

日本における名目賃金の硬直性(1993-2006)

— 擬似パネルデータを用いた接近¹⁾ —

神 林 龍

本稿では、1993年から2007年にかけての賃金構造基本統計調査の個人票を常用雇用フルタイム被用者について疑似パネル化し、同一と目される被用者の年をまたいだ賃金変化率を計測し、賃金の硬直性の推移についてまとめた。その主要な結論は以下の通りである。第一に、日本においては基本給の額面調整という過程で確かに下方硬直性が認められるものの、労働市場で価格としての機能をはたす時間賃金では、所定内労働時間増加による調整の結果、それほど強い硬直性は観察されない。第二に、賃金の硬直性は、性別よりも、年齢に強く依存する。第三に、賃金の下方硬直性は1990年代および2000年代を通じて上昇傾向にある。とはいえ、この傾向の過半は賃金が硬直的な事業所が増えたことに依存しており、高齢化や長期勤続化の影響は必ずしも大きくはない。
JEL Classification Codes: E3, J3, J5

第1節 はじめに

賃金は、労働市場で決定される重要な価格変数である。マクロ経済を考察するうえでは、賃金決定の様相が財政政策や金融政策の効果を左右するとされることが少なくない。労働市場においても、需要や供給の変化に対する賃金、すなわち均衡価格の振る舞いは、市場の機能そのものを表象する要素として、いまもって研究者に重要な手がかりを与え続けている。

日本の労働市場における賃金の振る舞いは、1970年代のオイルショックや1980年代の円高不況時の経験をもとに、国際的にみて柔軟な調整機能を有するとの評価を受けてきた。恒常的に所定外労働(いわゆる残業)を多用し、労働需要の増減に伴い割増賃金を変動させたり、所定内賃金と別に支払われる一時金(いわゆるボーナス)を企業利益と連動させるなど、日本企業が賃金を調整する余地をつくっていたことは、多くの事例研究の積み重ねから夙に指摘されていた。1980年代以降、こうした労務管理の特徴が、諸外国と比較しても、労働市場全体の賃金や労働時間の柔軟性につながっていることが、サーベイデータでも確認され、結果として失業率の変化を小規模にとどめることができたと議

論された²⁾。2009年に発生したいわゆるリーマン・ショック以降の失業の増大が、欧米先進諸国と比べて限定的だったのも、このような賃金・労働時間調整のメカニズムが働いた結果ではないかとする立論もあらわれている³⁾。

一方、労働需要や労働供給の変化に忠実に従った柔軟な賃金・労働時間の決定というイメージの対極ともとれる議論が、1990年代後半以降とみに主張されるようになった。すなわち、いわゆる「日本的雇用」と総称される雇用慣行が労働市場に硬直性を生み出しており、それが(国内的にみれば)急速に上昇した失業率の元凶であり、1990年代後半以降の不況を長期化させた原因でもあるという趣旨である。また、日本の解雇規制が労働市場に重大な硬直性を生み出しているとよく指摘されるが、その主張は賃金が柔軟に変化せずに、価格調整による効率的配分の達成が阻害されていることが前提となっている⁴⁾。

労働市場の硬軟を巡って議論が錯綜する背景には、データの問題がある。一般に、労働需要や労働供給の変化に対して労働市場がどのように反応するかを確かめるためには、同一個人や同一企業を追跡して、被用者や使用者の行動の変化を直接とらえるパネルデータの利用が不可

欠である。米国のNLSYやPSIDに代表されるように、欧米諸国では1980年代にはパネルデータの開発に予算と研究時間を注ぎ、1990年代以降労働経済のほぼすべての研究課題に次々と豊かな成果を結実させてきた。賃金調整についても、Bewley(1999)などの丹念な聞き取り調査と並行して、パネルデータを用いたAltonji and Devereux(2000)の詳細な研究が、世帯調査における賃金額の測定誤差という難しい問題を解決しつつ、賃金変化には労働需要の変化はそれほど直接的に反映されないこと、すなわち、硬直性があることを丁寧に見いだした。近年には、Dickens *et al.*(2007)による国際比較プロジェクトが大規模に行われ、簡便かつ統一的な枠組みが提案された。この研究プロジェクトの特徴は、旧来の世帯パネルデータのみならず、事業所パネルデータ(北欧諸国やドイツなど)や行政組織が収集する社会保障データ(オーストリア、イタリアなど)の活用が進められた点にもあった。その結果、名目賃金の下方硬直性は、どの国にも均等に観察されるわけではなく、国によって程度は千差万別であることが報告された。国ごとに賃金の硬直性の程度が異なるという観察結果は、産業構造や職種分布、労働市場に関わる法的制度などが賃金の硬直性に対して影響を及ぼすことを示唆しており、現在も賃金の硬直性の原因について統計的な研究が盛んに行われている⁵⁾。

一方、日本ではよく知られたようにパネルデータの本格的な開発が2000年代以降にずれこみ、賃金調整に関する研究は長くクロスセクションの分析を時系列的に並べて比較するという手法に頼らざるを得なかった(Kimura and Ueda(2001)など)。その中でも、金融政策の実効性に関する議論に基礎資料を提供したいという動機から、黒田祥子、山本勲両氏を中心に精力的に研究が発表され、賃金調整に関して1980年代の先行研究で観察された傾向が少なからず持続しているという興味深い事実を指摘した。家計経済研究所の世帯パネルデータが利用できるようになると、黒田・山本(2003)によってパネルデータを用いた賃金変化の研究に先

鞭がつけられた。しかし、当該パネルデータは、賃金、とくに労働市場の価格として標準的に利用される時間賃金を考察するには質問項目に多少難があり、若年独身女性を中心としたサンプル設計の問題から得られた結論の一般性については、著者自身も留保せざるを得なかった⁶⁾。その後、大阪大学や慶応大学を中心としたより一般的な世帯パネルデータの開発が進み、ある程度年次がたまった現在、それを利用した賃金調整の研究が発表されつつある(Yasui and Takenaka(2005)、山本(2007)など)。これらの研究は、扱ったデータや手法が異なるものの、いずれも、日本の名目賃金の下方硬直性は国際的に見てそれほど顕著ではない一方、1990年代後半以降強まる傾向があるという観察結果を報告しており、日本における近年の傾向をある程度頑健に示しているとまとめられる。

この論文の目的は、こうした賃金変化の研究に資するために、賃金構造基本統計調査(以降、BSWSと略す)の被用者個人の賃金データを活用して疑似パネルデータを作成し、日本の1990年代から2000年代にかけての賃金変化の動向について観察することである。のちに詳しく説明するように、BSWSはあくまでも年ごとにサンプリングされるクロスセクションのデータである。しかし、調査データにはサンプリングに用いられた名簿情報が残存しており、その情報を用いれば複数年にわたり同一事業所を追跡することができる。被用者個人には名簿情報が存在しないので同一個人を正確に追跡することはできないが、本論文ではいくつかの基準に従って、連続する2カ年にわたって同一事業所に属し、おそらく同一と思われる人物のデータをつなぐことで疑似パネルデータを作成した。結果として、1993年から2006年までの13年間という、日本経済が経験した長期不況全体をカバーする比較的長期間にわたって、合計200万人という大標本が確保できたことは、個別属性が賃金調整に与える影響など、様々に考察するうえで有用であろう。また、BSWSはその賃金データの精確性に定評があり、時間賃金に関する測定誤差という、世帯調査で常に考慮し

なければならない問題を比較的小さく見積もることができる。疑似パネルデータであるが故に異なる個人を同一と見なしている危険性があるものの、データの特性を理解した上で利用すれば、本論文のように世帯パネルデータと補完的な役割を果たせることが示されよう。

第2節 データ作成と計測方法

本稿で用いるデータはBSWSの個人データである。BSWS自体は被用者の賃金動向を探るために毎年6月末日現在について行われる標本調査である。パネル構造を前提に調査設計されているわけではなく、年ごとにあらためて標本抽出がなされるものの、回収された標本サイズは事業所5万箇所、被用者120万~130万人以上と、標本調査としては比較的大きい。この大規模なサンプルサイズと、サンプリング方法の特徴を利用して、次に説明するように被用者に関する疑似パネルデータをつくる。

