省)から算出した労働分配率をもとに、各年ごとに $\beta=1/(1-\ell)$ を算出し、その平均をとると $\beta=5.16$ となる。なお、わが国のデータを用いて産業別のマークアップ比率を直接推計した実証研究には、馬場 [1995] などがある。

²⁹ 各範囲内では、 β は0.25刻み、 ρ_ϵ 、 ρ_η は0.1刻み、f は0.05刻み、 σ_ϵ 、 σ_η は0.001刻みでパラメータを設定した。

³⁰ シミュレーションでは、外生的にマネー・サプライMの変化率を変えた分だけ、インフレ率が変わるとみなしている。ただしモデルの設定上、マネー・サプライMの変化率を低下させた場合、名目賃金を据え置いた企業では、(5)式のマークアップにより製品価格が高止まりするため、製品価格の平均値であるマクロの物価水準は、下方硬直性がない場合に比べ高くなる。したがって、厳密にはMの変化率の低下と同じだけのインフレ率の低下は起こらない。しかしながら、シミュレーション結果をみると、マクロのインフレ率は、名目賃金の下方硬直性の制約を受けた企業の影響をほとんど受けず、Mの変化率とほぼ同様の値をとることがわかった。したがって、本稿ではマネー・サプライMの変化率に応じて、インフレ率が同じだけ変化するとみなしている。

³¹ 各シミュレーションでは、個別ショック($v_i^* \succeq v_i^n$)を正規分布に従って毎期発生させ、各変数の値を逐次 算出した。

閾値の値が小さければ、名目賃金の下方硬直性の影響を受ける企業が少なくなり、 定常雇用失業率は低い値をとる。

そこで、上述の方法で全てのパラメータ値を選択した後、インフレ率や名目賃金の下方硬直性に関するパラメータ (α_s と α_b)を変化させ、それぞれのケースに対応する定常雇用失業率をシミュレートする。

4.マクロ・モデルのシミュレーション結果

(1) 名目賃金の下方硬直性が定常雇用失業率へ及ぼす影響

シミュレーションの結果は以下のとおりである。上述の方法で選択されたパラメータの組合せは、 $\alpha_s=0.077$ 、 $\lambda_s=-0.029$ 、 $\alpha_b=0.035$ 、 $\lambda_b=-0.027$ 、 $\beta=4.75$ 、 $\theta=0.31$ 、c=0.30、 $\rho_\epsilon=0.10$ 、 $\rho_\eta=0.60$ 、 $\sigma_\epsilon=0.013$ 、 $\sigma_\eta=0.035$ 、z=0.80、a=0.10、f=0.15となった。

このパラメータのもとで、インフレ率が2%の時の定常雇用失業率を算出すると3.12%となり、インフレ率と定常雇用失業率の関係をプロットした 図2においては点イで表される。同様にして、インフレ率が1%の時の定常雇用失業率は4.60%、インフレ率が0%の時には5.95%となり、それぞれ 図2では点口と点ハで表される。さらに 図2では、他のインフレ率における定常雇用失業率も黒の四角でプロットしており、これらをケースA(ベースライン)とみなす32。また、本稿のマクロ・モデルでは、雇用失業率が下限である2.65%を下回ることはないと仮定しているため、定常雇用失業率が2.65%の各点において、インフレ率と定常雇用失業率の関係は垂直になる。

なお、パラメータを選択する際にインフレ率0%時点での定常雇用失業率としてシミュレートされた値の範囲は、1標準偏差区間で5.58~6.33%となった。よって、パラメータの組合せを変更しても、定常雇用失業率のとりうる値はそれほど大きくは変わらない33。

³² 前述のように、図2の各点は、それぞれが定常雇用失業率を示しており、オーソドックスな短期あるいは 長期のフィリップス・カーブを描いたものではない。

³³ なお、本稿では、潜在的な所定内給与と賞与の配分割合のを0.31に固定しているが、このパラメータの値を変更させても定常雇用失業率は大きく変化しなかった。また、わが国の雇用慣行を反映して、雇用調整に労働保蔵を考慮した場合も試みたが、結果はほとんど変わらなかった。これは、現実のデータから求めた雇用創出率と雇用喪失率をターゲットとしているため、明示的に労働保蔵を考慮した場合でも、労働保蔵を考慮しない時と同様の結果が得られたものと考えられる。

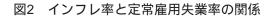
次に、名目賃金の下方硬直性に関するパラメータ(α_s と α_b)の値を変化させた場合の定常雇用失業率の動きをシミュレートしてみた。まず、図2には、 α_s と α_b の値をきわめて大きくし(α_s = 1,000と α_b = 1,000)、名目賃金が完全に下方硬直的であることを想定したケースB(完全下方硬直的モデル)を四角形でプロットした 34 。これをみると、名目賃金が完全に下方硬直的である場合、定常雇用失業率がベースラインよりもかなり高くなることがわかる。すなわち、 α_s = 0.077および α_b = 0.035で表されるフルタイム男性の名目賃金の下方硬直性は、名目賃金が完全に下方硬直的であるケースに比べると、定常雇用失業率に与える影響は小さいと考えられる。

