慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	デフレ脱却期における賃金の伸縮性：国際比較の観点から
Sub Title	Nominal wage flexibility after the lost decade in Japan
Author	山本, 勲(Yamamoto, Isamu)
Publisher	慶應義塾大学出版会
Publication year	2007
Jtitle	三田商学研究 (Mita business review). Vol.50, No.5 (2007. 12) ,p.1- 14
JaLC DOI	10.14991/007.20071200-0001
Abstract	本稿では，『慶應義塾家計パネル調査』（2004～07年調査）のパネル・データを用いて，デフレを脱却しつつある2004～06年の日本経済において，労働者個々人の賃金がどの程度伸縮的であったかを検証するとともに，Dickens et al.（2007）の分析結果を用いて名目賃金の下方硬直性の度合いを国際比較する。分析の結果，日本の労働者個々人の名目賃金のうち，パートタイム労働者の時給やフルタイム労働者の所定内月給については，下方硬直性の度合いが国際的にみて大きい一方で，フルタイム労働者の年間給与は，国際的にみて下方硬直性の度合いが小さいとの結果が得られた。つまり，日本の近年のフルタイム労働者の名目賃金は，所定内給与は下方硬直的であるものの，残業手当や賞与による調整幅が大きいために，それらを合わせた年間給与でみれば，国際的にみて大きな伸縮性をもっていると評価できる。もっとも，2004～06年の景気回復期でもフルタイム労働者の所定内月給が下方硬直的であったことには留意すべきであり，日本の名目賃金は，所定内月給の調整を必要とするほどの大規模なショックに対しては必ずしも伸縮的には変動しない可能性があるとの解釈もできる。一方，フルタイム労働者のどのような属性で賃金の据え置きや賃金カットが顕著に生じているかを検証したところ，下方硬直性が確認された所定内月給が据え置かれる確率については，属性による大きな違いはみられず，ある特定の属性に偏って下方硬直性が生じていることはなかった。また，賃金カットについては，所定内月給，年間給与ともに，賃金水準の高い労働者ほど賃金カットを受けやすく，その度合いも大きいことがわかった。このことは，賃金格差が縮小傾向にあることを示唆する。
Notes	商学部創立50周年記念 = Commemorating the fiftieth anniversary of the faculty 50周年記念論文
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-20071200-0001

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

三田商学研究
第50巻第5号
2007年12月

2007年9月10日掲載承認

デフレ脱却期における賃金の伸縮性*

——国際比較の観点から——

山　本　　勲

＜要　　約＞

本稿では，『慶應義塾家計パネル調査』（2004～07年調査）のパネル・データを用いて，デフレを脱却しつつある2004～06年の日本経済において，労働者個々人の賃金がどの程度伸縮的であったかを検証するとともに，Dickens *et al.*（2007）の分析結果を用いて名目賃金の下方硬直性の度合いを国際比較する。分析の結果，日本の労働者個々人の名目賃金のうち，パートタイム労働者の時給やフルタイム労働者の所定内月給については，下方硬直性の度合いが国際的にみて大きい一方で，フルタイム労働者の年間給与は，国際的にみて下方硬直性の度合いが小さいとの結果が得られた。つまり，日本の近年のフルタイム労働者の名目賃金は，所定内給与は下方硬直的であるものの，残業手当や賞与による調整幅が大きいために，それらを合わせた年間給与でみれば，国際的にみて大きな伸縮性をもっていると評価できる。もっとも，2004～06年の景気回復期でもフルタイム労働者の所定内月給が下方硬直的であったことには留意すべきであり，日本の名目賃金は，所定内月給の調整を必要とするほどの大規模なショックに対しては必ずしも伸縮的には変動しない可能性があるとの解釈もできる。一方，フルタイム労働者のどのような属性で賃金の据え置きや賃金カットが顕著に生じているかを検証したところ，下方硬直性が確認された所定内月給が据え置かれる確率については，属性による大きな違いはみられず，ある特定の属性に偏って下方硬直性が生じていることはなかった。また，賃金カットについては，所定内月給，年間給与ともに，賃金水準の高い労働者ほど賃金カットを受けやすく，その度合いも大きいことがわかった。このことは，賃金格差が縮小傾向にあることを示唆する。

＜キーワード＞

名目賃金の下方硬直性，デフレ，低インフレ，失業，賃金格差

＊　本稿の作成にあたっては，黒田祥子氏（一橋大学）から有益なコメントを頂戴した。記して感謝したい。また，本稿は，慶應義塾大学経商連携21世紀COEプログラムが作成した『慶應義塾家計パネル調査』（2004～07年調査）の個票データの提供を受けた。本稿の研究は，一部，慶應義塾学事振興資金による研究補助を受けている。なお，本稿のありべき誤りは，すべて筆者によるものである。

1．はじめに

本稿では，デフレを脱却しつつある日本経済において，賃金にどの程度の伸縮性があるかを検証するとともに，名目賃金の下方硬直性の度合いを国際比較する。さらに，どのような産業・年齢層・賃金水準で賃金の伸縮性が低くなっているかを検証し，賃金格差との関係についても言及する。

1990年以降，先進諸国ではインフレ率が総じて低く推移しており，労働市場の価格調整メカニズムが働くための条件として，名目賃金の伸縮性が重要になってきている。なぜならば，低インフレ下では物価変動が小さくなるため，実質賃金の動きの多くが名目賃金によって規定されるからである。例えば，労働市場の需給を一致させるために実質賃金の引き下げが必要な場合を考えると，インフレ率が高ければ，名目賃金の変化率をインフレ率よりも低く抑えることで，実質賃金の引き下げが可能となる。しかし，インフレ率が低く推移している状況では，名目賃金自体を引き下げないと実質賃金が調整されないことが多く，このとき下方硬直性があるなどして名目賃金の引き下げが進まないと，労働市場の価格調整メカニズムが損なわれ，失業が発生してしまう。

