

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

くろ だ さ ち こ やまもと い さ む
黒田祥子 / 山本 勲

要 旨

本稿では、わが国の名目賃金は下方に硬直的であるという黒田・山本 [2003a] の分析結果の頑健性を、マイクロ・データに適用可能な計量経済手法により確認するとともに、一元的な尺度で下方硬直性の度合いを示した。すなわち、1993～98年のマイクロ・データを用いてフリクション・モデルを推計したところ、個々人の属性の違いとマイクロ・データの計測誤差を同時に考慮した場合でも、わが国の名目賃金には性別や賃金のタイプによって異なる度合いの下方硬直性が存在することがわかった。例えば、パートタイム雇用の女性の時給は、ほぼ完全に下方硬直的である一方、フルタイム雇用の所定内月給は、理論的に想定される潜在的な変化率が男性で-7.7%、女性で-4.0%を下回らない限り、実際の賃下げは生じないとの推計結果を得た。

キーワード：名目賃金の下方硬直性、インフレ率、金融政策、マイクロ・データ、計測誤差、フリクション・モデル、擬似最尤法

本稿を作成するに当たっては、小原美紀助教授（大阪大学）、清家篤教授（慶應義塾大学）、関西労働研究会参加者の各氏、北村富行氏（日本銀行金融市場局）、木村武氏（日本銀行企画室）、関根敏隆氏（日本銀行調査統計局）および金融研究所のスタッフから有益なコメントを頂いた。本稿の分析に用いたデータは、財団法人家計経済研究所が実施した『消費生活に関するパネル調査』の個票データである。データの利用をご許可いただいた家計経済研究所ならびに貴重なコメントをくださった各氏に感謝したい。本稿に示されている意見およびありうべき誤りは、すべて筆者たち個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

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

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

1. はじめに

黒田・山本 [2003a] では、マイクロ・データを用いて名目賃金変化率の分布を作成し、その形状を多角的に分析することによって、名目賃金の下方硬直性の有無を検証した。その結果、名目賃金変化率の分布にゼロ近傍で突出したスパイクが観察され、しかも分布の右側が左側よりも大きくなっているため、わが国の名目賃金には下方硬直性が存在すること、賃下げを経験したサンプルがどの程度あるかという基準で判断した名目賃金の下方硬直性の度合いは、名目賃金のタイプによって異なること、パートタイム女性の時給についてはほぼ完全に下方硬直的といえる反面、フルタイム雇用者の男性・女性の所定内月給と年間収入については、全体の4分の1程度のサンプルが賃下げを経験しており、下方硬直性の度合いは限定的であること等を明らかにした。しかし、黒田・山本 [2003a] の分析には、観察されたデータに計測誤差¹がないと仮定していたり、分布の形状からは下方硬直性の度合いを一元的な尺度で比較しにくい²という限界がある。

そこで本稿では、フリクション・モデルの推計という、マイクロ・データに適用可能な計量経済手法を用いて、黒田・山本 [2003a] の分析結果の頑健性を確認するとともに、一元的な尺度で名目賃金の下方硬直性の度合いを示すことを目指す。この手法の特徴は、名目賃金の下方硬直性の存在と、その度合いを同時に定量化し、しかも賃金の計測誤差にも対処できる点である。

具体的には、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、変化率がゼロ以下の領域では、理論的に想定される潜在的な名目賃金の変化率と異なりうると仮定する。そして、潜在的な変化率があるマイナスの閾値からゼロまでの間にあれば、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状況では、実際に潜在的な変化率と同じだけ名目賃金が切り下げられるというタイプの名目賃金の下方硬直性を定量化する。フリクション・モデルを推計する際には、年齢や勤続年数、教育年数、職種等の個人属性をコントロールすると同時に、名目賃金変化率に関する計測誤差を統計的に処理し、計測誤差によって生じうるバイアスに対処することも可能となる。

したがって、本稿は、名目賃金変化率の分布の形状を検証して名目賃金に下方硬直性が存在することを示した黒田・山本 [2003a] の結果を、推計モデルを利用して検証したものと位置付けることができ、黒田・山本 [2003a] と並んで、マイクロ・データを用いてわが国の名目賃金の下方硬直性を、統計モデルを用いて検証した最初の試みと考えられる。

1 計測誤差とは、調査回答時の誤記入や記憶違い等を指す。例えば、今年の名目賃金は前年と変わらないにもかかわらず、前年よりも低い名目賃金を回答してしまうと、名目賃金の下方硬直性は検出されない。黒田・山本 [2003a] では、こうした可能性を排除している。

2 例えば、名目賃金変化率の分布の歪みを示す指標として、歪度 (skewness coefficient) を算出しても、その大きさをもって名目賃金がどの程度下方に硬直的かを直感的に解釈することは難しい。

本稿の構成は以下のとおりである。まず2節では、モデル推計を通じて名目賃金の下方硬直性を分析した先行研究、および名目賃金の下方硬直性と計測誤差の関係について分析した先行研究を概観する。3節では、本稿の分析に利用するデータの概要を説明する。次に、4節では推計モデルを導出するとともに、その推計方法について説明する。5節では、フリクション・モデルを用いて名目賃金の下方硬直性を検証した結果について述べる。最終節では、それまでの分析で得られた結果をもとに、本稿のまとめを行う。

2. 先行研究

(1) モデル推計を通じた名目賃金の下方硬直性の検証

名目賃金の下方硬直性を検証する先行研究は、1990年代以降、欧米において盛んに行われてきた。その多くがマイクロ・データを用いて名目賃金変化率の分布が右方向に歪んでいるかどうかを統計的に検定するものである³。また、これらの研究と同様の方法を用いてわが国の名目賃金の下方硬直性を検証した研究としては、黒田・山本 [2003a] が挙げられる。

名目賃金変化率の分布の形状を調べる手法には、視覚的な理解が容易であるメリットのほか、分布の左右対称性を統計的に検定することによって、名目賃金の下方硬直性の有無を客観的に判断できるメリットがあるため、分析の出発点としては重要な位置を占める。しかしながら、こうした手法には、名目賃金の下方硬直性の度合いを一元的な尺度で比較することが難しいことや、McLaughlin [1999, 2000] が指摘したように、名目賃金変化率の分布が右方向に歪んでいたとしても、その歪みが個人間の異なる属性を区別しないために生じている可能性があること⁴、さらには、Akerlof, Dickens and Perry [1996] らが指摘したように、計測誤差の大きさに関する仮定次第で、名目賃金変化率の分布の歪みに対する解釈が異なってしまうこと等の問題点がある。

こうした問題点を補う分析としては、Altonji and Devereux [1999] やFehr and Götte [2000] で示されたように、フリクション・モデルの推計を通じて名目賃金の下方硬直性を検証する手法が注目される。

3 McLaughlin [1994, 1999, 2000]、Lebow, Stockton and Wascher [1995]、Kahn [1997]、Card and Hyslop [1997] 等が代表例として挙げられる。これら先行研究の概要については、黒田・山本 [2003a] を参照されたい。

4 具体的には、平均値が異なる分布を集計することによって、元の分布が左右対称であっても、集計された分布が右方向に歪んでしまう可能性のことを指す。詳しくは、McLaughlin [1999, 2000] や黒田・山本 [2003a] を参照されたい。なお、黒田・山本 [2003a] では、原データから得られた賃金変化率分布と同様に、属性のコントロールを行ったうえで得られる賃金変化率の分布も、右方向に歪んでいるとの結果が報告されている。

Altonji and Devereux [1999]らのモデルは、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、ゼロ以下の変化率の領域では、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と異なりうると仮定する。具体的には、潜在的な変化率があるマイナスの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、実際に潜在的な変化率と同じだけ名目賃金が切り下げられると想定する。この閾値の大きさは、名目賃金が下方硬直性である範囲を示しているため、閾値の推計値を用いることで、名目賃金の硬直性の度合いを一元的な尺度で比較することが可能となり、分布の形状を調べる手法の1番目の問題点を克服できる⁵。さらに、Altonji and Devereux [1999]らのモデルでは、個々人の属性をコントロールしたうえで、計測誤差を確率的に取り入れることができるため、上述の2番目、3番目の問題点にも対処することが可能となる。

本稿では、Altonji and Devereux [1999]やFehr and Götte [2000]と同様に、フリクション・モデルを推計し、個々人の属性の違いや計測誤差を考慮したうえで、わが国の名目賃金の下方硬直性を定量化することによって、黒田・山本 [2003a]の結果の頑健性を確認する。

以下では、フリクション・モデルや利用データの説明を行う前提として、マイクロ・データの計測誤差が実証的に大きな問題となる理由を、欧米の先行研究を踏まえて説明する。

(2) マイクロ・データの計測誤差に関する問題

マイクロ・データを用いて名目賃金変化率の分布の形状を調べた先行研究の結果には、「名目賃金の変化率がマイナスとなるサンプルが少なくないものの、分布の形状としては変化率がゼロとなる点を境界に右方向に歪んでいる」という共通点がある⁶。しかし、名目賃金の下方硬直性の有無についての結論は、マイクロ・データに含まれる計測誤差を巡る解釈によって異なる。

たとえば、米国のPSID (*Panel Study of Income Dynamics*) をはじめとするマイクロ・データを用いると、相当数の賃下げが観察される。この結果をMcLaughlin [1994]等は、名目賃金はある程度下方へも伸縮的であると解釈した。一方、Akerlof, Dickens and Perry [1996]等は、前年と今年で名目賃金を回答する際にそれぞれ確率的な誤差が生じており、各年の回答を用いて名目賃金変化率を算出する過

5 ちなみに、Altonji and Devereux [1999]は、米国の1971～92年のデータを用いて、この閾値を-65.4%と推計したほか、Fehr and Götte [2000]も、スイスの1991～98年のデータから、閾値が-30%前後に推計されることを示している。

6 黒田・山本 [2003a]あるいは3節で示されるように、わが国の名目賃金変化率の分布にも同様の共通点が存在する。

程で、賃下げが見かけ上観察されただけであると解釈した。この点について、Akerlof, Dickens and Perry [1996] は、電話による独自の聞き取り調査を実施し、「前年と比較して今年の名目賃金は上昇したか、同じか、減少したか」という前年を振り返るかたちの質問を行ったところ、賃下げを受けたと回答したサンプルは全体のわずか3%に過ぎず、名目賃金にはかなりの下方硬直性がみられることを示した。つまり、PSID等のマイクロ・データで観察されるマイナスの名目賃金変化率は、マイクロ・データに計測誤差が多く含まれているために生じたものであり、(計測誤差のない) 真の名目賃金変化率の分布にはマイナスとなるサンプルはほとんど含まれないというのがアカロフらの主張である。

同様の問題意識からShea [1997] は、PSIDのサンプルと労働組合の賃金受給率を照合し、PSIDで観察される賃下げの大部分は計測誤差であり、名目賃金には下方硬直性が存在すると結論付けた⁷。また、Baker, Gibbs and Holmstrom [1994], Altonji and Devereux [1999], Wilson [1999] は、ある特定の企業から従業員別の給与明細書を直接入手し、そのデータを用いて名目賃金変化率の分布を分析すると、賃下げはごくまれにしか観察されないことを示した。さらに、Altonji and Devereux [1999] はPSIDを用いて、またFehr and Götte [2000] はスイスのマイクロ・データを用いて、名目賃金の下方硬直性と計測誤差を明示的に取り入れたフリクション・モデルを推計した。その結果、マイクロ・データの計測誤差が名目賃金変化率の分布に与える影響は大きいこと⁸、そしてそうした計測誤差を考慮した名目賃金には、強い下方硬直性が検出されること等が示された。

このほか、BHPS (*British Household Panel Study*) と呼ばれる英国版PSIDを利用したSmith [2000] は、BHPSの回答時に給与明細書をチェックしたと答えたサンプルのみを抽出することで、計測誤差の除去を試みた。ただし、Smith [2000] の結果は、計測誤差を考慮した他の分析結果とは異なり、計測誤差の除去によって賃下げを経験した人の割合は増加し、むしろ名目賃金の下方硬直性は消滅するというものであった。

このように、欧米の先行研究を踏まえると、マイクロ・データを用いた分析では、計測誤差を考慮するか否かでその結果は大きく異なることが予想される。そこで、本稿でフリクション・モデルの推計を通じて名目賃金の下方硬直性を検証する際には、Altonji and Devereux [1999] やFehr and Götte [2000] と同様の方法を用いて、計測誤差を考慮した分析も行うこととする。

7 これらの分析に対し、McLaughlin [1999] は次のように反論している。まず、Akerlof, Dickens and Perry [1996] からの聞き取り調査に対しては、賃下げを経験した労働者ほど直接その事実を話したがらないという別のバイアスが含まれる可能性があり、計測誤差を取り除く方法としては適切でない。また、Shea [1997] の方法にも問題があり、米国では組合別ではなく、職種別に賃上げ率が決定される場合が多いために、同一企業内で職種が変更されたことによって生じる労働者の賃下げを把握できない。

8 例えばAltonji and Devereux [1999] は、観察される名目賃金変化率の分散のうち3~5割が計測誤差によるものであると指摘した。なお、Bound *et al.* [1994] も、マイクロ・データの計測誤差の大きさを推計しており、観察される賃金変化率の分散の約6割が計測誤差であると結論付けている。

3 . 利用データ

(1) 利用する情報と変数の作成方法

本稿では、黒田・山本 [2003a] と同一のデータセットを用いる⁹。資料は、主として家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』(1993 ~ 98年調査) である。分析には、同調査の調査項目のうち、名目賃金、性別、就業状態、年齢、勤続年数、経験年数、学歴、居住都道府県、職種、勤務先従業員規模、勤務先産業等の情報を利用する。分析に用いるサンプルは、2年連続して同一企業に勤務する雇用者とし、自営業主や家族従業者、転職者、非就業者は除外する。

分析対象とする名目賃金は、フルタイム男性・所定内月給、フルタイム男性・年間収入、フルタイム女性・所定内月給、フルタイム女性・年間収入、パートタイム女性・時給の5通りである¹⁰。

欧米の先行研究の多くは、名目賃金の指標として、賞与や残業手当を含まない所定内賃金を用いている。しかし、わが国では他国に比べて賃金月額に対する賞与の比率が高く、また、賞与の変動は他の賃金に比べて大きいため、賞与を含むか否かで名目賃金の硬直性の度合いが異なってくる可能性がある。このため、本稿では所定内給与¹¹のほか、年間収入(所定内給与、賞与、残業手当の年間合計)¹²も分析の対象とする。また、労働時間に関する詳細なデータが得られないために、賃金を時給換算することはせず、賃金を月給として受け取っている場合には月給を、時給として受け取っている場合には時給をそのまま用いる。さらに、労働市場特性の違いや調査回答者が女性のみであるという点¹³を考慮して、男女および就業形態(フルタイム・パートタイム)の区別も行うこととする。

9 データの概要や特性、留意点等の詳細は、黒田・山本 [2003a] を参照されたい。

10 名目賃金の単位は、所定内月給が千円、年間収入が万円、パートタイム時給が円である。なお、本稿では、回答時における丸めの誤差はないものとする。

11 なお、『消費生活に関するパネル調査』では、残業手当を含んだ月給しか調査されていないため、所定内月給の変化率を算出する際には、残業時間が前年と大きく変化していないサンプルのみを用いることで、残業時間の変化に伴う影響を取り除くことにした。

12 年間収入に含まれる残業手当の変化のほとんどが、残業時間の変化という数量調整を反映している場合には、名目賃金の下方硬直性の検証に残業手当を含めることは問題である。しかし、不況時に賞与の削減をしている企業では、同時に残業時間の削減も行っている可能性があるため、年間収入について残業時間が前年と大きく変化しないサンプルに限定してしまうと、年間収入の変化率にバイアスが生じる可能性がある。このため、本稿の分析では、所定内給与だけでなく残業手当や賞与の変化も含めた幅広い調整手段として年間収入の変化をみることにした。

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

利用可能なサンプルのうち、名目賃金の下方硬直性の検証に用いることのできるものは、フルタイム男性・所定内月給が735（1994～98年において、2年連続して同一企業に勤務し、残業時間が前年と変わらない雇用者〈延べ人数〉）、フルタイム男性・年間収入が1,384（1994～97年において、2年連続して同一企業に勤務する雇用者〈延べ人数〉）、フルタイム女性・所定内月給が557（1993～98年において、2年連続して同一企業に勤務し、残業時間が前年と変わらない雇用者〈延べ人数〉）、フルタイム女性・年間収入が804（1993～97年において、2年連続して同一企業に勤務する雇用者〈延べ人数〉）、パートタイム女性・時給が436（1993～98年において、2年連続して同一企業に勤務する雇用者〈延べ人数〉）である^{14, 15}。

(2) データ特性：名目賃金変化率の分布

以上のように定義した5通りの名目賃金について、それぞれ対前年変化率を算出し、その特性をヒストグラムでみると図1のようになる。各ヒストグラムにある釣り鐘型の実線は、データから計算された平均値と標準偏差を持つ正規分布を示したものである。また、横の座標軸において、ゼロよりもやや高い位置にある印は、中央値を示している。

これをみると、いずれのヒストグラム（分布）にもゼロ近傍にスパイクが存在するほか、プラスの変化率がマイナスの変化率よりも多く、ゼロ近傍のスパイクを境に分布が右方向に歪んでいることがわかる。こうした特徴は、特にパートタイム女性の時給で顕著になっており、ゼロ近傍のスパイクが極めて大きく、マイナスの賃金変化率はほとんど観察されない。これに対し、フルタイム男性・女性の所定内月給や年間収入については、ゼロ近傍のスパイクは相当数みられるものの、賃下げを経験しているサンプルも少なからず存在する。

名目賃金の变化に全く硬直性がないならば、観察される分布の形状は中央値を境に左右対称なかたちとなるはずである。したがって、観察された分布の右方向への歪みは、名目賃金に下方硬直性があることを示唆している¹⁶。ただし、マイナスの変化率のサンプルも少なからず観察されることは、名目賃金が完全に下方硬直的と

14 明らかな計測誤差を取り除くために、名目賃金変化率の絶対値が100%を超えるサンプルは除外した。また、パートタイム女性・時給は、法定最低賃金未滿のサンプルも除外した。なお、男性については1993年のデータの一部が利用できないため、1994～98年（変化率では1995～98年）のデータを用いる。また、年間収入に関しては、質問内容が「昨年1年間の年間収入」を問うものであるため、回答記入時点とは1年のずれが生じる。したがって、1998年の調査時点で入手可能な年間収入に関するデータは、前年の1997年のものであるため、所定内月給やパートタイム時給とはデータ利用期間が1年短くなっている。