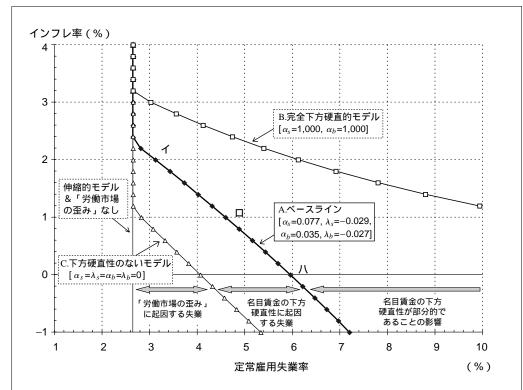
それでは逆に、名目賃金の下方硬直性が完全に存在しない場合における定常雇用 失業率はどのように変化するだろうか。図2には、 $\alpha_s = \lambda_s = \alpha_b = \lambda_b = 0$ として、名目 賃金が完全に伸縮的であることを想定したケースC(下方硬直性のないモデル)を 三角形でプロットした。

ケースCをみると、名目賃金の下方硬直性が全く存在しないにもかかわらず、インフレ率が1%以下の範囲で低下するにつれて、定常雇用失業率が下限値の2.65%から離れ、少しずつ上昇していることがわかる。これは、前節で説明したとおり、インフレ率の低下に伴い、(8)式での「労働市場の歪み」が定常雇用失業率を押し上げていることを表している。つまり、ケースCの定常雇用失業率の推移は、名目賃金の下方硬直性には一切影響を受けていない。したがって、ケースA(ベースライン)で示された定常雇用失業率からケースCが示す定常雇用失業率を差し引いたものは、名目賃金の下方硬直性による定常雇用失業率の純粋な増加分として識別することができる。

そこで、ケースAとCを見比べると、名目賃金の下方硬直性が存在しない場合には、定常雇用失業率は最大で1.8%程度低く抑えられる傾向にあることがわかる。つまり、このシミュレーション結果は、名目賃金の下方硬直性の度合いが黒田・山本[2003b]で計測された値よりもはるかに小さかったとすれば、定常雇用失業率も1.8%程度低かったことを示している。以下では、この名目賃金の下方硬直性のみが原因で生じる定常雇用失業率の増分を、「名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率」と定義する。

³⁴ 脚注30で述べたとおり、本稿のシミュレーションでは、Mの変化率に応じて、インフレ率が決まるとみなしている。これは、名目賃金の下方硬直性が部分的であるため、下方硬直性の制約を受けた企業の影響をマクロのインフレ率がほとんど受けないとのシミュレーション結果に基づいている。しかし、名目賃金が完全に下方硬直的である場合には、Mの変化率が大きく低下するほど、下方硬直性の制約を受ける企業が増加するため、Mの変化率とマクロのインフレ率との乖離が大きくなる。したがって、名目賃金が完全に下方硬直的であることを想定したケースBの結果は、実際にはより右上に位置していることに留意する必要がある。





- 備考: 1. ベースラインとなる α_s と α_b の推計値は、フリクション・モデルを推計した黒田・山本 [2003b]の結果のうち、フルタイム男性の所定内給与と年間収入に関するものを適用した。
 - 2. 名目賃金の下方硬直性があるため、定常雇用失業率は一意に決まらず、インフレ率に応じて異なった値をとる。図の各点は、各インフレ率のもとでシミュレートされる定常雇用失業率を示している。なお、雇用失業率は、マクロの失業者数を雇用者数と失業者数の和で除したものである。
 - 3. モデルでは、雇用失業率が下限値の2.65%を下回ることはないと仮定されているため、定常 雇用失業率が2.65%においてインフレ率との関係は垂直になる。

図3 名目賃金の下方硬直性が定常雇用失業率へ与える影響

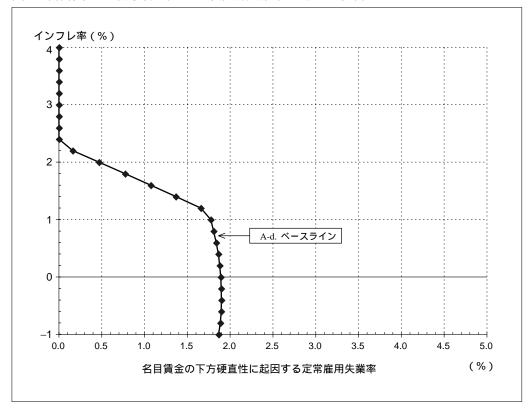


図3には、インフレ率の低下によって、名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率がどの程度変化するかを詳しくみるため、ケースAとケースCの定常雇用失業率の差分をプロットした(ケースA-d)。この図をみると、インフレ率が2.4%を上回る状況では、名目賃金の下方硬直性が存在しても、定常雇用失業率は下限値をとり、名目賃金が完全に伸縮的なケースと一致することがわかる35。つまり、インフレ率が2.4%以上では、名目賃金が下方硬直的であっても、定常雇用失業率は増加しない。

次に、インフレ率が2.4%以下の範囲をみると、インフレ率が低下するにつれて、

³⁵ ただし、定常雇用失業率が名目賃金の下方硬直性の影響を受けなくなるために必要なインフレ率の下限 (2.4%)は、定常雇用失業率の下限値やパラメータを選択する際にターゲットとして用いたインフレ率の 値に依存する。本稿のシミュレーションでは、インフレ率2%の時に定常雇用失業率が3.01%となるよう パラメータを選択し、さらに定常雇用失業率が2.65%を下回らないように設定した。このため、インフレ 率が2%以上になると、ケースAとケースCの差が徐々になくなり、インフレ率が2.4%の時点で両者が一 致するような結果が得られた。しかし、パラメータを選択する際にターゲットとして用いたインフレ率 をより高い水準に設定したり、定常雇用失業率の下限値をより小さくすれば、ケースAとケースCが一致 する時のインフレ率は2.4%より高くなる。したがって、これらの値の設定によって、名目賃金の下方硬 直性の影響を受けなくなるために必要なインフレ率の下限は異なりうる。

