

IMES DISCUSSION PAPER SERIES

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

くろださちこ やまもと いさむ
黒田祥子・山本 勲

Discussion Paper No. 2003-J-10

IMES

INSTITUTE FOR MONETARY AND ECONOMIC STUDIES

BANK OF JAPAN

日本銀行金融研究所

〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30 号

日本銀行金融研究所が刊行している論文等はホームページからダウンロードできます。

<http://www.imes.boj.or.jp>

備考：日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズは、金融研究所スタッフおよび外部研究者による研究成果をとりまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂戴することを意図している。ただし、論文の内容や意見は、執筆者個人に属し、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。

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

くろださちこ やまもと いさむ
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]のニュー・ケインジアン型マクロ・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、フルタイム男性の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、ニュー・ケインジアン・モデル、シミュレーション

JEL classification: E24, E50, J64

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

[‡] 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)

本稿を作成するに当たっては、駿河輝和教授(大阪府立大学)のほか、太田聰一助教授(名古屋大学)、大竹文雄教授(大阪大学)、川口章教授(追手門学院大学)、小原美紀助教授(大阪大学)、佐々木勝専任講師(関西大学)、下野恵子教授(名古屋市立大学)、富田安信教授(大阪府立大学)、中島隆信教授(慶應義塾大学)、樋口美雄教授(慶應義塾大学)、深尾光洋教授(慶應義塾大学)、三谷直紀教授(神戸大学)、村松久良光教授(南山大学)、関西労働研究会および慶應義塾大学商学部セミナー参加者の各氏、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。

目 次

1. はじめに	1
2. 先行研究	3
(1) 欧米の先行研究：名目賃金の下方硬直性と失業の関係	3
(2) わが国の先行研究：黒田・山本 [2003b] の分析結果	4
3. 名目賃金の下方硬直性を取り入れたマクロ・モデル	6
(1) アカロフらのマクロ・モデルの改良とわが国の労働市場特性	6
(2) マクロ・モデルの概要	9
(3) シミュレーション方法	18
4. マクロ・モデルのシミュレーション結果	22
(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	22
(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	24
(3) 国際比較	27
(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	28
5. おわりに：政策への含意とその留意点	30
(1) 分析結果のまとめと政策への含意	30
(2) 留意点	32
参考文献	35

1. はじめに

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%代の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%代、98年には4%代と上昇を続け、2000年代入り後は、5%代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はあれば、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。

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 Deveruex [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。

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%まで上昇するとの結果を示した。同論文の結果は、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」として組み込んだニュー・ケインジアン型のマクロ・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⁴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、フルタイム男性雇用者の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実質・名目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、

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ない点には留意されたい。

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しか与えないものの、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ニュー・ケインジアン・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。最終節では、本稿のまとめを行う。

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マクロ・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おいて、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・カーブを推計し、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。

これらの先行研究のうち、本稿では、Akerlof, Dickens and Perry [1996] の手法を参考にする。

(2) わが国の先行研究：黒田・山本 [2003b] の分析結果

本稿では、アカロフらのマクロ・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。

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 Deveruex [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。

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

ただし、 \tilde{w}_{i-1} は前期の名目賃金水準の対数值、 \tilde{w}_i は今期の名目賃金水準の対数值を表す。 w_i^* は、個々人 ($i=1, \dots, n$) 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值である。

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 ($w_i^* - \tilde{w}_{i-1}$) 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 $-(\alpha \times 100) \sim 0\%$ 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 $(\lambda \times 100)\%$ 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] の結果は、図 1 に要約している。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 $-7.7\% \sim 0\%$ 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 $-3.5 \sim 0\%$ 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。

3. 名目賃金の下方硬直性を取り入れたマクロ・モデル

(1) アカロフらのマクロ・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 Akerlof, Dickens and Perry [1996] のマクロ・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。

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、名目賃金のみがみかけ上、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。

イ. アカロフらのマクロ・モデル

Akerlof, Dickens and Perry [1996] は、名目賃金の下方硬直性を仮定したマクロ・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。

アカロフらが展開したマクロ・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、名目賃金は原則として1%以上低下することはなく、この意味で名目賃金はほぼ完全に下方硬直的となっている⁸。

なお、名目賃金の調整が緩慢にしか行われないとの特色は、非同時的賃金調整（staggered wage adjustment）を取り入れたニュー・ケインジアン型のマクロ・モデルからも導出できる。したがって、アカロフらのモデルは、名目賃金の非同時的賃金調整を取り入れた標準的なニュー・ケインジアン型のマクロ・モデルに、さらに名目賃金の下方硬直性という制約を加えたものと解釈することができる。

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

⁸ Akerlof, Dickens and Perry [1996] のモデルでは、企業収益が2期連続赤字となる場合には、例外的に名目賃金が引き下げられるという設定となっており、名目賃金の下方硬直性は完全ではない。

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

こうしたアカロフらのマクロ・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、アカロフらのマクロ・モデルに改良を加える。

具体的な改良点は次の3点である。第1に、名目賃金の下方硬直性は完全でなく、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。第3に、いわゆる「労働保蔵 (labor hoarding)」を考慮する。

第1、第2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。

第3の労働保蔵は、従来から、わが国の労働市場の代表的な特徴の1つといわれてきた。採用・解雇費用、福利厚生費、人的投資費用などがある場合、雇用にかかる費用は準固定費用として捉えられるため、一時的に負のショックが生じたとしても、企業は即座に雇用者を解雇せず、労働保蔵を行うことが最適な行動となる⁹。この点は Oi [1962] によって古くから理論的に示されていたが、その後、オイル・ショック時の雇用調整を各国比較した実証研究では、米国に比べわが国の労働保蔵の度合いは著しく大きいとの指摘が数多く報告されてき

⁹ あるいは、正のショックが生じたとしても、同様の理由により、企業は即座に雇用を増やさないことが最適となる。

た¹⁰。そこで、本稿のマクロ・モデルではこうした先行研究の蓄積を踏まえ、名目賃金の下方硬直性があるために実質賃金が高止った場合でも、企業は即座に雇用調整を実施せず、毎期の調整は、必要な調整量の一部分しか行われないと仮定する。