こうしたことから，先進各国では1990年代以降，名目賃金の伸縮性，とりわけ，名目賃金の下方硬直性についての研究が数多く行われてきた。例えば，名目賃金の下方硬直性の有無を検証したMcLaughlin（1994）や名目賃金の下方硬直性が失業率に与える影響を試算したAkerlof, Dickens and Perry（1996）が有名であり，近年でもFehr and Götte（2005）やElsby（2006），Kimura and Ueda（2001），黒田・山本（2006）など，多くの研究が蓄積されている。こうした研究成果をみると，名目賃金の下方硬直性は各国とも相応に確認されるものの，その度合いは国によって異なっているように見受けられる。しかし，これまでの研究では，国際比較を目的に名目賃金の下方硬直性の度合いを推計したものは少なく，研究ごとにその推計手法も異なっていた。このため，先行研究の単純な比較からは，名目賃金の下方硬直性の度合いが国ごとにどの程度異なっているかを厳密に把握することはできないという問題点があった。

ところが，近年になって，Knoppik and Beissinger（2004）やDickens *et al.*（2007）など，名目賃金の下方硬直性の度合いを共通の指標に基づいて国際比較する研究が現れてきた。例えば，Knoppik and Beissinger（2004）では欧州12カ国のデータを用いた国際比較が行われたほか，Dickens *et al.*（2007）では欧州中央銀行のプロジェクトとして，欧米16カ国を対象にした国際比較が実施された。しかし，データの利用可能性等の問題から，これらの研究において日本は分析の対象外となっており，日本の名目賃金の下方硬直性が他国と比べて大きいものなのかどうかは依然としてわかっていない。

名目賃金の下方硬直性の検証には，個々人を追跡調査したパネル・データの利用が必要となるが，日本の場合，国際比較に適したパネル・データの利用が困難であるという実情があった。黒田・山本（2006）は家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』（1993～98年調査）を利用した分析結果から，日本の名目賃金の下方硬直性の度合いは米国やスイスよりもと小さい可能性

を指摘しているものの，『消費生活に関するパネル調査』は比較的若い年齢にサンプルが限定されており，その点では国際比較に適していない。

こうした点に鑑み，本稿では，『慶應義塾家計パネル調査』（2004～07年調査，以下，KHPS）を用いて日本の名目賃金の下方硬直性の度合いを Dickens *et al.*（2007）と同じ手法で推計し，その結果を基に国際比較を行う。KHPS は2004年に調査が開始されたため，サンプル数の問題でこれまでは名目賃金の下方硬直性の分析には適していなかったが，2007年調査までを利用することで分析に必要なサンプル数を確保できる。また，KHPS は幅広い年齢層を調査対象にしており，国際比較するうえでのサンプル・バイアスが生じないというメリットがある。一方，本稿で利用する KHPS の調査期間は景気回復期と重なっているものの，この間もインフレ率は極めて低く推移したため，名目賃金の下方硬直性は引き続き問題になりうる。というのは，景気回復期であっても，個々の経済主体への idiosyncratic なショックは生じるため，インフレ率が低ければ，名目賃金の引き下げが必要となることがある。そこで名目賃金の下方硬直性によって賃金調整がスムーズに行われないと，景気回復スピードが遅れかねない。つまり，低インフレ下では，景気の状況にかかわらず，名目賃金の下方硬直性は注目すべき問題といえる。

なお，黒田・山本（2006）では，事業所を対象とした集計データを用いて，年間給与でみた日本の名目賃金の下方硬直性が1997年までは存在したが，1998年から2001年までは観察されないことを示している。本稿では，個人を対象とした KHPS の2004年調査から2007年調査までのパネル・データを利用するため，データの種類が異なるものの，黒田・山本（2006）で確認されたことが最近のデフレ脱却期にも当てはまるかを確認することができる。

本稿の構成は以下のとおりである。まず２節では，分析に用いるデータについて簡単に説明した後，KHPS を用いた名目賃金変化率のヒストグラムを観察することで，名目賃金の下方硬直性の存在を視覚的に把握する。次に３節では，名目賃金の下方硬直性の度合いの国際比較をする手法として Dickens *et al.*（2007）のフレームワークを紹介するとともに，日本の名目賃金の下方硬直性の度合いを算出し，Dickens *et al.*（2007）の結果と国際比較する。４節では，どのような属性で名目賃金の下方硬直性の影響が顕著に現れているかを検証するとともに，賃金格差との関連を言及する。最後に５節では，本稿のまとめを述べるとともに，今後の研究課題について触れる。

２．KHPS を用いた名目賃金変化率の分布

名目賃金の下方硬直性を検証する際には，名目賃金の対前年変化率を算出し，その分布（ヒストグラム）を観察することが多い。そこで，Dickens *et al.*（2007）に準拠した国際比較を行う前に，本稿の分析で用いるデータで名目賃金変化率の分布を作成し，その特徴を観察することとしたい。

（１）　利用データ

分析には KHPS の2004年調査から2007年調査を用いる。対象サンプルは回答者だけでなく，その配偶者で賃金などの就業情報を回答した労働者も含める。そのうち，利用サンプルは２年連

続して同一企業に勤務する60歳以下の労働者に限定し，転職者や自営業主，家族従業者，非就業者，第１次産業従事者は除外する。転職者を除くのは，解雇・転職などの数量調整を伴う賃金の調整を排除することで，価格調整メカニズムとしての名目賃金の伸縮性のみを把握するためである。例えば，賃金調整がされなかったために職を失い，別の企業で低賃金で就業しているケースは，本稿では賃金の伸縮性とはみなさない。

次に，名目賃金については，(a) フルタイム労働者の所定内月給，(b) フルタイム労働者の年間給与（残業手当と賞与を含む），(c) パートタイム労働者の時給の３種類を用いる。これは黒田・山本（2006）の分析で，名目賃金変化率の分布の形状が（a）～（c）で異なることが指摘されていることを考慮したものである。KHPS では，残業手当を含んだベースの月給しか把握できないため，所定内月給の変化率としては，残業時間を含む労働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た月給の対前年変化率を用いる[1]。また，データの計測誤差によるバイアスを最小化するため，労働時間を用いて賃金を時給換算することはせず，給与が月給（週給）あるいは時給で支払われているケースの賃金をそのまま月給あるいは時給とする。

