

論 文

日本の二部料金的賃金設定ルール*

—名目賃金上昇の条件—

脇 田 成**

＜要旨＞

春闘で決定される定期賃金とボーナスを分割して、日本の低賃金上昇率の要因を考察した。労使交渉で重視される賃金設定の三要因（失業率など労働市場要因・インフレ率・企業収益など支払い要因）を説明変数として、98年以前とその後にデータを分割して推定した。98年以前の定期賃金は労働市場指標に敏感だが、98年以降は企業内部の労働保蔵の状況に影響されるようになった。さらにボーナスは利潤要因が重要だったが、98年以降は悪化した外部労働市場指標にも敏感となり、家計に移転されてきたレントシェアリングの分が消えた。これが賃金停滞の最大要因である。労働市場指標を重視するより、時間あたりの生産性を重視した推定式が有効となってきており、賃上げのマクロの指標として人員ベースでなく時間あたりの指標の重視が望まれる。

JEL Classification Number : E24, J52

Key Words : 春闘、ボーナス、賃上げ

* 本稿の作成に際し、内閣府における報告会においてコメントをいただいた討論者の照山博司教授、主査の樋口美雄、川口大司、山本勲の各教授、出席者の皆様に感謝します。

**脇田 成：首都大学東京大学院社会科学研究科教授

Two-Part Wage Rule in Japan - Conditions for Nominal Wage Increases -

By Shigeru WAKITA

Abstract

The Japanese low wage increases is considered dividing total wages between *Shunto* and *bonuses*. Empirical investigation showed a *qualitative* difference exists between these two types of wages. *Shunto* has set the coordinated wage rate by focusing on the whole labor market condition, and become to be conscious to labor hoarding existed in the firms after financial crisis in 1998. *Bonuses* have respond to firm's profit, which have become less influential factor. Decreasing bonuses means the decline of rent sharing to workers, which is the main factor of low wage increases.

JEL Classification Number: E24, J52

Key Words: Shunto, Bonus, Wage increases

1. 序論

本論の目的は春闘とボーナスによって代表される日本の賃金設定システムの実証分析を通して、日本の低賃金上昇率の要因を考察することにある。近年では賃上げのマクロ経済効果に注目が集まっており、現実の経済運営においてもわかつに春闘が重視されてきた。しかしながら春闘とボーナスのような日本的な特徴は、日本の経済システムが注目された80年代を除いて、学会ではほぼ取り上げられてこなかったと言って良い。むしろなにか旧弊であつて特殊日本的なもの、フォーマルな分析の対象ではなく見て見ぬ振りをすべきものとされてきたのである。

しかし賃金交渉時に春闘においてベースアップを行うか、ボーナスで補うかは重要な点であり、実際に現実の争点となっている。データを観察しても、春闘にはマクロ整合的な伸縮性や横並びなどの特徴が見られるが、ボーナスは利潤指標に反応する一方、横並びの特徴が見られないなど明らかに違いがある。図1-1に示されるように春闘における名目賃金増加率の産業別のバラツキの小ささは、特に石油危機以後においては明白であり、顕著な特性と言ってよいが、ボーナスはそうではない（図1-2）。さらに日銀短観判断項目での雇用状況はバラツキが大きく（図1-3）、かなり以前の研究ではあるが翁他（1989）は企業ごとに賃金のバラツキの存在を示している。このような特徴をどう考えるべきなのだろうか。なぜこのような複雑な制度が存続しているのだろうか。