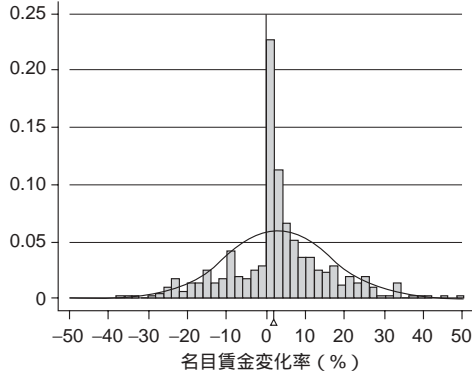
15 なお、フルタイム男女の年間収入については、「配置転換あり」および「出向中」と答えたサンプルも含めている。「配置転換あり」と回答したサンプルは371（男性263、女性108）、「出向中」と答えたサンプルは8（男性6、女性2）であった。

16 前述したように、黒田・山本[2003a]では、分布の歪みを測る統計量を算出し、名目賃金変化率の分布は統計的にも有意に右方向へ歪んでおり、名目賃金には下方硬直性が存在することを示した。

図1 名目賃金変化率の分布

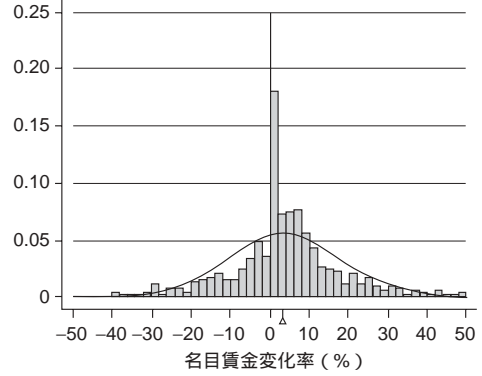
(1) フルタイム男性・所定内月給

ヒストグラム



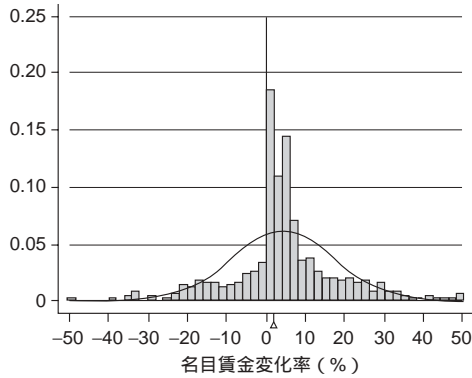
(2) フルタイム男性・年間収入

ヒストグラム



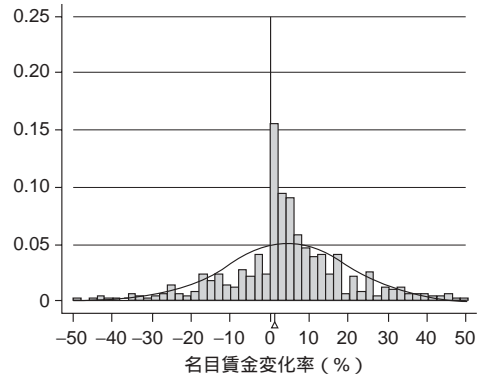
(3) フルタイム女性・所定内月給

ヒストグラム



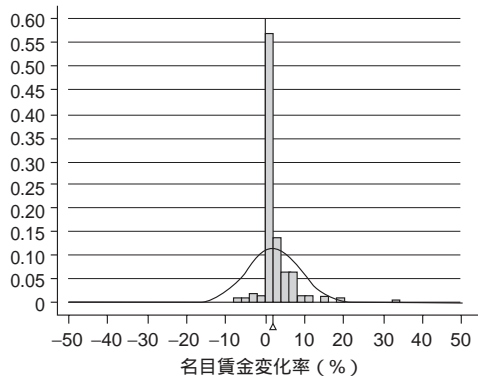
(4) フルタイム女性・年間収入

ヒストグラム



(5) パートタイム女性・時給

ヒストグラム



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

考えるよりも、フリクション・モデルが想定するように、ある程度は下方にも伸縮的であると考えたことの妥当性を示唆しているといえる。そこで、次節以降では、こうした特性をモデル推計によって、より厳密に検証する。

4. フリクション・モデルと推計方法

(1) モデルの概要と名目賃金の下方硬直性の検出方法

名目賃金の下方硬直性を検証するためのモデルとして、本節ではフリクション・モデル、およびその特殊ケースであるトービット・モデルを用いる。これらのモデルは、勤続年数や教育年数などの属性によって個々人の名目賃金変化率が決まるが、その変化率は潜在的なもので、常に観察されるとは限らないと仮定する。具体的には、潜在的な変化率がマイナスの時には、潜在的な変化率の代わりに、ゼロや他の値に歪められた変化率が観察されることを捉えるものである。

フリクション・モデルでは、潜在的な名目賃金変化率があるマイナスの閾値からゼロまでは、ゼロの変化率が観察される。しかし、潜在的な変化率が閾値を下回る場合には、観察される名目賃金変化率もマイナスの値を取りうるという意味で、名目賃金が部分的に下方硬直的であることが想定されている。フリクション・モデルの閾値をマイナス無限大としたモデルがトービット・モデルに相当し、この場合は潜在的な名目賃金変化率がゼロ以下の時、常にゼロの変化率が観察されるという意味で、名目賃金が完全に下方硬直的となる。

図1では、名目賃金変化率がプラスとなるサンプルよりもマイナスとなるサンプルの方が少なく、ゼロ近傍に多くのサンプルが積み上がっていることが観察された。これは、潜在的にはマイナスとなるべき名目賃金の多くが、名目賃金の下方硬直性が存在するために、実際には据え置かれていることを反映していると推測することができる。この場合、観察される名目賃金変化率は、フリクション・モデルあるいはトービット・モデルによって説明することが妥当となる。

そこで本稿では、前節で示した名目賃金変化率のデータを用いてフリクション・モデルとトービット・モデルの両方を推計し、名目賃金変化率がいずれのモデルで、より正しく説明されるかを検証する。具体的には、最尤法によって推計したフリクション・モデルとトービット・モデルの尤度を統計的に検定（尤度比検定）し、いずれのモデルの当てはまりがよいかを判断する。

尤度比検定によってフリクション・モデルが選択されれば、名目賃金は部分的に下方硬直的である一方、トービット・モデルが選択された場合には、名目賃金は完全に下方硬直的であるとみなす。また、フリクション・モデルで推計された閾値が有意にマイナスとなっていれば、その大きさによって一元的に名目賃金の下方硬直性の度合いを定量化できる。逆に、推計された閾値がゼロから有意に異ならなければ、名目賃金の下方硬直性は存在しないとみなす。

また、本稿では、観察される名目賃金変化率に計測誤差が生じる可能性を考慮したモデルも推計する。具体的には、調査時に回答された名目賃金は正規分布に従う計測誤差を含んでいるとの仮定を置き、そのうえでフリクション・モデルやトールビット・モデルを当てはめる。観察された名目賃金変化率の一部は計測誤差によってもたらされたものであり、真の名目賃金変化率は、より下方硬直的であるかもしれないし、逆に、下方硬直的でないかもしれない¹⁷。計測誤差はデータから直接観察することはできないが、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、名目賃金の下方硬直性の度合いがどのくらい影響されるか検証する。

(2) モデルの導出と留意点

以下、主にフリクション・モデルを用いて、モデルの導出方法を述べることにする。

イ. 計測誤差がないケース

まず、観察される名目賃金に計測誤差がないケースを考える。個々人 ($i = 1, \dots, n$) の潜在的な名目賃金水準の対数値 w_i^* を、さまざまな属性から構成されるベクトル x_i とパラメータ β 、攪乱項 ϵ_i を用いて、

$$w_i^* = \beta' x_i + \epsilon_i, \quad \epsilon_i \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \sigma_\epsilon^2), \quad (1)$$

と表す¹⁸。ここで、前期の名目賃金水準の対数値 $\tilde{w}_{i,-1}$ 、今期の名目賃金水準の対数値 \tilde{w}_i を用いて、名目賃金の潜在的な変化率 $w_i^* - \tilde{w}_{i,-1}$ と実際の名目賃金変化率 $\tilde{w}_i - \tilde{w}_{i,-1}$ の関係を表すと、次のようになる。

$$\tilde{w}_i - \tilde{w}_{i,-1} = \begin{cases} w_i^* - \tilde{w}_{i,-1} & \text{if } 0 < w_i^* - \tilde{w}_{i,-1} \\ 0 & \text{if } -\alpha < w_i^* - \tilde{w}_{i,-1} \leq 0 \\ w_i^* - \tilde{w}_{i,-1} + \lambda & \text{if } w_i^* - \tilde{w}_{i,-1} \leq -\alpha \end{cases} \quad (2)$$

17 観察された名目賃金変化率の分布と、計測誤差を除去した真の名目賃金変化率の分布の関係は、2つの可能性で整理できる。1つの可能性は、観察された名目賃金変化率の分布でゼロ近傍のスパイクを形成しているサンプルの一部が、真の分布ではゼロ近傍の左右に位置するケースである。この場合、名目賃金変化率の真の分布が示す下方硬直性の度合いは、観察された分布が示すものよりも弱くなる。もう1つの可能性は、観察された名目賃金変化率の分布でマイナスやプラスとなっているサンプルの一部が、真の分布ではゼロ近傍のスパイクを形成するケースである。この場合、真の分布が示す下方硬直性の度合いはむしろ強くなる。

18 ここでは、潜在的な名目賃金変化率の分布が正規分布に従うと仮定している。

ただし、パラメータ α は観察される名目賃金変化率がゼロに歪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 $-(\alpha \times 100)\%$ を下回った際に、実際の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。ここで、(2)式に(1)式を代入することにより、推計モデルを導くことができる。

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する。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ったとしても、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。一方で、 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。

ロ. 計測誤差があるケース

次に、分析者が観察できる名目賃金には計測誤差 u_i が含まれるケースを考える。この場合、実際に観察される名目賃金の対数値 w_i は、

$$w_i = \tilde{w}_i + u_i, \quad (3)$$

と表される。ここで、(1)式と(3)式を(2)式に代入し、攪乱項と計測誤差 u_i がそれぞれ独立な正規分布に従うことを仮定すると、以下のようなモデルを導くことができる。

$$w_i - w_{i-1} = \begin{cases} \beta'x_i + \epsilon_i - w_{i-1} + u_i & \text{if } 0 < \beta'x_i + \epsilon_i - w_{i-1} + u_{i-1} \\ u_i - u_{i-1} & \text{if } -\alpha < \beta'x_i + \epsilon_i - w_{i-1} + u_{i-1} \leq 0 \\ \beta'x_i + \epsilon_i - w_{i-1} + \lambda + u_i & \text{if } \beta'x_i + \epsilon_i - w_{i-1} + u_{i-1} \leq -\alpha \end{cases},$$

$$(\epsilon_i, u_i)' \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \Sigma), \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_\epsilon^2 & 0 \\ 0 & \sigma_u^2 \end{pmatrix}, \quad i = 1, \dots, n. \quad (4)$$

なお、トービット・モデルについては、名目賃金が完全に下方硬直的であること、すなわち $\alpha \rightarrow \infty$ を仮定することによって、

$$w_i - w_{i-1} = \begin{cases} \beta'x_i + \epsilon_i - w_{i-1} + u_i & \text{if } 0 < \beta'x_i + \epsilon_i - w_{i-1} + u_{i-1} \\ u_i - u_{i-1} & \text{if } \beta'x_i + \epsilon_i - w_{i-1} + u_{i-1} \leq 0 \end{cases},$$

$$(\epsilon_i, u_i)' \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \Sigma), \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_\epsilon^2 & 0 \\ 0 & \sigma_u^2 \end{pmatrix}, \quad i = 1, \dots, n, \quad (4')$$

と表すことができる¹⁹。

八. モデルの留意点

以上のモデルに関する留意点は、次のとおりである。第1に、利用するデータは個人々人を追跡したマイクロ・データであるため、本来は固定効果や変動効果を取り入れたパネル分析を行うべきであるが、本稿ではその点を考慮していない²⁰。本稿のモデルでは、説明変数と被説明変数の関係が条件によって変わりうる非線形モデルを想定しており、固定効果や変動効果を考慮することが難しいためである²¹。

第2に、モデルでは、前期の賃金 $w_{i,-1}$ は所与と仮定しており、確率変数として扱っていない。本来であれば、 $w_{i,-1}$ の内生性を考慮し、 $w_{i,-1}$ に対する操作変数を用いて推計することが望ましいが、適切な操作変数 ($w_{i,-1}$ と相関があるものの w_i とは相関がないような変数) を見出すことができなかったため、そのような扱いは取っていない²²。

第3に、被説明変数である名目賃金に関する計測誤差は考慮しているものの、説明変数 x_i に含まれる計測誤差は考慮していない²³。本来であれば、操作変数を用いて、説明変数についても計測誤差から生じるバイアスを考慮した推計を行うべきであるが、第2の留意点と同様に、適切な操作変数を見出すことができなかったため、説明変数 x_i に含まれる計測誤差は考慮しないこととする。

19 なお、推計モデルの定式化については、(4)式や(4')式のほか、名目賃金が引き下げられる場合と引き上げられる場合とで変化率が異なるケース(切片 λ でなく、傾きが異なるケース)や、下方だけでなく上方にもある程度の硬直性があるケースなどについても、別途推計を試みた。しかし結果として、(4)式や(4')式の定式化による推計が最もよい結果となったことや、先行研究との整合性を考慮し、本稿では(4)式や(4')式のみを扱うこととした。

20 固定効果を考慮しない場合、個人々に固有な変数のうち観察されないもの(個人々の能力や勤務先企業の詳細な特性等)は、すべて攪乱項に含まれることになる。したがって、これらの変数が説明変数 x_i と相関を持てれば、一致推計量を得るための仮定が成立しなくなる。また、同一個人がデータセットに複数含まれることによって分散共分散行列が独立かつ同一な分布である(independent and identically distributed, *i.i.d.*)という仮定が成立せず、推計値の効率性(efficiency)が低くなる可能性も高い。

21 推計モデルが線形であれば、例えば各変数とも平均値からの差分を用いることによって固定効果を容易に除去することができるほか、一般化最小自乗法を用いて変動効果を考慮することもできる。しかし、(4)式や(4')式のような推計モデルでは、いずれの手法も適用できない。なお、変動効果については、Lerman and Manski [1981] 等で示された擬似最尤法(simulated maximum likelihood, SML)やMcFadden [1989] 等で示された擬似矩率法(method of simulated moment, MSM)を適用して、シミュレーションにより考慮することも可能である。しかし、4節(3)で詳しく述べるが、この方法は計測誤差を含めたモデルを推計する際に適用するため、変動効果を考慮する際には採用しなかった。

22 Altonji and Devereux [1999] では、説明変数 x_i の過去の値 ($x_{i,-1}$ や $x_{i,-2}$) を操作変数として用いている。しかし、過去の値 ($x_{i,-1}$ や $x_{i,-2}$) は、前期の賃金 ($w_{i,-1}$) だけでなく、当期の賃金 (w_i) との相関も高いため、操作変数として適切でないと判断し、本稿では操作変数を用いた推計は行わなかった。

23 例えば、教育年数は個人々の人的資本の代理変数であるため、計測誤差を含んでいると考えることができる。この場合、計測誤差を含んだ教育年数を用いてモデルを推計すると、攪乱項と教育年数の間に相関が生じるために、推計値の一致性が損なわれる。こうしたケースでは、真の値(例えば人的資本)とは相関があるものの計測誤差(例えば人的資本と教育年数との乖離)とは相関がないような操作変数があれば、それを用いて、計測誤差から生じるバイアスを考慮することが望ましい。代理変数を利用することに伴う計測誤差と推計値の一致性については、Wickens [1972] 等を参照されたい。

(3) モデルの推計方法

フリクション・モデルやトービット・モデルの推計には、最尤法を用いる。しかし、計測誤差を含めたモデル((4)式や(4')式)には、攪乱項 ϵ_i に加えて、計測誤差 u_i という2つの確率変数が存在するため、尤度関数が複雑化し、通常の最尤法では推計が困難になる。この点を考慮し、計測誤差を含めたモデルを推計する際には擬似最尤法(simulated maximum likelihood、SML)を用いる²⁴。

具体的には、攪乱項 ϵ_i や計測誤差 u_i に関する確率分布をもとに(4)式や(4')式から尤度関数を定式化する代わりに、ここでは σ_u をパラメータとして、正規分布 $N(0, \sigma_u^2)$ に従う確率変数をシミュレーションで発生させ、それを擬似的な計測誤差 u_i^m とする。そして、擬似的な計測誤差 u_i^m も他の変数(w_i や x_i)と同様のデータとして扱ったうえで、擬似尤度を算出し、擬似尤度が最大となるようなパラメータの組合せ($\alpha, \beta, \lambda, \sigma_e, \sigma_u$)を探す。擬似最尤法では、実際には観察されない確率変数(計測誤差 u_i)を確率的にシミュレートし、その実現値を擬似的な変数(擬似的な計測誤差 u_i^m)とみなすため、尤度関数における確率変数が減少し、尤度関数の計算が容易になるメリットがある。擬似最尤法を用いた詳しい推計方法については、補論1.を参照されたい。

なお、Altonji and Devereux [1999]やFehr and Götte [2000]でも指摘されているように、モデル推計に利用するサンプルのすべてに(4)式で定式化したような計測誤差を仮定することは、名目賃金の変化率がゼロとなっている人が多数存在することと非整合的である²⁵。そこで、モデルを推計する際には、全体の $p\%$ のサンプルには計測誤差が含まれず、 $(1-p)\%$ についてのみ計測誤差が含まれることを仮定することとした。

5. モデルの推計結果

モデルの推計は3節で述べたデータを用いて、フルタイム男性・所定内月給、フルタイム男性・年間収入、フルタイム女性・所定内月給、フルタイム女性・年間収入、パートタイム女性・時給の5つに関して、それぞれフリクション・モデルとトービット・モデルの双方について行った。