まず、BSWSの最終的な調査対象は被用者個人であるが、標本のサンプリングは事業所を経由した典型的な2段階抽出によることを説明しておこう。すなわち、第1段階として、事業所企業統計調査をフレームに事業所がサンプリングされ、さらに第2段階として調査対象となった事業所内の被用者が、賃金簿をフレームにサンプリングされるように設計されている。調査原票には事業所を抽出した際に用いられた事業所企業統計調査の事業所番号が残存しているので、この番号を用いて同一事業所が連続する2カ年でサンプルされたかどうかを確かめられる。事業所の抽出確率は産業と事業所規模で設定されている。500人以上の大規模事業所については全数調査となっており、事業所規模が大きいほど抽出率が大きく、2カ年連続で調査される確率も高い。また、事業所企業統計調査が改訂された数年後にサンプリングフレームも最新のものに替えられる(「名簿替え」と呼ばれる)が、その間は基本的に名簿が固定される⁷⁾。したがって、名簿替えをまたぐ場合には2カ年連続で同一事業所が調査される確率は減少するものの、同一名簿が利用されている限り、それ

の確率で同一事業所が調査されると考えられる。

一連番号が利用可能な事業所に対して、残念ながら、被用者については抽出名簿に関する情報は残存していない。したがって、同一の事業所を追跡できたとしても、通常のパネルデータのように同一の被用者を正確に追跡できるわけではない。本稿では、次のようなプロセスで「同一と思われる」被用者を拾い上げ、連続する2カ年についてパネルデータを作成した。まず性別、学歴、年齢、勤続年数の4変数を接続の鍵とする。次に基準年の同一事業所で同一の鍵変数をもつ被用者が他にいない被用者に注目する。最後に翌年の同一事業所にも、候補(すなわち同一の性別、学歴、1を加えた年齢、勤続年数)が一人しかいない場合に、両者を同一の被用者とみなし、接続する。

この接続方法の問題点は以下のようにまとめられよう。第一に、基準年と翌年のどちらかに複数の候補がいる場合には接続の対象からはずしている。異時点間で異なる被用者を接続してしまう危険を極小にするためだが、それでも、たまたま連続する2カ年で同期入社異なる人物がきっかけ1人ずつサンプルされてしまうという可能性はある。ただし、この点の関連で、BSWSでは30人未満の事業所については被用者全数を個人調査の対象とするように設計されていることを指摘しておきたい。すなわち30人未満の事業所については、異なる人物を接続してしまう可能性は、記入時の間違いなどを除けば論理的にないと考えてよい。後段、名目賃金の下方硬直性が事業所規模間で差が大きいことが報告されるが、この観察は測定誤差に依存する可能性があることには注意を要するだろう。第二に、学歴情報を用いるため臨時労働者あるいはパートタイマーは考察の対象からはずしている。確かに、臨時労働者あるいはパートタイマーはBSWS全体の20%程度を構成しており、無視できないシェアを示している。しかし、常用フルタイムの被用者はまだ大多数であること、時間調整や雇用調整との関連で賃金の硬直性が現実に問題とされているのは常用フルタイムの

表 1. 使用データの要約統計量

	BSWS		分析対象 (C)
	全標本	潜在分析対象	
	(A)	(B)	
女性比率	0.36	0.29	0.28
平均学歴	2.49	2.51	2.51
平均年齢(歳)	39.98	40.26	39.06
平均勤続(年)	11.28	13.00	12.35
所定労働時間(時間)	156.51	164.04	164.95
所定外労働時間(時間)	10.90	12.45	12.25
きまって支給する現金給与(百円)	2958.89	3303.03	3236.65
賞与等特別支給額(百円)	9647.67	11336.96	11254.97

被用者であること、などを考慮すると、本稿の考察対象を常用フルタイム被用者に限定することは、当面、大きな損失ではないだろう。

以上のように、いくつかの留意点があるものの、保守的な接続方針のもと、連続した2カ年について接続できた民営事業所の被用者は14年間の全標本18,125,810のうち2,092,507に上った。BSWS全体に対しておよそ12%の割合で、年間9万人から20万人の範囲に収まる。ただし、接続対象となるためには、2年連続して同一事業所で観察されなければならないので、翌年の標本のうち勤続1年以上である常用雇用フルタイム被用者に対する接続割合をとると15%程度になる。この接続割合は、BSWSがサンプリング・フレームを改訂する年に顕著に下がるが、それはもともとの事業所自体の接続率が落ちるからと思われる。実際、事業所の接続率が高い500人以上の事業所について生じる差は、同一名簿を使用した年では16~15%、名簿替えをはさむ年では10%程度なのに対して、30人未満の事業所についてはそれぞれ20%程度から6~8%にまで低下する。その結果、名簿替えをまたぐ年には分析対象が顕著に大規模事業所に偏ることは、ここで指摘しておこう⁸⁾。

接続した被用者と、母集団(ここではBSWSの全標本および翌年勤続年数1年以上の潜在分析対象)との間の要約統計量の差を示したのが、表1である。全標本と比較すると、若年の割りに学歴が高く勤続が長い男性が多い。また、所定内所定外ともに労働時間が長く、賃金やボーナスも高い。これは接続対象がそもそも2年連

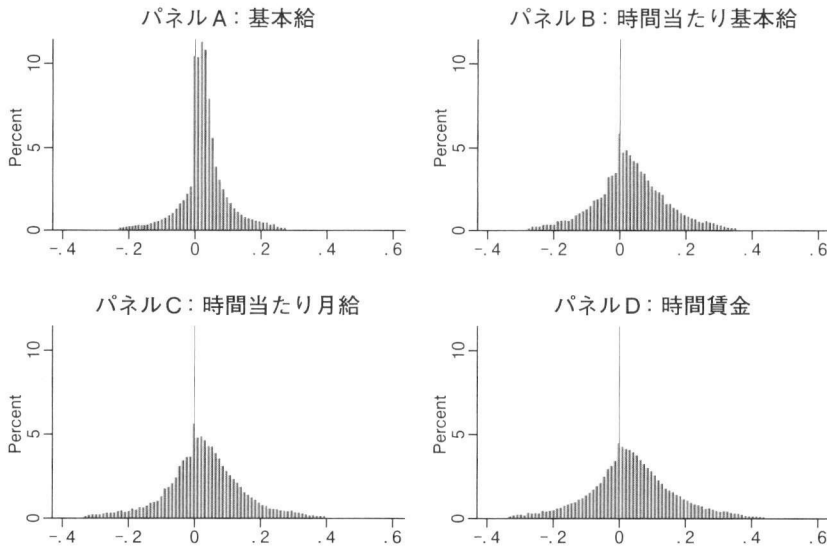
続で同一事業所に属さなければならないので、女性や学歴が比較的低い被用者は勤続確率が小さく接続確率が低くなるからであろう。翌年の標本のうち勤続1年以上の常用フルタイム労働者(年齢・勤続は翌年の数値)と比較すると平均的な属性の差は小さくなる。ただし、接続率は小規模事業所でもある程度高くなるためか、潜在的な接続可能標本と比較すると、分析対象は若干若年で、給与が少な

い。

次に本稿で扱う賃金概念は時間賃金を中心とすることを説明する。日本企業では伝統的に就業規則などで定められる基本給を中心とした給与制度が、いわゆる職能資格制度と表裏をなし成立している⁹⁾。この基本給に、残業などを含む諸手当が加算され、最終的に不定期に支給される一時金が付加され、賃金が構成されるのが通常だろう。BSWSでも、それぞれを、所定内給与、所定外給与、賞与等特別支給額と定義し、別々に調査している(基本給と諸手当はあわせて「きまって支給する現金給与」と定義され、賞与等特別支給額では昨年1年間のボーナスを把握している)。一般に労働市場で価格として認識されるのは時間賃金なので、マクロ経済学や労働経済学で重要となる賃金の硬直性も、第一義的には時間賃金で分析されるべきである。ここでは賃金総額(=きまって支給する現金給与+賞与等特別支給額/12)を月間総実労働時間(=所定内労働時間+所定外労働時間)で除した値を時間賃金として定義し、分析対象の中心に据える。

ただし、上記のように時間賃金はいくつかの部分によって構成されており、時間賃金を変化させることはどこかの構成要素を変化させることと同義である。それゆえ、時間賃金の硬直性(あるいは柔軟性)が、時間賃金の構成要素のどの部分から発生するかを見極め、どの部分で硬直的に(あるいは柔軟に)なるか、そのメカニズムを明らかにすることは重要である。上記のように整理した日本の典型的な賃金システムから考えると、基本給の額面、基本給を所定内労働

図1. 賃金変化率の分布(1993-2006)



時間で除した時間あたり基本給、きまって支給する現金給与を月間総実労働時間で除した時間あたり月給、これにボーナスを加味した時間賃金の4つの段階を踏まえよう。基本給と時間あたり基本給の間には所定内労働時間が、時間あたり基本給と時間あたり月給の間には所定外労働時間と諸手当が、時間あたり月給と時間賃金の間にはボーナスが構成要素として付加されている。