図1-1 民間主要企業春季賃上げ要求・妥結状況（厚生労働省発表）

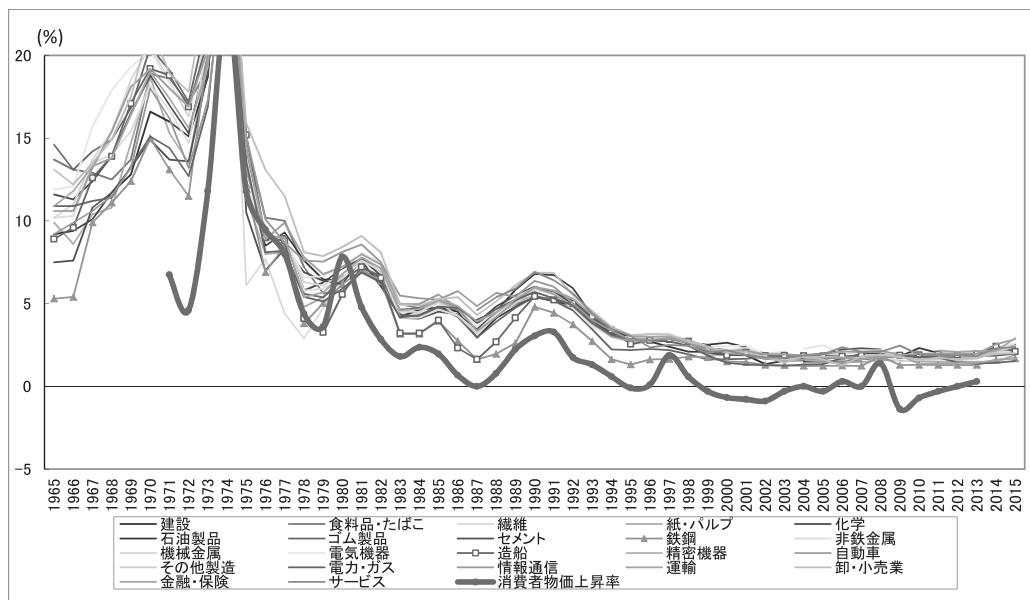


図 1-2 ボーナス（民間主要企業年末一時金集計）

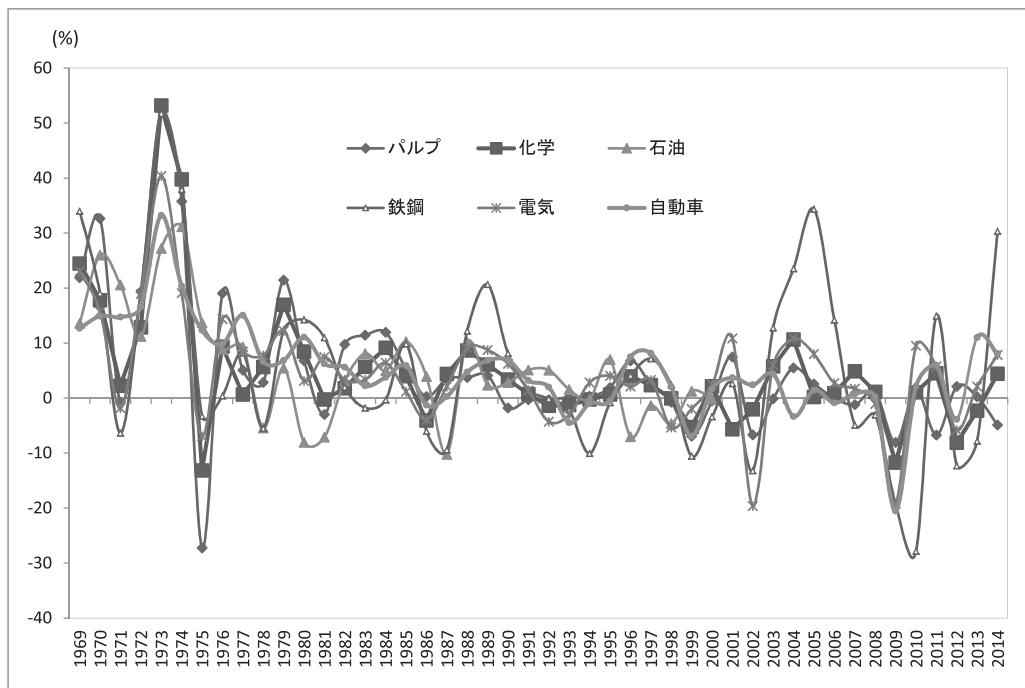
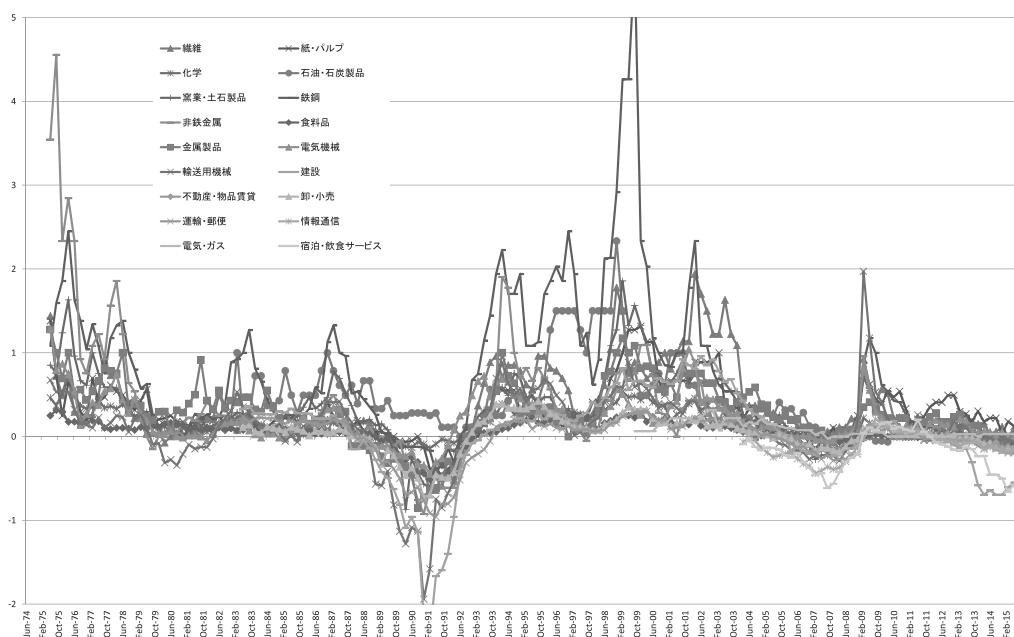