(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)~(15) 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 ($i=1, \dots, n$) 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

$$D_i = \left(\frac{M}{\bar{P}} \right) \left(\frac{P_i}{\bar{P}} \right)^{-\beta} e^{\varepsilon_i} / n, \quad (2)$$

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 ($\bar{P} = n^{-1} \sum_{i=1}^n P_i$)、 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¹¹。

¹⁰ 代表的な文献は、1973~76 年の月次データを用いて雇用の部分調整モデルを計測した篠塚・石原 [1977] である。篠塚・石原 [1977] は、ショックが生じた際に雇用量がどの程度の速度で均衡値へ調整されるかを示す雇用調整速度を各国比較し、米国と比較してわが国の雇用調整(雇用者数ベース)は緩慢にしか行われなかったことを示した。また、1965~86 年の四半期データを用いて、労働投入量と賃金が同時に決定されるタイプの部分調整モデルを計測した大竹 [1988] では、労働時間の調整を考慮(雇用者数×労働時間)しても、わが国の雇用調整速度は米国よりも遅いことが報告されている。なお、雇用調整速度に関する包括的なサーベイとしては、村松 [1995] あるいは Hamermesh [1993] が参考になる。

¹¹ (3) 式および (10) 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。

$$\varepsilon_i = \rho_\varepsilon \varepsilon_{i-1} + v_i^\varepsilon \quad , \quad v_i^\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad . \quad (3)$$

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¹²。

$$Q_i = L_i \quad . \quad (4)$$

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。

$$P_i = \frac{\beta}{\beta-1} W_i \quad . \quad (5)$$

ロ．労働市場

次に労働市場では、労働保蔵が生じるわが国の労働市場特性を捉えるため、(6) 式の雇用調整関数を仮定する。

$$L_i = (1-\gamma)L_{i-1} + \gamma L_i^* \quad , \quad L_i^* = D_i \quad . \quad (6)$$

ここで、各企業の雇用量 L_i は、調整速度 γ ($0 \leq \gamma \leq 1$) をウエイトとして、潜在的に必要とされる雇用量 L_i^* と前期の雇用量 L_{i-1} の加重平均によって決まる。なお、 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、労働供給量 L^f は一定とする¹³。また、雇用失業率 u は次の (7) 式で定義される。

$$u = \max\left(\frac{L^f - L}{L^f}, u\right) \quad . \quad (7)$$

¹² 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取っていない。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。

¹³ 労働供給量は、現実には変化しうるものであるが、ここでは簡略化のため一定としている。

ここでは、労働市場が完全でなく、少なくとも労働供給量 L^f の $(\underline{u} \times 100)\%$ は、労働需給のミスマッチによって失業していると仮定する。したがって、 \underline{u} は、雇用失業率の下限を表す¹⁴。

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¹⁵。潜在的な名目賃金水準は、労働者の交渉力(バーゲニング・パワー) a ($0 \leq a \leq 1$) のもとで、企業と労働者が名目賃金水準 W_i^n に関する交渉(バーゲニング)を行う、以下の問題の解として決定される。

$$\max_{W_i^n} [R_f^{1-a} R_l^a] = \max_{W_i^n} \left[\left(\frac{P_i D_i - f \bar{P} D_i - W_i^n L_i}{L_i} \right)^{1-a} (W_i^n - ((1-u)\bar{W} + uc\bar{P}))^a \right] \quad (8)$$

ただし、 R_f は企業側の余剰であり、売上高 $P_i D_i$ 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 $W_i^n L_i$ を引いたものとして表される。一方、 R_l 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 \bar{W} ($\bar{W} = n^{-1} \sum_{i=1}^n W_i$) 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 ($0 \leq z \leq 1$) をもとに前期の値と平準化されること¹⁶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 (9) 式で表すことができる。

¹⁴ 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、企業は追加的に雇いたいだけ労働者を雇用することができるものの、雇用失業率の下限である \underline{u} に一致すると、それ以上の追加的な雇用ができなくなるため、マナー・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。

¹⁵ 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。

¹⁶ 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。

$$\frac{W_i^*}{\bar{P}} = (1-z) \left(\frac{W_{i-1}}{\bar{P}_{-1}} \right) + z \left[a[(P_i - f\bar{P})D_i / \bar{P}L_i] + (1-a)[(1-u)(\beta-1) / \beta + uc] \right] + \eta_i \quad (9)$$

ここで、(9) 式において、平均実質賃金 \bar{W}/\bar{P} は (5) 式より $(\beta-1)/\beta$ を用いて表している。また、 η_i は (10) 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。

$$\eta_i = \rho_\eta \eta_{i-1} + v_i^\eta \quad , \quad v_i^\eta \sim N(0, \sigma_\eta^2) \quad (10)$$

さらに、(9) 式で決まる潜在的な名目賃金 W_i^* は、

$$S_i^* = (1-\theta^*)W_i^* \quad , \quad (11)$$

$$B_i^* = \theta^*W_i^* \quad , \quad (12)$$

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¹⁷。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。

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。

$$S_i = \begin{cases} S_i^* & \text{if } S_{i-1} < S_i^* \quad , \\ S_{i-1} & \text{if } S_{i-1}e^{-\alpha_s} < S_i^* \leq S_{i-1} \quad , \\ S_i^*e^{\lambda_s} & \text{if } S_i^* < S_{i-1}e^{-\alpha_s} \quad , \end{cases} \quad (13)$$

$$B_i = \begin{cases} B_i^* & \text{if } B_{i-1} < B_i^* \quad , \\ B_{i-1} & \text{if } B_{i-1}e^{-\alpha_b} < B_i^* \leq B_{i-1} \quad , \\ B_i^*e^{\lambda_b} & \text{if } B_i^* < B_{i-1}e^{-\alpha_b} \quad . \end{cases} \quad (14)$$

¹⁷ 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。

ここで、(13) 式と (14) 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 $-(\alpha \times 100) \sim 0\%$ の時には名目賃金が据え置かれ、 $-(\alpha \times 100)\%$ を下回ると潜在的な名目賃金変化率に $(\lambda \times 100)\%$ 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、

$$W_i = S_i + B_i \quad , \quad (15)$$

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¹⁸。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¹⁹。