KHPS では１月に調査を実施し，前年１～12月の給与情報を収集している。このため，各調査からは前年の情報が得られることになり，分析で用いるデータとしては，2004年，2005年，2006年の３年分となる（変化率を用いるため2004年からデータとして利用が可能となる）。分析では，個々人の賃金変化率を１つの単位として，３年分のデータをプールしたものを用いる。また，名目賃金変化率の外れ値については，Dickens *et al.* (2007) と同じ基準で分析の対象外とする[2]。

以上の結果，分析に利用するサンプル数は，(a) フルタイム労働者の所定内月給で1,422，(b) フルタイム労働者の年間給与で3,063，(c) パートタイム労働者の時給で669となる。

（２） 名目賃金変化率の分布

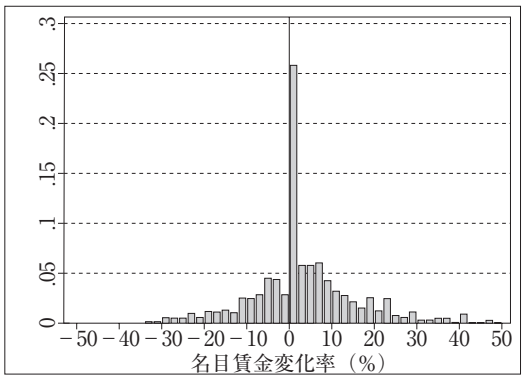
図１は，KHPS のデータを用いた名目賃金変化率の分布である。この分布から名目賃金の下方硬直性を視覚的に確認する簡便法は，黒田・山本（2006）等で述べられているように，変化率がゼロとなっているサンプルと変化率がマイナスとなっているサンプルがどの程度あるかを調べることである。分布の形状でいえば，ゼロ近傍に多くのサンプルが積みあがってスパイクを形成しているか，また，スパイクの左右が対称でなく左側のサンプルが右側よりも少なくなっているかをみることになる。

そこで，まず，図１（1）のフルタイム労働者の所定内月給についてみてみると，ゼロ近傍に４分の１程度のサンプルが積み上がり，賃下げを受けているサンプルが賃上げを受けているサンプルよりも少なくなっており，名目賃金が下方硬直的であることがわかる。ただし，賃下げを受けているサンプルも相当数存在するため，下方硬直性の度合いはそれほど大きくはないと推察される。ただし，本当に下方硬直性の度合いがどの程度小さいかについては，次節で行う国際比較

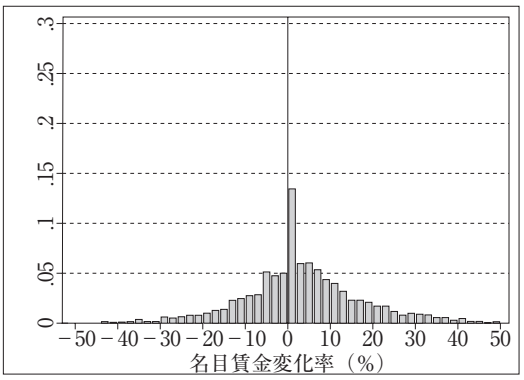
1)　具体的には，前年からの労働時間の変化が±10％未満のサンプルの月給を所定内月給とした。
2)　具体的には，月給の変化率が－35～60％，年間給与の変化率が－85～100％のサンプルのみを分析対象とした。

図１　名目賃金変化率の分布

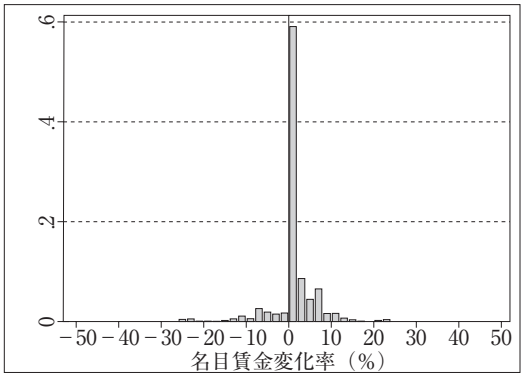
(1)　フルタイム労働者の所定内月給



(2)　フルタイム労働者の年間給与



(3)　パートタイム労働者の時給



によって確認する。

次に，図１（2）のフルタイム労働者の年間給与についてみてみると，ゼロ近傍のサンプルが少なく，賃下げを受けているサンプルも数多く観察されるため，名目賃金は伸縮的であり，下方硬直性の度合いは極めて小さいと推察される。このように，所定内給与よりも年間給与の伸縮性が高いのは，黒田・山本（2006）の結果と整合的であり，年間給与に含まれる残業手当と賞与の伸縮性が大きく寄与しているものと考えられる。

一方，図１（3）のパートタイム労働者の時給についてみると，６割近くのサンプルが変化率ゼロとなっているほか，マイナスの変化率がほとんど観察されず，極めて大きな度合いの名目賃金の下方硬直性が確認できる。この点も黒田・山本（2006）の分析結果と整合的であり，同一企業で勤務し続けるパートタイム労働者の賃金は極めて硬直的であり，パートタイム労働者の調整は賃金ではなく雇用者数で行われている可能性が高い。

以上がKHPSを用いて作成した2004～06年の名目賃金変化率の分布の特徴である。こうした特徴の多くは，1995～98年の家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』を用いた黒田・山本（2006）の結果と似ているが，フルタイム労働者の所定内月給と年間給与の下方硬直性の度合