名目賃金の下方硬直性の影響が顕現化し、定常雇用失業率が徐々に上昇している様子がみてとれる。例えば、インフレ率が2%から1%へと低下すると、名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率は0.47%から1.77%へと1.30%程度上昇する。

しかし、さらにインフレ率が低下し、1%以下となると、名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率はほとんど変化しない。例えば、インフレ率が1%から-1%に低下しても、名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率の上昇は0.1%程度にすぎない。

なお、図3にはインフレ率が -1%までのプロットしか示していないが、インフレ率をさらに低下させると、ケースA-dの名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率は低下しはじめ、インフレ率が -6%程度でゼロとなる³⁶。

(2)低インフレないしデフレのもとで名目賃金の下方硬直性が定常雇用失業率へ及ぼす影響

インフレ率が1%以下になっても、名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率の上昇がほとんどみられないとの結果は、インフレ率を3%から0%に低下させると、名目賃金の下方硬直性の存在によって米国の定常雇用失業率が5.9%から7.6%へと上昇すると主張したAkerlof, Dickens and Perry [1996]と異なる。わが国労働市場を想定した本稿のシミュレーションにおいて、インフレ率が1%を下回る低インフレないしデフレの状況で、名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率の上昇がそれほど顕在化しないのはなぜだろうか。この疑問に答えるために、以下では、名目賃金の下方硬直性に関するパラメータを変化させ、追加的なシミュレーションを行う。

イ. 賞与の有無による定常雇用失業率の違い

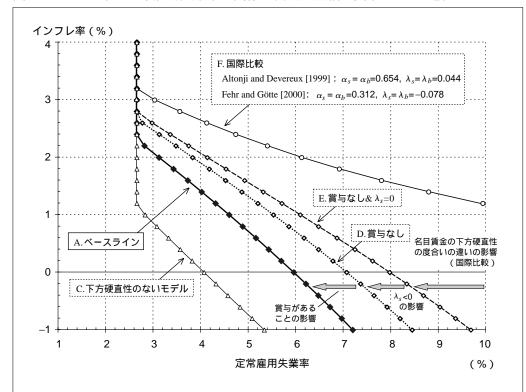
3節(1)で説明したとおり、本稿のモデルは、賞与が存在する点において、Akerlof, Dickens and Perry [1996]のモデルと異なる。そこで、賞与の存在が、定常雇用失業率にどのような影響を及ぼしたかをみてみる。

図4のケースD(賞与なし)は、図2で示したケースA(ベースライン)のパラメータのうち6*をゼロとし、賞与が存在しない場合、つまり名目賃金総額がすべて所定内給与として支払われると仮定した場合の定常雇用失業率をシミュレートしたものである³⁷。したがって、ケースD(賞与なし)とケースA(ベースライン)の定常雇用失業率を比較することによって、賞与の存在が名目賃金の下方硬直性の度合いを弱め、その結果どれだけの失業が回避されたかを定量的に把握することができる。

³⁶ これは、極端なデフレ下においては潜在的な名目賃金変化率が平均的に閾値を下回るようになり、名目 賃金の下方硬直性の制約が事実上、存在しなくなることによるものと考えられる。

³⁷ 図4のケースAとケースCは、それぞれ図2と同一のものである。

図4 インフレ率と定常雇用失業率の関係:賞与と大幅な賃下げによる調整



備考: 1. ベースラインとなる α_s と α_b の推計値は、フリクション・モデルを推計した黒田・山本 [2003b]の結果のうち、フルタイム男性の所定内給与と年間収入に関するものを適用した。

- 2. 名目賃金の下方硬直性があるため、定常雇用失業率は一意に決まらず、インフレ率に応じて異なった値をとる。図の各点は、各インフレ率のもとでシミュレートされる定常雇用失業率を示している。なお、雇用失業率は、マクロの失業者数を雇用者数と失業者数の和で除したものである。
- 3. モデルでは、雇用失業率が下限値の2.65%を下回ることはないと仮定されているため、定常雇用失業率が2.65%においてインフレ率との関係は垂直になる。

図4をみると、賞与が存在しないケースD(賞与なし)の定常雇用失業率は、インフレ率が1%で0.94%、インフレ率が -1%では1.25%程度、ケースA(ベースライン)よりも高くなっていることがわかる。したがって、このシミュレーション結果からは、賞与による名目賃金の調整によって、定常雇用失業率が1%程度低く抑えられてきたと解釈することが可能である³⁸。

³⁸ ただし、脚注25で述べたように、賞与の下方硬直性の度合いを示すパラメータは、黒田・山本[2003b] の推計結果のうち、残業手当も含めた年間収入の下方硬直性の度合いを示すパラメータを適用したため、 賞与による名目賃金の調整分には残業手当による調整分も含まれていることは留意されたい。