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、(13) 式と (14) 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、(9) 式において、交渉力 a 、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、潜在的な実質・名目賃金が押し上げられるという歪みである。

すなわち、(9) 式の各パラメータが $0 < a \leq 1$ 、 $0 < c$ 、 $0 < z \leq 1$ である時の潜在的な実質・名目賃金は、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 $\langle a = 0, z = 1, c = 0 \rangle$ ）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、

¹⁸ もっとも、黒田・山本 [2003b] で確認したのは、インフレ率が $-1.17 \sim 2.19\%$ 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。

¹⁹ 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、潜在的な実質・名目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、労働需給のミスマッチによる失業（雇用失業率の下限値）や、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。

アカロフらのマクロ・モデルとの関係

Akerlof, Dickens and Perry [1996] は、原則として名目賃金変化率が -1% を下回ることはないという意味で、ほぼ完全な名目賃金の下方硬直性を仮定している。これは、本稿のマクロ・モデルにおいて、(6) 式の雇用調整関数における調整速度 γ を 1、(11) 式の θ^* を 0 とし、(13) 式における名目賃金の下方硬直性の閾値 (α_s) を無限大にした場合とほぼ一致する。したがって、(2) ~ (15) 式は Akerlof, Dickens and Perry [1996] のマクロ・モデルを一般化したものといえる。もっとも、アカロフらは、例外的に、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と同程度となるまで引き下げられるようなシミュレーションを行っており、この点の扱いは本稿のモデルとは異なる。

八. 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、(9) 式における「労働市場の歪み」が存在しない世界 ($a=0$ 、 $z=1$ 、 $c=0$) を想定する。ここで、名目賃金が完全に伸縮的で、(13) 式と (14) 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 $\pi\%$ 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 $\pi\%$ 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 (13) 式と (14) 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 (9) 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 (13) 式と (14) 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、(13) 式と (14) 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²⁰。

²⁰ 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。

「労働市場の歪み」が存在する世界

次に、(9) 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 (9) 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^{21, 22}。

したがって、(9) 式で「労働市場の歪み」が存在するもとで、さらに (13) 式と (14) 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、(9) 式での「労働市場の歪み」に起因する部分と、(13) 式と (14) 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とも、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見るために、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 L^e を算出すると、

²¹ 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、実質・名目賃金の慣性は、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。

²² Graham and Snower [2003] でも、非同時的賃金調整（staggered wage adjustment）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。

$$L^e = \frac{\pi M_{-1}}{z(1-a)\left(1 - \frac{\beta}{\beta-1}c\right)\pi M_{-1} + \frac{\beta}{\beta-1}P_{-1}\{(1-a)c + a(1-f) + (1-z)W_{-1}\}}, \quad (16)$$

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、

$$\frac{\partial L^e}{\partial \pi} = \frac{\frac{\beta}{\beta-1}P_{-1}\{(1-a)c + a(1-f) + (1-z)W_{-1}\}M_{-1}}{\left[z(1-a)\left(1 - \frac{\beta}{\beta-1}c\right)\pi M_{-1} + \frac{\beta}{\beta-1}P_{-1}\{(1-a)c + a(1-f) + (1-z)W_{-1}\}\right]^2} > 0, \quad (17)$$

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。なお、「労働市場の歪み」がない場合（ $a=0$ 、 $z=1$ 、 $c=0$ ）には、(17)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。

通常のリッ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、通常のリッ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、通常のリッップス曲線は、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、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（あるいは価格）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リッ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、長期のリッップス曲線は垂直になる。また、通常のリッップス曲線では、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の大きさは変わらない。

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持続したとすれば、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²³。雇用創出率と雇用喪失率²⁴については、樋口・新保 [1998] と玄田 [1999] による推計値を参考に、それぞれ 8%をターゲット値とする²⁵。定常雇用失業率につい

²³ 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。

²⁴ 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。

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

²⁵ 樋口・新保 [1998] では、雇用創出率と雇用喪失率を 7.4%と 7.9%と推計されている。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

ては、モデルで労働供給量 L^f が固定されている点を踏まえ、雇用と失業のフロー・データから非労働力率を一定とした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²⁶。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。なお、モデルにおいて外生的に与える雇用失業率の下限 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。

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²⁸。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²⁹。雇用調整速度については、大竹 [1988] と同様の部分調整モデルを用いて、1984 ~ 2001 年の雇用調整速度 (雇用者数ベース) を推計した結果である $\gamma = 0.34$ を適用する³⁰。また、潜在的な所定内給与と賞与

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。

²⁶ 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。推計された雇用均衡失業率の値は、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。

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 26 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。

²⁸ 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。

²⁹ 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。

³⁰ 具体的には、雇用調整関数の推計結果

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³¹。

「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、 $a = 0.10$ 、 $z = 0.80$ 、 $c = 0.30$ 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($a = 0.05$ 、 $z = 0.90$ 、 $c = 0.25$)と大きい場合($a = 0.15$ 、 $z = 0.70$ 、 $c = 0.35$)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、 $\beta = [4.0, 6.0]$ 、 $\rho_\varepsilon = [0.1, 0.9]$ 、 $\rho_\eta = [0.1, 0.9]$ 、 $\sigma_\varepsilon = [0.01, 0.10]$ 、 $\sigma_\eta = [0.01, 0.10]$ 、 $f = [0.0, 0.25]$ 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^{32, 33}。

$$\ln L = 0.84 + 0.23^{**} \ln Y + 0.23^* \ln W_{-1} - 0.01^{**} T + 0.66^{**} \ln L_{-1} \quad , \quad \text{adj } \bar{R}^2 = 0.997 \quad ,$$