いについては，異なる特徴もみられる。まず，年間給与については，下方硬直性の存在を示す特徴が黒田・山本（2006）の方が顕著になっており，下方硬直性の度合いが2000年代に大きく低下したことが示唆される。この点は，都道府県別の集計データをもとに，年間給与の下方硬直性が1998年以降（2001年まで）観察されないことを示した黒田・山本（2006）の別の分析結果とも整合的である。つまり，日本の年間給与の下方硬直性の度合いは，事業所だけでなく個々人のレベルにおいても，1990年代末から2000年初にかけて極めて小さくなった可能性がある。一方，所定内月給についても，下方硬直性を示す特徴が黒田・山本（2006）の方が若干顕著であり，名目賃金の下方硬直性の度合いが幾分小さくなったと考えられる。しかし，2004～06年でも依然として所定内月給に下方硬直性が観察される点には注目すべきであり，日本のフルタイム労働者の名目賃金の伸縮性の多くは，残業手当や賞与の調整によってもたらされていると推察できよう。

3．名目賃金の下方硬直性の国際比較

名目賃金変化率の分布を視覚的に分析することで，2004～06年のデフレ脱却期の日本において，フルタイム労働者の所定内月給には相応の下方硬直性があること，フルタイム労働者の年間給与には逆に伸縮性があること，パートタイム労働者の時給には強い下方硬直性があることが推察できた。そこで，同じデータから Dickens *et al.*（2007）に準拠した名目賃金の下方硬直性の度合いを測定し，日本の名目賃金の下方硬直性の度合いが国際的にみてどの程度の大きさに位置するのかを調べることにする。

（1） フレームワーク

名目賃金の下方硬直性の度合いを示す指標には，名目賃金変化率の分布の歪みを測るもの（歪度・平均・中央値ギャップ，サイン指数，ランク指数，LSW など）や，下方硬直性の構造をフリクション・モデル等の計量モデルで定式化することで下方硬直性の度合いをパラメータ推計するものなど，数多くある[3)]。こうした中で，Dickens *et al.*（2007）では，最もシンプルな指標として，「賃金変化率ゼロ以下のサンプルに占める変化率ゼロのサンプルの比率」を名目賃金の下方硬直性の度合いとして採用し，国際比較に用いている。具体的には，f_n を賃金据え置きサンプルの数，c_n を賃金カットを受けたサンプルの数として，名目賃金の下方硬直性の度合い n は

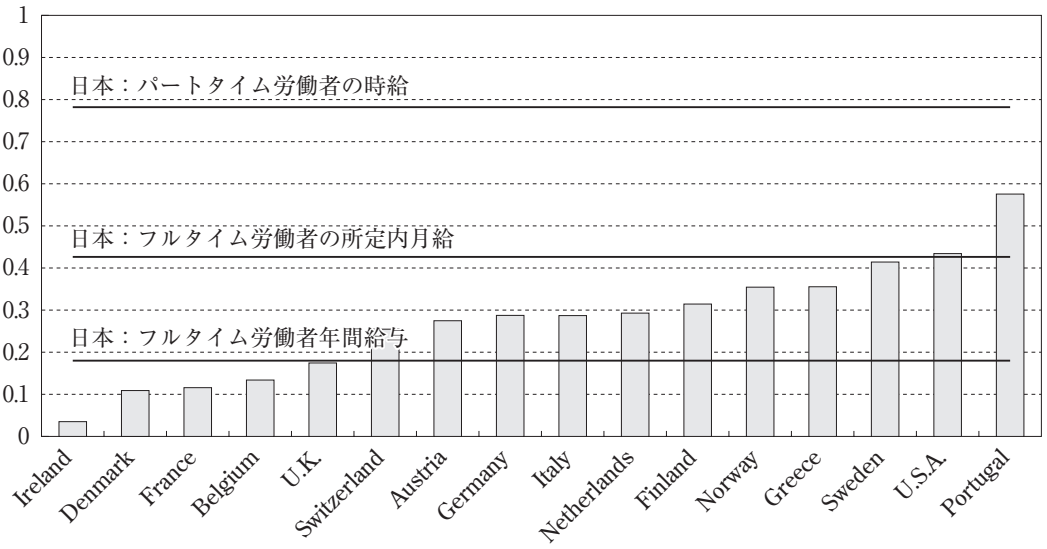
$$n = f_n/(f_n + c_n)$$

と定義される。

この指標は，本来であれば賃金カットを受けるはずだった名目賃金が下方硬直性の存在によって据え置かれているために，変化率ゼロのサンプルが多く生じるとの前提を置いている。図１の名目賃金変化率の分布で考えると，変化率ゼロ近辺でスパイクを形成しているサンプルの数がそ

3）　詳細は黒田・山本（2006）を参照されたい。

図２　名目賃金の下方硬直性の度合いの国際比較



注１）日本以外は Dickens *et al.*（2007）の推計結果。
注２）Dickens *et al.*（2007）で用いられた総サンプル数は31,300,000。サンプル期間は各国平均で11.6年（そのほとんどが2000年前後を終期とするデータ）。

の左側の変化率マイナスのサンプルよりも大きいほど，指標 *n* は大きくなる。

名目賃金の下方硬直性の度合いを測るものとして，指標 *n* は厳密性が低い。しかし，指標の作成が容易であり，国際比較という目的には適しているため，本稿でも指標 *n* を算出したうえで，他国との大きさを比較することにしたい。なお，ここでの国際比較は，共通の指標に基づいて比較するとはいえ，国によるデータ特性やインフレ環境などの違いについてはコントロールできていない点には，留意が必要である。

（２）　国際比較

図１で用いたデータをもとに名目賃金の下方硬直性の度合いを示す指標 *n* を算出すると，フルタイム労働者の所定内月給で0.42，フルタイム労働者の年間給与で0.18，パートタイム労働者の時給で0.79となる。一方，Dickens *et al.*（2007）の結果では，対象16カ国の平均値が0.28，最低値がアイルランドの0.04，最高値がポルトガルの0.58であった。

より詳細に国別の名目賃金の下方硬直性の度合いを図示すると図２のようになる。図２では，国別の指標 *n* を小さい順に左から棒グラフで並べており，本稿で測った日本の３つの名目賃金についての指標 *n* は横線で示している。