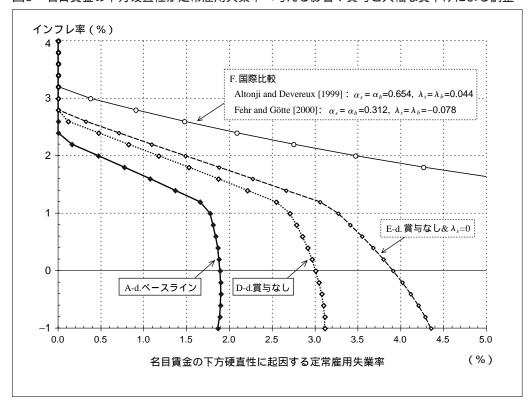


図5 名目賃金の下方硬直性が定常雇用失業率へ与える影響:賞与と大幅な賃下げによる調整

ここで、インフレ率が変化することによって、賞与が存在する場合と存在しない場合の定常失業率の大きさがどの程度異なるかを詳しくみるため、名目賃金の下方硬直性が存在しないケースCとの差分をとり、図5にプロットした。ケースA-d(ベースライン)は、賞与が存在する場合、つまり、図3と同一のプロットである。前述のとおり、このケースでは、インフレ率が1%から低下しても、名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率はほとんど変化せず、低インフレないしデフレのもとでほぼ垂直の形状を示している。

これに対して、賞与が存在しない場合、すなわち、ケースDとケースCの差分をとったケースD-d (賞与なし)については、インフレ率が1%以下でもわずかに右下がりの形状を示している。例えば、1%から-1%へインフレ率が低下すると、定常雇用失業率は名目賃金の下方硬直性によって追加的に0.4%程度上昇している。このことから、低インフレないしデフレのもとでは、賞与は名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率の上昇をわずかながら抑制する役割を果たしていると解釈することができる。

口. λの有無による定常雇用失業率の違い

2節(2)で説明したとおり、黒田・山本 [2003b] の結果によれば、わが国の名目 賃金には、ある程度の下方硬直性は認められるものの、ある閾値 α を超えると名目 賃金は潜在的な賃金水準よりもさらに大きく引き下げられる傾向があり、本稿のモデルではこれを λ_s や λ_b で表した。この点は、本稿のモデルがAkerlof, Dickens and Perry [1996] と異なるもう1つの点である 39 。

そこで、図4では、ケースD(賞与なし)に加えて、 λ_s をゼロにした場合のシミュレーション結果をケースE(賞与なし& λ_s =0)としてプロットした。図4のケースE(賞与なし& λ_s =0)とケースD(賞与なし)を比較すると、インフレ率が1%の時で0.56%、インフレ率が-1%の時では1.25%程度、定常雇用失業率が高くなっている。また、ケースA(ベースライン)との比較では、インフレ率が1%の時で1.50%、インフレ率が-1%の時では3.57%程度、定常雇用失業率が高い。すなわち、わが国フルタイム男性の名目賃金は、賞与の存在とともに λ_s がマイナスであることが、下方硬直性の度合いを弱め、定常雇用失業率の上昇を1.50~3.57%程度低く抑えていると解釈できる。

こうした点に加えて、ケースE(賞与なし& λ_s =0)では、インフレ率が低下するほど、ケースA(ベースライン)やケースC(下方硬直性のないモデル)との定常雇用失業率の差分が大きくなる傾向もみてとれる。例えば、図5において、ケースEとケースCとの差分をプロットしたケースE-d(賞与なし& λ_s =0)をみると、インフレ率が1%以下の範囲でも右下がりの形状を示している。つまり、賞与と λ_s がない場合は、インフレ率が低下すると、名目賃金の下方硬直性により定常雇用失業率が上昇し続ける傾向がみられる。こうした傾向は、ケースA-d(ベースライン)では観察されず、ケースD-d(賞与なし)でもわずかに確認できる程度であった。ケースE-d(賞与なし& λ_s =0)では、インフレ率が1%から -1%に低下した時、名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率が追加的に1.1%程度生じている。賞与がないことにより追加的に発生する定常雇用失業率は0.4%程度であったことを考慮すると、 λ_s がゼロであることの純粋な影響は0.7%程度であると示唆される。

以上、イ.およびロ.の結果を総括すると、わが国では、名目賃金の下方硬直性がある程度認められるものの、賞与によって名目賃金がある程度調整されていたり、 実際に賃下げが生じる際には潜在的な賃金水準よりもさらに大きく引き下げられる 傾向があることにより、低インフレないしデフレのもとでも、定常雇用失業率の上 昇が抑制されているとの解釈が可能である⁴⁰。

³⁹ Akerlof, Dickens and Perry [1996] では、企業収益が2期連続赤字となる場合には、名目賃金が潜在的な賃金よりやや高めの水準まで引き下げられるような設定となっている。本稿のモデルでは、上述のように、実際に賃下げが起こる場合には、潜在賃金よりもさらに大きく引き下げられるという点が異なっている。

⁴⁰ なお、図5をみると、ケースE (賞与なし& $\lambda_s=0$) においても、インフレ率1%付近でインフレ率と定常雇用失業率との関係が若干屈折していることが観察される。これは、名目賃金の下方硬直性が部分的であることに起因している。