のうち、 L_{-1} の係数をもとに雇用調整速度 $\gamma = 1 - 0.66$ を算出した。ただし、ここで、 L と L_{-1} は当期と前期の雇用量（『労働力調査』＜総務省＞の男性雇用者数）、 Y は実質GDP（『国民経済計算』＜内閣府＞）、 W_{-1} は前期の時間当たり実質賃金（『賃金構造基本統計調査』＜厚生労働省＞の男性雇用者・所定内給与額を所定内実労働時間で時給換算し、GDPデフレーターで実質化したもの）、 T はトレンド項である。各パラメータのうち**は1%水準、*は10%水準で統計的に有意なケースを示す。なお、1階の自己相関テスト（Breusch-Godfreyテスト）は1%水準で棄却される。

³¹ 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。

³² 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 $\beta = 5.16$ 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 $\bar{W}L/\bar{P}D = \bar{W}/\bar{P} = (\beta - 1)/\beta$ 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。

³³ 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。

八．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³⁴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³⁵。

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を焦点を当てる。すなわち、Akerlof, Dickens and Perry [1996] では、ほぼ完全な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。(13) 式と (14) 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、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。

³⁴ 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。

³⁵ 各シミュレーションでは、個別ショック (v_i^ε と v_i^η) を正規分布に従って每期発生させ、各変数の値を逐次算出した。

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、 $\alpha_s = 0.077$ 、 $\lambda_s = -0.029$ 、 $\alpha_b = 0.035$ 、 $\lambda_b = -0.027$ 、 $\beta = 4.75$ 、 $\gamma = 0.34$ 、 $\theta = 0.31$ 、 $c = 0.30$ 、 $\rho_\varepsilon = 0.10$ 、 $\rho_\eta = 0.60$ 、 $\sigma_\varepsilon = 0.013$ 、 $\sigma_\eta = 0.035$ 、 $z = 0.80$ 、 $a = 0.10$ 、 $f = 0.15$ 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(1)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(1)では点口と点ハで表される。さらに図2(1)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³⁶。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、定常雇用失業率の取りうる値はそれほど大きくは変わらないことがみてとれる³⁷。

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(1)には、 α_s と α_b の値をきわめて大きくし($\alpha_s = 1000$ と $\alpha_b = 1000$)、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

³⁶ 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。

³⁷ なお、本稿では、雇用調整速度 γ を0.34、潜在的な所定内給与と賞与の配分割合 θ を0.31に固定しているが、この2つ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、労働保蔵を考慮せずに $\gamma=1$ と置いたケースも試みたが、結果はほとんど変わらなかった。労働保蔵の有無については、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、(7)式で明示的に労働保蔵を考慮しない場合でも、結果的に労働保蔵を考慮した時と同様のシミュレーションを行うことができたと考えられる。

ロットした³⁸。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、 $\alpha_s = 0.077$ および $\alpha_b = 0.035$ 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 (1) には、 $\alpha_s = \alpha_b = \lambda_s = \lambda_b = 0$ 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、(9) 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。

図 2 (2) 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

³⁸ 脚注34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。

Cの定常雇用失業率の差分をプロットした。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³⁹。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、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2(2)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均衡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⁴⁰。

(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

³⁹ 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、労働市場のミスマッチなどによって生じる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。

⁴⁰ 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。

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、思考実験を行う。

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してみる。

図 3 (1) のケース D (賞与なし) は、図 2 (1) で示したケース A (ベースライン) のパラメータのうち θ^* 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⁴¹。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。

図 3 (1) 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⁴²。

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 3 (2) にプロットし

⁴¹ 図 3 (1) のケース A とケース C は、それぞれ図 2 (1) と同一のものである。

⁴² ただし、脚注29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。

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 2 (2) 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は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。

ロ . 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⁴³。

そこで、図 3 (1) 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 & $\lambda_s = 0$) としてプロットした。図 3 (1) のケース E (賞与なし & $\lambda_s = 0$) 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 & $\lambda_s = 0$) では、インフレ率が低下

⁴³ Akerlof, Dickens and Perry [1996] では、完全な下方硬直性を仮定しつつも、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。

するほど、ケース A (ベースライン) やケース C (伸縮的モデル) 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 3 (2) 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 & $\lambda_s = 0$) 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 がいない場合は、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 & $\lambda_s = 0$) 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⁴⁴。

(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 Deveruex [1999] および Fehr and Gotte [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 Deveruex [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 Gotte [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

⁴⁴ なお、図 3 (2) 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。

した定常雇用失業率を図 3 (1) 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止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、(9) 式での「労働市場の歪み」を表すパラメータの値の組合わせを標準的な場合 ($a = 0.10$ 、 $z = 0.80$ 、 $c = 0.30$) 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、(9) 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 ($a = 0.05$ 、 $z = 0.90$ 、 $c = 0.25$) と「労働市場の歪み」が大きい場合 ($a = 0.15$ 、 $z = 0.70$ 、 $c = 0.35$) の 2 通りである。

図 4 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 (1) 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 4 (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) とともに、図 2 (1) 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 4 (1) 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) とともに、定常雇用失業率の値が若干大きくなっている。

さらに、図 4 (2) 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⁴⁵。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⁴⁶。

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⁴⁷。

⁴⁵ 図4(2)のケースA-dは、図2(2)と同一のものである。

⁴⁶ 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。

⁴⁷ 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。

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、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フルタイム男性の定常雇用失業率に与える影響を試算した。

マクロ・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注目すると以下ようになる。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均衡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⁴⁸。

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

⁴⁸ 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。

政策によって対処すべき問題であると考えられることもできる。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にしたい。

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。図 2 (1) のシミュレーション結果のうち、インフレ率が -1% の時の定常雇用失業率に注目すると、ケース A (ベースライン) において 7.15% となっており、インフレ率が -1% 程度であった 2000 年以降の現実の定常雇用失業率 (6% 弱) を大きく上回っている⁴⁹。つまり、黒田・山本 [2003b] で計測した名目賃金の下方硬直性に関するパラメータをそのまま用いても、最近のデフレ期の定常雇用失業率は正しくシミュレートできていない。

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⁵⁰。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

⁴⁹ ここでは、シミュレートされた定常雇用失業率と脚注 26 で述べた定常雇用失業率の推計値を比較している。

⁵⁰ 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 a や z 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止まる。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。