第3節 名目賃金の下方硬直性

最初の一步として確認すべきは、賃金変化率の分布の形である。次の図1は賃金変化率に関するデータをすべてプールして、1%幅で作成したヒストグラムである。前節で触れたように、賃金概念として、基本給、時間あたり基本給、時間あたり月給、時間賃金の4種を採用している。ただし、異常値を取り除くために、Dickens *et al.*(2007)にならい、それぞれの変数が35%以内の下落あるいは60%以内の上昇にとどまるサンプルのみを集計対象とした。標本サイズは各々200万程度で、たとえばパネルAの0付近の短冊が示す10%のシェアは20万程度に対応する。

図1をみると、基本給変化率は0とその右側の近傍に集中しているのがわかる。賃金概念が

時間あたり基本給、時間あたり月給、時間賃金と拡張されるに従って、切り立った崖が崩れ、なだらかな小山に変化していく様が、誰にでも容易に見て取れるだろう。賃金概念の拡張は、時間あたりの賃金単価の調整余地の拡大と対応しているの、この傾向は自然に解釈できる。もっとも、調整余地の最も大きい時間賃金をみても、0のすぐ右側と左側では頻度に落差があり、分布が砕ける前の波頭のような形をしているのが観察され、時間賃金の下方への変化に対して何らかの形で抵抗する力が働いている、すなわち名目賃金に下方硬直性が存在することを予想させる。

これらの分布の特徴をより明示的に比較するために、いくつかの要約統計量をまとめ、表2として掲示した。基本給変化率の中位値は0.020で、0を含んで0.05未満までの累積密度は0.506と、0と+5%までの調整でほぼ半数程度のサンプルが収まる計算となる。これは、おそらく定期昇給などによる基本給の変動の結果だろう。対して0の左側近傍のサンプルサイズはより小さく、-0.05を含んで0未満までの累積密度は0.122にとどまる。基本給の変化率の分布は、0を中心と考えると左右非対称になっていることがわかる。サンプルが対象としている1990年代後半以降の10年間、日本経済は

表2. 賃金変化率の分布特性

	基本給	時間当たり基本給	時間当たり月給	時間賃金
サンプルサイズ	2056975	2042282	2048721	2045112
平均	0.027	0.029	0.029	0.036
中位値	0.020	0.021	0.021	0.026
標準偏差	0.095	0.125	0.122	0.133
シェア				
マイナス調整	0.234	0.380	0.383	0.387
-0.05を含んで0未満	0.122	0.171	0.178	0.168
ゼロ	0.066	0.023	0.016	0.006
0を含んで0.05未満	0.506	0.243	0.242	0.206
プラス調整	0.700	0.597	0.601	0.607
Dickens <i>et al.</i> (2007)指標	0.220	0.057	0.039	0.010
硬直性指標の差		0.521	0.264	0.549

基本的にデフレーションの状況にあり、マクロ計数としての平均賃金もいくつかの年で減少を経験した時期にあたる。したがって基本給であっても削減の対象となった可能性があることが想像されるが、本稿のデータでは基本給が負に調整されたサンプルは全体の23%にとどまり、正に調整された70%と比較すると小さい。

また、ちょうど0、つまり基本給が変化しなかった標本は全体の6.6%をしめる。基本給が減少した標本のシェアは23.4%なので、Dickens *et al.*(2007)で採用されている下方硬直性を示す指標は $(0.066 / (0.234 + 0.066)) = 0.220$ となる。Dickens *et al.*(2007)の下方硬直性指標とは、変化率が非正のサンプルを潜在的に負の賃金調整が必要だったサンプルとみなし、そのうちゼロのサンプルの比率をみることで、何らかの要因で負の賃金調整ができなかった割合、すなわち賃金の下方硬直性の度合いを示すという考え方に立脚している。算出が簡便なうえ先行研究でも盛んに用いられているので、本稿でもこの指標を「下方硬直性指標」または「ゼロサンプルの相対シェア」と呼び、以降の分析でしばしば用いよう。この指標の背後には、硬直性がまったくなかったとした場合の賃金調整の分布が0を中心とした分布になるという暗黙の想定がある。1990年代に盛んになった雇用創出・喪失研究は、雇用調整の契機としてどの生産主体にも共通するマクロの環境変化よりも事業所単位の個別の事情(idiosyncratic shock)が重要であることを明らかにした。日本においても同様

の事情が当てはまることが指摘されており、かつ1990年代は基本的にデフレーションの時期だったので、潜在的な賃金調整圧力が0(あるいは若干のマイナスの値)を中心に分布すると考えることはそれほど外れてはいないだろう¹⁰⁾。

以上のように、基本給は分析期間中、若干の上昇を経験するサンプルが多かったのに

対して、削減を経験したサンプルは少なく、その意味で下方硬直性が働いていた可能性が、ヒストグラムを観察するだけで十分に指摘できる。次に所定内労働時間で基本給を除き、時間当たり基本給を算出すると、その変化率の分布は基本給の分布よりもなだらかにかつより左右対称に変化する。具体的には、時間当たり基本給をまったく変化させなかった標本シェアは23%と減少する一方、負に調整した標本のシェアは38.0%と増加する。その結果、下方硬直性指標は0.057と減少する。また時間当たり基本給の変化率の分布は、中位値こそ0.021と基本給変化率の分布と大差ないものの、0を含んで0.05未満までと、-0.05を含んで0未満までの、それぞれの区間の累積シェアは各々24.3%と17.1%で、両区間がカバーするシェアの差はおよそ7.2%ポイントと、基本給の38.4%ポイントと比較すると小さく、0を中心とした分布の左右の非対称性が緩和されているのがわかる。

基本給と時間あたり基本給という計測単位の相違からくる下方硬直性指標の減少や分布の対称性の回復は、対応する賃金調整方法の実効性と関連するだろう¹¹⁾。例として、基本給変化率の下方硬直性指標と時間当たり基本給の同指標にある16.3%ポイントの差をとりあげよう。これは、基本給の額面が不変だったとしても時間当たり基本給の削減を実現したサンプルが相当あったことを示しており、もちろん、所定内労働時間を増加させることで達成される。厳密に言えば、後にもみるように、基本給変化率の下

方硬直性指標計測時には考慮されていない、基本給の額面が上昇したサンプルのなかにも、所定内労働時間が額面以上に増加することで時間当たり基本給が減少したサンプルもある。それゆえ、下方硬直性指標を計算するための両者のサンプルが単純な包含関係にあるわけではない。そこで本稿では、単純に両指標の差をとるのではなく、基本給の下方硬直性指標の算出に用いられたサンプルだけを用いて時間当たり基本給に関する下方硬直性指標を算出し、その比率をとった。サンプルの包含関係を明らかにするためである。この結果、0.521 という数値がでた。何らかの理由で基本給の額面が調整されなかったうち、およそ半数が所定内労働時間を変化させることで時間当たり基本給を調整させたと解釈できる。

所定内労働時間による調整と比較すると、残業など所定外労働時間による労働時間の調整は、それほど柔軟な賃金調整には結びつきにくいかもしれない。諸手当を通じた額面の調整が同時に発生するからである。とはいえ、時間あたり月給が変化しなかった標本のシェアは1.6%、硬直性指標も0.039と、時間当たり基本給の場合と比較してさらに小さく、時間当たり基本給が変化しなかったサンプルの3割程度が所定外の労働時間や給付を用いて時間当たり賃金を削減した計算になった。また、その変化率の中位値は0.021と、基本給や時間当たり基本給の場合と大差ないものの、0と±5%の区間の累積密度は正の方向に0.242、負の方向に0.178、その差は6.4%ポイントと、時間当たり基本給の場合と比較するとやはり若干減少し、より左右対称に近づいている。

一方、賞与による額面調整と労働時間調整は論理的には相関を持たない。それゆえ、賞与を含めた給付水準の調整を考慮すると、時間賃金の変化率の様相は大きく変わるかもしれない。実際、時間賃金がまったく変化しなかった標本のシェアはわずか0.6%にとどまる。逆に時間賃金が減少した標本のシェアは38.7%と増加し、その結果下方硬直性指標も0.010となり、時間当たり月給の0.039よりもさらに小さくな

る。時間当たり月給が調整できなかったうち5割程度が、賞与の調整を通じて時間賃金を削減した勘定になる。時間賃金の中位値は、賞与を含む分0.026と上昇するものの、0と±5%の区間の累積密度は0.206と0.168で、そのカバーするシェアの差は3.8%ポイントとさらに小さくなる。基本給そのもので発生していた38.4%ポイントという差と比較すると、0を中心とした左右の非対称が大きく軽減されているのがわかる。