図 1-3 日銀短観による労働保蔵インデックス



筆者は以前に日本の賃金設定における「二部料金制度」モデルによる賃金設定メカニズムを提唱した（Wakita (2001), 脇田 (2003)）が、そこで注目したのは次の二点であった。

- [a] 日本の賃金には大きな企業規模効果があり、大企業ほど賃金が高いこと、
- [b] ボーナスの総賃金に占める比率は大企業ほど高く、雇用吸収力の強い中小企業では小さいことである。

つまり、ボーナスは「長期雇用制度」が広まった大企業セクターの労働者が享受するものであるが、春闘は雇用が不安定な中小企業にも影響を持っている。もともと失業率に影響するのは、もっとも「縁辺」の労働市場の「限界」的な賃金であるはずだが、「春闘」と「ボーナス」を分離して考えると、前者が一種の「限界」的な賃金の役割を果たしていると考えられよう。

しかしこの考え方だけではボーナスの役割がなぜ別建てで存在するか、の説明が十分でない。そこでさらに踏み込んで考えると、春闘は賃金設定における最低限の保証であり、ボーナスはいわば「おまけ」であると考えることもできる。そこで「二部料金制度」モデルの応用を考えたのである。

周知のように、独占企業の多くは大きな固定費用のもとで、「基本料金」と「従量料金」を徴収している。例えば水道・ガス・電気などはそうであるし、もともと二部料金制度を提唱した Oi (1971) 以来の議論はディズニーランドの入場料と個別の乗り物の料金の分離を分析したものであった。これをあてはめると、春闘で定められる定期賃金は「基本料金」であり、ボーナスは「従量料金」と考えられよう。一部大企業の労働者は「基本賃金」ばかりでなく、「おまけ」も受け取っているわけである。それゆえ、この体系のもとで、どちらがより有効かという問題は意味がない。ボーナスで調整されることが理解されているから、春闘で賃金を低く定めることができるるのである。また独占企業の「二部料金モデル」の標準的含意から、「基本料金」ができるだけ低めに押さえることによって、労働市場に数多くの労働者を参加させ、失業率を低下させることが理解される。つまり「春闘」と「ボーナス」の両者はパッケージであり明確に密接不可分であると同時に、効率的な賃金設定方式なのである。