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⁵¹。

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。本稿で用いたニュー・ケインジアン型のマクロ・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、労働供給が内生化されていないほか、フルタイムやパートタイム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、フルタイムやパートタイム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⁵²、福利厚生費の削減、配置転換、出向、フルタイムからパートタイムへの代替、外注化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

⁵¹ 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留まっており、いずれが正しいかについては判断できないと述べている。

⁵² 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。

変化と物価の変化が結果的にほぼ平行に生じること、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。

以 上

参考文献

- 大竹文雄、「実質賃金の伸縮性をめぐって」、『日本労働協会雑誌』No.347、日本労働研究機構、1988年、43～53頁
- 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 I）——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 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、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——サイバ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c
- 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
- 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
- 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
- 篠塚英子・石原美恵子、「オイル・ショック以降の雇用調整——4ヶ国比較と日本の規模間比較——」、『日本経済研究』6、1977年、39～52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
- 村松久良光、「日本の雇用調整——これまでの研究から——」、『日本の雇用システムと労働市場』、日本経済新聞社、1995年、57～78頁

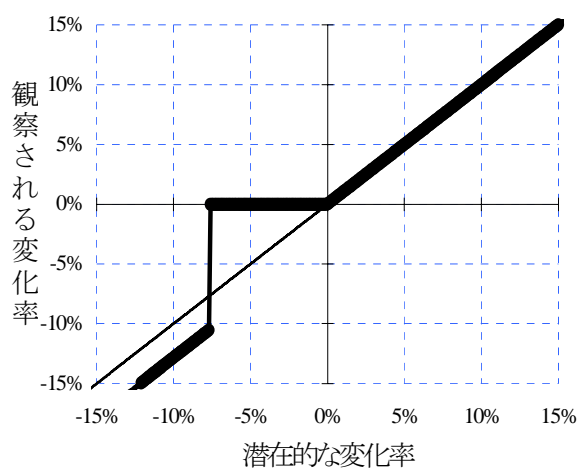
労働省、『労働白書』、労働省、1985～2000年

- Acemoglu, Daron, and Robert Shimer, “Productivity Gains from Unemployment Insurance,” NBER Working Paper Series, No. 7352, 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 Series, No.7236, 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 Series, No.335, 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 Series, No.3691, 2003.
- Hamermesh, Daniel S., *Labor Demand*, Princeton University Press, 1993.
- Hansen, Gary, and Ayse Imrohoroglu, “The Role of Unemployment Insurance in and 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.

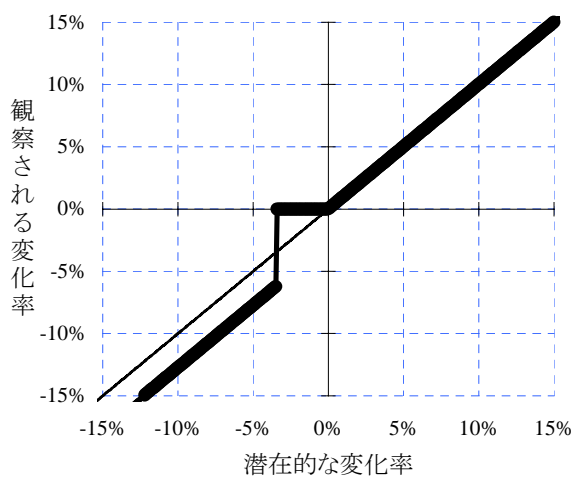
- Kuhn, Peter J., and H. J. Schuetze, "Self-employment Dynamics and Self-employment Trends: A Study of Canadian Men and Women, 1982-1998," *Canadian Journal of Economics*, 34(3), 2001, pp.760-783.
- Lebow, David E., Raven E. Saks, and Beth A. Wilson, "Downward Nominal Wage Rigidity: Evidence from Employment 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," City University of New York Discussion paper, 2000.
- Oi, Walter Y., "Labor as a Quasi-fixed Factor," *Journal of Political Economy*, 70, 1962, pp.538-555.
- 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.