潜在的な名目賃金を決定する属性 x_i としては、年齢、勤続年数、経験年数、教育年数、13大都市ダミー(13大都市に居住する場合に1、それ以外は0)、規模ダミー(勤務先企業の従業員数をもとにしたダミー変数、1,000人以上の大企業がベース)

24 擬似最尤法の解説としては、Gouriéroux and Monfort [1996]やMariano, Schuermann and Weeks [2000]が詳しい。

25 具体的には、全体の1~4割程度のサンプルで名目賃金の変化率がゼロとなっている。

産業ダミー（勤務先企業の産業をもとにしたダミー変数、サービス業がベース）、職種ダミー（技能・作業職がベース）、年次ダミー（1997年がベース）、売上高経常利益率（勤務先企業の産業・従業員規模別）、消費者物価指数（居住県別、総合）、失業率（居住地域別）を用いた^{26, 27}。これらの変数の基本統計量は、表1に掲載した。

（1）推計結果

表2には、5通りの名目賃金それぞれについて、計測誤差を考慮しない場合と、計測誤差を考慮した場合（計測誤差を持たないサンプルの割合がそれぞれ全体の2、4、6、8割のケース）²⁸の推計パフォーマンスを対数尤度によって比較し、対数尤度が最も大きいものをフリクション・モデルとトービット・モデル別にそれぞれ掲載した。さらに表2では、こうして選ばれたフリクション・モデルとトービット・モデルのうち、対数尤度が大きい方にシャドーを付けている²⁹。なお、全ての推計結果は付表1、付表2にまとめた。

まず、表2において、フリクション・モデルとトービット・モデルの尤度を比較してみると、パートタイム女性・時給ではトービット・モデルが選ばれる一方、他のケースではフリクション・モデルが選ばれる。また、推計されたフリクション・モデルの閾値 α については、すべてがプラスかつ統計的に有意となっている。このことから、パートタイム女性・時給についてはほぼ完全な下方硬直性が、それ以外の名目賃金については部分的な下方硬直性が検出されることがわかる。

26 年齢や勤続年数、教育年数といった説明変数を用いた賃金関数の推計は、Mincer [1974] 以来、多くの先行研究で行われているスタンダードな方法であり、Altonji and Devereux [1999] や Fehr and Götte [2000] でも同様の方法が取られている。推計式に含まれる年齢は、わが国雇用慣行の特徴である「定昇」を捉えるためのパラメータと考えることができる。また、勤続年数および経験年数の2乗項も採用しているが、これは勤務年数や経験年数を重ねるにつれて賃金の増分が逓減することを捉えるためのものである。なお、実際に雇用されている人の賃金しか用いることができないというサンプル・セレクション・バイアスを考慮するためには、個々人の就業選択関数から推計されたミルズ比を説明変数に加えることが望ましいが、本稿ではそうした扱いは取っていない。

27 売上高経常利益率については、『企業短期経済観測調査』（日本銀行：ただし金融・保険業については、『全国銀行決算状況』＜日本銀行＞の経常利益を経常収益で除したものを使用）、消費者物価指数は『消費者物価指数』（総務省：消費税率の引上げ要因は調整済み）、失業率は、『労働力調査』（総務省）を用いている。

28 計測誤差を持たないサンプルの割合 p については、本来ならば推計されるべきものであるが、 p を含めると推計時に尤度関数が収束しなかったため、 p を所与として他のパラメータを推計し、そのうえで、計測誤差の標準偏差 σ_u の有意性や対数尤度の大きさをもとに、適当な推計結果を考察することとした。 p の値については、さまざまなケースを試みたが、紙幅の制約上、0.2きざみで推計したケースのみ掲載することとした。

29 いずれの場合も尤度比検定を行うと、シャドーを付けた推計結果が選ばれる。

表1 モデル推計に用いる各変数の基本統計量 (平均と標準偏差)

	男性		女性		
	フルタイム		フルタイム	パートタイム	
	所定内月給	年間収入	所定内月給	年間収入	時給
名目賃金変化率 (%)	2.83 (15.00)	3.23 (15.82)	4.05 (14.28)	3.21 (18.58)	2.02 (6.72)
1994年			6.49 (13.61)	4.33 (18.42)	2.72 (7.74)
1995年	2.53 (15.52)	3.19 (17.61)	3.80 (14.41)	2.57 (17.70)	2.18 (6.67)
1996年	5.04 (16.01)	3.83 (15.27)	1.78 (12.45)	4.71 (19.75)	2.35 (6.75)
1997年	2.92 (14.83)	2.69 (14.50)	3.18 (11.20)	0.65 (18.59)	1.97 (5.79)
1998年	1.04 (13.60)		2.66 (17.52)		1.44 (6.91)
名目賃金水準 (千円)	361.2 (125.5)	5,675.4 (2,019.8)	215.6 (60.2)	3,466.9 (1,081.1)	0.860 (0.32)
年齢 (歳)	36.17 (5.13)	35.45 (4.78)	30.45 (3.76)	30.25 (3.46)	33.19 (3.63)
勤続年数 (年)	11.97 (6.81)	11.78 (6.38)	7.36 (4.21)	7.37 (4.22)	3.16 (2.65)
経験年数 (年)	15.75 (5.62)	15.07 (5.30)	10.26 (4.05)	10.07 (3.85)	10.41 (3.64)
教育年数 (年)	14.00 (1.99)	14.02 (1.99)	13.58 (1.43)	13.58 (1.51)	12.82 (1.31)
13大都市ダミー	0.20 (0.40)	0.22 (0.42)	0.28 (0.45)	0.30 (0.46)	0.21 (0.41)
規模ダミー					
29人未満	0.28 (0.45)	0.20 (0.40)	0.29 (0.45)	0.23 (0.42)	0.47 (0.50)
(ベース = 30~99人)	0.17 (0.38)	0.16 (0.37)	0.17 (0.38)	0.16 (0.36)	0.17 (0.38)
1,000人以上)	0.31 (0.46)	0.35 (0.48)	0.31 (0.46)	0.32 (0.47)	0.22 (0.42)
産業ダミー					
建設	0.12 (0.33)	0.11 (0.32)	0.11 (0.31)	0.08 (0.28)	0.02 (0.13)
(ベース = 製造)	0.29 (0.45)	0.32 (0.47)	0.18 (0.38)	0.19 (0.39)	0.17 (0.38)
サービス)	0.23 (0.42)	0.21 (0.41)	0.18 (0.38)	0.17 (0.37)	0.42 (0.49)
卸小売					
金融・保険・不動産	0.08 (0.28)	0.09 (0.28)	0.14 (0.35)	0.17 (0.38)	0.04 (0.20)
運輸・通信	0.08 (0.28)	0.09 (0.28)	0.02 (0.15)	0.03 (0.17)	0.03 (0.16)
職種ダミー					
管理職	0.06 (0.24)	0.04 (0.20)	()	0.00 (0.06)	()
(ベース = 専門・技術・教員)	0.20 (0.40)	0.19 (0.39)	0.23 (0.42)	0.22 (0.41)	0.09 (0.29)
事務	0.34 (0.47)	0.35 (0.48)	0.59 (0.49)	0.59 (0.49)	0.28 (0.45)
販売・サービス	0.14 (0.35)	0.13 (0.34)	0.11 (0.31)	0.11 (0.32)	0.39 (0.49)
年次ダミー					
1994年			0.32 (0.47)	0.32 (0.47)	0.15 (0.35)
(ベース = 1995年)	0.23 (0.42)	0.33 (0.47)	0.18 (0.39)	0.27 (0.45)	0.17 (0.37)
1996年	0.24 (0.43)	0.33 (0.47)	0.14 (0.35)	0.21 (0.41)	0.16 (0.37)
1998年	0.28 (0.43)		0.21 (0.35)		0.30 (0.42)
売上高経常利益率 (産業・規模別、%)	0.82 (6.83)	1.55 (3.57)	0.59 (7.54)	1.26 (3.94)	0.90 (5.94)
消費者物価指数 (県別)	104.41 (4.19)	104.44 (4.17)	104.37 (4.42)	104.51 (4.53)	104.25 (4.16)
失業率 (地域・性別、%)	4.26 (0.89)	3.93 (0.67)	3.97 (0.91)	4.11 (0.71)	4.43 (0.91)
サンプル数	735	1,384	557	804	436

備考：1. 利用可能なプール・データをもとに算出。サンプルは同一企業に2年連続して勤務する雇用者。

2. 括弧内は標準偏差。名目賃金変化率は今期と前期の名目賃金の対数階差を取ったもの。

3. 基本統計量から把握できる主なデータ特性は以下のとおり。

名目賃金水準の平均は、同期間におけるマクロ統計 (『賃金構造基本統計調査報告』<厚生労働省>) の値 (フルタイム男女の所定内月給、年間収入、パートタイム女性の時給：330.8、205.2、5,236.2、3,129.3、0.853 <単位：千円>) とほぼ同程度である。

勤続年数や経験年数はフルタイム女性よりもフルタイム男性で長い、その差は年齢の違いを反映しているものと考えられる。パートタイム女性については、経験年数はフルタイム男女とあまり変わらないものの、勤続年数が著しく短い。

勤務先の企業規模の分布をみると、フルタイム男女に比べ、パートタイム女性は29人未満の小規模企業で多く雇用されていることがわかる。産業については、パートタイム女性が卸小売業に多い一方、職種については、フルタイム女性が事務、パートタイム女性が事務や販売・サービスに多い。

表2 モデルの推計結果

(1) フルタイム男性

	所定内月給		年間収入	
	フリクシオン・モデル	トービット・モデル	フリクシオン・モデル	トービット・モデル
	係数 (t値)	係数 (t値)	係数 (t値)	係数 (t値)
定数項	2.466 (10.65)	2.756 (14.51)	5.498 (97.96)	5.800 (126.07)
年齢	0.028 (6.40)	0.022 (3.89)	0.014 (4.07)	0.013 (3.01)
勤続年数	0.005 (1.04)	0.009 (1.64)	-0.003 (-0.83)	0.008 (1.74)
(勤続年数) ²	-0.000 (-0.78)	-0.000 (-1.86)	0.000 (0.47)	-0.000 (-0.90)
経験年数	0.018 (3.13)	0.025 (2.77)	0.037 (5.63)	0.031 (3.69)
(経験年数) ²	-0.001 (-4.39)	-0.001 (-3.25)	-0.001 (-5.37)	-0.001 (-3.69)
教育年数	0.021 (3.25)	0.026 (3.11)	0.025 (4.77)	0.033 (5.32)
13大都市ダミー	-0.077 (-3.26)	-0.041 (-1.41)	-0.017 (-0.99)	-0.016 (-0.80)
規模ダミー 29人未満	-0.140 (-5.22)	-0.150 (-4.54)	-0.288 (-12.83)	-0.328 (-12.19)
(ベース = 30~99人)	-0.152 (-5.27)	-0.177 (-4.90)	-0.262 (-11.49)	-0.301 (-10.65)
1,000人以上)	-0.148 (-6.23)	-0.173 (-5.82)	-0.200 (-11.17)	-0.219 (-10.43)
産業ダミー 建設	-0.021 (-0.66)	-0.051 (-1.30)	0.027 (1.02)	0.013 (0.40)
(ベース = 製造)	-0.034 (-1.31)	-0.059 (-1.83)	-0.035 (-1.69)	-0.038 (-1.59)
サービス)	0.043 (1.49)	-0.022 (-0.62)	-0.030 (-1.27)	-0.037 (-1.29)
	卸小売	0.044 (0.89)	0.002 (0.03)	0.051 (0.91)
	金融・保険・不動産	0.037 (0.97)	-0.078 (-1.55)	-0.076 (-2.03)
	運輸・通信	0.327 (7.83)	0.317 (6.03)	0.273 (7.31)
職種ダミー 管理職	0.068 (2.27)	0.048 (1.34)	0.143 (6.41)	0.098 (3.84)
(ベース = 専門・技術・教員)	0.001 (0.03)	0.008 (0.25)	0.109 (5.20)	0.048 (1.92)
技能・作業)	-0.097 (-2.87)	-0.055 (-1.33)	-0.013 (-0.47)	-0.045 (-1.40)
	販売・サービス	0.004 (0.16)	-0.049 (-1.61)	-0.052 (-3.03)
年次ダミー 1995年	0.020 (0.84)	-0.002 (-0.08)	0.004 (0.25)	0.013 (0.63)
(ベース = 1996年)	-0.021 (-0.78)	-0.026 (-0.79)		
1997年)				
1998年)				
売上高経常利益率	-0.002 (-1.20)	-0.001 (-0.40)	0.003 (0.75)	-0.002 (-0.48)
消費者物価指数(県別)	0.021 (8.89)	0.017 (7.52)	0.021 (16.49)	0.017 (13.04)
失業率(地域別・性別)	-0.029 (-2.50)	-0.007 (-0.48)	-0.032 (-2.94)	-0.030 (-2.38)
α	0.077 (4.87)		0.035 (5.97)	
λ	-0.029 (-1.43)		-0.027 (-1.70)	
σ_ϵ	0.227 (110.14)	0.205 (93.70)	0.250 (396.62)	0.205 (110.59)
σ_u	0.012 (9.06)	0.118 (32.35)	0.018 (13.68)	0.141 (29.79)
p	0.200	0.800	0.200	0.800
サンプル数	735	735	1,384	1,384
対数尤度	-19.655	-140.605	-154.756	-295.475
賃下げの確率	35.7%	0.0%	41.4%	0.0%
賃金据置き確率	9.5%	50.8%	4.0%	51.2%

表2 モデルの推計結果(続き)

(2) フルタイム女性

	所定内月給		年間収入	
	フリクシオン・モデル	トービット・モデル	フリクシオン・モデル	トービット・モデル
	係数 (t値)	係数 (t値)	係数 (t値)	係数 (t値)
定数項	3.490 (49.20)	3.185 (42.48)	5.559 (79.73)	5.497 (96.19)
年齢	0.002 (0.39)	0.005 (1.09)	-0.002 (-0.42)	-0.001 (-0.14)
勤続年数	0.030 (3.60)	0.021 (2.33)	0.023 (2.72)	0.034 (3.34)
(勤続年数) ²	-0.001 (-1.90)	-0.000 (-0.68)	-0.000 (-0.40)	-0.001 (-1.38)
経験年数	0.010 (0.82)	0.025 (1.92)	-0.010 (-0.79)	-0.003 (-0.22)
(経験年数) ²	0.000 (0.35)	-0.001 (-1.60)	0.001 (1.48)	0.000 (0.81)
教育年数	0.059 (7.19)	0.058 (6.39)	0.059 (7.64)	0.050 (5.88)
13大都市ダミー	0.061 (2.69)	0.049 (1.96)	-0.041 (-1.89)	-0.038 (-1.48)
規模ダミー				
29人未満	-0.114 (-4.03)	-0.095 (-3.10)	-0.299 (-10.72)	-0.295 (-8.77)
(ベース = 30~99人)	-0.028 (-0.88)	-0.026 (-0.77)	-0.161 (-5.20)	-0.142 (-3.92)
1,000人以上)				
100~999人	-0.027 (-1.02)	-0.048 (-1.69)	-0.131 (-5.37)	-0.128 (-4.41)
産業ダミー				
建設	-0.034 (-1.00)	-0.058 (-1.53)	-0.067 (-1.85)	-0.082 (-1.93)
(ベース = 製造)	-0.071 (-2.33)	-0.062 (-1.89)	-0.188 (-6.58)	-0.105 (-3.07)
サービス)				
卸小売	-0.005 (-0.17)	-0.006 (-0.18)	-0.012 (-0.40)	0.047 (1.31)
金融・保険・不動産	0.101 (2.60)	0.086 (2.03)	0.004 (0.10)	0.087 (1.93)
運輸・通信	-0.044 (-0.68)	-0.060 (-0.88)	-0.122 (-2.17)	-0.125 (-1.84)
職種ダミー				
管理職			-0.375 (-2.50)	-0.095 (-0.27)
(ベース = 専門・技術・教員)	0.072 (1.59)	0.068 (1.37)	0.072 (1.73)	0.226 (4.16)
技能・作業)				
事務	0.000 (0.01)	0.000 (0.01)	-0.011 (-0.29)	0.127 (2.56)
販売・サービス	0.037 (0.74)	-0.039 (-0.70)	-0.110 (-2.38)	-0.045 (-0.75)
年次ダミー				
1994年	-0.004 (-0.13)	0.037 (1.13)	-0.034 (-1.17)	-0.012 (-0.36)
(ベース = 1995年)	0.022 (0.68)	0.048 (1.38)	-0.009 (-0.32)	-0.006 (-0.18)
1997年)				
1996年	-0.027 (-0.82)	-0.033 (-0.89)	0.050 (1.70)	0.016 (0.47)
1998年	-0.078 (-2.26)	-0.046 (-1.21)		
売上高経常利益率	0.003 (2.05)	0.003 (1.55)	-0.000 (-0.04)	0.005 (1.14)
消費者物価指数(県別)	0.006 (3.18)	0.007 (3.32)	0.018 (9.22)	0.016 (7.59)
失業率(地域別・性別)	0.025 (1.69)	0.043 (2.63)	-0.004 (-0.28)	0.022 (1.17)
α	0.040 (3.41)		0.035 (4.05)	
λ	-0.031 (-1.74)		-0.022 (-1.05)	
σ_ϵ	0.206 (169.01)	0.207 (388.17)	0.247 (343.96)	0.206 (68.73)
σ_u	0.020 (2.01)	0.010 (10.77)	0.013 (2.24)	0.141 (37.92)
ρ	0.200	0.600	0.200	0.800
サンプル数	557	557	804	804
対数尤度	47.333	-41.419	-71.481	-167.892
賃下げの確率	37.1%	0.0%	42.4%	0.0%
賃金据置き率	5.4%	48.6%	4.1%	48.6%