(3)国際比較

次に、名目賃金の下方硬直性の度合いが、先行研究で推計された他国のものと同程度であった場合のシミュレーションを試みる。Altonji and Devereux [1999] およびFehr and Götte [2000] は、黒田・山本 [2003b] と類似のフリクション・モデルをそれぞれ米国とスイスに当てはめた推計を行っており、ここではその推計結果を利用する。具体的には、米国のデータを用いたAltonji and Devereux [1999] の推計結果から、 $\alpha_s=\alpha_b=0.654$ および $\lambda_s=\lambda_b=0.044$ 、スイスのデータを用いたFehr and Götte [2000] から、 $\alpha_s=\alpha_b=0.312$ および $\lambda_s=\lambda_b=-0.078$ を名目賃金の下方硬直性の度合いを示すパラメータとして適用し、シミュレートした定常雇用失業率を図4のケースF (国際比較) にプロットした。

ケースF(国際比較)のプロットは1本の線となっているが、これは米国とスイスのパラメータを適用した結果が重なり合っていることから生じている。また、ケースF(国際比較)は、図2のケースB(完全下方硬直的モデル)、すなわち名目賃金が完全に下方硬直的な場合とも重なり合う。つまり、米国やスイスのように、名目賃金がほぼ完全に下方硬直的な国に比べると、わが国の名目賃金の下方硬直性が定常雇用失業率に与える影響は非常に小さいものにとどまっているとも解釈しうる。

(4)「労働市場の歪み」が定常雇用失業率に与える影響~頑健性チェック

以上の分析では、(8)式での「労働市場の歪み」を表すパラメータの値の組合せを標準的な場合(a=0.10、c=0.30、z=0.80)に固定し、シミュレーションを行った。しかし、本稿のマクロ・モデルでは、定常雇用失業率は名目賃金の下方硬直性だけでなく、それ以外の「労働市場の歪み」によっても変化しうる。このため、これらのパラメータの違いによって、これまで得られたシミュレーション結果が異なる可能性がある。そこで以下では、(8)式の「労働市場の歪み」を表すパラメータを変化させることによって、シミュレーション結果の頑健性チェックを行う。採用するパラメータの組合せは、「労働市場の歪み」が小さい場合(a=0.05、c=0.25、z=0.90)と「労働市場の歪み」が大きい場合(a=0.15、c=0.35、z=0.70)の2通りである。

図6に、(1) 労働市場の歪み」が小さい場合、(2) 労働市場の歪み」が大きい場合について、図2と同様のシミュレーションを行った結果を示した。まず、図6(1)で「労働市場の歪み」が小さい場合をみると、ケースA'(ベースライン) B'(完全下方硬直的モデル) C'(下方硬直性のないモデル)ともに、図2に比べ定常雇用失業率が若干小さくシミュレートされていることがわかる。反対に、図6(2)で「労働市場の歪み」が大きい場合をみると、ケースA'(ベースライン) B'(完全下方硬直的モデル) C'(下方硬直性のないモデル)ともに、定常雇用失業率の値が若干大きくなっている。

図6 インフレ率と定常雇用失業率の関係:「労働市場の歪み」を示すパラメータ に対する頑健性

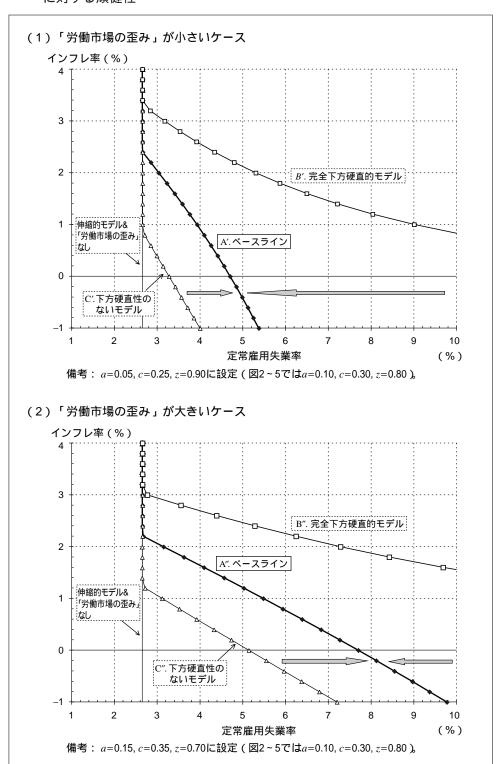
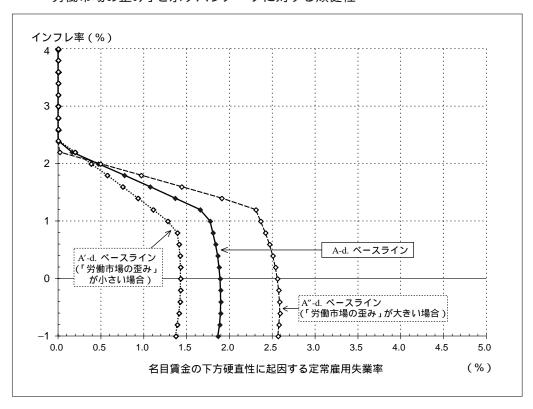


図7 名目賃金の下方硬直性が定常雇用失業率へ与える影響: 「労働市場の歪み」を示すパラメータに対する頑健性



さらに、図7には、「労働市場の歪み」が標準的な場合、小さい場合、大きい場合のそれぞれに関して、ベースライン(ケースA、A′、A′′)と下方硬直性のないモデル(ケースC、C′、C′′)との差分をプロットし、名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率との関係を示した 41 。これらを比較すると、まず、「労働市場の歪み」の大きさは、名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率にも影響を与えていることがわかる。例えば、インフレ率が1%の場合に、名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率の大きさを比べると、「労働市場の歪み」が小さい場合には1.5%弱程度である一方、「労働市場の歪み」が大きい場合には2.5%程度となっている。