以上の理論モデルに基づき、以前に筆者（Wakita (2001), 脇田 (2003)）は実証分析で

- 外部労働市場を重視し、低めの定期賃金・春闘賃上げ率を甘受することで高失業率を回避
- 個別のレントシェアリング要因はボーナスに反映されていること

を見出した。しかしながら、バブル崩壊以降の失われた 10 年、20 年において、このマクロ的な労働需要要因を重視したメカニズムが作動し続けているのか、伝統的な賃上げルールは生き続けているのか、あるいは労働供給要因として非正規化や高齢化など他のメカニ

ズムが作動して変容しているのか、興味のあるところである。そこで本論では賃上げルールの復活を念頭に置き、マクロ変数の変容を検討しつつ、賃金設定メカニズムを再検討することにしたい。

2. 分析のステップ

本論では序論で述べた仮説に基づき、二つのステップで実証分析を行う¹。

[I : 平準化の存在] まず「基本料金」である春闘は統一的に定められなくてはならないが、従量料金であるボーナスはそうではない。

このステップでは Mace (1991)、Cochrane (1991) そして Townsend (1991) による集計された消費保険の検定を賃金設定に応用し、春闘において実質賃金変化率が産業間で統一的に定められているかどうかを検証する。このようなステップから本論のモデルでは検定すべき条件として、モデルから実質賃金上昇率の同一化が導出されている。この条件を特に「平準化 (Smoothing)」と本論では呼んでいる。経済学の諸文献では平準化 (Smoothing) を通時的なものとして使う場合が多いが、本論ではクロスセクションの平準化を意味している²。

[II : 平準化の範囲] 第二のステップでは賃金平準化の参加者の範囲、つまり賃金の水準を特定するため、非入れ子型検定 (Non-Nested Comparison) により、外部労働市場や内部労働市場の労働保蔵などいくつかの推定式を考察する。

データは 98 年で分割

なお図 2-1 より明らかに 1998 年以前と以後ではデータの様相が異なる。そこで以下の分析では適宜、分割して実証分析を行う。

この時期に分割する理由は、いまでもなく 98 年にバブル崩壊後の大規模な金融危機が生じたためである。不良債権処理先送りが限界となり、この危機以降、日本企業はあてにならない銀行を見切り、内向きとなった。財務基盤強化のため自己資本比率上昇を企業が計るあまり、銀行借入を減らし、内部留保（利益剰余金）を大幅に積み増した。あたかも要塞のように守りを固めることに専念したのである³。企業貯蓄生成のもともとのきっかけ

¹ 理論モデルを書き換え、通常のレントシェアリングモデルを採用して考え方を直すことも可能であろう。名目賃金 W は $P \times \beta(Y-R)/n$ となり (n は組合員数、 P は物価水準、 β は組合の交渉力)、

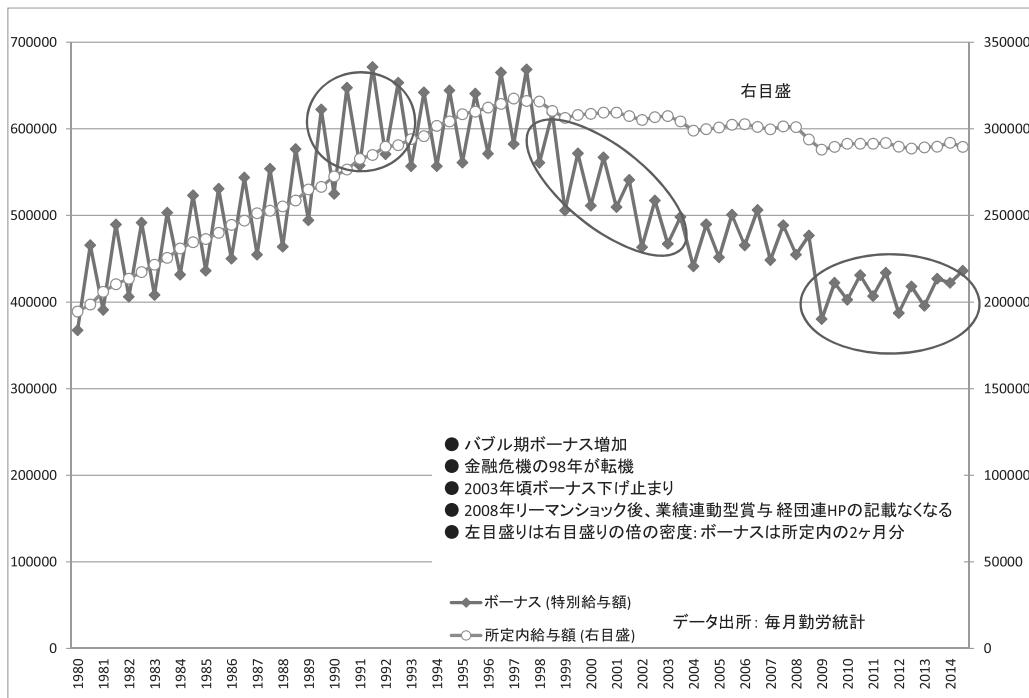
- 戒囁点 R が失業率で各労組共通の要因
- 生産量 Y や労組の交渉力 β が個別要因と考えることもできる。