表2 モデルの推計結果（続き）

(3) パートタイム女性

	時給				
	フリクシオン・モデル		トービット・モデル		
	係数	(t値)	係数	(t値)	
定数項	-2.612	(-9.56)	-2.910	(-14.09)	
年齢	-0.003	(-1.15)	-0.005	(-1.70)	
勤続年数	-0.037	(-3.61)	-0.018	(-1.93)	
(勤続年数) ²	0.003	(3.55)	0.002	(2.08)	
経験年数	0.010	(0.90)	0.017	(1.52)	
(経験年数) ²	-0.000	(-0.44)	-0.000	(-0.13)	
教育年数	0.038	(5.42)	0.040	(5.49)	
13大都市ダミー	0.043	(1.54)	0.045	(1.67)	
規模ダミー	29人未満	-0.120	(-3.87)	-0.104	(-3.53)
(ベース =	30 ~ 99人	-0.097	(-2.66)	-0.117	(-3.33)
1,000人以上)	100 ~ 999人	-0.124	(-3.68)	-0.115	(-3.61)
産業ダミー	建設	0.374	(5.06)	0.353	(4.80)
(ベース =	製造	-0.082	(-2.51)	-0.082	(-2.55)
サービス)	卸小売	-0.070	(-2.63)	-0.106	(-4.10)
	金融・保険・不動産	-0.070	(-0.90)	-0.109	(-1.42)
	運輸・通信	0.032	(0.52)	-0.065	(-1.03)
職種ダミー	専門・技術・教員	0.266	(6.11)	0.159	(3.42)
(ベース =	事務	-0.014	(-0.45)	0.046	(1.49)
技能・作業)	販売・サービス	-0.066	(-2.03)	0.044	(1.36)
年次ダミー	1994年	-0.024	(-0.72)	-0.019	(-0.59)
(ベース =	1995年	0.071	(2.28)	0.040	(1.34)
1997年)	1996年	0.023	(0.75)	0.017	(0.58)
	1998年	0.039	(1.28)	-0.057	(-1.84)
売上高経常利益率		0.000	(0.02)	0.000	(0.01)
消費者物価指数(県別)		0.020	(6.41)	0.021	(7.54)
失業率(地域別・性別)		0.002	(0.10)	0.031	(2.07)
α		0.034	(6.13)		
λ		0.017	(0.38)		
σ_ϵ		0.188	(23.50)	0.158	(71.05)
σ_u		0.051	(1.10)	0.034	(12.73)
ρ		0.200		0.800	
サンプル数		436		436	
対数尤度		-34.619		0.976	
賃下げの確率		40.7%		0.0%	
賃金据置き確率		5.2%		51.7%	

フリクション・モデルが選択された名目賃金に関して、閾値 α の大きさに注目してみると、フルタイム男性・所定内月給では0.077、同・年間収入では0.035、フルタイム女性・所定内月給では0.040、同・年間収入では0.035となっている。よって、所定内月給については男性で-7.7%、女性では-4.0%、年間収入については男女ともに-3.5%程度が名目賃金の下方硬直性の閾値となっていることがわかる³⁰。また、潜在的な名目賃金変化率がこれらの閾値を下回った場合の乖離についてみると、統計的な有意性は低いものの、いずれもマイナスに推計されている。これは、閾値を下回る場合には、潜在的な名目賃金変化率から想定される以上に大きな賃下げが生じる可能性を示唆している³¹。

次に、計測誤差の割合についてみると、フリクション・モデルが選択されたフルタイム男女の所定内月給および年間収入については、いずれも $p=0.2$ 、すなわち全体の8割が計測誤差を持つケースが選ばれることがわかる。また、トービット・モデルが選択されたパートタイム女性時給では $p=0.8$ 、すなわち全体の2割が計測誤差を持つケースが選ばれている。ただし、計測誤差の大きさ自体は比較的小さく、名目賃金変化率の分散全体に占める計測誤差の分散の割合は、フルタイム男性・所定内月給では1.0%にすぎず、フルタイム女性・所定内月給では3.2%であった³²。

なお、フリクション・モデルの推計結果(付表1)に関し、計測誤差を考慮しない場合と考慮した場合の閾値 α を比較すると、いずれも計測誤差を考慮しないケースよりも考慮したケースの方が小さく推計されている。したがって、計測誤差を考慮しない場合に推定された閾値 α を最大値とすると、 α の取りうる値は、フルタイム男性・所定内月給が4.2~11.9%、年間収入が3.5~9.6%、フルタイム女性・所定内月給が3.4~9.7%、年間収入が3.5~15.2%の範囲内にあると考えることができる。

表2でシャドーがついている結果をもとに、名目賃金の潜在的な変化率と実際に観察される変化率の関係を図示したものが、図2である。図2で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取っており、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、仮

30 なお、ここで推計された年間収入の下方硬直性の度合いについては、所定内給与や賞だけでなく残業時間という数量ベースの調整分も含まれている可能性には留意する必要がある。残業時間や賞との削減を通じて弾力的に労務コストの削減を行ってきたとされるわが国の雇用慣行を前提とすれば、所定内月給よりも年間収入の下方硬直性の度合いが小さく検出されることが想定される。この点、フルタイム男性については所定内月給の下方硬直性の度合いは年間収入に比べ、統計的に有意に大きな値が得られており、整合的といえる。一方、フルタイム女性については下方硬直性の度合いは所定内月給よりも年間収入の方が小さく推計されているものの、統計的な有意差はない。

31 なお、表2 の下段に示した賃下げの確率と賃金据置き率の確率は、推計されたモデルをもとに全サンプルの各確率を算出し、それぞれ平均を取ったものである。

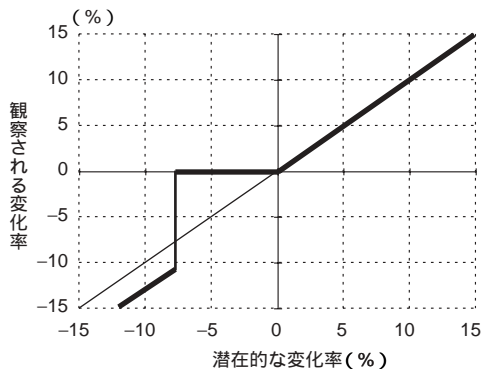
32 計測誤差の分散については、Altonji and Devereux [1999] にならい、

$$\text{Var}(u_i - u_{i-1}) = 2(1-p)\sigma_u^2,$$

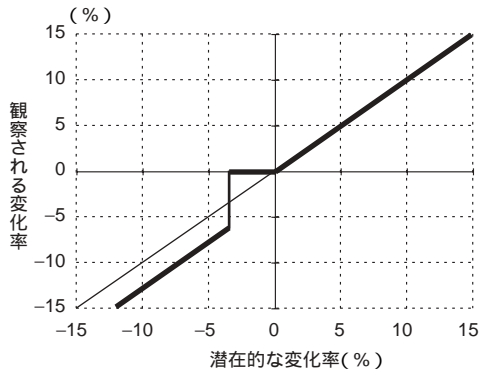
として算出した。

図2 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

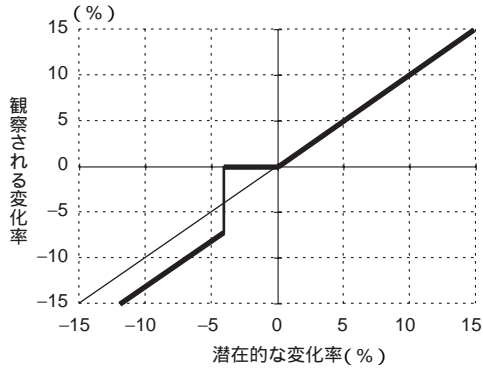
(1) フルタイム男性・所定内月給



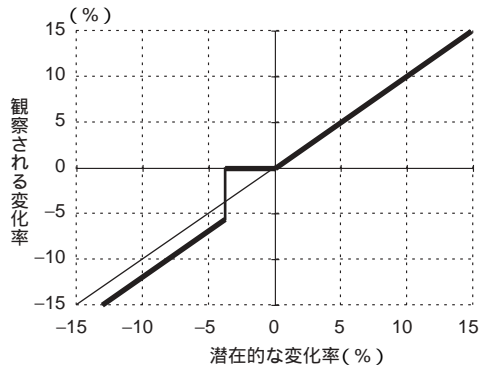
(2) フルタイム男性・年間収入



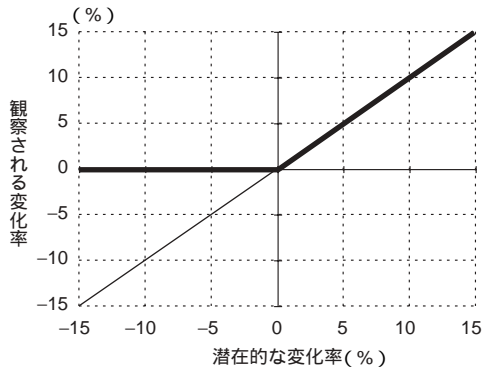
(3) フルタイム女性・所定内月給



(4) フルタイム女性・年間収入



(5) パートタイム女性・時給



備考：フルタイム男女の所定内月給・年間収入は計測誤差が $p = 0.2$ のケース、パートタイム女性・時給は $p = 0.8$ のケース。

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。

トービット・モデルが選択されたパートタイム女性・時給に関しては、潜在的な名目賃金変化率がゼロ以下である限りこの状況が続き、名目賃金が完全に下方硬直的となっている姿が描かれている。

フリクション・モデルが選択されたフルタイム男女の所定内月給に関しては、潜在的な賃金変化率が男性では-7.7%、女性では-4.0%を下回らない限り、実際の賃下げは生じない。この範囲（男性では-7.7~0%、女性では-4.0~0%）において、名目賃金は下方に硬直的といえる。ただし、潜在的な変化率が閾値を下回り、実際に賃下げが生じる場合には、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、男女とも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、それを下回ると実際の年間収入は潜在的な変化率よりも大きく引き下げられる。また、年間収入の閾値は所定内月給よりも小さくなっており、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する駿河[1987]らの分析結果と整合的といえる。

最後に、検出された名目賃金の下方硬直性の度合いがインフレ率の変化に応じて異なるかどうかを確認してみる。もし、名目賃金が下方に硬直的であっても、インフレ率が低くなるにつれ、その程度が薄れていくようであれば、名目賃金の下方硬直性は短期的なものと考えることができる。そこで、フルタイム男性の所定内月給および年間収入に関して、閾値 α がインフレ率 π によって異なりうるモデル、すなわち、閾値を $-(\alpha + \alpha'\pi)$ とするモデルを推計し、パラメータ α' の符号条件と有意性を検証してみた（推計結果は表3に掲載）³³。その結果、推計された α' はいずれも統計的に有意ではなく、所定内月給および年間収入が据え置かれる閾値は少なくとも本稿の推計期間内においては、インフレ率によって変化しないことが確認された^{34, 35}。

33 ここでインフレ率のデータとしては、都道府県別消費者物価指数の変化率（消費税率引上げ要因調整済み）を用いた。また、計測誤差を持たないサンプルの割合は、 $p=0.2$ を用いた。

34 もっとも、ここで用いたデータのインフレ率は-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。なお、名目賃金の下方硬直性とインフレ率との関係を検証した黒田・山本[2003a]の分析では、閾値 α を構造パラメータとみなし、それが一定との前提のもとで、観察される名目賃金変化率の分布の歪みを示す指標が、インフレ率の高低によってどの程度変わるかを検証した。これに対し、ここでの分析は、低インフレ下において構造パラメータとみなした閾値 α が変化しうるものかを検証するものである。したがって、ここでの検証結果と黒田・山本[2003a]において得られた結果は矛盾するものではない。

35 推計結果のうち、名目賃金の下方硬直性を表すパラメータ以外の特徴点については、補論2で考察しているのので、参照されたい。

表3 フリクション・モデルの推計結果：閾値 に関する検定

	フルタイム男性・所定内月給		フルタイム男性・年間収入	
	係数	(<i>t</i> 値)	係数	(<i>t</i> 値)
定数項	2.732	(13.43)	6.156	(171.92)
年齢	0.032	(7.20)	0.007	(1.99)
勤続年数	0.023	(5.29)	-0.000	(-0.04)
(勤続年数) ²	-0.001	(-4.90)	0.000	(1.65)
経験年数	0.003	(0.49)	0.032	(4.92)
(経験年数) ²	-0.000	(-2.03)	-0.001	(-4.51)
教育年数	0.006	(0.85)	0.030	(5.79)
13大都市ダミー	0.015	(0.63)	-0.047	(-2.78)
規模ダミー				
(ベース = 29人未満)	-0.144	(-5.34)	-0.293	(-13.27)
(ベース = 30~99人)	-0.139	(-4.78)	-0.270	(-12.03)
(1,000人以上)				
(100~999人)	-0.144	(-5.99)	-0.200	(-11.39)
産業ダミー				
(ベース = 建設)	-0.039	(-1.24)	-0.003	(-0.12)
(ベース = 製造)	-0.047	(-1.79)	-0.110	(-5.45)
(サービス)				
(卸小売)	-0.000	(-0.00)	-0.006	(-0.28)
(金融・保険・不動産)	-0.009	(-0.17)	0.029	(0.63)
(運輸・通信)	-0.065	(-1.70)	-0.127	(-4.39)
職種ダミー				
(ベース = 管理職)	0.349	(8.30)	0.311	(8.46)
(ベース = 専門・技術・教員)	0.027	(0.91)	0.125	(5.70)
(技能・作業)				
(事務)	0.001	(0.05)	0.067	(3.22)
(販売・サービス)	-0.087	(-2.57)	-0.102	(-3.85)
年次ダミー				
(ベース = 1995年)	-0.014	(-0.55)	-0.016	(-0.97)
(1996年)	-0.008	(-0.32)	0.032	(1.83)
(1997年)				
(1998年)	-0.058	(-2.16)		
売上高経常利益率	-0.003	(-1.61)	-0.003	(-0.76)
消費者物価指数(県別)	0.019	(8.66)	0.016	(14.10)
失業率(地域別・性別)	-0.013	(-1.09)	-0.001	(-0.07)
α	0.023	(4.47)	0.034	(5.81)
α'	0.007	(0.71)	0.006	(0.56)
λ	-0.030	(-1.52)	-0.033	(-2.07)
σ_{ϵ}	0.228	(133.13)	0.245	(536.69)
σ_u	0.000	(0.00)	0.017	(8.34)
サンプル数	735		1,384	
対数尤度	-47.985		-151.626	
賃下げの確率	41.7%		41.2%	
賃金据置き確率	3.1%		4.1%	

備考：計測誤差を考慮したケース($p=0.2$)

(2) 推計結果の考察

以上の結果から、個々人の属性の違いや計測誤差を考慮した場合でも、わが国の名目賃金に下方硬直性は存在すること、計測誤差を考慮した場合の下方硬直性の度合いは、名目賃金の属性によって異なり、フルタイム男性・女性の所定内月給と年間収入については、部分的な下方硬直性が検出される一方³⁶、パートタイム女性・時給については、ほぼ完全に下方硬直的であること^{37, 38}、下方硬直性の度合いを、名目賃金が据え置かれる範囲として表すと、フルタイム男性の所定内月給で-7.7~0%、フルタイム女性の所定内月給では-4.0~0%、フルタイム男女の年間収入については-3.5~0%、パートタイム女性の時給については-∞~0%となること等がわかった。

それでは、推計結果から得られた名目賃金の下方硬直性の度合いは、どのように判断すべきであろうか。例えば、フルタイム男性の所定内月給について、推計された下方硬直性の度合い(-7.7~0%)は大きいといえるだろうか。潜在的な賃金引下げ率が7.7%を超えない限り、フルタイム男性の所定内月給は実際には引き下げられないという意味ではある程度硬直的といえる。しかし、潜在的な変化率が-7.7%を下回れば賃下げが起こることを考えると、伸縮的とも解釈しうる。さらに、フルタイム女性の所定内月給のように、潜在的な引下げ率が4.0%までは賃金が据え置かれる場合は、どう捉えるべきだろうか。これらの硬直性の度合いが大きいとみるか小さいとみるかは、一概には判断し難い。

36 フリクション・モデルが選択されたフルタイム男性・女性の所定内月給と年間収入については、名目賃金に対してマイナスのショックが生じた場合、そのショックが小さければ名目賃金の下方への調整は行われぬ一方、ショックが大きければ調整が行われると解釈することも可能である。

37 なお、本稿で得られた結果は、あくまでも同一企業に就業を継続している雇用者を対象にしたものであり、新規求人用のパートタイム雇用者の名目賃金にも下方硬直性があることを示唆するものではない点には留意が必要である。

38 フルタイム雇用者とパートタイム雇用者との間に生じた結果の違いは、わが国のいわゆる「二重労働市場」の存在を反映しているとも解釈しうる。また、パートタイム雇用者の時給にほぼ完全な下方硬直性が検出された理由としては、労働需要側、労働供給側の要因のほか、制度的な要因が関係している可能性が考えられる。すなわち、一般スキルのみが要求されることの多いパートタイム雇用の特性を勘案すると、企業は、賃下げよりも雇用調整を行うことで、より弾力的に労務コストの削減を行うことができるほか、労働者も、地域内において外部労働市場が発達しているため、名目賃金の引下げが提示された場合には、それを受け入れずに他の企業に移ることができると考えられる。こうした状況のもとでは、名目賃金の引下げは観察されにくい。さらに、Lebow, Stockton and Wascher [1995] が指摘しているように、制度的な要因として、最低賃金が下方への伸縮性を制約している可能性も考えられるが、本稿で用いたサンプルの約88%は、最低賃金より10%以上高い名目賃金を得ているため、最低賃金がパートタイム雇用者の時給の下方硬直性をもたらす主要因になっている可能性は低いと推測される。なお、パートタイム雇用者の賃金と最低賃金との関係については、『パートタイム労働者総合実態調査』(厚生労働省)のマイクロ・データを用い、最低賃金制がパートタイム雇用者の賃金の「下支え」効果をもたらしていたとする永瀬 [1997] や、パートタイマーの80%以上は最低賃金を10%以上上回る賃金を受け取っており、下支え効果は観察されないと指摘した安部 [2001] 等の先行研究がある。もっとも、安部 [2001] は、最低賃金の上昇率がパートタイマー賃金の上昇率を規定している可能性が、一部の地域では観察される点も指摘している。

名目賃金の下方硬直性の度合いを判断する1つの方法としては、海外の先行研究との比較が考えられる。例えば、2節で述べたように、米国の1971～92年のデータを用いて本節と同様のモデルを推計したAltonji and Devereux [1999]は、潜在的な賃金の引下げ率が65.4%を超えない限り、名目賃金の引下げは起こらないと推計している³⁹。この値は、本稿の結果と比べると極めて大きい。また、スイスの1991～98年のデータを用いたFehr and Götte [2000]も、名目賃金が下方硬直的となる下限を-30%前後と推計しており、やはり本稿の結果よりも大きい。したがって、名目賃金が下方硬直的となる範囲を単純に比較すれば、わが国のフルタイム雇用者の所定内月給や年間収入の下方硬直性の度合いは、米国やスイスよりも相対的に小さいといえるかもしれない。