次に、インフレ率が低下することによって、名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率がどの程度増加するかに注目すると、インフレ率が1%以下の範囲では、3つのプロット線ともほぼ垂直になっている。つまり、わが国では、インフレ率が低下しても名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率の増加がそれほど

⁴¹ 図7のケースA-dは、図3と同一のものである。

顕在化しないとの傾向は、「労働市場の歪み」を表すパラメータの選択に左右されない4²。

なお、本節(4)のシミュレーションは、実質非労働収入(パラメータc)の変化や労働者の交渉力(パラメータa)の変化といった構造変化が生じた場合に、定常雇用失業率がどの程度変わりうるかを示したものと読み替えることも可能である。ただし、こうした構造変化を促す政策を評価する際には、定常雇用失業率だけでなく、政策変更に伴う社会的厚生の変化も勘案しなければならない点は留意する必要がある。例えば、雇用保険の給付水準の引下げ(パラメータcの減少)が定常雇用失業率の低下をもたらしたとしても、失業者の効用水準は下がるため、社会的厚生が改善するか否かは一概には判断できない。また、本稿のモデルでは、雇用保険の財源がどのように負担されるかが明示的に扱われていないため、厚生ベースの政策評価を行う際には、こうした点も考慮する必要がある 43 。

5. おわりに: 政策への含意とその留意点

(1)分析結果のまとめと政策への含意

本稿では、名目賃金の下方硬直性が失業率に与える影響を検証した。低インフレないしデフレのもとでは、下方硬直性があるために名目賃金の調整が行われない場合、企業は雇用面での調整を進め、マクロの失業率が上昇する可能性がある。そこで、名目賃金の下方硬直性を取り入れたマクロ・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男性の定常雇用失業率に与える影響を試算した。

モデルでは、名目賃金の下方硬直性の度合いを「(理論的にみて名目賃金の引下 げが予想されるにもかかわらず)名目賃金が据え置かれる賃金下落率の範囲」とし て表し、その範囲を変化させることによって、シミュレートされる定常雇用失業率 がどの程度変わりうるかを比較した。名目賃金が据え置かれる範囲としては、 わ が国のマイクロ・データを用いた黒田・山本[2003b]の推計値(ベースライン)

名目賃金に下方硬直性が存在しないケース、 名目賃金が完全に下方硬直的なケース、 賞与が存在しないために名目賃金の下方硬直性の度合いがベースラインよりも大きいケース、 実際に名目賃金が賃下げされる場合の下落率がベースラインよりも小さいケース、 名目賃金の下方硬直性の度合いが先行研究で推計され

⁴² なお、名目賃金が完全に下方硬直的であるケースについても、同様の頑健性チェックを実施したが、シミュレーション結果は大きくは変わらなかった。

⁴³ 雇用保険の望ましい給付水準に関しては、一般均衡モデルを用いて、社会的厚生を最大にする給付水準を分析する先行研究が多い(例えばHansen and Imrohoroglu [1992] やAcemoglu and Shimer [1999])。こうした先行研究では、雇用保険の給付水準の引上げが消費を平準化する効果、労働者のモラル・ハザードを引き起こし失業が増加する効果、給付水準の引上げをファイナンスするための増税が労働者の消費を歪める効果などが総合的に勘案されている。

た他国のものと同程度であるケースを試みた。シミュレーションの結果、まず、黒田・山本 [2003b]で計測された1990年代におけるわが国フルタイム男性の名目賃金の下方硬直性が定常雇用失業率に与える影響は、下方硬直性の度合いが完全であるケースと比べるとかなり小さいことが明らかにされた。ただし、その影響は無視しうるものではなく、本稿で想定した標準的なパラメータのもとでは、定常雇用失業率を最大で1.8%程度押し上げる。

次に、こうした影響がインフレ率によってどのように変化するかに注目すると以下のようになる。第1に、インフレ率が2.4%程度以上である場合には、定常雇用失業率の上昇はみられない。第2に、インフレ率が2.4%程度以下になると定常雇用失業率は少しずつ上昇する。第3に、インフレ率が1%程度以下の低インフレないしデフレのもとでは、名目賃金の下方硬直性による定常雇用失業率の上昇は止まり、追加的な失業は発生しなくなる。この要因としては、賞与による名目賃金の調整とともに、名目賃金の引下げが潜在的な水準よりも大きく行われるとのわが国の賃金構造を挙げることができる。第4に、インフレ率が大幅にマイナスとなり、-6%程度にまで落ち込んだ場合には、名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率は解消される。

賞与や賃下げによって定常雇用失業率の極端な上昇が回避されるとの結果は、わが国労働市場がある程度の柔軟性を有していることを意味する。特に、低インフレないしデフレのもとでは、こうした柔軟性の存在によって、名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率がインフレ率に対してほぼ一定となっていたことは、特筆に値する。逆にいえば、デフレ下の金融政策を考えた場合、中央銀行が失業率の低下を企図してインフレ率を1%程度まで引き上げることに成功したとしても、名目賃金の下方硬直性の存在によって発生した失業が解消される可能性は小さい。つまり、低インフレないしマイルドなデフレのもとでは、金融政策が失業の削減に貢献できる余地は小さいといえる。したがって、米国の状況を踏まえたAkerlof、Dickens and Perry [1996]らのシミュレーション結果を引用し、そのままわが国に当てはめた政策提言を行うことの正当性は低いと指摘することもできる。