以上のように、図1および表2から観察されるのは、基本給自体が減額される例は比較的僅少なものの、時間賃金は、労働時間の調整を通じて負の方向にもより容易に調整されてきたという傾向である。従来、日本の賃金調整の主要な要素として残業などの所定外賃金やボーナスによる賃金額の調整が指摘されてきたが、少なくとも1990年代以降に関しては、労働時間、なかでも所定内労働時間の調整による時間賃金の調整が、賃金の下方硬直性との関連では重要な役割を果たした可能性を指摘できる¹²⁾。

以上、本稿で作成した疑似パネルデータをすべてプールした賃金変化率の分布から観察されることは2点ある。第一に、日本の賃金制度には労働時間やボーナスなど、時間賃金を調整する余地があることが旧来より強調されてきたが、疑似パネルデータを用いても、時間賃金に関する下方硬直性は小さかったことが示された。第二に、時間賃金の調整において大きな役割を果たす調整方法のひとつに、先行研究では必ずしも強調されてこなかった所定内労働時間の増加があり、全体の平均労働時間の減少傾向と矛盾しない形で利用されたことを指摘しておきたい。

第4節 労働者・事業所属性との関係

前節では名目賃金の下方硬直性は計測単位によって異なり、その背後にはいくつかの賃金調整メカニズムが存在することが示唆された。そして最終的に市場で流通する時間単価は、少なくともフルタイムの常用雇用被用者については、相当の柔軟性を持っていることがわかった。ただし、これらの賃金調整メカニズムはいわゆる

表3. 属性別の下方硬直性指標

	性別		最終学歴		年齢		産業		事業所規模	
	男性	女性	高校卒	大学卒	30歳未満	50歳以上	製造業	サービス業	10人未満	300人以上
基本給	0.209	0.249	0.224	0.197	0.171	0.254	0.213	0.232	0.334	0.061
時間当たり基本給	0.056	0.061	0.060	0.043	0.035	0.093	0.054	0.059	0.092	0.017
時間当たり月給	0.038	0.039	0.040	0.034	0.020	0.068	0.033	0.044	0.065	0.012
時間賃金	0.009	0.026	0.011	0.007	0.004	0.022	0.008	0.010	0.016	0.004

雇用システムと不可分だと考えられるので、雇用システムのなかで異なって位置づけられている労働者や事業所では、名目賃金の下方硬直性も違った様相を呈すると想像できる。本節では、本稿で作成した擬似パネルデータのサンプルサイズが比較的大規模であるという利点を生かして、労働者や事業所の属性と名目賃金の下方硬直性との関連を確かめる。

サンプルを属性で分割して比較したヒストグラムは、紙幅の都合上神林(2011)の図2を参照していただくこととして、ここではそれぞれの硬直性指標を比較しよう(表3)。

まず、男性と女性を比較すると、硬直性指標は女性のほうが大きい。高校卒と大学卒では下方硬直性指標の両者の差は2.7%ポイント程度と、4.0%ポイントという性別の差よりもむしろ小さい。男女差や学歴差と比較すると、年齢は賃金変化率についてより実質的な関係をもっているかもしれない。下方硬直性指標はそれぞれ17.1%と25.4%と性別や学歴別と比較すると差が大きい。また、学歴別にみた場合と異なり、労働時間やボーナスなどの可変部分による調整後の時間賃金の変化率においても、年齢別に観察される差はそれほど解消されない。すなわち、最終的な時間賃金の変化率についても、その差は1.8%ポイントと残存している。以上のように、被用者の属性のなかでは年齢が比較的強い影響を及ぼすものの、日本の雇用システムのなかで重要なメルクマールといわれている最終学歴は、賃金変化率の分布や名目賃金の下方硬直性に対してはそれほど大きな影響を及ぼさない可能性がある。

それでは、事業所の属性は下方硬直性に有意な影響を及ぼすのだろうか。本節では、産業と事業所規模をとりあげた。製造業とサービス業の違いがそれほど顕著に観察されない一方、事

業所規模間には比較的大きな差がみられる。下方硬直性指標を基本給についてみても、産業別には製造業0.213、サービス業0.232と差が小さいのに対して、事業所規模別には10人未満事業所0.334、300人以上事業所0.061と差がかなり大きい。ただし、事業所規模間の下方硬直性指標は、調整余地を考慮していくと急速に収束し、時間賃金に関しての両者の差はわずか1.2%ポイントと、むしろ年齢間や男女間の差よりも小さい¹³⁾。

基本給においてすら事業所規模が大きいほうが下方硬直性が緩和されるという傾向は、小規模事業所の賃金が市場水準に張り付き事業所や企業単独での下方への調整を困難にしていることによるかもしれない。逆に言えば、大規模事業所になんからの理由で賃金レントが発生しているなどと考えれば合理的に解釈できる。実際、日本の賃金関数の推定においては年齢や教育水準などの人的資本変数や産業などの変数をコントロールしても、事業所規模の影響が有意に残るとする研究は少なくとも(川口・神林(2010))、次節の回帰分析の中で、BSWSより算出した賃金関数の事業所固定効果を賃金レントとみなし、賃金の下方への変化の有無を回帰したところ、賃金レントが大きいほど賃金の硬直性は少ないという結果を得た。

第5節 時系列的動向

賃金構造基本統計調査から擬似パネルデータを生成する方法の利点のひとつに、ある程度の時系列方向の比較が可能になる点がある。賃金の下方硬直性に関しては、既存研究の中で1990年代後半以降に下方硬直性が強まったのではないかという議論が提出されており、1990年代以降の日本経済を分析する上でも興味深い論点を形成している(黒田・山本(2006)、山本

図 2a. 基本給変化率の分布(1993, 1997, 2001, 2005)

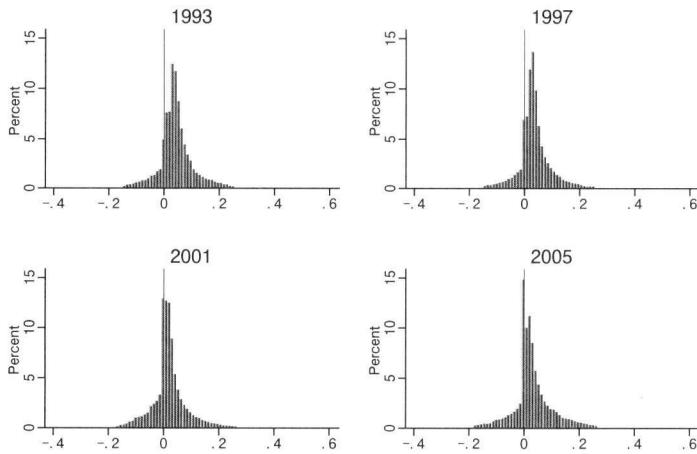
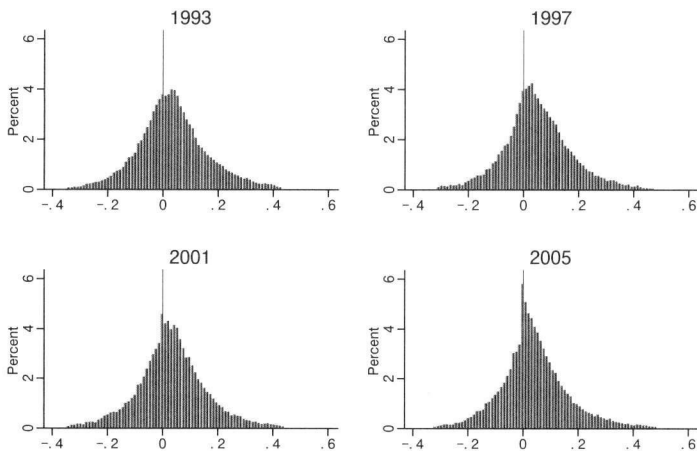


図 2b. 時間賃変化率の分布(1993, 1997, 2001, 2005)



(2007)). もし賃金調整に機能不全が発生したのであれば、労働市場の均衡を取り戻すためには時間や雇用の数量調整に頼る必要がある。ところが先ほどまでの議論を見る限り、賃金調整の重要な鍵は時間調整にあるので、賃金調整が不十分であることは時間調整もそれほど有効に活用できない状況であると考えべきだろう。このとき、残された調整手段は雇用量の調整となる。これが、1990年代後半以降に失業が増加した原因のひとつだと考えても、すぐに思いつく大きな矛盾はない。ところが、近年開発され盛んに用いられつつあるパネルデータでは、1990年代半ばまで時間をさかのぼり情報を収集するのは容易ではない。完全な方法ではないかもしれないが、本稿のように既存のデータを

再利用する方法が有効となる可能性がここにある。幸い、本稿で用いてきたデータセットは各年10万から20万程度のサンプルサイズを残しており、既存統計を活用することで経年変化を見るのに十分なデータセットを生み出せることを示している。