図をみると，2004～06年の日本の名目賃金の下方硬直性の度合いは，フルタイム労働者の所定内月給やパートタイム労働者の時給でみれば国際的にみてかなり大きいものの，フルタイム労働者の年間給与については国際的にかなり小さくなっていることがわかる。つまり，前節でも述べたように，日本の近年のフルタイム労働者の名目賃金は，所定内月給は国際的にみても下方硬直

的であるものの，残業手当や賞与による調整幅が大きいために，それらを合わせた年間給与でみると国際的に大きな伸縮性をもっていると評価できる。

デフレ脱却期の2004～06年においてフルタイム労働者の年間給与でみた名目賃金の下方硬直性の度合いが小さいことは，黒田・山本（2006）の結果と整合的であり，年間給与でみた名目賃金は1990年代末以降，伸縮性を保っていると推測できる。一方，所定内給与については2004～06年でも下方硬直性が観察され，その度合いが国際的にみて大きいという点は興味深い。このことは，仮に今後，残業手当や賞与による調整では対処しきれないような大きな負のショックが生じた際，日本の名目賃金は必ずしも伸縮的に変動しない可能性があることを示唆する。この点を重視すれば，日本の名目賃金の伸縮性は高いものの，所定内月給の調整を必要とするほどの大規模な伸縮性をもっているかは疑わしく，経済情勢によっては下方硬直性が労働市場の価格調整メカニズムを損ね，失業をもたらすリスクがあるとの解釈もできよう。

4．属性による名目賃金の下方硬直性の違い

最後に，フルタイム労働者に注目し，2004～06年にどのような人が名目賃金の下方硬直性の影響を受けやすかったか，また，どのような人が名目賃金のカットを受けやすかったかを検証する。まず，名目賃金の下方硬直性の影響については，前節の分析と同様の前提を置き，名目賃金の変化率がゼロかどうかで判断する。具体的には，従属変数を名目賃金の変化率がゼロかどうかの２値変数，独立変数を年齢や学歴等の個人属性とするプロビット分析を行うことで，賃金据え置き確率がどのような属性で高まるかを調べる。同様に，名目賃金カットの状況を把握するため，従属変数を名目賃金変化率がマイナスかどうかの２値変数にした分析も行う。

さらに，名目賃金の変化率自体を従属変数にした同様の回帰分析も行う。ただし，図１でみたように，名目賃金（特に所定内月給）の変化率の分布は，正規分布とは異っているため，通常の最小自乗回帰を用いることは望ましくない。このため，名目賃金変化率を従属変数とした回帰分析はメディアン回帰を用いる。通常の最小自乗回帰が従属変数の条件付期待値を求めるのに対して，メディアン回帰は条件付中央値（メディアン）をノンパラメトリックに求めるものである。メディアン回帰は正規分布の仮定を置かないため，外れ値や分布の歪みに対してロバストであり，図１でみた名目賃金変化率のように，変化率ゼロのサンプルが非常に多いことや，分布の左右が対称でない場合でも用いることができる。[4)]

独立変数としては，前年の賃金階層（四分位），消費者物価指数変化率，勤続年数，年齢層，性別，学歴，組合加入有無，企業規模，産業，職種，居住地域，調査年を用いた（適宜，変数によってダミー変数に変換）。なお，消費者物価指数変化率は地域別のものを用いており，インフレ率の違いによって名目賃金変化率の分布の位置が異なることを調整する目的で加えている。

推計で用いた変数の基本統計量は表１にまとめている。また，回帰分析の結果は表２（所定内

4)　メディアン回帰（または四分位回帰＜quantile regression＞）については，例えばBuchinsky（1998）を参照されたい。

表１　推計に用いた変数の基本統計量（フルタイム労働者）

	所定内月給		年間給与	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
賃金				
変化率（%）	0.035	0.133	0.033	0.175
賃金据え置き確率	0.217	0.412	0.082	0.274
賃金カット確率	0.287	0.453	0.370	0.483
前年の賃金水準（千円）	354.1	155.0	352.5	161.7
消費者物価指数変化率（地域別）	0.002	0.271	−0.002	0.271
勤続年数	14.82	10.56	14.40	10.45
年齢層ダミー（ベース＝20代）				
30代	0.273	0.446	0.290	0.454
40代	0.318	0.466	0.303	0.460
50代以上	0.310	0.463	0.299	0.458
男性ダミー	0.777	0.416	0.802	0.398
学歴ダミー（ベース＝中卒）				
大卒	0.341	0.474	0.343	0.475
短大・高専卒	0.115	0.319	0.117	0.322
高卒	0.461	0.499	0.457	0.498
組合加入ダミー	0.348	0.477	0.354	0.478
企業規模ダミー（ベース＝小企業）				
中企業（30–99人）	0.164	0.370	0.166	0.372
中堅企業（100–499人）	0.217	0.412	0.231	0.422
大企業（500人以上）	0.379	0.485	0.361	0.480
産業ダミー（ベース＝製造業）				
建設	0.094	0.292	0.102	0.302
卸売・小売	0.118	0.323	0.120	0.326
飲食・宿泊	0.017	0.130	0.020	0.140
金融・保険・不動産	0.070	0.255	0.067	0.250
運輸・情報・通信	0.121	0.327	0.135	0.342
公益・その他サービス	0.161	0.368	0.146	0.353
職種ダミー（ベース＝ブルーカラー）				
サービス	0.062	0.241	0.061	0.239
管理	0.090	0.286	0.089	0.284
専門	0.246	0.431	0.238	0.426
事務	0.201	0.401	0.183	0.387
販売	0.122	0.328	0.123	0.328
サンプル数	1,392		2,989	

注）居住地域ダミーと調査年ダミーは掲載を省略。

月給）と表３（年間給与）にまとめている。表２と表３で，(1)は賃金据え置き確率のプロビット回帰，(2)は賃金カットのプロビット回帰，(3)は名目賃金変化率に関するメディアン回帰，(4)は参考として名目賃金変化率に関する最小二乗回帰の結果である。