ただし、先行研究と本稿の分析には、推計期間における経済情勢の違いや名目賃金の定義の違い等、いくつかの相違点があるため、推計結果の比較は慎重に行う必要がある。例えば、Altonji and Devereux [1999]の分析期間においては、米国のインフレ率は総じて高かったため、名目賃金の水準が全体的に高く、そもそも下方硬直性という制約を受ける状況ではなかったと考えることもできる。そのように考えれば、Altonji and Devereux [1999]で示された名目賃金の下方硬直性の度合いは、正しく推計されていない可能性がある。さらに、Altonji and Devereux [1999]では、時給で賃金を受け取っている雇用者に分析対象を絞っているが、その中にはフルタイム、パートタイム、男性、女性という本稿の分析では区別してきたサンプルがすべて含まれている⁴⁰。このため、名目賃金の定義の違いという点でも、Altonji and Devereux [1999]の推計結果をそのまま比較対象とすることは適当でないかもしれない。

一方、Fehr and Götte [2000]の分析期間においては、スイスのインフレ率は0～4.7%程度と比較的低かった。また、同論文が分析対象としている名目賃金は、基本的に本稿で扱った年間収入に近いものである⁴¹。このため、Fehr and Götte [2000]の推計結果は、わが国と同程度のインフレ率を経験している国において、本稿と類似した名目賃金の下方硬直性を分析したものとして比較対象になりうる。したがって、Fehr and Götte [2000]で推計された-30～0%前後という名目賃金の下方硬直性の範囲に基づけば、わが国におけるフルタイム男性・女性の名目賃金は、下方硬直性の度合いが小さいと判断することができよう。

39 Altonji and Devereux [1999]はいくつかのタイプのモデルをもとに名目賃金の下方硬直性の度合いを推計している。ここでは、われわれが推計したものと最も近いモデルを用いた際の推計結果を比較対象とした。

40 日本とは異なり、米国では、時給で賃金を受け取るフルタイム雇用者も少なくないと考えられる。

41 Fehr and Götte [2000]では、賃金総額を名目賃金として定義しているため、所定内給与のほか、残業手当や賞与等、その他の支給額が含まれる。したがって、名目賃金のタイプとしては本稿で扱った年間収入に近い。もっとも、Fehr and Götte [2000]で使用しているデータは、本稿のデータに比べ高齢層のデータもより多く含まれている等、対象サンプルのカバレッジが広い点には留意する必要がある。

名目賃金の下方硬直性の度合いを判断するもう1つの方法としては、名目賃金の下方硬直性が経済に対して与える影響の大きさを把握することも考えられる。名目賃金の下方硬直性は、失業や消費、所得等、さまざまな側面で経済に影響を及ぼしうる。このため、本稿で推計された名目賃金の下方硬直性が経済に与える影響を把握することができれば、下方硬直性の度合いについて別の尺度から定量的な判断を下すことも可能となる。この点は別稿の検討課題として残される⁴²。

6．おわりに

わが国の名目賃金は下方硬直的か。名目賃金に下方硬直性があるとすれば、その度合いはどの程度か。こうした点を明らかにするため、本稿では、家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』の1993～98年のデータを用いて、個々人の属性の違いやマイクロ・データの計測誤差を考慮したモデルを推計し、分析を進めてきた。

これまでの分析結果を踏まえると、第1の問いに対する答えはイエスであり、わが国の名目賃金には下方硬直性が存在する。この結果は、名目賃金変化率の分布の形状を調べた黒田・山本 [2003a] の結果と整合的であり、個々人の属性の違いとマイクロ・データの計測誤差を同時に考慮した場合でも、名目賃金が下方硬直的であることを再確認した⁴³。

第2の問いに対する答えは、どのような名目賃金を対象とするかによって異なる。パートタイム女性の時給はほぼ完全に下方硬直的である反面、フルタイム男性・女性の所定内月給や年間収入の下方硬直性は部分的であることが示された。計測誤差を考慮したフリクション・モデルの推計結果に従えば、フルタイム男性・女性の名目賃金が据え置かれるのは、潜在的な賃金変化率が、男性の所定内月給で $-7.7 \sim 0\%$ 、女性の所定内月給では $-4.0 \sim 0\%$ 、男女の年間収入については $-3.5 \sim 0\%$ の範囲内である。フルタイム雇用者の名目賃金は、この範囲において下方に硬直的といえるが、潜在的な変化率が大きくマイナスになった場合には賃下げも生じうることは特筆に値しよう。

以下では、本稿を締めくくるに当たって、若干の留意事項を述べることにしたい。本稿では、インフレ率が極めて低い期間のマイクロ・データを用いて、わが国の名

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

43 3節で説明したとおり、本稿で用いたデータは、比較的年齢層が低いサンプルに限られている。したがって、景気低迷が長引くなか、年功賃金カーブのフラット化が高年齢層ほど進んでいるとすれば、本稿で得られた結果は、名目賃金の下方硬直性を過大に推計している可能性があることには留意が必要である。もっとも、Kimura and Ueda [2001] の集計データを用いた年齢別の分析では、若年層よりも高齢層の方が名目賃金の下方硬直性が観察されるとの結果を報告している。

目賃金には下方硬直性が存在することを検証した。しかし、インフレ率が極めて低い期間のデータのみを用いた分析では、名目賃金と実質賃金の変動の差が小さくなるため、賃金の下方硬直性が名目ベースで存在するのか、あるいは実質ベースでも存在するのかを識別することは難しい。事実、本稿で利用したデータをもとに実質賃金変化率の分布を作成すると、名目賃金変化率の分布とほとんど変わらない形状となる。このため、本稿で検証した名目賃金の下方硬直性は、実質賃金の下方硬直性でもある可能性は否定できない。

賃金の下方硬直性を検証する際に、名目賃金と実質賃金を区別することは、金融政策への含意を考えるうえでも非常に重要なことである⁴⁴。例えば、名目賃金にのみ下方硬直性がある場合、低インフレ下では、名目賃金の下方硬直性により本来ならば賃下げされるべき名目賃金が据え置かれることによって、実質賃金（企業にとっての賃金コスト）が高止まってしまう。しかし、高インフレ下では、名目賃金の下方硬直性という制約を受けることが少なくなるため、実質賃金の高止まりは生じにくい。このような状況で、金融政策によって若干のプラスのインフレ率を実現することができれば、名目賃金の下方硬直性に伴う実質賃金の高止まりを防ぐことができる。このため、名目賃金の下方硬直性の存在は金融政策がゼロではなく若干のプラスのインフレ率を目指す1つの根拠になるかもしれない⁴⁵。これに対して、実質賃金に下方硬直性がある場合には、インフレ率がどのような状況にあっても実質賃金は常に高止まってしまう⁴⁶。このため、実質賃金の下方硬直性の存在は、金融政策によって若干のプラスのインフレ率を目指す根拠にはなりえない。

したがって、本稿で名目賃金に下方硬直性が存在することを示せたからといって、即座にゼロではなく若干のプラスのインフレ率を目指すべきとの政策含意は導出できない。なぜなら、本稿で利用することのできたデータがいずれもインフレ率が極めて低い期間のものであるため、実質賃金に下方硬直性があるかを検証できないからである。なお、黒田・山本 [2003a] では、地域別のインフレ率の違いに注目し、インフレ率が高い地域と低い地域とで名目賃金変化率の分布の形状がどのように異なるかを本稿と同じデータを用いて検証することによって、実質賃金の下方硬直性

44 この点については、黒田・山本 [2003a] で詳しく議論している。

45 日本銀行が2000年10月に発表した『『物価の安定』についての考え方』では、「経済がいったんデフレに陥ると、これから脱却することが難しい」ことの理由として、名目金利の非負制約のほか、名目賃金に下方硬直性が存在する可能性が挙げられている。こうした理由により、『『金融政策の運営上は、物価指数の変化率でみてゼロではなく若干のプラスの上昇率を目指すべきである』との考え方は検討に値する』との見解が示されている（日本銀行 [2000]）。

46 実質賃金に下方硬直性が存在することの理由としては、効率賃金仮説が示すように実質ベースでの賃金低下が避けられるために、実質賃金変化率の分布自体が歪んでいる可能性や、技能偏向的な技術進歩が生じ、実質賃金変化率の分布自体が歪んでいる可能性等が挙げられる。これらの可能性については、McLaughlin [1999] や Fares and Hogan [2000] で議論されている。

の有無を探っている⁴⁷。しかし、地域別のインフレ率の違いに注目しても、インフレ率の範囲は-0.60~1.53%という低い範囲に限られるため、そこから得られた分析結果を高インフレ時に適用することはできない。賃金の下方硬直性が名目ベースでみられるか、あるいは実質ベースでみられるかを正しく判断するには、データの蓄積を待って、追加的な検討を行う必要がある。

47 主な結果は、フルタイム男性・所定内月給については、インフレ率が高いほど名目賃金変化率の分布の歪みは小さくなる（すなわち、実質ベースでの下方硬直性は存在しない）傾向があるものの、そうした傾向は統計的にみて強いものではなく、その他の名目賃金についてはインフレ率と名目賃金変化率の分布の歪みに明確な関係はみられない（すなわち、実質ベースでの下方硬直性は存在する）というものであった。

補論1. モデルの推計方法：

擬似最尤法を用いたフリクション・モデルの推計

以下では、フリクション・モデルの推計に採用した擬似最尤法について、(4)式のフリクション・モデルを用いて、その推計方法を提示する。

(4)式から導出される尤度は、計測誤差 u_i を所与とした場合の条件付尤度を用いて、

$$L_i(\alpha, \beta, \lambda, \sigma_\epsilon, \sigma_u | w_i, w_{i-1}, x_i) \\ = \int_{-\infty}^{\infty} L_i(\alpha, \beta, \lambda, \sigma_\epsilon | w_i, w_{i-1}, x_i, u_i, u_{i-1}) f(0, \sigma_u^2) du_i \quad i=1, \dots, n, \quad (\text{A-1})$$

と表される。ただし、

$$f(y, \sigma^2) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{y^2}{2\sigma^2}\right),$$

である。ここで、計測誤差 u_i を所与とした場合の条件付尤度は

$$L_i(\alpha, \beta, \lambda, \sigma_\epsilon | w_i, w_{i-1}, x_i, u_i, u_{i-1}) \\ = f(w_i - \beta'x_i - u_i, \sigma_\epsilon^2)^{J_i^1} \\ \cdot [F(\alpha + \beta'x_i - w_{i-1} + u_{i-1}, \sigma_\epsilon^2) - F(\beta'x_i - w_{i-1} + u_{i-1}, \sigma_\epsilon^2)]^{J_i^2} \\ \cdot f(w_i - \beta'x_i - u_i + \lambda, \sigma_\epsilon^2)^{J_i^3}, \quad (\text{A-2})$$

と表すことができる。ただし、

$$J_i^1 = I(w_i - w_{i-1} > u_i - u_{i-1}), \\ J_i^2 = I(w_i - w_{i-1} = u_i - u_{i-1}), \\ J_i^3 = I(w_i - w_{i-1} < u_i - u_{i-1}),$$

また、

$$F(y, \sigma^2) = \int_{-\infty}^y \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{s^2}{2\sigma^2}\right) ds,$$

とする⁴⁸。

48 $I(c)$ は指標関数を表し、条件 c を満たす (満たさない) 時に 1 (0) をとる。

そこで、(A-2)式を(A-1)式に代入し、計測誤差に関する期待値 E_u を用いると、尤度は

$$\begin{aligned}
 & L_i(\alpha, \beta, \lambda, \sigma_\epsilon | w_i, w_{i-1}, x_i) \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} \left\{ f(w_i - \beta'x_i - u_i, \sigma_\epsilon^2)^{J_i^1} \right. \\
 &\quad \cdot [F(\alpha + \beta'x_i - w_{i-1} + u_{i-1}, \sigma_\epsilon^2) - F(\beta'x_i - w_{i-1} + u_{i-1}, \sigma_\epsilon^2)]^{J_i^2} \\
 &\quad \left. \cdot f(w_i - \beta'x_i - u_i + \lambda, \sigma_\epsilon^2)^{J_i^3} \right\} f(0, \sigma_u^2) du_i \\
 &= E_u \left\{ f(w_i - \beta'x_i - u_i, \sigma_\epsilon^2)^{J_i^1} \right. \\
 &\quad \cdot [F(\alpha + \beta'x_i - w_{i-1} + u_{i-1}, \sigma_\epsilon^2) - F(\beta'x_i - w_{i-1} + u_{i-1}, \sigma_\epsilon^2)]^{J_i^2} \\
 &\quad \left. \cdot f(w_i - \beta'x_i - u_i + \lambda, \sigma_\epsilon^2)^{J_i^3} \right\}, \quad (A-3)
 \end{aligned}$$

と記述することができる。

擬似最尤法は、ここでシミュレーションによって、計測誤差 u_i を発生させるとともに、計測誤差に関する期待値を標本平均に置き換え、擬似的な尤度を用いる方法である。すなわち、シミュレーションによって擬似的に発生させた計測誤差、 u_i^m ($m = 1, \dots, M$ 、ただし M はシミュレーション回数)を用いると、(A-3)式は、

$$\begin{aligned}
 & L_i(\alpha, \beta, \lambda, \sigma_\epsilon, \sigma_u | w_i, w_{i-1}, x_i) \\
 &\approx \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \left\{ f(w_i - \beta'x_i - u_i^m, \sigma_\epsilon^2)^{J_i^1} \right. \\
 &\quad \cdot [F(\alpha + \beta'x_i - w_{i-1} + u_{i-1}^m, \sigma_\epsilon^2) - F(\beta'x_i - w_{i-1} + u_{i-1}^m, \sigma_\epsilon^2)]^{J_i^2} \\
 &\quad \left. \cdot f(w_i - \beta'x_i - u_i^m + \lambda, \sigma_\epsilon^2)^{J_i^3} \right\}, \quad (A-4)
 \end{aligned}$$

と近似することができる。ここで、個々人($i = 1, \dots, n$)のデータを用いれば、擬似尤度関数は次のようになり、

$$\begin{aligned}
 & L^m(\alpha, \beta, \lambda, \sigma_\epsilon, \sigma_u | w_i, w_{i-1}, x_i) \\
 &= \prod_{i=1}^n \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \left\{ f(w_i - \beta'x_i - u_i^m, \sigma_\epsilon^2)^{J_i^1} \right. \\
 &\quad \cdot [F(\alpha + \beta'x_i - w_{i-1} + u_{i-1}^m, \sigma_\epsilon^2) - F(\beta'x_i - w_{i-1} + u_{i-1}^m, \sigma_\epsilon^2)]^{J_i^2} \\
 &\quad \left. \cdot f(w_i - \beta'x_i - u_i^m + \lambda, \sigma_\epsilon^2)^{J_i^3} \right\}, \quad (A-5)
 \end{aligned}$$

これを用いてパラメータ推計を行うことができる。

擬似最尤パラメータは、 $n \rightarrow \infty$ および $M \rightarrow \infty$ の時に $\sqrt{n}/M \rightarrow 0$ となる場合には、漸近的に最尤パラメータと等しくなり、一致性を持つことが知られている（例えば、Lee [1993] や McFadden and Ruud [1994] を参照）。 M が固定されている場合には、擬似最尤パラメータの一致性は損なわれるものの、Gouriéroux and Monfort [1996] によると一致推計量を得ることができる M はさほど大きくはない⁴⁹。

49 こうした点に加え、擬似最尤法にかかる計算速度等を考慮し、本稿の推計では $M = 30$ とした。

補論2. モデルの推計結果：その他の変数に関する考察

本稿で推計したフリクション・モデルおよびトービット・モデルの結果のうち、名目賃金の下方硬直性を表すパラメータ以外の特徴点を挙げれば以下のとおりである。

まず、年齢、教育年数、消費者物価指数については、いずれもプラスに推計されており、これらの変数が大きいほど、名目賃金も高くなることがわかる。次に、勤続年数や経験年数については、原則として、1次項がプラス、2次項がマイナスに推計されており、勤続年数や経験年数は名目賃金にプラスの影響を与え、その大きさは逡減していくことが示されている。ただし、フルタイム女性・年間収入やパートタイム女性・時給の推計結果の中には、勤続年数や経験年数の1次項がマイナス、2次項でプラスと通常とは逆の符号条件となっているケースもある。そこで、勤続年数や経験年数の限界的な影響を調べてみると、これらの変数の取りうる範囲においては、いずれも被説明変数に対してプラスの影響を与え、その大きさが逡増していることがわかった⁵⁰。よって、これらのケースも推計に問題があるわけではないと考えられる。

次に、13大都市ダミーの係数に注目すると、マイナスに推計されることが多く、前年の名目賃金を所与とした場合、都市部の雇用者ほど潜在的な名目賃金が低いとの結果が得られている。もっとも、ここでは消費者物価指数や失業率など、他にも地域別データを用いている変数があるため、13大都市ダミーが必ずしも都市部の潜在的な名目賃金の特徴を捉えていない可能性はある。事実、計測誤差の割合が異なるだけで、13大都市ダミーの符号条件が異なるケースも見受けられる。なお、表2をみると、消費者物価指数（水準）にかかる係数は0.006～0.021の範囲で推計されている⁵¹。

50 脚注26で述べたとおり、勤続年数や経験年数の2次項は、勤続年数や経験年数が重なるにつれて、賃金増加が逡減していくことを捉えるためのものである。ただし、本稿で用いたデータは、女性については勤続年数も経験年数も比較的少ない20、30代のサンプルに限られるため、賃金増加が逡減しはじめる高い年齢層のサンプルが含まれていない。本稿で得られた結果は、こうしたサンプル上の特徴を反映したものと考えられる。