次の図2a, bは年毎の基本給と時間賃金の変化率について、図1と同様のプロセスでヒストグラムを作成したものである。簡便化のために1993, 1997, 2001, 2005年のみ掲示した。

基本給変化率の分布は、0から数%の付近の一定の変化率に頻度が集中するという基本的な形状に変化はない。しかし、時間とともに分布全体が左方にシフトし、とりわけ2000年代以降、ゼロ近傍の密度が濃くなっているように見える。不況が進行するにしたがって賃金の下方への調整圧力が強まっていったにもかかわらず、少なくとも基本給の額面を減額するのはそれほど容易ではなく、0に貼り付くことが増えたと予想できる。

この傾向は、もっとも調整余地の大きい時間賃金についてもあてはまる。時間賃金変化率の分布は、やはり1990年代後半より左方にシフトし、ゼロ近傍の密度が高くなっているのがわかる。とくに2000年代に入ると、変化率ゼロを示すサンプルのシェアが増加し、壁を形成しているようにもみえる。

以上の点をより明確に示すために、Dickens *et al.*(2007)の下方硬直性指標を年毎に算出し示したのが次の図3aである。

事業所の接続率が減少し大規模事業所中心の接続となる名簿替えの年(1995年, 1997年, 2001年など)(おそらく分析標本の事業所規模が平均的に大きくなるためであろう)一時的に低落するものの、下方硬直性指標はどの計測

図 3a. Dickens *et al.* (2007)による下方硬直性指標の推移

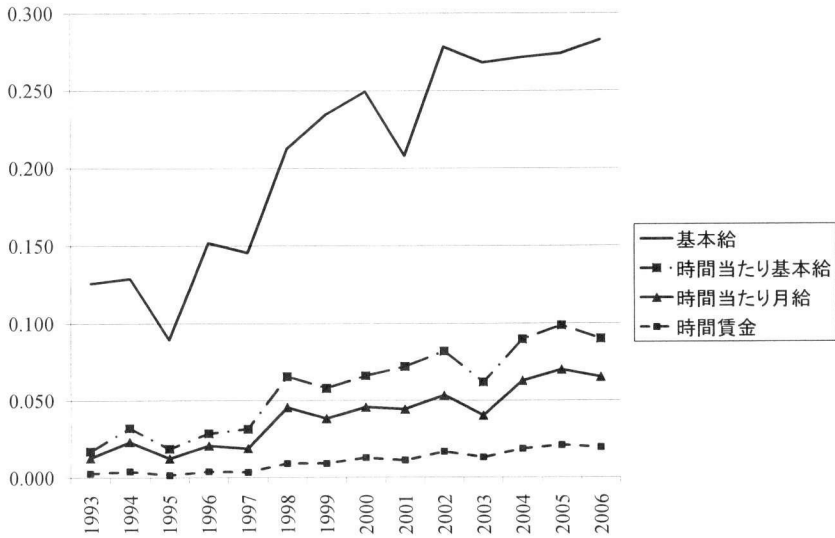
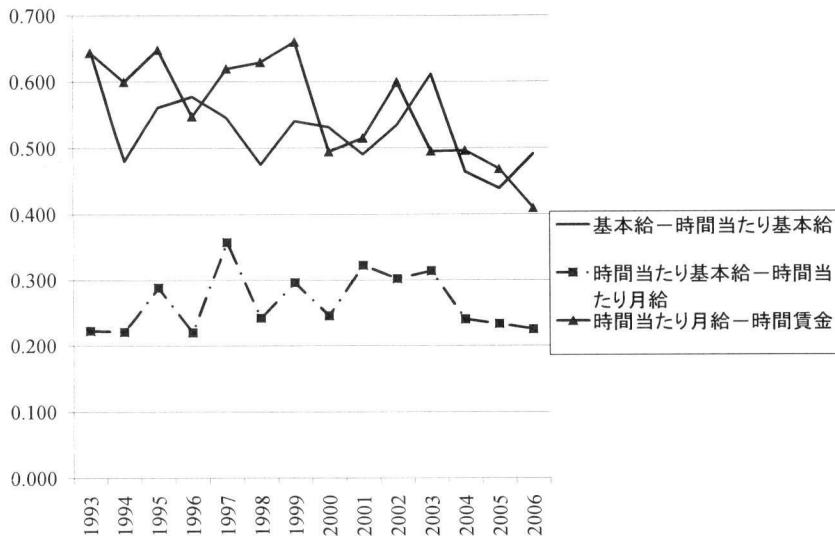


図 3b. 計測単位による下方硬直性指標の推移



単位でも基本的には増大傾向にある。たとえば基本給では1993年の0.126から2003年には0.283まで、時間賃金では同期間に0.003から0.019まで増加した。ただし、この間、転職率は趨勢的に上昇しており、前節で指摘した勤続サンプルに限定することによって生じる硬直性の過大評価は時系列的に影響を増していると考えられる。したがって、この動向の解釈には注意が必要であるが、1990年代後半以降名目賃金の下方硬直性が高まったといえるかもしれない¹⁴⁾。

この下方硬直性の増大は、さまざまな賃金調整方法が現実に果たしてきた重要性が変化したからであろうか。図3bでは、下方硬直性指標の計測単位による差分をとりあげた。1990年代当初では、基本給が調整できなかったサンプルのうち5割強程度が所定内労働時間の調整によって時間給を削減できていたのが、1990年代を通じてその割合は低下し、2000年代には5割をきっている。同様に、時間当たり月給を調整できなかったうちやはり当初6割強がボーナスの調整で時間賃金を削減できていたのに対し、

2000年代に入るとその割合は5割をきる程度になってきている。所定内時間やボーナスによる時間当たり賃金の削減余地が狭まり、基本給の額面の硬直性が最後まで残存する可能性が高くなってきたことを示唆していよう。これに対して、所定外労働時間/給付による調整が源泉の、時間当たり基本給と時間当たり月給の差は、考察期間全体では趨勢的な低落を見せていない。むしろ1990年代から2000年代にかけては増加する傾向がある。ボーナスの削減や所定内労働時間の増加による調整が続き、その余地がしだいに狭められてきた一方、所定外労働時間/給付は消尽されてしまったわけではないのだろう。

ただし、図3に示された推移は本稿で用いたサンプルの素の姿であって、前節でみたように、事業所規模分布や年齢分布の変化に強く依存しているだろう。サンプルの属性分布の変化による影響を除きつつ賃金分布の変化を議論するにはいくつかの分解手法がある。ここでは、本稿でまず確かめるべき命題が硬直性指標の経年変化が属性変化によるかどうかであることを踏まえ、指標との整合性をも考慮して、賃金変化率が0である場合に1を、負である場合に0をとるダミー変数を作成し、これを個人属性および事業所属性、さらに1993年を基準とした年ダミーに回帰する線形確率モデルを用いた。

具体的な推定モデルは以下の通りである。まず事業所*j*の個人*i*の*t*年から*t*+1年にかけての賃金変化率を二値変数*Z_{ijt}*、すなわち賃金変化率が0のとき1を、負のとき0をとる変数としてあらわす。次に*t*年の個人*i*の属性(年齢、年齢二乗/100、勤続、勤続二乗/100、性別、最終学歴)を*X_{it}*、事業所*j*の属性(事業所規模、企業規模、賃金プレミアム¹⁵⁾、常用雇用変化率の絶対値¹⁶⁾、産業、都道府県)を*Y_{jt}*として、次の線形推計モデルをOLS推定する。

$$Z_{ijt} = \alpha + X_{it}\beta + Y_{jt}\gamma + \text{Year} + \epsilon_{ijt}$$

名目賃金の硬直性が強くなる背後には、数量調整すなわち雇用調整が存在していると考えられる。1990年代以降の日本の労働市場の特徴

として離職率の上昇が指摘されるが、本稿で見いだされた名目賃金の硬直性の増大傾向がこれと揆を一にするかは、失われた10年の労働市場の全体像を構築するうえで興味深い。そのため、常用労働者数の変化率の絶対値を事業所属性のひとつとして導入した。擬似パネルデータの作成手順から考えると雇用変動が大きくなると接続確率が減少するという難点が存在するものの、何らかの示唆が得られるだろう。また、サンプリングエラーに対処するために、BSWSの抽出率の設計と同様に事業所規模階層と産業によるクラスターを考え、標準誤差を補正した。ここでは推定結果の抜粋を表4a, b, cとして掲示した。推定結果の全体は神林(2011)付表6を参照していただきたい。