表２の所定内月給からみてみると，まず，賃金据え置き確率は，中堅企業で低くなっている以

表２　賃金変化に関する回帰分析結果（フルタイム労働者の所定内月給）

	(1) 賃金据え置き（プロビット）		(2) 賃金カット（プロビット）		(3) 賃金変化率（メディアン回帰）		(4) 賃金変化率（最小自乗法）	
	限界効果	(*t* 値)	限界効果	(*t* 値)	係数	(*t* 値)	係数	(*t* 値)
賃金階層ダミー（ベース＝最低階層）								
第４四分位	−0.032	(−0.79)	0.288	(5.67)	−0.039	(−3.47)	−0.102	(−7.69)
第３四分位	−0.051	(−1.38)	0.195	(4.23)	−0.028	(−2.77)	−0.077	(−6.43)
第２四分位	−0.007	(−0.21)	0.056	(1.37)	−0.006	(−0.65)	−0.039	(−3.59)
消費者物価指数変化率（地域別）	−0.145	(−1.63)	0.052	(0.54)	0.014	(0.59)	−0.001	(−0.05)
勤続年数	0.002	(1.24)	−0.001	(−0.47)	0.000	(−0.14)	0.000	(0.26)
年齢層ダミー（ベース＝20代）								
30代	0.061	(1.27)	−0.044	(−0.90)	−0.004	(−0.36)	0.019	(1.35)
40代	0.039	(0.81)	−0.067	(−1.34)	−0.004	(−0.34)	0.028	(1.92)
50代以上	0.061	(1.15)	−0.022	(−0.40)	−0.009	(−0.71)	0.008	(0.54)
男性ダミー	−0.032	(−0.84)	−0.058	(−1.35)	0.021	(2.13)	0.030	(2.61)
学歴ダミー（ベース＝中卒）								
大卒	−0.052	(−1.19)	−0.050	(−1.00)	0.002	(0.14)	0.003	(0.18)
短大・高専卒	−0.006	(−0.12)	−0.016	(−0.28)	0.000	(0.01)	−0.017	(−1.03)
高卒	−0.044	(−1.09)	0.011	(0.24)	−0.007	(−0.59)	−0.011	(−0.82)
組合加入ダミー	−0.043	(−1.59)	−0.059	(−1.98)	0.014	(2.01)	0.022	(2.64)
企業規模ダミー（ベース＝小企業）								
中企業（30–99人）	−0.017	(−0.48)	0.059	(1.40)	−0.010	(−1.04)	−0.013	(−1.15)
中堅企業（100–499人）	−0.087	(−2.66)	0.112	(2.76)	−0.011	(−1.21)	−0.011	(−1.02)
大企業（500人以上）	−0.055	(−1.63)	0.033	(0.84)	0.000	(0.05)	−0.002	(−0.19)
産業ダミー（ベース＝製造業）								
建設	0.046	(1.09)	−0.026	(−0.56)	−0.006	(−0.52)	−0.001	(−0.06)
卸売・小売	0.038	(0.81)	0.039	(0.73)	−0.007	(−0.59)	−0.003	(−0.18)
飲食・宿泊	−0.059	(−0.62)	0.089	(0.75)	0.012	(0.46)	0.015	(0.46)
金融・保険・不動産	−0.055	(−1.15)	0.147	(2.55)	−0.011	(−0.89)	0.004	(0.24)
運輸・情報・通信	0.053	(1.39)	−0.071	(−1.78)	0.009	(0.93)	0.014	(1.23)
公益・その他サービス	−0.038	(−1.02)	−0.016	(−0.38)	0.010	(1.00)	0.002	(0.19)
職種ダミー（ベース＝ブルーカラー）								
サービス	−0.017	(−0.30)	−0.081	(−1.31)	0.007	(0.44)	0.005	(0.28)
管理	−0.043	(−0.92)	−0.159	(−3.44)	0.032	(2.47)	0.056	(3.70)
専門	−0.023	(−0.64)	−0.062	(−1.59)	0.020	(2.05)	0.030	(2.60)
事務	0.003	(0.08)	−0.085	(−2.14)	0.014	(1.39)	0.017	(1.46)
販売	−0.031	(−0.64)	−0.099	(−1.90)	0.026	(1.96)	0.018	(1.11)
定数項	−		−		0.016	(0.65)	0.041	(1.41)
対数尤度	−697.894		−792.899		−		−	
擬似決定係数	0.041		0.050		0.023		0.051	
サンプル数	1,392		1,392		1,392		1,392	