しかしながら、本稿のシミュレーション結果によれば、インフレ率が2.4%程度 以上であれば、定常雇用失業率は、名目賃金の下方硬直性の影響を受けない。この 点のみから考えれば、中央銀行は2.4%程度以上のインフレ率を目指すべきことに なる⁴⁴。

⁴⁴ なお、インフレ率が-6%程度の場合も、名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率は解消されるため、こうした外挿結果から政策含意を機械的に導けば、-6%程度のインフレ率を目指すことも政策オプションの1つとして考えられうる。しかしながら、後述するように、望ましいインフレ率を検討する際には、インフレやデフレの社会的コスト・ベネフィットを総合的に勘案する必要がある点には留意すべきである。

また、本稿のシミュレーションでは、名目賃金の下方硬直性以外の「労働市場の 歪み」に起因する定常雇用失業率も、インフレ率が1%を下回るほど高くなること が示された。したがって、金融政策がこうした「労働市場の歪み」を所与として、 その歪みに起因する定常雇用失業率の上昇にも対処するのであれば、比較的高めの インフレ率を目指す金融政策が推奨されうる。すなわち、金融政策は、構造的な要 因によって労働市場が歪められていることに伴う弊害(失業率の上昇)を小さく抑 えることに貢献できる。

もっとも、「労働市場の歪み」に起因する失業率の上昇は、金融政策によって対処すべき問題ではなく、「労働市場の歪み」自体を小さくするような構造政策によって対処すべき問題であると考えることもできる。こうした考え方に立てば、雇用保険をはじめとする望ましい諸制度のあり方を巡って、金融政策側から提案を行っていくことも重要といえよう。

(2) 留意点

本稿の分析には、分析期間や分析上の仮定などいくつかの留意点が存在するため、 本稿の分析結果を金融政策の運営上、若干高めのインフレ率を目標とすることの証 左と解釈するには、なお追加的な分析が必要である。以下、この点に関して、留意 事項と今後の分析課題を述べることとしたい。

まず、第1の留意事項は、本稿で得られた結果からは、マイルドなデフレが持続しているここ数年の間に、 α が小さくなっている可能性も考えられる点である。前述したように、黒田・山本 [2003b]では、分析期間内(1993~98年)において、名目賃金の下方硬直性の度合いを示す閾値 α がインフレ率によって変化していなかったことが確認されている。しかし、消費者物価指数で測ったインフレ率の動きをみると1999年以降マイナスが続いており、デフレが続く中で労働市場の構造変化が進み、分析期間の後で名目賃金の下方硬直性の度合いが小さくなった可能性は考えられる 45 。ちなみに、『賃金構造基本統計調査』(厚生労働省)の産業別の時系列データを利用したKimura and Ueda [2001]は、1998年までのデータを用いた場合、わが国の名目賃金には下方硬直性が認められるとの結果を得ているものの、『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、名目賃金に下方硬直性が検出されないとの結果を報告している 46 。

⁴⁵ ただし、潜在賃金よりもさらに賃下げを行う度合いを示すλがより拡大している可能性や、名目賃金の下方硬直性を表すパラメータ以外にも、「労働市場の歪み」を表すαや₹がその歪みを是正する方向に変化している可能性なども考えられるため、こうした考察はあくまでも推測の域にとどまる。現時点では、データの制約上、1999年以降のマイクロ・データを用いた検証はできない。

⁴⁶ なお、同論文で報告されている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があり、結果の解釈に は留意が必要である。Kimura and Ueda [2001] でも、名目賃金の下方硬直性が検出されなくなった理由

したがって、黒田・山本 [2003b] で検出された名目賃金の下方硬直性が小幅のデフレが続く中でも、Akerlof, Dickens and Perry [1996] が主張したように労働市場の本質的な特色として持続しうるものなのかといった点は検討すべき課題の1つとして残される。

第2に留意すべき点は、本稿で採用したモデル設定に関するものである。本稿で用いたマクロ・モデルは、名目賃金の下方硬直性が失業率に与える影響を明確化し、金融政策が果たしうる役割を検討するうえで有益である。しかし、上述したとおり、このモデルでは、フルタイマーやパートタイマーなどの異なるタイプの労働者を想定していない。黒田・山本 [2003a, b]で明らかにしたように、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大きく異なる。このため、名目賃金の下方硬直性が失業率に与える影響をより正しく把握するには、フルタイマーやパートタイマーといった属性別の労働需要・供給関数をモデルに取り入れ、属性間の代替関係なども踏まえる形でモデルを拡張することが望まれる。また、本稿のモデルでは、企業は名目賃金と労働投入量のいずれかによってしか労務コストを調整できない。しかし実際には、賃金・退職金制度の改正や定昇の撤廃が、福利厚生費の削減、配置転換、出向などのさまざまな手段によって、企業は労務コストの調整を進めている。こうした点を踏まえると、本稿のシミュレーション結果は、名目賃金の下方硬直性が失業に与える影響を過大評価している可能性があることには留意する必要がある。