推定係数が正のときに下方硬直性が強くなることを示唆するので、個人属性の影響については、男性と比較すると女性のほうが概して賃金硬直性が大きいようにも見受けられる(表4a, b)。しかし、時間賃金について事業所の固定効果を考慮すると差は統計的に有意ではない。また、年齢と勤続年数についてはいずれも一次項が負、二次項が正と推定され、若年短期勤続層や高年長期勤続層で調整余地が少なく、中年中勤続層では賃金削減がより頻繁であることを示唆している。これに対して、学歴の影響は一見すると高学歴ほど賃金減額が大きいように見受けられるが、事業所の固定効果を考慮すると関係は逆転し、高学歴ほど硬直的となる可能性があるだろう。おおまかにいって、個人属性に関する推定結果は事業所の属性をどう考慮するかで変化し、今後の詳細な研究が待たれよう。

表4cに示した事業所属性については、事業所規模と同時に企業規模を考慮した。どちらにおいても、おしなべて規模が大きいほど硬直性が少ないという傾向が観察されるものの、係数の大きさは企業規模のほうが大きく推定された。本稿ではBSWSのサンプリングフレームが事業所規模に依存している点を重視し、擬似パネルデータの作成手順をはっきりさせるために事業所規模を中心に規模による違いを考察してきたが、企業規模も同様に重要な影響をもつ

表 4a. 推定結果の抜粋(1) 被用者個人属性の影響

被説明変数	基本給		時間当たり基本給		時間当たり月給		時間賃金	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
女性(v.s. 男性)	0.0264	0.0044	0.0020	0.0013	0.0036	0.0012	0.0012	0.0007
年齢	-0.0060	0.0005	-0.0039	0.0003	-0.0038	0.0003	-0.0021	0.0002
年齢二乗/100	0.0121	0.0007	0.0075	0.0004	0.0069	0.0004	0.0035	0.0003
勤続年数	-0.0016	0.0003	-0.0016	0.0002	-0.0008	0.0001	-0.0009	0.0001
勤続年数二乗/100	0.0025	0.0007	0.0007	0.0004	0.0002	0.0004	0.0008	0.0003
高校卒(v.s. 中学卒)	0.0592	0.0033	0.0035	0.0016	0.0146	0.0014	0.0055	0.0009
短大・専門学校卒	0.0824	0.0053	-0.0017	0.0024	0.0130	0.0021	0.0042	0.0013
大学・大学院卒	0.0869	0.0052	-0.0007	0.0022	0.0190	0.0019	0.0051	0.0012
サンプルサイズ	617871		823887		817219		804364	
R-Sq	0.117		0.055		0.047		0.030	

出所) 神林(2011)付表6. その他の変数として、年、産業、事業所規模、企業規模、都道府県の各ダミーが含まれている。推定の詳細については本文を参照のこと。

表 4b. 推定結果の抜粋(2) 事業所固定効果推定

被説明変数	基本給		時間当たり基本給		時間当たり月給		時間賃金	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
女性(v.s. 男性)	0.0257	0.0012	0.0022	0.0006	0.0023	0.0005	0.0003	0.0003
年齢	-0.0062	0.0003	-0.0030	0.0002	-0.0029	0.0001	-0.0013	0.0001
年齢二乗/100	0.0110	0.0004	0.0052	0.0002	0.0049	0.0002	0.0020	0.0001
勤続年数	-0.0012	0.0002	-0.0008	0.0001	-0.0001	0.0001	-0.0002	0.0000
勤続年数二乗/100	0.0036	0.0004	0.0011	0.0002	0.0002	0.0002	0.0002	0.0001
高校卒(v.s. 中学卒)	0.0503	0.0016	0.0097	0.0008	0.0141	0.0007	0.0045	0.0004
短大・専門学校卒	0.0791	0.0023	0.0151	0.0011	0.0193	0.0009	0.0066	0.0005
大学・大学院卒	0.0835	0.0020	0.0164	0.0010	0.0253	0.0008	0.0079	0.0005
サンプルサイズ	617871		823887		817219		804364	

出所) 神林(2011)付表6. 年ダミーのほか事業所固定効果が含まれている。推定の詳細については本文を参照のこと。

ていることを忘れるべきではないだろう。また、賃金プレミアムは大きければ賃金が硬直的になる可能性は低く、レントの存在と賃金調整が不可分なことを示している。常用労働者の変化率の絶対値についても、やはり負の係数が推定され、雇用変動が大きい事業所では賃金が硬直的になりにくい傾向が見られ、賃金調整と雇用調整の間の関係もある程度議論できることがわかった。

本節で議論してきた経年推移についてはどのように推定されたのだろうか。図 4a, b は推定結果のうち年ダミーの推定係数のみを図示したものである。ただし、ここでは諸属性の影響をみるために、上記二値変数を年ダミーのみに回帰した場合、個人属性を付け加えた場合、さらに事業所属性を付け加えた場合、事業所属性として事業所固定効果を付け加えた場合の4種類の結果を示した。用いる賃金概念は、簡便のため、時間調整を考慮しない額面基本給と、すべての調整手段を考慮した時間賃金の2種類について

のみ掲示している。

図 4a, b をみると、諸属性の変化を考慮してもなお、賃金変化率が0にスタックする確率は1990~2000年代を通じて一般的に上昇したことがわかる。他方、各パネル内の説明変数の違いによる増加傾向の差、被説明変数の違いによる図 4a と 4b の傾向の差は無視できない。第一に、基本給の額面調整に関しては、年齢や性別などの個人属性の分布の変化は、硬直性指標の増加傾向とほとんど関係がなく、どの年齢、性別、勤続、教育水準をとっても、等しく硬直化傾向が進行していた様子がかがえる。ところが、産業や事業所規模の影響はより大きく、同一産業・事業所規模に限定すると、硬直性指標の増加傾向は鈍化することがわかる¹⁷⁾。事業所の固定効果を考慮すると、指標の上昇度合いはさらに鈍る。このことは、基本給の額面調整に硬直性があらわれるようになったのは、基本給の額面調整が難しい事業所(たとえば中小事業所など)が多くなったことが原因である可能

表 4c. 推定結果の抜粋(3) 事業所属性の影響

被説明変数	基本給				時間当たり基本給			
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
賃金プレミアム	-0.0887	0.0086			-0.0800	0.0042		
常用労働者変化率の絶対値			-0.0715	0.0056			-0.0214	0.0030
E (v.s. D)	0.0212	0.0226	0.0267	0.0228	0.0114	0.0110	0.0158	0.0114
F	-0.0118	0.0219	0.0015	0.0220	-0.0248	0.0100	-0.0141	0.0103
G	-0.0377	0.0238	-0.0524	0.0239	-0.0224	0.0108	-0.0347	0.0110
H	-0.0588	0.0236	-0.0477	0.0234	-0.0288	0.0104	-0.0210	0.0106
I	0.0094	0.0231	0.0192	0.0232	0.0063	0.0105	0.0133	0.0108
J	0.0161	0.0247	0.0076	0.0248	-0.0007	0.0105	-0.0091	0.0108
K	0.0306	0.0275	0.0316	0.0276	-0.0156	0.0113	-0.0160	0.0114
L	-0.0153	0.0221	-0.0124	0.0224	-0.0171	0.0102	-0.0165	0.0106
事業所 10~30 人 (v.s. 10 人未満)	-0.0192	0.0105	-0.0193	0.0104	0.0044	0.0032	0.0037	0.0031
30~50 人	-0.0300	0.0104	-0.0357	0.0104	0.0009	0.0030	-0.0041	0.0030
50~100 人	-0.0652	0.0098	-0.0694	0.0099	-0.0001	0.0031	-0.0035	0.0032
100 人以上	-0.0780	0.0107	-0.0909	0.0107	0.0047	0.0034	-0.0045	0.0035
企業 30~100 人 (v.s. 30 人未満)	-0.0854	0.0095	-0.0875	0.0095	-0.0402	0.0035	-0.0423	0.0035
100~299 人	-0.1445	0.0100	-0.1527	0.0100	-0.0578	0.0035	-0.0650	0.0035
300~500 人	-0.1785	0.0118	-0.1865	0.0121	-0.0649	0.0045	-0.0723	0.0046
500 人以上	-0.1924	0.0112	-0.2101	0.0112	-0.0594	0.0037	-0.0750	0.0037
サンプルサイズ	617871		617871		823887		823887	
R-Sq	0.120		0.118		0.062		0.055	
被説明変数	時間当たり月給				時間賃金			
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
賃金プレミアム	-0.0095	0.0019			-0.0317	0.0029		
常用労働者変化率の絶対値			-0.0157	0.0026			-0.0130	0.0020
E (v.s. D)	0.0125	0.0097	0.0128	0.0097	0.0024	0.0065	0.0042	0.0064
F	-0.0104	0.0089	-0.0105	0.0089	-0.0091	0.0062	-0.0048	0.0061
G	-0.0187	0.0094	-0.0193	0.0094	-0.0016	0.0064	-0.0067	0.0062
H	-0.0104	0.0091	-0.0103	0.0091	-0.0045	0.0063	-0.0013	0.0062
I	0.0217	0.0094	0.0223	0.0095	0.0063	0.0065	0.0094	0.0064
J	-0.0036	0.0093	-0.0034	0.0093	0.0048	0.0065	0.0015	0.0064
K	-0.0107	0.0097	-0.0105	0.0097	-0.0058	0.0069	-0.0061	0.0067
L	-0.0058	0.0092	-0.0059	0.0091	-0.0010	0.0063	-0.0008	0.0062
事業所 10~30 人 (v.s. 10 人未満)	0.0038	0.0025	0.0042	0.0025	0.0031	0.0015	0.0029	0.0015
30~50 人	-0.0028	0.0023	-0.0025	0.0023	0.0013	0.0014	-0.0006	0.0013
50~100 人	0.0012	0.0025	0.0016	0.0025	0.0053	0.0016	0.0040	0.0016
100 人以上	0.0026	0.0029	0.0028	0.0029	0.0094	0.0023	0.0057	0.0021
企業 30~100 人 (v.s. 30 人未満)	-0.0360	0.0029	-0.0362	0.0029	-0.0164	0.0018	-0.0172	0.0018
100~299 人	-0.0532	0.0029	-0.0534	0.0029	-0.0209	0.0017	-0.0237	0.0017
300~500 人	-0.0597	0.0037	-0.0599	0.0037	-0.0230	0.0027	-0.0259	0.0027
500 人以上	-0.0621	0.0030	-0.0622	0.0030	-0.0200	0.0016	-0.0263	0.0016
サンプルサイズ	817219		817219		804364		804364	
R-Sq	0.047		0.047		0.034		0.030	