注）居住地域ダミーと調査年ダミーは掲載を省略。

表３　賃金変化に関する回帰分析結果（フルタイム労働者の年間給与）

	(1) 賃金据え置き（プロビット）		(2) 賃金カット（プロビット）		(3) 賃金変化率（メディアン回帰）		(4) 賃金変化率（最小自乗法）	
	限界効果	(*t* 値)	限界効果	(*t* 値)	係数	(*t* 値)	係数	(*t* 値)
賃金階層ダミー（ベース＝最低階層）								
第４四分位	0.005	(0.27)	0.309	(8.34)	−0.100	(−11.42)	−0.164	(−13.40)
第３四分位	−0.003	(−0.17)	0.217	(6.74)	−0.070	(−9.30)	−0.125	(−11.74)
第２四分位	−0.006	(−0.43)	0.132	(4.54)	−0.056	(−8.18)	−0.090	(−9.40)
消費者物価指数変化率（地域別）	−0.049	(−1.31)	−0.003	(−0.04)	0.014	(0.82)	−0.009	(−0.38)
勤続年数	−0.001	(−2.00)	0.001	(0.46)	0.000	(0.31)	0.000	(0.10)
年齢層ダミー（ベース＝20代）								
30代	0.033	(1.53)	−0.058	(−1.68)	0.007	(0.87)	0.029	(2.50)
40代	0.049	(2.18)	−0.073	(−2.03)	0.009	(1.01)	0.033	(2.63)
50代以上	0.081	(3.25)	−0.007	(−0.17)	−0.006	(−0.60)	0.009	(0.66)
男性ダミー	0.031	(2.14)	−0.087	(−2.82)	0.018	(2.45)	0.039	(3.83)
学歴ダミー（ベース＝中卒）								
大卒	−0.013	(−0.71)	−0.030	(−0.83)	0.013	(1.49)	0.014	(1.12)
短大・高専卒	0.018	(0.78)	−0.025	(−0.61)	0.004	(0.36)	−0.002	(−0.17)
高卒	0.005	(0.29)	0.023	(0.69)	−0.003	(−0.33)	−0.011	(−0.93)
組合加入ダミー	−0.022	(−1.94)	0.009	(0.43)	0.004	(0.74)	0.005	(0.65)
企業規模ダミー（ベース＝小企業）								
中企業（30–99人）	−0.009	(−0.70)	−0.010	(−0.34)	0.004	(0.53)	0.012	(1.21)
中堅企業（100–499人）	−0.041	(−3.33)	0.011	(0.40)	0.008	(1.19)	0.015	(1.52)
大企業（500人以上）	−0.050	(−3.64)	−0.036	(−1.25)	0.023	(3.30)	0.039	(3.91)
産業ダミー（ベース＝製造業）								
建設	0.016	(0.94)	−0.004	(−0.14)	−0.004	(−0.51)	−0.014	(−1.22)
卸売・小売	0.058	(2.59)	0.016	(0.43)	−0.013	(−1.44)	−0.016	(−1.25)
飲食・宿泊	−0.042	(−1.30)	0.109	(1.37)	−0.021	(−1.14)	−0.001	(−0.04)
金融・保険・不動産	0.006	(0.27)	0.009	(0.22)	−0.007	(−0.68)	−0.011	(−0.78)
運輸・情報・通信	0.020	(1.30)	−0.034	(−1.18)	−0.003	(−0.48)	−0.004	(−0.36)
公益・その他サービス	−0.006	(−0.38)	−0.016	(−0.51)	−0.005	(−0.60)	0.001	(0.08)
職種ダミー（ベース＝ブルーカラー）								
サービス	0.015	(0.58)	−0.023	(−0.47)	0.006	(0.50)	−0.016	(−0.95)
管理	0.017	(0.86)	−0.170	(−4.73)	0.042	(4.38)	0.063	(4.72)
専門	0.003	(0.17)	−0.052	(−1.77)	0.019	(2.57)	0.026	(2.52)
事務	0.038	(2.22)	−0.038	(−1.25)	−0.003	(−0.35)	0.014	(1.27)
販売	−0.049	(−2.81)	−0.031	(−0.79)	0.027	(2.75)	0.028	(2.04)
定数項	−		−		0.036	(1.97)	0.036	(1.44)
対数尤度	−789.846		−1898.260		−		−	
擬似決定係数	0.065		0.036		0.035		0.082	
サンプル数	2,989		2,989		2,989		2,989	

注）居住地域ダミーと調査年ダミーは掲載を省略。

外は，特に属性による顕著で違いは見受けられない。一方で，賃金カットについては，賃金階層が高くなるほど確率が高くなる傾向があり，例えば，最低階層の第１四分位に比べて最高階層の第４四分位は３割近くも賃金カットを受ける確率が有意に高くなっている。また，産業別には金融・保険・不動産，職種別にはブルーカラーで賃金カットの確率が高いほか，組合加入者は賃金カットを受けにくくなっている。こうした傾向のうち，賃金階層や職種，組合加入に関するものは，賃金変化率の回帰分析からも読み取ることができる。つまり，賃金階層が高くなるほど，あるいは，ブルーカラーや組合未加入者ほど，賃金が大きく引き下げられるとの結果が得られている。また、賃金変化率は男性で大きくなっている傾向もみられる。

次に，表３の年間給与をみてみると，年齢層が高くなるにつれて賃金据え置き確率が高くなる傾向がわかる。特に30代，40代については賃金カットの確率も低い傾向にあり，この年齢層で下方硬直性の影響を受けている可能性が高い。また，卸売・小売業や小企業でも賃金据え置き確率が相対的に高くなっている。もっとも，年間給与については前節で検証したように下方硬直性の度合いは小さいため，その影響も小さいものと考えられる。一方，賃金カットについては，所定内月給と同様に賃金階層が高いほど，その確率が高い。また，賃金変化率については，賃金階層が高い人ほど賃金が引き下げられている一方で，男性や大卒，大企業，管理・専門職で賃金が上昇していることがわかる。労働組合加入については所定内月給では有意に正の係数が得られていたが，年間給与になるとその効果は統計的にゼロとなっている。なお，下方硬直性の度合いが小さい年間給与では，メディアン回帰と最小二乗回帰の推計結果の違いが所定内月給に比べて小さくなっている。これは，下方硬直性の度合いが大きい名目賃金の変化率を通常の最小二乗回帰で分析すると，バイアスが生じてしまうことを示唆しているといえよう。

以上の結果を整理・解釈すると以下のようになる。まず，賃金が据え置かれるという意味での名目賃金の下方硬直性の影響は，下方硬直性が確認された所定内月給についてみれば，属性による顕著な偏りはない。このため，労働費用の比率が高いサービス業や年齢層が高い労働者ほど名目賃金の下方硬直性の影響を受けているといった特徴は，少なくとも本稿で利用した所定内月給のデータからは確認できない。次に，賃金カットや賃金変化率の推計結果からは，元々の賃金水準が高い労働者ほど，所定内月給も年間給与も大きく引き下げられていることが示された。このことは，本稿で用いたサンプルに関しては，賃金格差が縮小する方向にあったことを意味しており，特筆に値しよう。もっとも，ここでのサンプルは，2004～06年のフルタイム労働者のうち，２年連続して同一企業に勤務している労働者に限られていることは留意すべきである。

５．おわりに

本稿では，KHPS のパネル・データを用いて，デフレを脱却しつつある2004～06年の日本経済において，労働者個々人の賃金がどの程度伸縮的であったかを検証し，また，Dickens *et al.*（2007）の分析結果を用いて名目賃金の下方硬直性の度合いを国際比較した。