51 これらの係数の推計値から、潜在的な名目賃金に対する消費者物価指数の弾性値を計算すると0.62～2.19となり、理論的に想定される1前後の値から大きく乖離するケースが含まれる。これは、地域特性の違いや景気変動等を示すその他の変数と消費者物価指数との相関が高いことや、県別の消費者物価指数では各サンプルの直面している物価を正しく捉えきれていないこと、あるいは、説明変数 x_i でコントロールしきれていない個人属性があること等が影響しているとも推察される。なお、1番目の可能性を考慮するため、13大都市ダミー、年次ダミー、売上高経常利益率、地域別失業率の各変数を除いた場合について推計を試みたところ、消費者物価指数の弾性値は、0.78（フルタイム男性・所定内月給）1.71（フルタイム男性・年間収入）1.35（フルタイム女性・所定内月給）1.56（フルタイム女性・年間収入）となり、わずかながら1に近づく結果となった。ただし、パートタイム女性・時給については、説明変数の選択を変えた場合でも弾性値は2程度に推計され、本稿の推計では個人属性の違い等を適切に捉えきれていない可能性がある。

このほか、フルタイム男女の規模ダミーについては、所定内月給よりも年間収入の係数の方が大きく推計されていることが特徴的である。これは、賞与支給額の格差などを反映し、年間収入の方が所定内月給に比べ、規模間格差が大きくなっていることを示していると考えられる。

付表1 フリクシオン・モデルの推計結果

(1) フルタイム男性・所定内月給

	$p=1$ (計測誤差なし)		$p=0.8$		$p=0.6$		$p=0.4$		$p=0.2$	
	係数	(<i>t</i> 値)	係数	(<i>t</i> 値)	係数	(<i>t</i> 値)	係数	(<i>t</i> 値)	係数	(<i>t</i> 値)
定数項	1.864	(6.71)	1.640	(6.67)	2.976	(16.90)	3.837	(55.72)	2.466	(10.65)
年齢	0.019	(4.16)	0.039	(8.64)	-0.005	(-1.18)	0.015	(3.42)	0.028	(6.40)
勤続年数	0.011	(2.38)	0.022	(4.71)	0.020	(4.28)	0.000	(0.02)	0.005	(1.04)
(勤続年数) ²	-0.000	(-1.80)	-0.001	(-4.43)	-0.001	(-4.09)	0.000	(0.12)	-0.000	(-0.78)
経験年数	0.014	(1.89)	-0.040	(-5.24)	0.028	(3.71)	0.021	(2.78)	0.018	(3.13)
(経験年数) ²	-0.000	(-1.78)	0.001	(3.04)	-0.000	(-0.69)	-0.000	(-2.32)	-0.001	(-4.39)
教育年数	0.014	(2.06)	0.009	(1.28)	0.050	(7.04)	0.027	(3.94)	0.021	(3.25)
13大都市ダミー	-0.094	(-3.77)	-0.093	(-3.73)	-0.087	(-3.55)	0.019	(0.85)	-0.077	(-3.26)
規模ダミー	-0.108	(-3.78)	-0.107	(-3.66)	-0.163	(-5.84)	-0.116	(-4.24)	-0.140	(-5.22)
(ベース=	-0.155	(-5.05)	-0.135	(-4.28)	-0.148	(-4.89)	-0.131	(-4.45)	-0.152	(-5.27)
30~99人	-0.124	(-4.92)	-0.134	(-5.16)	-0.153	(-6.17)	-0.097	(-3.98)	-0.148	(-6.23)
1,000人以上	-0.046	(-1.37)	0.054	(1.57)	-0.055	(-1.65)	-0.083	(-2.60)	-0.021	(-0.66)
産業ダミー	-0.089	(-3.21)	-0.020	(-0.72)	-0.048	(-1.76)	-0.032	(-1.19)	-0.034	(-1.31)
(ベース=	-0.136	(-4.48)	0.013	(0.42)	0.007	(0.22)	-0.049	(-1.66)	0.043	(1.49)
サービス)	-0.110	(-2.10)	0.052	(0.96)	0.161	(3.10)	-0.014	(-0.27)	0.044	(0.89)
金融・保険・不動産	-0.097	(-2.43)	-0.014	(-0.33)	-0.035	(-0.90)	-0.003	(-0.07)	0.037	(0.97)
運輸・通信	0.457	(10.31)	0.416	(9.05)	0.361	(8.26)	0.386	(9.04)	0.327	(7.83)
職種ダミー	0.114	(3.56)	0.042	(1.28)	0.093	(3.02)	0.114	(3.80)	0.068	(2.27)
(ベース=	0.188	(6.44)	0.017	(0.57)	-0.065	(-2.24)	0.013	(0.48)	0.001	(0.03)
技能・作業)	0.060	(1.69)	-0.058	(-1.59)	-0.094	(-2.67)	-0.045	(-1.32)	-0.097	(-2.87)
販売・サービス	0.027	(0.82)	-0.028	(-1.05)	-0.049	(-1.91)	-0.056	(-2.21)	0.004	(0.16)
年次ダミー	-0.048	(-1.87)	0.023	(0.85)	-0.016	(-0.63)	-0.047	(-1.88)	0.020	(0.84)
(ベース=	-0.052	(-1.83)	-0.055	(-1.91)	-0.003	(-0.12)	-0.052	(-1.89)	-0.021	(-0.78)
1997年)	-0.005	(-2.46)	-0.002	(-1.19)	-0.002	(-1.00)	-0.004	(-2.22)	-0.002	(-1.20)
1998年	0.027	(14.06)	0.029	(18.90)	0.020	(9.09)	0.009	(6.40)	0.021	(8.89)
1999年	0.034	(2.71)	0.005	(0.38)	-0.014	(-1.10)	0.006	(0.45)	-0.029	(-2.50)
売上高経常利益率	0.119	(10.89)	0.049	(9.78)	0.042	(8.45)	0.045	(6.67)	0.077	(4.87)
消費者物価指数(県別)	-0.115	(-5.62)	-0.008	(-0.38)	-0.042	(-2.06)	-0.010	(-0.47)	-0.029	(-1.43)
失業率(地域別・性別)	0.240	(113.32)	0.246	(133.25)	0.236	(145.97)	0.226	(127.59)	0.227	(110.14)
α	0.013	(3.40)	0.013	(3.40)	0.028	(7.13)	0.061	(5.26)	0.012	(9.06)
λ	735		735		735		735		735	
σ_e	-248.473		-302.779		-218.461		-117.819		-19.655	
サンプル数	30.3%		41.4%		39.1%		40.1%		35.7%	
対数尤度	13.5%		5.8%		5.1%		5.6%		9.5%	
賃下げの確率										
賃金据置き確率										

付表1 フリクタイム・モデルの推計結果(続き)

(2) フルタイム男性・年間収入

	$p=1$ (計測誤差なし)		$p=0.8$		$p=0.6$		$p=0.4$		$p=0.2$	
	係数	(t値)	係数	(t値)	係数	(t値)	係数	(t値)	係数	(t値)
定数項	7.157	(265.35)	4.873	(62.85)	6.487	(209.15)	6.854	(228.86)	5.498	(97.96)
年齢	0.009	(2.44)	0.036	(9.82)	0.011	(2.97)	0.012	(3.39)	0.014	(4.07)
勤続年数	-0.008	(-2.13)	0.016	(3.99)	0.017	(4.36)	0.000	(0.05)	-0.003	(-0.83)
(勤続年数) ²	0.001	(3.99)	-0.001	(-4.37)	-0.000	(-2.93)	0.000	(1.47)	0.000	(0.47)
経歴年数	0.008	(1.16)	0.020	(3.24)	0.002	(0.37)	0.006	(0.96)	0.037	(5.63)
(経歴年数) ²	-0.000	(-1.09)	-0.001	(-5.38)	0.000	(0.59)	-0.000	(-0.96)	-0.001	(-5.37)
教育年数	0.027	(4.84)	0.015	(2.93)	0.030	(5.56)	0.022	(4.04)	0.025	(4.77)
13大都市ダミー	-0.013	(-0.76)	-0.015	(-0.86)	-0.054	(-3.11)	0.004	(0.25)	-0.017	(-0.99)
規模ダミー	-0.302	(-13.06)	-0.268	(-11.86)	-0.234	(-10.25)	-0.299	(-13.18)	-0.288	(-12.83)
(ベース=	-0.271	(-11.54)	-0.232	(-10.08)	-0.220	(-9.48)	-0.278	(-12.05)	-0.262	(-11.49)
1,000人以上)	-0.192	(-10.42)	-0.197	(-10.95)	-0.170	(-9.34)	-0.207	(-11.41)	-0.200	(-11.17)
産業ダミー	0.124	(4.64)	-0.118	(-4.51)	0.017	(0.64)	-0.004	(-0.15)	0.027	(1.02)
(ベース=	-0.055	(-2.60)	-0.057	(-2.75)	-0.021	(-1.00)	-0.092	(-4.45)	-0.035	(-1.69)
サービス)	-0.086	(-3.52)	0.022	(0.90)	-0.040	(-1.64)	-0.065	(-2.71)	-0.030	(-1.27)
卸小売	-0.013	(-0.28)	0.139	(2.98)	0.163	(3.45)	-0.021	(-0.44)	0.097	(2.08)
金融・保険・不動産	0.027	(0.89)	-0.013	(-0.42)	-0.009	(-0.29)	-0.113	(-3.78)	-0.086	(-2.90)
運輸・通信	0.379	(9.86)	0.190	(5.05)	0.310	(8.16)	0.324	(8.60)	0.273	(7.31)
管理職	0.205	(8.94)	0.087	(3.89)	0.161	(7.11)	0.142	(6.28)	0.143	(6.41)
(ベース=	0.167	(7.70)	0.005	(0.25)	0.157	(7.33)	0.119	(5.58)	0.109	(5.20)
技能・作業)	0.175	(6.31)	-0.131	(-4.82)	0.081	(2.94)	-0.056	(-2.06)	-0.013	(-0.47)
販売・サービス	0.038	(2.14)	0.023	(1.35)	0.066	(3.82)	0.018	(1.04)	-0.052	(-3.03)
年次ダミー	0.013	(0.70)	0.029	(1.61)	0.053	(2.94)	0.016	(0.90)	0.004	(0.25)
1995年	-0.010	(-2.70)	-0.003	(-0.99)	0.005	(1.40)	-0.001	(-0.27)	0.003	(0.75)
1996年	0.006	(6.00)	0.022	(16.39)	0.011	(10.52)	0.011	(10.62)	0.021	(16.49)
売上高経常利益率	0.018	(1.58)	-0.015	(-1.38)	-0.014	(-1.25)	-0.034	(-3.03)	-0.032	(-2.94)
消費者物価指数(県別)	0.096	(12.83)	0.082	(11.71)	0.040	(10.06)	0.044	(8.39)	0.035	(5.97)
失業率(地域別・性別)	-0.040	(-2.62)	-0.053	(-3.34)	-0.018	(-1.09)	0.007	(0.41)	-0.027	(-1.70)
α	0.257	(656.71)	0.251	(287.57)	0.253	(384.40)	0.250	(315.83)	0.250	(396.62)
λ			0.059	(5.74)	0.040	(4.50)	0.045	(6.02)	0.018	(13.68)
σ_e	1,384		1,384		1,384		1,384		1,384	
サンプル数	-483,645		-411,692		-407,275		-288,007		-154,756	
対数尤度	35.5%		36.0%		41.3%		41.6%		41.4%	
質下げの確率	10.5%		9.2%		4.5%		5.1%		4.0%	
質金据置き率										

付表1 フリクション・モデルの推計結果 (続き)

(3) フルタイム女性・所定内月給

	$p=1$ (計測誤差なし)				$p=0.8$				$p=0.6$				$p=0.4$				$p=0.2$			
	係数	(<i>r</i> 値)	係数	(<i>r</i> 値)	係数	(<i>r</i> 値)	係数	(<i>r</i> 値)	係数	(<i>r</i> 値)	係数	(<i>r</i> 値)	係数	(<i>r</i> 値)	係数	(<i>r</i> 値)	係数	(<i>r</i> 値)		
定数項	3.757	(51.55)	4.874	(89.50)	2.847	(81.31)	3.478	(48.19)	3.490	(49.20)										
年齢	-0.015	(-3.15)	0.006	(1.27)	0.012	(2.94)	0.006	(1.25)	0.002	(0.39)										
勤続年数	-0.007	(-0.82)	0.024	(2.76)	-0.011	(-1.50)	0.031	(3.62)	0.030	(3.60)										
(勤続年数) ²	0.001	(2.22)	-0.001	(-1.31)	0.002	(3.74)	-0.001	(-2.26)	-0.001	(-1.90)										
経験年数	0.061	(4.68)	-0.015	(-1.23)	0.036	(5.26)	0.014	(1.15)	0.010	(0.82)										
(経験年数) ²	-0.002	(-2.97)	0.001	(2.10)	-0.002	(-5.16)	-0.000	(-0.26)	0.000	(0.35)										
教育年数	0.074	(8.28)	0.042	(4.90)	0.054	(6.77)	0.050	(6.03)	0.059	(7.19)										
13大都市ダミー	0.082	(3.38)	0.099	(4.19)	0.044	(1.97)	0.093	(4.07)	0.061	(2.69)										
規模ダミー	-0.111	(-3.67)	-0.151	(-5.12)	-0.052	(-1.82)	-0.115	(-4.01)	-0.114	(-4.03)										
(ベース= 29人未満)	0.008	(0.24)	-0.097	(-2.97)	0.034	(1.06)	-0.029	(-0.92)	-0.028	(-0.88)										
(ベース= 30~99人)	-0.048	(-1.71)	-0.056	(-2.06)	-0.017	(-0.64)	-0.059	(-2.24)	-0.027	(-1.02)										
(ベース= 1,000人以上)	-0.194	(-5.37)	-0.065	(-1.84)	-0.053	(-1.55)	-0.072	(-2.11)	-0.034	(-1.00)										
産業ダミー	-0.123	(-3.77)	-0.086	(-2.70)	-0.067	(-2.19)	-0.084	(-2.71)	-0.071	(-2.33)										
(ベース= 製造)	-0.082	(-2.50)	0.009	(0.29)	-0.014	(-0.45)	-0.015	(-0.48)	-0.005	(-0.17)										
(ベース= 卸小売)	0.014	(0.35)	0.057	(1.40)	0.158	(4.03)	0.095	(2.42)	0.101	(2.60)										
金融・保険・不動産	-0.278	(-4.06)	-0.120	(-1.80)	0.007	(0.10)	0.094	(1.45)	-0.044	(-0.68)										
運輸・通信	-0.044	(-0.91)	0.062	(1.32)	0.033	(0.73)	0.040	(0.89)	0.072	(1.59)										
職種ダミー	0.005	(0.13)	0.001	(0.03)	0.001	(0.01)	0.001	(0.03)	0.000	(0.01)										
(ベース= 事務)	0.008	(0.15)	-0.023	(-0.45)	-0.102	(-1.93)	-0.038	(-0.76)	0.037	(0.74)										
技能・作業	0.025	(0.76)	0.011	(0.34)	0.106	(3.34)	0.020	(0.66)	-0.004	(-0.13)										
年次ダミー	0.044	(1.30)	-0.010	(-0.29)	0.056	(1.46)	0.036	(1.13)	0.022	(0.68)										
(ベース= 1994年)	-0.022	(-0.61)	-0.063	(-1.80)	0.052	(1.46)	-0.065	(-1.90)	-0.027	(-0.82)										
1995年	0.024	(0.65)	-0.085	(-2.36)	0.042	(1.10)	-0.016	(-0.46)	-0.078	(-2.26)										
1996年	0.002	(0.18)	0.001	(0.74)	0.006	(3.54)	0.003	(1.77)	0.003	(2.05)										
1998年	0.006	(3.04)	-0.005	(-2.77)	0.010	(21.79)	0.006	(3.21)	0.006	(3.18)										
売上高経常利益率	0.000	(0.02)	0.056	(3.67)	0.013	(1.04)	0.026	(1.74)	0.025	(1.69)										
消費者物価指数(豊別)	0.097	(8.32)	0.036	(7.34)	0.043	(6.19)	0.034	(4.49)	0.040	(3.41)										
失業者率(地域別・性別)	-0.008	(-0.33)	-0.016	(-0.72)	-0.008	(-0.34)	-0.013	(-0.55)	-0.031	(-1.74)										
α	0.221	(209.73)	0.215	(285.58)	0.209	(63.06)	0.209	(205.98)	0.206	(169.01)										
λ	0.031	(3.09)	0.031	(3.09)	0.006	(1.63)	0.020	(5.11)	0.020	(2.01)										
σ_e	557		557		557		557		557											
σ_u	-113.220		-122.620		-66.323		9.074		47.333											
サンプル数	32.2%		39.0%		38.4%		38.5%		37.1%											
対数尤度	12.1%		4.7%		5.7%		4.6%		5.4%											
賃下げの確率																				
賃金据置き確率																				

付表1 フリクシオン・モデルの推計結果(続き)