出所) 神林(2011)付表 6. その他の変数として、年、都道府県の各ダミーおよび被用者属性が含まれている。推定の詳細については本文を参照のこと。

性を示唆している。

第二に、基本給調整と時間賃金調整とは傾向が異なる。時間賃金における下方硬直性指標が上昇傾向にあることは、基本給と同じだが、時間賃金の場合、産業や規模をコントロールしても上昇傾向の差がほとんど生じない。基本給の調整においてその難易度が異なるはずの中小

事業所と大規模事業所であっても、労働時間やボーナスなどの活用を通じて、時間賃金の調整においては両者の違いは大きくなくなることがわかる。時間賃金調整でより重要な役割を果たすのは事業所固定効果で、同一事業所に限定すると、時間賃金の硬直性の上昇度合いはかなり減衰し、統計的には 1998 年前後までは上昇傾

図 4a. 年ダミーの推移(基本給)

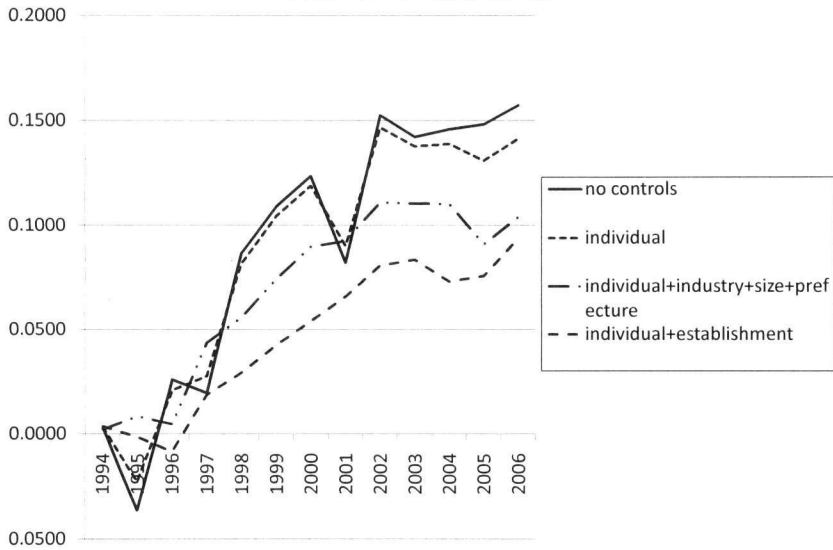
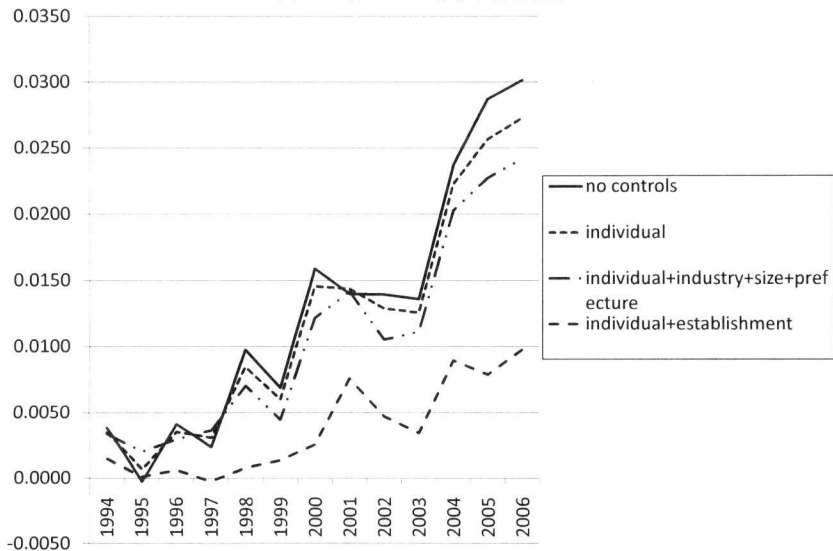


図 4b. 年ダミーの推移(時間賃金)



向が見いだせない。

以上の二点の観察結果から、日本において、確かに賃金調整の下方硬直性が高まってきた可能性が確かめられるとともに、その多くの部分は賃金を調整しにくい事業所が増えてきたことに基づいていると理解できる。従来、賃金変化を巡っては供給側の属性(性別や年齢など)による硬直性の違いが重視されており、だからこそ解雇規制による中高年齢層の雇用調整や年功賃金との関係が示唆されてきたのだが、少なくとも

も近年観察されるようになった賃金の硬直性は、より強く、事業所の属性に依存しているといえるのかもしれない。

第6節 おわりに

本稿は、1993年から2007年にかけての賃金構造基本統計調査の個人票を疑似パネル化することによって年をまたいだ賃金変化率を計測し、その分布の特徴と推移をまとめた。疑似パネルデータであるがゆえに、元データであるBSWS

のサンプリング方法に測定誤差が強く影響されるという弱点があるものの、いわゆる「失われた10年」をほぼカバーし、各年10万程度の大標本を確保でき、日本における賃金の硬直性の推移について、一定の結論が得られた。

第一に、日本においては基本給の額面調整という過程で確かに下方硬直性が認められるものの、労働市場で価格としての機能を果たす時間賃金ではそれほど強い硬直性は観察されない。労働時間やボーナスなどの調整余地が広いという先行研究の指摘と対応している。ただし、従来重視されていた時間外労働やボーナスと比較しても、所定内労働時間による単価調整が無視できない役割を担っている点には注意が必要だろう。

第二に、賃金の硬直性は、性別よりも、年齢に強く依存する。常用フルタイマーといういわゆる正社員に近い被用者に限った場合、性別の違いは顕著ではない。不況期にも関わらず若年層で賃金上昇が一般的に認められたのは、おそらく定期昇給が行われていたからであろう。他方の高年齢層では賃金上昇が抑えられるものの、減額までに踏み込む場合はそれほど多くはないことが裏付けられた。第三に、賃金の下方硬直性は1990年代および2000年代を通じて上昇傾向にある。とはいえ、この傾向の過半は賃金が硬直的な事業所が増えたことに依存しており、高齢化や長期勤続化の影響は必ずしも大きくはない。

日本の労働市場において賃金決定に(被用者の個人属性だけではなく)事業所の属性が深くかかわっていることは何度も指摘されてきた。だとすると、賃金変化に対しても事業所の属性が強い影響を与えることは想像に難くない。実際、本稿で垣間見られた日本における賃金調整の振る舞いは、賃金調整が容易な事業所と難しい事業所が混在することによって構成されていることを示唆している。翻って賃金調整の容易さが事業所属性によって決定されるという議論を考えてみると、確かに日本の統一的画一的な人事労務管理方法を念頭におけば理解しやすいかもしれないが、労働市場の競争原理からは理