このほか、 本稿のモデルでは、総需要が外生的に与えられており、マネー・サプライの減少が総需要の減退を示すとしていること、 マネー・サプライの変化と物価の変化が結果的にほぼパラレルに生じること、 金融政策の波及経路はブラック・ボックスでインフレ率によらず一定とされており、名目金利の非負制約や不良債権問題といった、わが国が現在直面している問題は明示的に扱っていないこと、資本ストックの調整がなく、供給面の大きな構造変化はそもそも考えていないことなどにも注意が必要である。

第3に、本稿で取り上げたのは、名目賃金の下方硬直性の雇用面に対する影響のみであることにも留意が必要である。名目賃金の下方硬直性は、失業のほか、消費、所得などさまざまな側面で経済に影響を及ぼしうる。金融政策への含意を見極めるには、雇用面以外の側面についても、幅広く把握する必要があるだろう。

第4に、本稿の分析では、短期間のマイクロ・データから推計された計測結果をベースラインとして、名目賃金の下方硬直性以外にわが国経済が直面する問題をひとまず捨象したマクロ・モデルを数値解析することから得られたものである点に留

として、年功賃金体系の修正によって下方硬直性の度合いが縮小したという構造変化のほか、マイナスのショックが大きかったために緊急回避的に名目賃金が引き下げられた可能性など、いくつかの可能性を述べるにとどまっており、いずれが正しいかについては判断できないとしている。

⁴⁷ 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。

意が必要である。望ましいインフレ率を検討する際には、いわゆる「シュー・レザー」コストの存在、税制のインフレに対する非中立性、負債デフレによる債務者から債権者への所得移転や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といった名目賃金の下方硬直性以外の要因についても十分な考察が必要である。インフレやデフレのコスト・ベネフィットを比較考量し、望ましいインフレ率を模索するためには、今後もこうした分野に関する追加的な研究の積み重ねが重要である。

参考文献

- 黒田祥子、「わが国失業率の変動について フロー統計からのアプローチ 」、『金融研究』 第21巻第4号、2002年、153~201頁
 - ・山本 勲、「わが国の名目賃金は下方硬直的か? (Part) 名目賃金変化率の分布の検証 」、『金融研究』第22巻第2号、日本銀行金融研究所、2003年a、35~70頁
 - ・ 、「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b、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 」、『金融研究』第22巻別冊第2号、日本銀行金融研究所、2003年c
- 玄田有史、「雇用創出と雇用喪失」、『日本経済の構造調整と労働市場』、中村二郎・中村 恵編著、日本評論社、1999年、43~74頁
- 厚生労働省、『労働経済白書(平成13年版)』、日本労働研究機構、2001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
- 馬場直彦、「内外価格差の発生原因について マークアップ・プライシングの実証分析を 通ずる検討 」、『金融研究』第14巻第2号、日本銀行金融研究所、1995年、71~97頁 樋口美雄・新保一成、「景気変動下における我が国の雇用創出と雇用安定」、『三田商学研究』 第41巻4号、1998年、69~101頁
- 労働省、『労働白書』、労働省、1985~2000年
- Acemoglu, Daron, and Robert Shimer, "Productivity Gains from Unemployment Insurance," NBER Working Paper, No. 7352, National Bureau of Economic Research, 1999.
- 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.
- Altonji, Joseph G., and Paul J. Devereux, "The Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity," NBER Working Paper, No. 7236, National Bureau of Economic Research, 1999.
- Bernanke, Ben S., Thomas Laubach, Frederic S. Mishkin, and Adam S. Posen, *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*, The Princeton University Press, 1999.
- 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.
- Fares, Jean, and Seamus Hogan, "The Employment Costs of Downward Nominal-Wage Rigidity," Working Paper, 2000-1, Bank of Canada, 2000.
- Faruqui, Umar A., "Employment Effects of Nominal-Wage Rigidity: An Examination Using Wage-Settlements Data," Working Paper, 2000-14, Bank of Canada, 2000.

- Fehr, Ernst, and Lorenz Götte, "Robustness and Real Consequences of Nominal Wage Rigidity," CESifo Working Paper, No.335, Center for Economic Studies & Ifo Institute for Economic Research, 2000.
- Fortin, Pierre, "The Great Canadian Slump," Canadian Journal of Economics, 29 (4), 1996, pp. 761-787.
- Graham, Liam, and Dennis Snower, "The Return of the Long-run Phillips Curve," CEPR Discussion Paper, No. 3691, Centre for Economic Policy Research, 2003.
- Hansen, Gary, and Ayse Imrohoroglu, "The Role of Unemployment Insurance in an Economy with Liquidity Constraints and Moral Hazard," *Journal of Political Economy*, 100 (1), 1992, pp. 118-142.
- 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.
- Kuhn, Peter J., and H. J. Schuetze, "Self-employment Dynamics and Self-employment Trends: A Study of Canadian Men and Women, 1982-1998," *Canadian Journal of Economics*, 34 (3), 2001, pp. 760-783.
- Lebow, David E., Raven E. Saks, and Beth A. Wilson, "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, 1999.
 - , 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," Hunter College Department of Economics Working Paper, City University of New York, 2000.
- Svensson, Lars, "How Should Monetary Policy Be Conducted in an Era of Price Stability?," *New Challenges for Monetary Policy*, A Symposium Sponsored by The Federal Reserve Bank of Kansas City, 1999, pp. 195-260.
- Tobin, James, "Inflation and Unemployment," American Economic Review, 62 (1/2), 1972, pp. 1-18.