分析の結果，労働者個々人の名目賃金のうち，パートタイム労働者の時給については，下方硬

直性の度合いが国際的にみても極めて大きいことがわかった。また，フルタイム労働者の所定内月給にも下方硬直性があり，国際的にもその度合いは大きいことがわかった。これに対して，フルタイム労働者の年間給与は伸縮的であり，残業手当や賞与に伸縮性があるために，国際的にみても年間給与の下方硬直性の度合いは小さくなっているとの結果が得られた。つまり，日本の近年のフルタイム労働者の名目賃金は，所定内給与は下方硬直的であるものの，残業手当や賞与による調整幅が大きいために，それらを合わせた年間給与でみれば国際的に大きな伸縮性をもっていると評価できる。もっとも，2004～06年の景気回復期でもフルタイム労働者の所定内月給が下方硬直的であったことには留意すべきであり，日本の名目賃金は，所定内月給の調整を必要とするほどの大規模なショックに対しては必ずしも伸縮的に変動しない可能性があるとの解釈もできる。

一方，フルタイム労働者の賃金について，どのような属性で賃金の据え置きや賃金カットが顕著に生じているかを検証したところ，下方硬直性が確認された所定内月給が据え置かれる確率については，属性による大きな違いは観察されず，下方硬直性がある特定の属性に偏って生じてはいないことがわかった。賃金カットについては，所定内月給，年間給与ともに，賃金水準の高い労働者ほど賃金カットを受けやすく，その度合いも大きいことがわかった。このことは，賃金格差が縮小傾向にあることを示唆するものである。

最後に，本稿の分析を踏まえ，今後の研究課題について述べたい。まず，本稿では名目賃金の伸縮性を分析対象としたが，労働市場の価格調整メカニズムとしては，実質賃金の伸縮性が重要であり，両者が異なる場合には，別途研究が必要である。1990年代中頃以降の日本経済は物価の変動が極めて小さいために，名目賃金の動きと実質賃金の動きには大きな乖離はみられなかった。しかし，これは集計された物価水準で賃金を実質化した場合のことであり，家計や個人によっては直面している物価水準が異なる可能性がある。こうした点まで考慮すると，近年の日本でも，実質賃金が名目賃金とは異なる動きをしていたことも考えられ，例えば，賃金の伸縮性や賃金格差に関する検証の結果が，名目賃金と実質賃金のいずれを用いるかで変わるかもしれない。この点を検証するには，家計や個人別に物価指数を算出する必要があり，今後の研究課題としたい。

次に，本稿では賃金の伸縮性のうち，下方への伸縮性に着目した分析を行ってきたが，上方への伸縮性についても検証する必要がある。というのは，2002年以降の今般の景気回復期，企業が生産や設備投資を積極化させているほどには，家計消費が回復しておらず，その原因の１つとして賃金（特に所定内給与）の上昇スピードが過去の景気回復局面に比べて遅くなっている可能性が指摘されているからである。この点が事実であれば，名目賃金には下方硬直性だけでなく上方硬直性も存在することになり，景気循環に与える影響が大きくなると考えられる。賃金の上昇スピードが遅いとすれば，その原因としてはグローバル化による国際競争の激化などが考えられるが，本稿の分析との関連では，所定内月給に下方硬直性がみられたことも注目に値しよう。なぜならば，年間給与に伸縮性があったとしても，所定内月給の引き下げが困難であれば，企業はその点を考慮して，たとえ業績が好転してもすぐには賃金を引き上げようとはしないと予想できるからである。つまり，1990年代に賃下げの難しさを経験したことによって，多くの企業が賃上げ

の不可逆性を認識し，将来の景気後退期に賃下げをしないで済むように，賃上げ抑制的な行動をとるようになり，名目賃金が粘着的（上方にも下方にも硬直的）になったとの推測である。[5)] こうした点の検証には，過去の景気回復期のデータも必要であり，今後の研究課題の１つといえる。

参 考 文 献

［1］ 黒田祥子・山本勲，『デフレ下の賃金変動：名目賃金の下方硬直性と金融政策』，東大出版会，2006年。

［2］ Akerlof, George, A., William T. Dickens, and George L. Perry（1996），“The Macroeconomics of Low Inflation,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 1–76.

［3］ Buchinsky, Moshe, “Recent Advances in Quantile Regression Models: A practical guide for empirical research,” *Journal of Human Resources*, 33（2）, pp.88–126.

［4］ Dickens, William T., Lorenz Gotte, Erica L. Groshen, Steinar Holden, Julian Messina, Mark E. Schweitzer, Jarkko Turunen and Melanie Ward-Warmedinger（2007），“How wages change: micro evidence from the International Wage Flexibility Project,” *Journal of Economic Perspectives*, 21（2）, pp. 195–214.

［5］ Elsby, Michael（2006），“Evaluating the Economic Significance of Downward Nominal Wage Rigidity,” NBER Working Paper, No.12611.

［6］ Fehr, Ernst, and Lorenz Götte（2005），“Robustness and Real Consequences of Nominal Wage Rigidity,” *Journal of Monetary Economics*, 52（4）, pp. 779–804.

［7］ Kimura, Takeshi, and Kazuo Ueda（2001），“Downward Nominal Wage Rigidity in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 15, pp. 50–67.

［8］ Knoppik, Chsistoph, and Thomas Beissinger（2004），“Downward Nominal Wage Rigidity in Europe An Analysis of European Micro Data from the ECHP 1994–2001,” IZA Discussion Paper No. 1492

［9］ McLaughlin, Kenneth J.（1994,），“Rigid Wages?,” *Journal of Monetary Economics*, 34, pp.383–414.

5） 名目賃金に下方硬直性が存在する場合に上方硬直性も生じやすくなる可能性については，Elsby（2006）でも主張されている。なお，本稿が準拠した Dickens *et al.*（2007）の指標 *n* は，名目賃金の下方硬直性だけでなく上方硬直性の影響も受けるものの，本稿や Dickens *et al.*（2007）の分析では上方硬直性がないことを仮定しているため，この点については留意が必要といえよう。