解しにくい。事業所属性による賃金決定と、労働市場の競争原理との関係を理解することが重要になるだろう。

また、労働市場の考察に必要なかつ有力なデータを提供する世帯パネルデータは、その調査方法から調査開始以前の状況を把握することが一般に難しい。他方、既存統計のマイクロデータが利用できれば、データが保存されている限り、過去のデータを引き上げることは可能である。日本における世帯パネルデータの構築は緒に付いたばかりで、これを盛り育てることは将来の研究水準を維持し、経済にまつわる真実を解明する上で非常に重要である。同時に、過去の経験や事実を考察し解釈するためには、先達の努力によって豊富に蓄積された既存データを再利用する方法が役立つし、改正された統計法の本旨にも合致する。本稿はそのひとつの試みといえる。

(一橋大学経済研究所・OECD)

注

1) 本稿は、神林龍「日本における名目賃金の硬直性(1993-2006):擬似パネルデータを用いた接近」Understanding Inflation Dynamics of the Japanese Economy Working Paper Series No. 74を大幅に改訂したものである。もともとなった研究は科研費(21683001)の助成を受けており、統計法33条に基づき特別集計を許可されたデータを利用している。本稿作成過程において一橋大学経済研究所定例研究会出席の方々、とりわけ有賀健氏にはさまざまなコメントをいただいた。記して感謝したい。ただし、本稿に表明された意見は著者の個人的見解であり、所属機関とは無関係である。

2) たとえば小池(1966)は高度成長期の日本企業の賃金決定をつまびらかにした。1980年代の研究は雇用調整と時間(賃金)調整との間の関係に関心が集まり、Gordon(1982)、村松(1983)、Freeman and Weitzman(1987)、Taylor(1988)、篠塚(1989)、Abraham and Houseman(1989)など研究が排出された。ただし賃金調整の源泉については議論が分かれており、とくにボーナス制度の役割についてはTaylor(1988)やOhashi(1989)など否定的見解も提出された。

3) たとえばOECD(2010)など。

4) 江口(2010)がこの種の議論をよくまとめている。

5) 賃金の硬直性を巡っては長大な研究史があるが、それを紹介するのは本稿の趣旨ではない。Dickens *et al.*(2007)が研究を手際よくまとめているので参考になる。

6) 黒田・山本(2006)が両氏のそれまでの研究をまとめている。

7) より正確には、厚生労働省が毎月実施している毎月勤労統計調査を通じた実査の結果を踏まえ、新規事業所などを適宜名簿に補充しながらサンプリングしている。

8) 年別や産業別、事業所規模別の接続割合については神林(2011)表1、表2および付表を参照のこと。

9) 賃金表2009年就労条件総合調査では「賃金表がある」と回答した企業は69.9%(管理職以外)。

10) 雇用創出・喪失研究の全体的な見取り図はDavis, Haltiwanger and Schuh(1996)にまとめられている。日本については玄田(2004)を参照のこと。

11) Kawaguchi and Ohtake(2007)は被用者の心理的な抵抗感が、基本給とボーナスで異なることを指摘している。

12) とはいえ、1990年代は法定上限労働時間が週48時間から週40時間に2割程度削減され、長期にわたる不況もあいまって、平均的に労働時間が減少した時期にあたる(神林(2010))。基本給の額面を削減せずに時間当たり基本給を減少させるには所定内労働時間を増加させる必要があるため、全体的な労働時間の減少傾向と、労働時間調整による時間賃金のフレキシビリティの確保は相互に矛盾するかもしれない。この点は神林(2011)第3節で詳細に確かめているので、興味のある読者は参照されたい。

13) 事業所規模間の違いは、大規模事業所の場合に接続確率が減少するという本稿で採用した擬似パネルデータの作成方法ゆえの可能性もある。神林(2011)第3節では事業所規模を連続的に区切り、下方硬直性の推移に30人前後で断絶が大きくないことを確かめている。

14) またこの間、潜在的な賃金調整圧力の分布の分散が変化したことによって、硬直性それ自体は変わらないが0にスタックする標本が増加した可能性もある。しかし、事業所ごとの雇用調整圧力分布の分散を代理するといわれている雇用再配分(job reallocation)は趨勢的な変化を見せていない(神林(2008))。

15) BSWsの常用雇用一般労働者を対象として対数時間賃金に関する賃金関数を年毎に事業所の固定効果を含めて推定し、推定された各事業所の固定効果を賃金プレミアムとした。その際の賃金関数に用いた説明変数は性別、年齢、年齢二乗/100、勤続、勤続二乗/100、最終学歴である。

16) BSWsの6月末日における事業所の常用労働者の翌年に対する変化率の絶対値をとった。ただし、本年と翌年の平均値を分母として変化率を計算しており、最大値は2、最小値0である。

17) また、2001年など名簿替えの年をまたいだ標本で起こるスパイクも、事業所規模と産業をコントロールすると消滅するので、この断続がBSWSのサンプリング方法と本稿の疑似パネルデータ作成方法とに影響されていることがわかる。

参 考 文 献

江口匡太(2010)『キャリア・リスクの経済学』生産性出版。

玄田有史(2004)『ジョブ・クリエイション』日本経済新聞社。

神林龍(2008)「雇用変動指標の再検討——1991～2005年『雇用動向調査』をもとに——」『経済研究』第59巻第3号、pp.240-255。

神林龍(2010)「1980年代以降の日本の労働時間」樋口美雄編『労働市場と所得分配』慶応義塾大学出版会、第5章、pp.159-197。

神林龍(2011)「日本における名目賃金の硬直性(1993-2006): 擬似パネルデータを用いた接近」Understanding Inflation Dynamics of the Japanese Economy Working Paper Series No.74。

川口大司・神林龍(2010)「政府統計の接合データの作成と利用: 工業統計調査と賃金構造基本調査の例」北村行伸編『応用ミクロ計量経済学』日本評論社、第5章、pp.131-162。

小池和男(1966)『賃金』ダイヤモンド社。

黒田祥子・山本勲(2006)『デフレ下の賃金変動』東京大学出版会。

黒田祥子・山本勲(2003)「わが国の名目賃金は下方硬直的か?(Part I)——名目賃金変化率の分布の検証——」, ディスカッション・ペーパー・シリーズ、2003-J-2、日本銀行金融研究所。

村松久良光(1983)『日本の労働市場分析——内部化した労働の視点より——』白桃書房。

篠塚英子(1989)『日本の雇用調整——オイル・ショック以降の労働市場——』東洋経済新報社。

山本勲(2007)「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」『三田商学研究(Mita business review)』, Vol.50, No.5, pp.1-14。

Abraham Katharine and Susan Houseman (1989) "Job Security and Work Force Adjustment: How Different are U.S. and Japanese Practices?" *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.3, Issue 4, December 1989, pp.500-521。

Altonji Joseph and Paul Devereux (2000) "The Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity," in S. Polachek (Ed.), *Worker Well-Being*, Vol.19, pp.383-431。

Bewley Truman (1999) *Why Wages Don't Fall During a Recession*, Harvard University Press。

Davis Steve, John Haltiwanger and Scott Schuh (1996) *Job Creation and Destruction*, The MIT Press。

Dickens, W., L. Goette, E. L. Groshen, S. Holden, J. Messina, M. E. Schweitzer, J. Turunen, and M. Ward (2007) "How Wages Change: Micro Evidence from the International Wage Flexibility Project," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.21, No.2, pp.195-214。

Freeman Richard and Martin Weitzman (1987) "Bonuses and Employment in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.1, No.2, pp.168-194。

Gordon Robert (1982) "Why U.S. Wage and Employment Behavior Differs from that in Britain and Japan," *Economic Journal*, Vol.92, No.365, (1982), pp.13-44。

- Kawaguchi Daiji and Fumio Ohtake (2007) "Testing the Morale Theory of Nominal Wage Rigidity." *Industrial and Labor Relations Review*. Vol. 61, No. 1, pp. 59-74.
- Kimura Takeshi and Kazuo Ueda (2001) "Downward Nominal Wage Rigidity in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 15, Issue 1, March 2001, pp. 50-67.
- OECD (2010) *Employment Outlook: Moving Beyond the Jobs Crisis*.
- Ohashi Isao (1989) "On the Determinants of Bonuses and Basic Wages in Large Japanese Firms," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 3, No. 4, pp. 451-479.
- Taylor John (1988) "Differences in Economic Fluctuations in Japan and the United States: the Role of Nominal Rigidities," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 3, Issue 2, pp. 127-144.
- Yasui Kengo and Shinji Takenaka (2005) "Deflation and Downward Nominal Wage Rigidity: Evidence from Japan," Discussion Papers in Economics and Business, Graduate School of Economics and Osaka School of International Public Policy, 05-20, Jul.