(4) フルタイム女性・年間収入

	$p=1$ (計測誤差なし)		$p=0.8$		$p=0.6$		$p=0.4$		$p=0.2$	
	係数	(<i>t</i> 値)	係数	(<i>t</i> 値)	係数	(<i>t</i> 値)	係数	(<i>t</i> 値)	係数	(<i>t</i> 値)
定数項	5.138	(81.31)	5.857	(122.19)	6.327	(216.80)	5.680	(122.42)	5.559	(79.73)
年齢	0.007	(1.46)	0.004	(0.77)	-0.002	(-0.39)	0.001	(0.12)	-0.002	(-0.42)
勤続年数	0.027	(3.24)	0.043	(5.03)	0.025	(2.86)	0.026	(3.23)	0.023	(2.72)
(勤続年数) ²	-0.000	(-0.68)	-0.001	(-2.97)	-0.000	(-0.56)	-0.000	(-0.64)	-0.000	(-0.40)
経験年数	0.041	(3.14)	-0.008	(-0.57)	0.016	(1.21)	-0.006	(-0.50)	-0.010	(-0.79)
(経験年数) ²	-0.002	(-3.35)	0.001	(1.28)	-0.001	(-0.95)	0.000	(0.66)	0.001	(1.48)
教育年数	0.054	(7.21)	0.044	(5.71)	0.044	(5.63)	0.036	(5.00)	0.059	(7.64)
13大都市ダミー	-0.040	(-1.85)	0.008	(0.37)	0.041	(1.88)	-0.092	(-4.42)	-0.041	(-1.89)
規模ダミー	-0.254	(-9.24)	-0.268	(-9.47)	-0.304	(-10.67)	-0.276	(-10.35)	-0.299	(-10.72)
(ベース= 29人未満)	-0.113	(-3.70)	-0.122	(-3.88)	-0.162	(-5.15)	-0.127	(-4.29)	-0.161	(-5.20)
(ベース= 30~99人)	-0.105	(-4.37)	-0.092	(-3.72)	-0.146	(-5.84)	-0.107	(-4.58)	-0.131	(-5.37)
(ベース= 1,000人以上)	-0.069	(-1.92)	-0.120	(-3.25)	-0.074	(-2.00)	-0.090	(-2.60)	-0.067	(-1.85)
産業ダミー	-0.107	(-3.80)	-0.132	(-4.55)	-0.107	(-3.64)	-0.106	(-3.88)	-0.188	(-6.58)
(ベース= 製造)	0.051	(1.69)	-0.108	(-3.48)	0.074	(2.38)	0.012	(0.42)	-0.012	(-0.40)
卸小売	0.159	(4.13)	0.057	(1.45)	-0.001	(-0.02)	0.119	(3.19)	0.004	(0.10)
金融・保険・不動産	-0.000	(-0.00)	-0.152	(-2.66)	-0.111	(-1.94)	-0.137	(-2.55)	-0.122	(-2.17)
運輸・通信	-0.186	(-1.26)	-0.677	(-4.46)	-0.474	(-3.10)	-0.119	(-0.83)	-0.375	(-2.50)
職種ダミー	0.097	(2.39)	0.129	(3.08)	0.197	(4.67)	0.283	(7.16)	0.072	(1.73)
(ベース= 管理職)	-0.012	(-0.33)	0.032	(0.86)	0.086	(2.30)	0.230	(6.55)	-0.011	(-0.29)
技能・作業	-0.150	(-3.31)	-0.042	(-0.91)	-0.068	(-1.44)	0.079	(1.80)	-0.110	(-2.38)
販売・サービス	-0.053	(-1.88)	0.038	(1.30)	-0.069	(-2.33)	-0.019	(-0.68)	-0.034	(-1.17)
年次ダミー	-0.020	(-0.75)	-0.033	(-1.19)	-0.026	(-0.93)	0.008	(0.31)	-0.009	(-0.32)
(ベース= 1994年)	-0.066	(-2.27)	-0.079	(-2.65)	0.037	(1.23)	0.033	(1.16)	0.050	(1.70)
1995年	0.009	(2.87)	0.002	(0.54)	-0.001	(-0.35)	0.014	(4.30)	-0.000	(-0.04)
1996年	0.018	(9.31)	0.014	(7.33)	0.011	(6.50)	0.015	(8.46)	0.018	(9.22)
売上高経常利益率	-0.004	(-0.29)	-0.001	(-0.07)	-0.032	(-2.02)	0.039	(2.67)	-0.004	(-0.28)
消費者物価指数(県別)	0.152	(8.93)	0.040	(7.97)	0.047	(7.02)	0.066	(5.66)	0.035	(4.05)
失業率(地域別・性別)	-0.218	(-11.08)	-0.084	(-4.10)	-0.016	(-0.74)	-0.071	(-3.31)	-0.022	(-1.05)
α	0.243	(294.91)	0.250	(238.43)	0.252	(424.91)	0.232	(370.73)	0.247	(343.96)
λ	0.011	(6.18)	0.011	(6.18)	0.017	(6.05)	0.063	(8.02)	0.013	(2.24)
σ_e	804		804		804		804		804	
σ_u	-155.582		-239.231		-189.599		-100.571		-71.481	
サンプル数	24.5%		40.0%		41.0%		37.0%		42.4%	
対数尤度	16.6%		4.6%		5.4%		7.8%		4.1%	
質下げの確率										
質金据置き率										

付表1 フリクション・モデルの推計結果 (続き)

(5) パートタイム女性・時給

	$p=1$ (計測誤差なし)		$p=0.8$		$p=0.6$		$p=0.4$		$p=0.2$	
	係数	(<i>t</i> 値)	係数	(<i>t</i> 値)	係数	(<i>t</i> 値)	係数	(<i>t</i> 値)	係数	(<i>t</i> 値)
定数項	-3.496	(-9.02)	-3.989	(-10.96)	-2.977	(-9.55)	-1.498	(-8.13)	-2.612	(-9.56)
年齢	-0.001	(-0.29)	-0.004	(-1.07)	-0.015	(-4.64)	-0.011	(-3.67)	-0.003	(-1.15)
勤続年数	-0.018	(-1.37)	-0.033	(-2.71)	-0.078	(-6.95)	-0.033	(-3.09)	-0.037	(-3.61)
(勤続年数) ²	0.001	(0.97)	0.003	(3.11)	0.006	(6.49)	0.002	(2.62)	0.003	(3.55)
経験年数	0.012	(0.84)	0.004	(0.29)	0.025	(2.02)	0.005	(0.51)	0.010	(0.90)
(経験年数) ²	-0.001	(-0.94)	0.000	(0.56)	-0.000	(-0.20)	0.000	(0.86)	-0.000	(-0.44)
教育年数	0.025	(3.02)	0.049	(5.99)	0.065	(7.90)	0.038	(4.87)	0.038	(5.42)
13大都市ダミー	0.020	(0.57)	0.010	(0.31)	0.002	(0.08)	0.029	(1.02)	0.043	(1.54)
規模ダミー	0.063	(1.60)	-0.155	(-4.28)	-0.178	(-5.27)	-0.188	(-5.94)	-0.120	(-3.87)
(ベース = 29人未満)	0.078	(1.68)	-0.143	(-3.35)	-0.237	(-6.00)	-0.159	(-4.24)	-0.097	(-2.66)
(ベース = 30~99人)	0.028	(0.65)	-0.147	(-3.73)	-0.170	(-4.58)	-0.201	(-5.76)	-0.124	(-3.68)
(ベース = 1,000人以上)	0.419	(4.53)	0.237	(2.76)	0.285	(3.24)	0.326	(4.28)	0.374	(5.06)
産業ダミー	0.035	(0.85)	-0.200	(-5.28)	-0.083	(-2.33)	-0.077	(-2.28)	-0.082	(-2.51)
(ベース = 製造)	0.089	(2.63)	-0.201	(-6.39)	-0.168	(-5.73)	-0.070	(-2.52)	-0.070	(-2.63)
(ベース = 卸小売)	0.354	(3.56)	-0.140	(-1.53)	0.007	(0.08)	-0.279	(-3.46)	-0.070	(-0.90)
(ベース = 金融・保険・不動産)	0.236	(3.00)	-0.662	(-9.27)	0.304	(4.24)	0.061	(0.94)	0.032	(0.52)
(ベース = 運輸・通信)	0.316	(5.75)	0.180	(3.51)	0.221	(4.62)	0.271	(5.99)	0.266	(6.11)
職種ダミー	-0.020	(-0.51)	-0.027	(-0.73)	-0.026	(-0.75)	0.060	(1.86)	-0.014	(-0.45)
(ベース = 専門・技術・教員)	-0.125	(-3.03)	-0.033	(-0.86)	0.049	(1.35)	-0.064	(-1.89)	-0.066	(-2.03)
(ベース = 事務)	-0.099	(-2.36)	-0.026	(-0.67)	0.005	(0.14)	-0.046	(-1.32)	-0.024	(-0.72)
技能・作業	-0.011	(-0.27)	0.039	(1.06)	0.128	(3.71)	0.030	(0.94)	0.071	(2.28)
年次ダミー	-0.114	(-2.94)	-0.057	(-1.57)	-0.005	(-0.14)	-0.025	(-0.79)	0.023	(0.75)
(ベース = 1997年)	0.061	(1.59)	-0.048	(-1.32)	0.036	(1.08)	-0.094	(-2.93)	0.039	(1.28)
(ベース = 1994年)	-0.001	(-0.19)	-0.000	(-0.12)	-0.000	(-0.09)	-0.000	(-0.02)	0.000	(0.02)
(ベース = 1996年)	0.030	(7.46)	0.035	(9.53)	0.024	(6.80)	0.010	(3.68)	0.020	(6.41)
(ベース = 1998年)	-0.053	(-2.94)	-0.033	(-1.95)	0.003	(0.21)	0.064	(3.99)	0.002	(0.10)
売上高経常利益率	0.182	(13.71)	0.156	(12.00)	0.074	(10.31)	0.080	(8.12)	0.034	(6.13)
消費者物価指数 (県別)	-0.009	(-0.20)	-0.067	(-1.73)	0.004	(0.11)	-0.023	(-0.76)	0.017	(0.38)
失業率 (地域別・性別)	0.243	(117.52)	0.226	(154.36)	0.200	(46.60)	0.201	(75.60)	0.188	(23.50)
σ_u	0.000	(0.00)	0.000	(0.00)	0.134	(3.70)	0.002	(0.02)	0.051	(1.10)
サンプル数	436		436		436		436		436	
対数尤度	-317.422		-231.620		-228.281		-85.110		-34.619	
質下げの確率	29.0%		28.2%		37.9%		35.0%		40.7%	
賃金据置き確率	21.3%		19.6%		10.2%		11.3%		5.2%	

付表2 トービット・モデルの推計結果

(1) フルタイム男性・所定内月給

	$p=1$ (計測誤差なし)				$p=0.8$				$p=0.6$				$p=0.4$				$p=0.2$			
	係数	(t値)	係数	(t値)	係数	(t値)	係数	(t値)	係数	(t値)	係数	(t値)	係数	(t値)	係数	(t値)	係数	(t値)		
定数項	2.368	(8.20)	2.756	(14.51)	2.539	(10.70)	2.665	(12.75)	2.677	(12.16)										
年齢	0.027	(4.72)	0.022	(3.89)	0.023	(3.95)	0.026	(4.40)	0.023	(3.99)										
勤続年数	0.009	(1.63)	0.009	(1.64)	0.008	(1.45)	0.009	(1.60)	0.007	(1.39)										
(勤続年数) ²	-0.000	(-1.51)	-0.000	(-1.86)	-0.000	(-1.55)	-0.000	(-1.44)	-0.000	(-1.46)										
経験年数	0.017	(2.29)	0.025	(2.77)	0.023	(2.72)	0.022	(2.49)	0.023	(2.62)										
(経験年数) ²	-0.001	(-3.13)	-0.001	(-3.25)	-0.001	(-3.33)	-0.001	(-3.28)	-0.001	(-3.11)										
教育年数	0.029	(3.33)	0.026	(3.11)	0.028	(3.22)	0.029	(3.28)	0.028	(3.11)										
13大都市ダミー	-0.037	(-1.21)	-0.041	(-1.41)	-0.042	(-1.43)	-0.042	(-1.42)	-0.034	(-1.12)										
規模ダミー	-0.162	(-4.67)	-0.150	(-4.54)	-0.143	(-4.24)	-0.145	(-4.14)	-0.152	(-4.35)										
(ベース= 29人未満)	-0.181	(-4.86)	-0.177	(-4.90)	-0.170	(-4.64)	-0.201	(-5.18)	-0.181	(-4.81)										
(1,000人以上)	-0.179	(-5.84)	-0.173	(-5.82)	-0.163	(-5.34)	-0.158	(-5.03)	-0.172	(-5.50)										
産業ダミー	-0.055	(-1.33)	-0.051	(-1.30)	-0.068	(-1.69)	-0.048	(-1.15)	-0.065	(-1.50)										
(ベース= 建設)	-0.063	(-1.87)	-0.059	(-1.83)	-0.070	(-2.11)	-0.070	(-2.04)	-0.059	(-1.74)										
サービス)	-0.006	(-0.16)	-0.022	(-0.62)	-0.013	(-0.34)	-0.013	(-0.34)	-0.009	(-0.24)										
金融・保険・不動産	0.020	(0.31)	0.002	(0.03)	0.028	(0.46)	0.014	(0.22)	0.008	(0.13)										
運輸・通信	-0.041	(-0.81)	-0.078	(-1.55)	-0.073	(-1.43)	-0.049	(-0.94)	-0.051	(-1.00)										
職種ダミー	0.340	(6.32)	0.317	(6.03)	0.329	(6.15)	0.326	(6.95)	0.347	(6.30)										
(ベース= 管理職)	0.054	(1.39)	0.048	(1.34)	0.043	(1.17)	0.042	(1.07)	0.063	(1.59)										
技能・作業)	0.005	(0.15)	0.008	(0.25)	0.008	(0.21)	0.008	(0.21)	0.010	(0.26)										
販売・サービス	-0.069	(-1.59)	-0.055	(-1.33)	-0.077	(-1.84)	-0.090	(-2.01)	-0.083	(-1.86)										
1995年	-0.052	(-1.61)	-0.049	(-1.61)	-0.055	(-1.75)	-0.058	(-1.77)	-0.055	(-1.68)										
1996年	-0.008	(-0.24)	-0.002	(-0.08)	-0.017	(-0.57)	-0.017	(-0.53)	-0.023	(-0.74)										
1997年)	-0.027	(-0.79)	-0.026	(-0.79)	-0.035	(-1.06)	-0.031	(-0.88)	-0.033	(-0.94)										
1998年	-0.001	(-0.29)	-0.001	(-0.40)	0.000	(0.09)	-0.001	(-0.45)	-0.001	(-0.54)										
売上高経常利益率	0.020	(6.71)	0.017	(7.52)	0.019	(7.33)	0.017	(6.59)	0.018	(6.64)										
消費者物価指数(県別)	-0.011	(-0.75)	-0.007	(-0.48)	-0.006	(-0.41)	-0.006	(-0.37)	-0.007	(-0.44)										
失業率(地域別・性別)																				
α																				
λ																				
σ_ϵ	0.263	(89.62)	0.205	(93.70)	0.224	(155.22)	0.241	(372.97)	0.252	(72.36)										
σ_n			0.118	(32.35)	0.114	(33.27)	0.142	(17.76)	0.198	(4.04)										
サンプル数	735		735		735		735		735											
対数尤度	-212.057		-140.605		-166.701		-198.566		-209.000											
質下げの確率	0.0%		0.0%		0.0%		0.0%		0.0%											
賃金据置き確率	56.0%		50.8%		52.6%		53.7%		54.7%											

付表2 トービット・モデルの推計結果 (続き)

(2) フルタイム男性・年間収入

	$p=1$ (計測誤差なし)		$p=0.8$		$p=0.6$		$p=0.4$		$p=0.2$	
	係数	(<i>t</i> 値)	係数	(<i>t</i> 値)	係数	(<i>t</i> 値)	係数	(<i>t</i> 値)	係数	(<i>t</i> 値)
定数項	5.796	(120.40)	5.800	(126.07)	5.818	(127.31)	5.803	(120.51)	5.942	(141.99)
年齢	0.011	(2.68)	0.013	(3.01)	0.010	(2.43)	0.011	(2.65)	0.010	(2.44)
勤続年数	0.008	(1.79)	0.008	(1.74)	0.009	(2.09)	0.009	(2.08)	0.009	(2.06)
(勤続年数) ²	-0.000	(-0.67)	-0.000	(-0.90)	-0.000	(-0.84)	-0.000	(-0.89)	-0.000	(-0.89)
経験年数	0.028	(3.67)	0.031	(3.69)	0.029	(3.73)	0.029	(3.69)	0.029	(3.81)
(経験年数) ²	-0.001	(-3.37)	-0.001	(-3.69)	-0.001	(-3.71)	-0.001	(-3.45)	-0.001	(-3.56)
教育年数	0.036	(5.75)	0.033	(5.32)	0.037	(5.98)	0.034	(5.38)	0.036	(5.82)
13大都市ダミー	-0.018	(-0.86)	-0.016	(-0.80)	-0.014	(-0.68)	-0.029	(-1.40)	-0.024	(-1.19)
規模ダミー	-0.313	(-11.75)	-0.328	(-12.19)	-0.299	(-11.07)	-0.297	(-10.78)	-0.311	(-11.59)
(ベース=	-0.291	(-10.63)	-0.301	(-10.65)	-0.289	(-10.30)	-0.274	(-9.83)	-0.292	(-10.64)
30~99人	-0.202	(-9.66)	-0.219	(-10.43)	-0.211	(-9.97)	-0.188	(-8.79)	-0.205	(-9.79)
100~999人	-0.012	(-0.37)	0.013	(0.40)	0.024	(0.77)	0.014	(0.44)	0.010	(0.31)
産業ダミー	-0.059	(-2.42)	-0.038	(-1.59)	-0.050	(-2.06)	-0.040	(-1.63)	-0.047	(-1.93)
(ベース=	-0.037	(-1.30)	-0.037	(-1.29)	-0.032	(-1.11)	-0.032	(-1.10)	-0.045	(-1.59)
サービス)	0.080	(1.48)	0.051	(0.91)	0.052	(0.93)	0.052	(0.93)	0.027	(0.48)
職種ダミー	-0.079	(-2.24)	-0.076	(-2.03)	-0.061	(-1.66)	-0.077	(-2.15)	-0.083	(-2.33)
(ベース=	0.268	(5.93)	0.267	(6.08)	0.264	(6.03)	0.239	(5.21)	0.265	(5.90)
管理職	0.115	(4.37)	0.098	(3.84)	0.107	(4.15)	0.099	(3.78)	0.124	(4.79)
専門・技術・教員	0.076	(3.05)	0.048	(1.92)	0.071	(2.83)	0.075	(2.95)	0.079	(3.16)
事務	-0.055	(-1.70)	-0.045	(-1.40)	-0.040	(-1.26)	-0.044	(-1.34)	-0.039	(-1.19)
販売・サービス	-0.002	(-0.09)	-0.016	(-0.79)	-0.017	(-0.84)	-0.016	(-0.78)	-0.008	(-0.39)
年次ダミー	0.013	(0.61)	0.013	(0.63)	0.012	(0.57)	0.018	(0.84)	0.015	(0.72)
(ベース=1997年)	0.000	(0.07)	-0.002	(-0.48)	-0.001	(-0.29)	-0.001	(-0.21)	-0.002	(-0.46)
1996年	0.017	(12.57)	0.017	(13.04)	0.018	(13.26)	0.017	(12.49)	0.016	(11.93)
売上高経常利益率	-0.039	(-3.02)	-0.030	(-2.38)	-0.048	(-3.73)	-0.031	(-2.36)	-0.031	(-2.44)
消費者物価指数(県別)										
失業率(地域別・性別)										
α										
λ										
σ_e	0.267	(473.31)	0.205	(110.59)	0.229	(89.44)	0.239	(102.54)	0.254	(229.65)
σ_u	1.384		0.141	(29.79)	0.126	(20.98)	0.184	(12.76)	0.146	(27.19)
サンプル数	1,384		1,384		1,384		1,384		1,384	
対数尤度	-402.081		-295.475		-336.708		-364.744		-384.601	
値下げの確率	0.0%		0.0%		0.0%		0.0%		0.0%	
賃金据置き確率	55.0%		51.2%		53.0%		53.3%		54.5%	