図 1 潜在的な賃金変化率と観察される賃金変化率の関係

(1) フルタイム男性・所定内給与



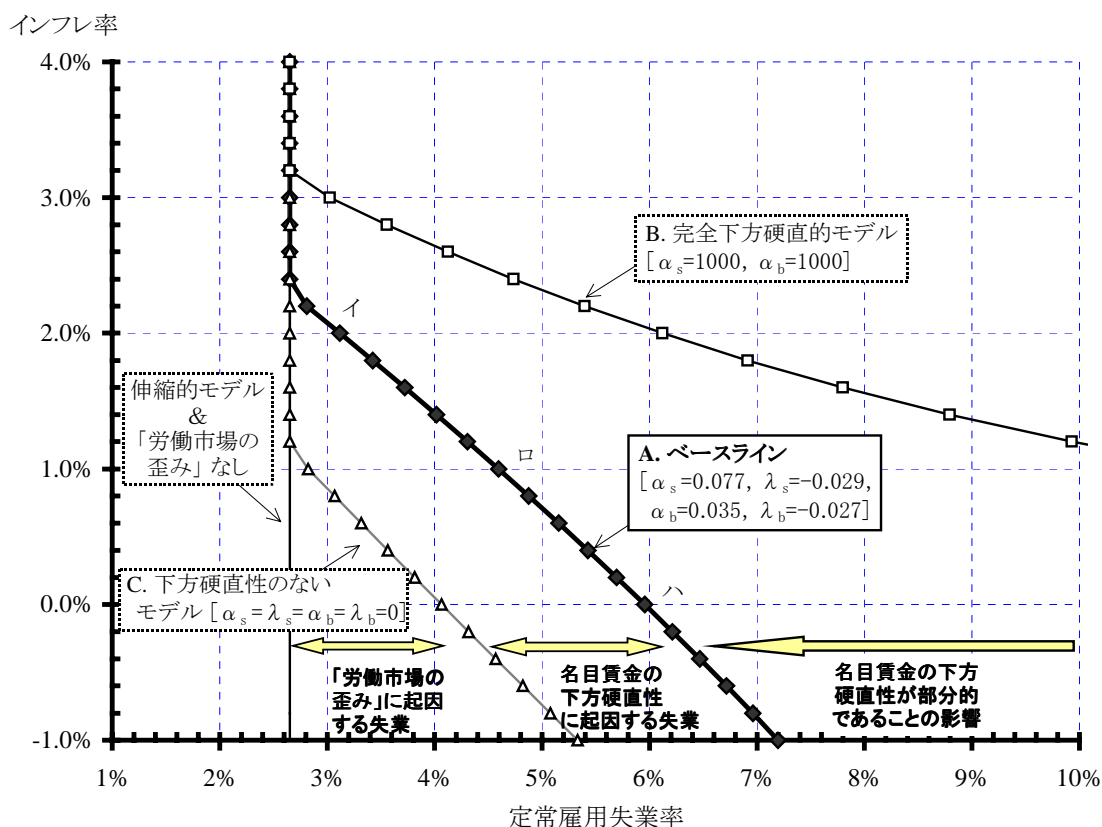
(2) フルタイム男性・年間収入



備考: 黒田・山本 [2003b] より (計測誤差を考慮したケース)

図 2 定常雇用失業率のシミュレーション結果 1
- インフレ率と定常雇用失業率の関係 -

(1) インフレ率と定常雇用失業率の関係

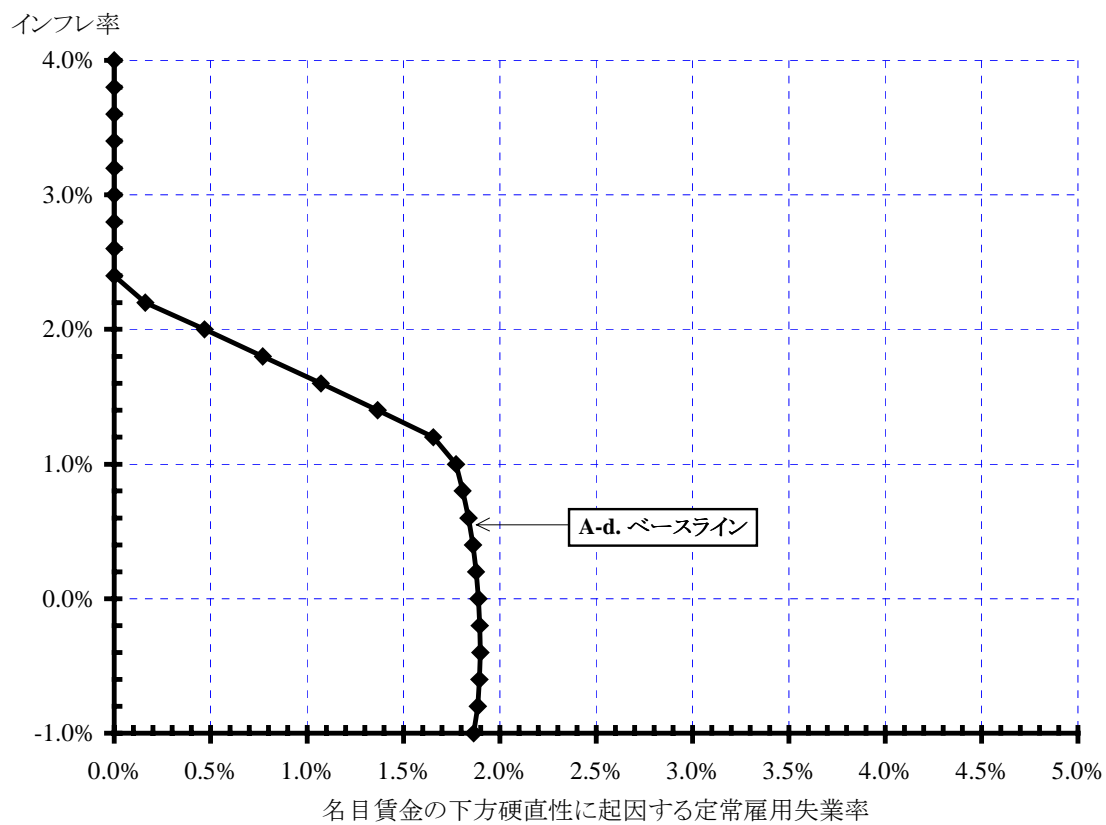


備考：1. マクロ・モデルのシミュレーション結果。

2. 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。
3. 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。
4. モデルでは、雇用失業率が摩擦的失業率 2.65%を下回ることに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 2 定常雇用失業率のシミュレーション結果 1 (続き)
 - インフレ率と定常雇用失業率の関係 -

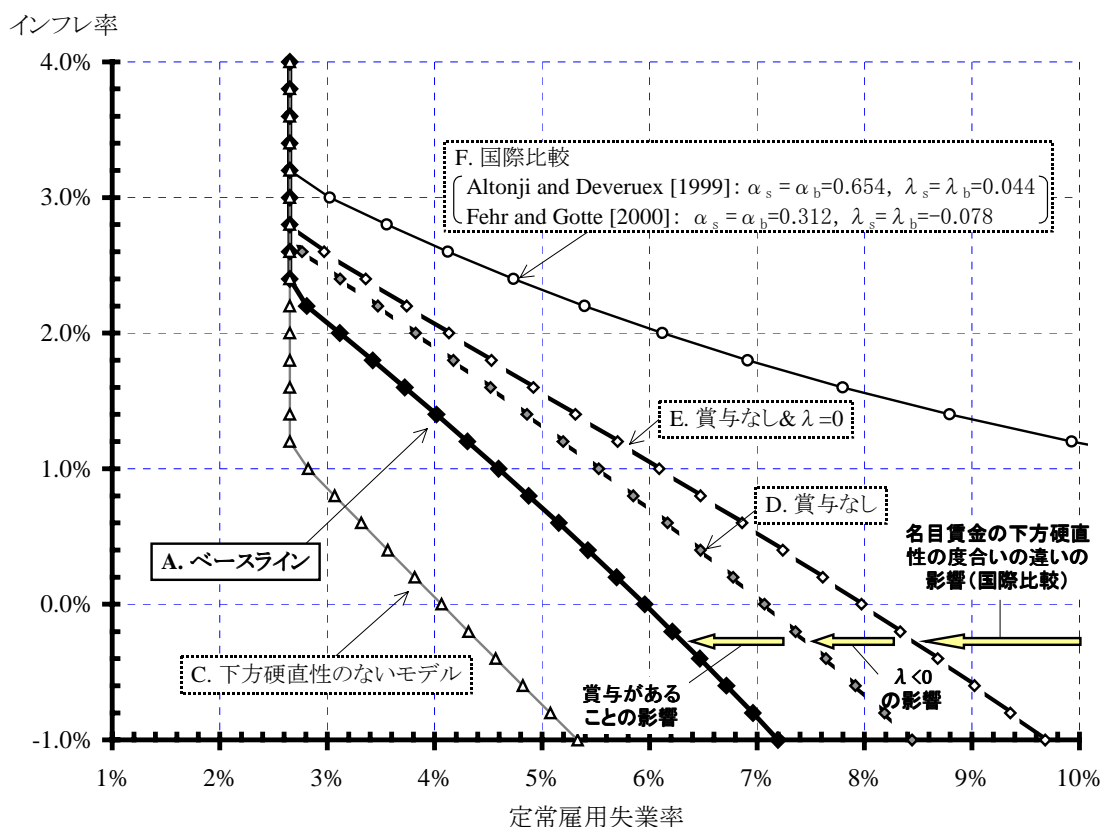
(2) インフレ率と名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率の関係



備考：マクロ・モデルのシミュレーション結果。

図3 定常雇用失業率のシミュレーション結果2
- インフレ率と定常雇用失業率の関係 -

(1) インフレ率と定常雇用失業率の関係

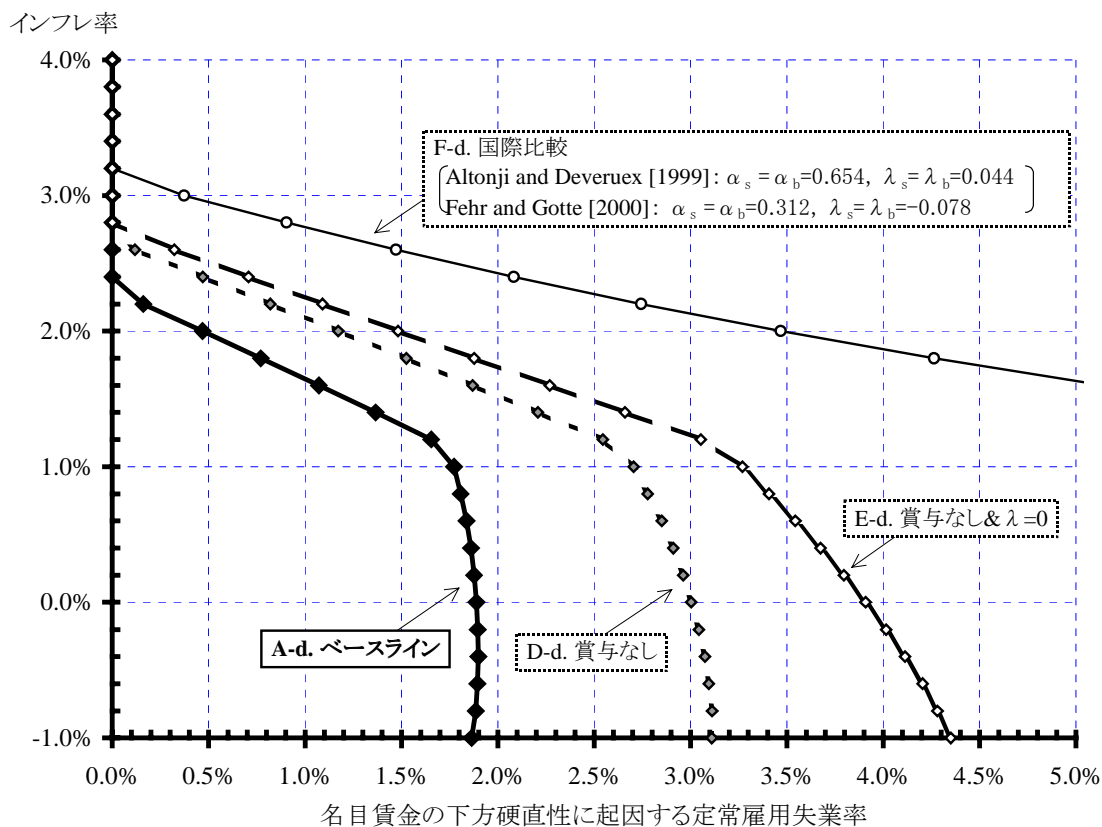


備考：1. マクロ・モデルのシミュレーション結果。

2. 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。
3. 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。
4. モデルでは、雇用失業率が摩擦的失業率 2.65%を下回ることに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 定常雇用失業率のシミュレーション結果 2 (続き)
 - インフレ率と定常雇用失業率の関係 -