付表2 トービット・モデルの推計結果 (続き)

(3) フルタイム女性・所定内月給

	$p=1$ (計測誤差なし)				$p=0.6$				$p=0.4$				$p=0.2$			
	係数	(t値)	係数	(t値)	係数	(t値)	係数	(t値)	係数	(t値)	係数	(t値)	係数	(t値)	係数	(t値)
定数項	2.841	(32.66)	3.188	(40.83)	3.185	(42.48)	3.001	(36.21)	2.985	(33.53)						
年齢	0.006	(1.08)	0.005	(0.92)	0.005	(1.09)	0.004	(0.84)	0.004	(0.73)						
勤続年数	0.015	(1.52)	0.021	(2.24)	0.021	(2.33)	0.020	(2.12)	0.019	(2.00)						
(勤続年数) ²	0.000	(0.25)	-0.000	(-0.35)	-0.000	(-0.68)	-0.000	(-0.71)	-0.000	(-0.74)						
経験年数	0.042	(3.06)	0.027	(2.00)	0.025	(1.92)	0.030	(2.26)	0.028	(2.02)						
(経験年数) ²	-0.002	(-2.98)	-0.001	(-1.96)	-0.001	(-1.60)	-0.001	(-1.65)	-0.001	(-1.43)						
教育年数	0.059	(6.20)	0.055	(5.86)	0.058	(6.39)	0.064	(6.95)	0.064	(6.52)						
13大都市ダミー	0.039	(1.49)	0.043	(1.63)	0.049	(1.96)	0.042	(1.66)	0.046	(1.72)						
規模ダミー	-0.098	(-3.04)	-0.113	(-3.45)	-0.095	(-3.10)	-0.099	(-3.18)	-0.111	(-3.43)						
(ベース=	-0.002	(-0.05)	-0.024	(-0.68)	-0.026	(-0.77)	-0.034	(-0.98)	-0.026	(-0.72)						
29人未満																
30~99人	-0.039	(-1.31)	-0.059	(-2.01)	-0.048	(-1.69)	-0.056	(-1.96)	-0.056	(-1.87)						
1,000人以上)																
産業ダミー	-0.078	(-1.95)	-0.049	(-1.21)	-0.058	(-1.53)	-0.056	(-1.47)	-0.052	(-1.29)						
(ベース=	-0.083	(-2.37)	-0.054	(-1.62)	-0.062	(-1.89)	-0.066	(-1.97)	-0.064	(-1.81)						
製造																
(ベース=	-0.016	(-0.46)	-0.006	(-0.16)	-0.006	(-0.18)	-0.005	(-0.14)	-0.005	(-0.15)						
サービス)																
卸小売	0.074	(1.65)	0.066	(1.50)	0.086	(2.03)	0.110	(2.56)	0.089	(2.01)						
金融・保険・不動産																
運輸・通信	-0.063	(-0.86)	-0.040	(-0.55)	-0.060	(-0.88)	-0.061	(-0.87)	-0.085	(-1.20)						
職種ダミー	0.057	(1.10)	0.062	(1.20)	0.068	(1.37)	0.053	(1.05)	0.056	(1.04)						
(ベース=	0.000	(0.00)	0.000	(0.01)	0.000	(0.01)	0.001	(0.01)	0.001	(0.01)						
専門・技術・教員																
事務	-0.053	(-0.90)	-0.078	(-1.31)	-0.039	(-0.70)	-0.047	(-0.84)	-0.048	(-0.80)						
技能・作業)																
販売・サービス	0.036	(1.06)	0.028	(0.81)	0.037	(1.13)	0.049	(1.47)	0.036	(1.04)						
年次ダミー	0.049	(1.36)	0.061	(1.66)	0.048	(1.38)	0.068	(1.94)	0.052	(1.43)						
(ベース=	-0.031	(-0.80)	-0.023	(-0.59)	-0.033	(-0.89)	-0.020	(-0.54)	-0.032	(-0.81)						
1994年																
1995年	-0.044	(-1.09)	-0.036	(-0.88)	-0.046	(-1.21)	-0.030	(-0.78)	-0.037	(-0.90)						
1996年																
1997年)																
1998年	0.003	(1.35)	0.003	(1.58)	0.003	(1.55)	0.003	(1.75)	0.003	(1.49)						
売上高経常利益率	0.010	(4.19)	0.008	(3.55)	0.007	(3.32)	0.008	(3.61)	0.009	(3.77)						
消費者物価指数(県別)	0.036	(2.09)	0.041	(2.47)	0.043	(2.63)	0.043	(2.60)	0.035	(2.02)						
失業率(地域別・性別)																
α																
λ																
σ_ϵ	0.217	(144.54)	0.173	(46.92)	0.207	(388.17)	0.210	(269.42)	0.210	(571.98)						
σ_η	0.122	(19.47)	0.122	(19.47)	0.010	(10.77)	0.014	(9.70)	0.129	(21.21)						
サンプル数	557		557		557		557		557							
対数尤度	-74.682		-43.295		-41.419		-52.689		-70.647							
質下げの確率	0.0%		0.0%		0.0%		0.0%		0.0%							
賃金据置き確率	50.8%		46.7%		48.6%		49.4%		50.0%							

付表2 トービット・モデルの推計結果 (続き)
 (4) フルタイム女性・年間収入

	$p=1$ (計測誤差なし)	$p=0.8$	$p=0.6$	$p=0.4$	$p=0.2$
	係数 (t値)	係数 (t値)	係数 (t値)	係数 (t値)	係数 (t値)
定数項	5.432 (75.68)	5.497 (96.19)	5.496 (80.92)	5.571 (91.24)	5.454 (74.99)
年齢	0.000 (0.07)	-0.001 (-0.14)	0.001 (0.14)	-0.000 (-0.05)	0.000 (0.06)
勤続年数	0.036 (3.70)	0.034 (3.34)	0.030 (3.08)	0.030 (3.04)	0.029 (3.02)
(勤続年数) ²	-0.001 (-1.85)	-0.001 (-1.38)	-0.001 (-1.10)	-0.001 (-0.93)	-0.001 (-1.06)
経歴年数	-0.003 (-0.19)	-0.003 (-0.22)	-0.003 (-0.22)	-0.003 (-0.22)	-0.003 (-0.21)
(経歴年数) ²	0.001 (0.85)	0.000 (0.81)	0.000 (0.73)	0.000 (0.58)	0.000 (0.75)
教育年数	0.042 (4.88)	0.050 (5.88)	0.042 (4.95)	0.042 (4.89)	0.042 (4.94)
13大都市ダミー	-0.044 (-1.74)	-0.038 (-1.48)	-0.048 (-1.91)	-0.044 (-1.72)	-0.034 (-1.36)
規模ダミー	-0.292 (-9.07)	-0.295 (-8.77)	-0.281 (-8.71)	-0.280 (-8.50)	-0.277 (-8.59)
(ベース = 29人未満)	-0.173 (-4.75)	-0.142 (-3.92)	-0.169 (-4.68)	-0.135 (-3.69)	-0.160 (-4.41)
(ベース = 30 - 99人)	-0.159 (-5.61)	-0.128 (-4.41)	-0.142 (-5.04)	-0.123 (-4.26)	-0.137 (-4.84)
(ベース = 1,000人以上)	-0.083 (-1.99)	-0.082 (-1.93)	-0.074 (-1.74)	-0.082 (-1.89)	-0.077 (-1.82)
産業ダミー	-0.118 (-3.60)	-0.105 (-3.07)	-0.096 (-2.95)	-0.102 (-3.08)	-0.096 (-2.94)
(ベース = 製造)	0.027 (0.78)	0.047 (1.31)	0.027 (0.78)	0.043 (1.21)	0.037 (1.04)
卸小売	0.021 (0.47)	0.087 (1.93)	0.062 (1.40)	0.098 (2.18)	0.054 (1.19)
金融・保険・不動産	-0.196 (-2.79)	-0.125 (-1.84)	-0.135 (-1.95)	-0.164 (-2.34)	-0.181 (-2.54)
運輸・通信	-0.421 (-1.03)	-0.095 (-0.27)	-0.114 (-0.42)	-0.192 (-0.59)	-0.151 (-0.52)
職種ダミー	0.146 (3.07)	0.226 (4.16)	0.185 (3.92)	0.193 (3.86)	0.187 (3.90)
(ベース = 専門・技術・教員)	0.067 (1.57)	0.127 (2.56)	0.084 (1.99)	0.095 (2.11)	0.094 (2.20)
技能・作業	-0.048 (-0.90)	-0.045 (-0.75)	-0.030 (-0.56)	-0.032 (-0.58)	-0.016 (-0.31)
販売・サービス	0.007 (0.20)	-0.012 (-0.36)	-0.017 (-0.49)	-0.019 (-0.57)	-0.027 (-0.82)
年次ダミー	0.010 (0.33)	-0.006 (-0.18)	-0.005 (-0.14)	-0.005 (-0.14)	-0.004 (-0.11)
(ベース = 1997年)	0.057 (1.67)	0.016 (0.47)	0.019 (0.57)	0.013 (0.38)	0.016 (0.46)
売上高経常利益率	0.000 (0.06)	0.005 (1.14)	0.003 (0.83)	0.006 (1.40)	0.003 (0.80)
消費者物価指数(県別)	0.017 (7.91)	0.016 (7.59)	0.017 (8.03)	0.016 (7.91)	0.018 (8.07)
失業率(地域別・性別)	0.027 (1.52)	0.022 (1.17)	0.017 (0.96)	0.020 (1.09)	0.016 (0.87)
α					
λ					
σ_ϵ	0.260 (672.87)	0.206 (68.73)	0.239 (128.12)	0.232 (84.60)	0.249 (223.38)
σ_u		0.141 (37.92)	0.103 (19.93)	0.102 (24.34)	0.141 (17.57)
サンプル数	804	804	804	804	804
対数尤度	-217.086	-167.892	-191.188	-183.311	-205.597
賃下げの確率	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
賃金据置き確率	52.8%	48.6%	51.2%	50.6%	51.6%

付表2 トービット・モデルの推計結果（続き）

(5) パートタイム女性・時給

	$p = 1(\text{計測誤差なし})$			
	係数 (r 値)	係数 (r 値)	係数 (r 値)	係数 (r 値)
定数項	-2.893 (-9.62)	-2.910 (-14.09)	-2.751 (-10.93)	-2.823 (-10.15)
年齢	-0.008 (-1.93)	-0.005 (-1.70)	-0.006 (-1.82)	-0.006 (-1.70)
勤続年数	-0.038 (-2.67)	-0.018 (-1.93)	-0.025 (-2.35)	-0.021 (-1.62)
(勤続年数) ²	0.002 (2.21)	0.002 (2.08)	0.001 (1.75)	0.001 (1.45)
経験年数	0.016 (1.06)	0.017 (1.52)	0.019 (1.60)	0.017 (1.22)
(経験年数) ²	0.000 (0.24)	-0.000 (-0.13)	-0.000 (-0.03)	-0.000 (-0.04)
教育年数	0.045 (4.34)	0.040 (5.49)	0.031 (3.97)	0.038 (3.98)
13大都市ダミー	0.080 (2.12)	0.045 (1.67)	0.057 (1.91)	0.073 (2.09)
規模ダミー	-0.150 (-3.56)	-0.104 (-3.53)	-0.080 (-2.43)	-0.118 (-2.97)
(ベース = 29人未満)	-0.204 (-3.99)	-0.117 (-3.33)	-0.129 (-3.25)	-0.152 (-3.22)
1,000人以上)	-0.146 (-3.14)	-0.115 (-3.61)	-0.083 (-2.31)	-0.089 (-2.04)
産業ダミー	0.447 (4.70)	0.353 (4.80)	0.311 (3.87)	0.431 (4.98)
(ベース = 建設)	-0.008 (-0.17)	-0.082 (-2.55)	-0.080 (-2.27)	-0.048 (-1.14)
サービス)	-0.056 (-1.44)	-0.106 (-4.10)	-0.103 (-3.55)	-0.078 (-2.18)
	-0.134 (-1.11)	-0.109 (-1.42)	-0.142 (-1.62)	-0.179 (-1.52)
職種ダミー	-0.085 (-0.88)	-0.065 (-1.03)	-0.032 (-0.45)	-0.027 (-0.31)
(ベース = 運輸・通信)	0.290 (4.78)	0.159 (3.42)	0.231 (4.79)	0.283 (5.02)
専門・技術・教員	0.002 (0.04)	0.046 (1.49)	0.045 (1.31)	0.037 (0.92)
事務	0.005 (0.11)	0.044 (1.36)	0.035 (0.97)	0.028 (0.66)
販売・サービス	0.012 (0.27)	-0.019 (-0.59)	0.017 (0.47)	-0.031 (-0.74)
年次ダミー	0.027 (0.61)	0.040 (1.34)	0.052 (1.55)	-0.005 (-0.13)
(ベース = 1994年)	0.039 (0.90)	0.017 (0.58)	0.015 (0.46)	-0.046 (-1.15)
1995年	-0.035 (-0.81)	-0.057 (-1.84)	-0.046 (-1.35)	-0.085 (-2.12)
1996年	0.000 (0.01)	0.000 (0.01)	0.000 (0.02)	0.000 (0.01)
1997年	0.020 (5.03)	0.021 (7.54)	0.020 (6.57)	0.020 (5.50)
売上高経常利益率	0.038 (1.71)	0.031 (2.07)	0.020 (1.22)	0.033 (1.66)
消費者物価指数(県別)				
失業率(地域別・性別)				
α				
λ				
σ_e	0.237 (159.92)	0.158 (71.05)	0.181 (96.17)	0.217 (168.53)
σ_u		0.034 (12.73)	0.024 (23.04)	0.036 (10.04)
サンプル数	436	436	436	436
対数尤度	-105.689	0.976	-24.393	-83.850
質下げの確率	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
賃金据置きの確率	62.8%	51.7%	54.7%	59.7%

参考文献

- 安部由紀子、「地域別最低賃金がパート賃金に与える影響」、『雇用政策の経済分析』、猪木武徳・大竹文雄編、東京大学出版会、2001年、259～302頁
- 黒田祥子・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
- ・、「名目賃金の下方硬直性が離職行動に与える影響 サバイバル分析による検証」、『ディスカッション・ペーパー・シリーズ、2003-J-6、日本銀行金融研究所、2003年b
- ・、「名目賃金の下方硬直性が失業率に与える影響 マクロ・モデルのシミュレーションによる検証」、『日本銀行金融研究所、未定稿、2003年c
- 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
- 永瀬伸子、「パート賃金はなぜ低いのか？ 諸制度の足かせ」、『国際化の進展と労働市場 制度・政策の影響』、雇用促進事業団、財団法人統計研究会発行部内限資料所収、未刊行論文、1997年、159～191頁
- 日本銀行、「『物価の安定』についての考え方」、『日本銀行、2000年
- Akerlof, George, A., William T. Dickens, and George L. Perry, “The Macroeconomics of Low Inflation,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1996, pp. 1-76.
- Altonji, Joseph G., and Paul J. Devereux, “The Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity,” NBER Working Paper Series, No. 7236, 1999.
- Baker, George, Michael Gibbs, and Bengt Holmstrom, “The Wage Policy of a Firm,” *Quarterly Journal of Economics*, 109 (4), 1994, pp. 921-955.
- Bound, John, Charles Brown, Greg J. Duncan, and Willard L. Rodgers, “Evidence on the Validity of Cross-sectional and Longitudinal Labor Market Data,” *Journal of Labor Economics*, 12 (3), 1994, pp. 345-368.
- 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.
- Fehr, Ernst, and Lorenz Götte, “Robustness and Real Consequences of Nominal Wage Rigidity,” CESifo Working Paper Series, No. 335, 2000.
- Gouriéroux, Christian, and Alain Monfort, *Simulation-Based Econometric Methods*, Oxford University Press, 1996.
- Kahn, Shulamit, “Evidence of Nominal Wage Stickiness from Microdata,” *American Economic Review*, 87 (5), 1997, pp. 993-1008.
- Kimura, Takeshi, and Kazuo Ueda, “Downward Nominal Wage Rigidity in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 15, 2001, pp. 50-67.

- Lebow, David E., 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.
- Lee, Lung-Fei, "Asymptotic Bias in Maximum Simulated Likelihood Estimation of Discrete Choice Models," Working Paper 93-3, University of Michigan, 1993.
- Lerman, Steven and Charles Manski, "On the Use of Simulated Frequencies to Approximate Choice Probabilities," Charles Manski and Daniel McFadden, *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, MIT Press, 1981, pp. 305-319.
- Mariano, Robert, Til Schuermann, and Melvyn J. Weeks eds., *Simulation-based Inference in Econometrics—Methods and Applications*, Cambridge University Press, 2000.
- McFadden, Daniel, "A Method of Simulated Moments for Estimation of Discrete Response Models Without Numerical Integration," *Econometrica*, 57, 1989, pp. 995-1026.
- McFadden, Daniel and Paul A. Ruud, "Estimation by Simulation," *Review of Economics and Statistics*, 76 (4), 1994, pp. 591-608.
- 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.
- Mincer, Jacob, *Schooling, Experience, and Earnings*, National Bureau of Economic Research, 1974.
- Shea, John, "Comment on Card and Hyslop, 1997," *Reducing Inflation ---Motivation and Strategy*, Christina D. Romer and David H. Romer eds., The University of Chicago Press, 1997, pp. 114-121.
- Smith, Jennifer C., "Nominal Wage Rigidity in the United Kingdom," *The Economic Journal*, 110, 2000, pp. 176-195.
- Wickens, Michael, "A note on the Use of Proxy Variables," *Econometrica*, 40, 1972, pp. 759-761.
- Wilson, Beth A., "Wage Rigidity: A Look Inside the Firm," Finance and Economics Discussion Series, 1999-22, Board of Governors of the Federal Reserve System, 1999.