(2) インフレ率と名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率の関係

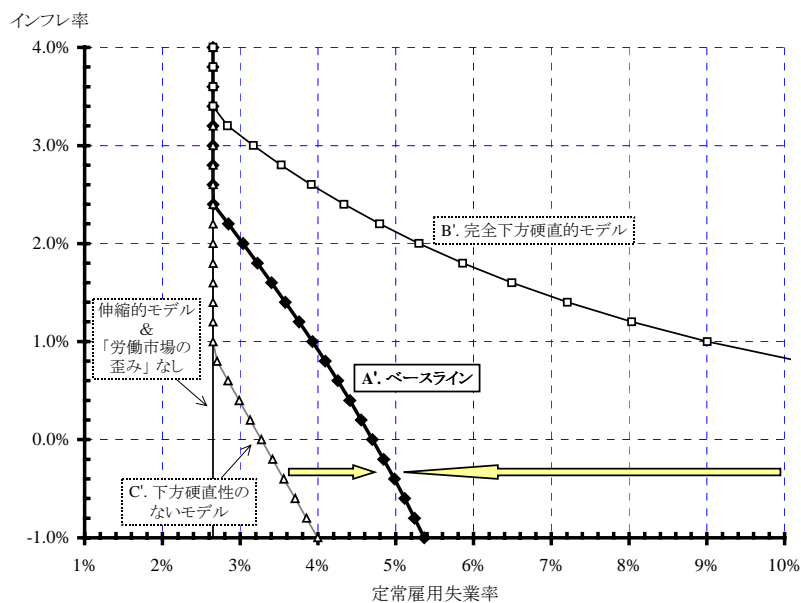


備考：マクロ・モデルのシミュレーション結果。

図 4 定常雇用失業率のシミュレーション結果 3
 - 「労働市場の歪み」を示すパラメータに対する頑健性 -

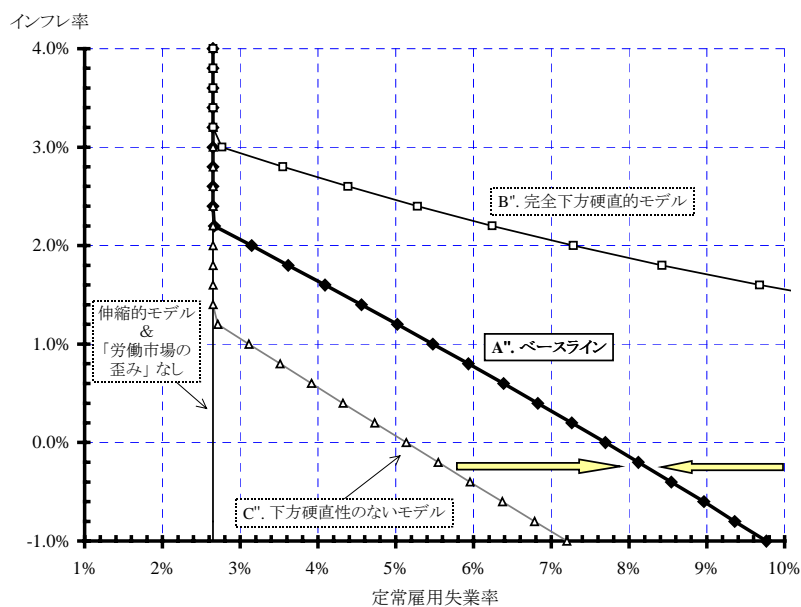
(1) インフレ率と定常雇用失業率の関係

「労働市場の歪み」が小さいケース



備考： $c=0.25$, $a=0.05$, $z=0.90$ に設定（図 2～3 では $c=0.30$, $a=0.10$, $z=0.80$ ）

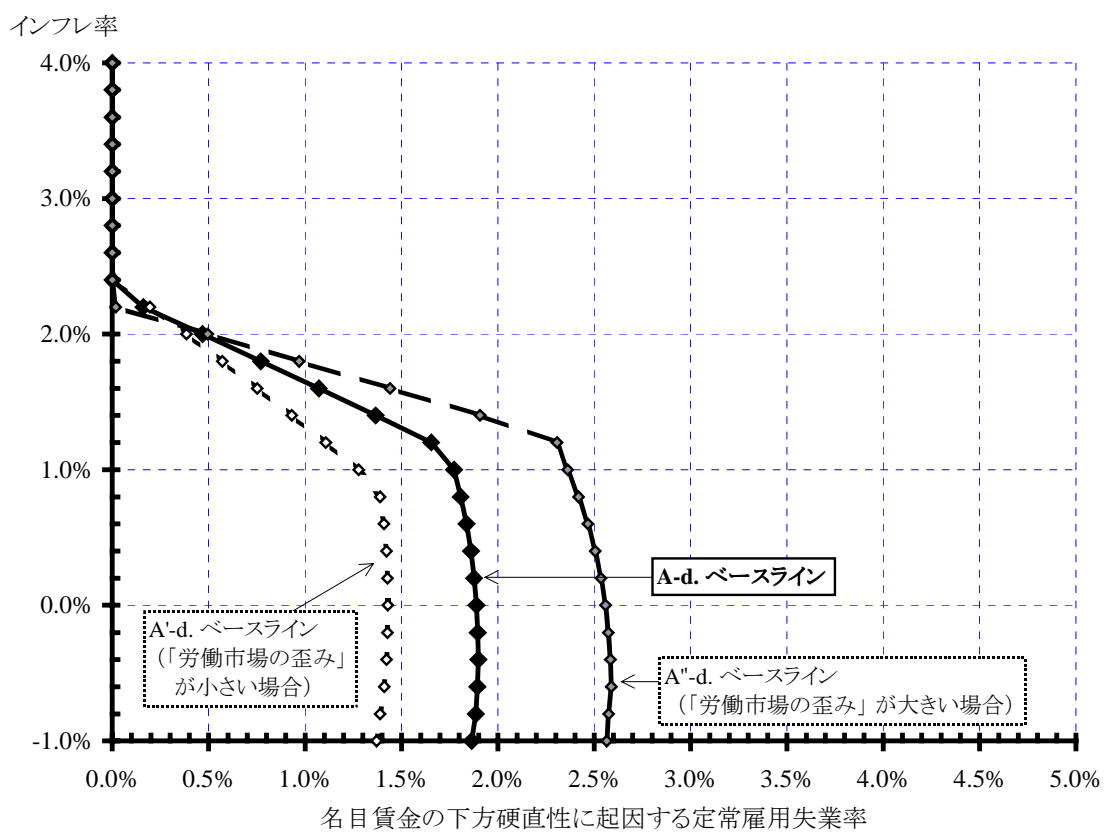
「労働市場の歪み」が大きいケース



備考： $c=0.35$, $a=0.15$, $z=0.70$ に設定（図 2～3 では $c=0.30$, $a=0.10$, $z=0.80$ ）

図 4 定常雇用失業率のシミュレーション結果 3 (続き)
 - 「労働市場の歪み」を示すパラメータに対する頑健性 -

(2) インフレ率と名目賃金の下方硬直性に起因する定常雇用失業率の関係



備考：マクロ・モデルのシミュレーション結果。