² 集権的賃金設定のモデル化については Calmfors ed.(1990) や de la Croix (1994) を参照されたい。

³ この企業貯蓄増加の継続は各種統計で確かめることができるが、なかでも代表的数値は国民経済計算上で貯蓄投資バランスに資本移転の受払を加えた「制度部門別の純貸出(+)／純借入(-)」だろう (脇田 (2015,

である金融危機はアリの一穴から起こるため、信用不安への対応という政策の意図が隠されやすい。そのため企業を保護し、絶対安静という金融危機対応モードが、いつまでたっても是正されなかった（脇田（2012, 2014））。

図 2-1 ボーナスと定期賃金



そればかりか不良債権処理の目処がつきかけた 2002 年には財界首脳がベースアップを否定し、2000 年代を通して日本経済は内需不振・外需依存体質を強めていく。その結果、リーマンショックで 30 兆円もの輸出減少(過大と指摘される東日本大震災のストック毀損額ですら 15~26 兆円程度)が生じ、エコポイント等の名目で輸出産業救済策の発動、さらには政権交代につながったことは周知の通りである。

結局、不良債権集中処理期も続いた病人「意識」が最大の問題だったのではないか。言わば不良債権処理という「手術」は成功したもの、「リハビリ」に失敗して日本経済は「寝たきり」になってしまったのである。

日本経済停滞の根本原因は企業の貯蓄主体化にあり、これは通常の経済理論が想定する家計が供給し企業が必要とするという資金循環と逆に動いていることを意味する。このような資金循環の逆回転状況にもかかわらず、金融やマクロ経済学者の反応は鈍い。新しい状

p.11)。非金融法人企業が 24 兆円、金融企業が 4 兆円程度の黒字で、プラス幅は 28 兆円程度（2014 年度）もあり、2%程度の賃上げの原資は充分である（雇用者報酬 250 兆円台の 2%は 5 兆円程度）。なお 20 兆円以上の内部留保増加額に比して、リーマンショック時の取り崩し額は 10 兆円程度である。

況を理解し処方箋を書くことが専門家の役割だが、むしろ旧来の処方箋を墨守することが職業倫理と考える向きが多い。マイナス金利は貯蓄供給者に罰金を科すことを意味するが、賃上げは実は内部留保を減らすという同等の役割を果たすのである。

3. 平準化の「存在」の検定

この節ではまずセクター間で賃金平準化が「存在」しているかどうかについての検定を行う。Wakita (2003) は動学モデルより検定式を導出しており、そこでは実質賃金増加率が部門間で同じかどうかが鍵となっている。消費の平準化の実証研究の嚆矢である Mace (1991) に習って、次の式を考えよう。

$$\Delta_4 \left(\frac{w^i}{p} \right) = \text{constant} + \alpha \Delta_4 \left(\frac{w^a}{p} \right) + \beta I^i \quad (1)$$

w^i は個々の産業の賃金率であり、 w^a は平均賃金率である。なお以下において小文字は対数値を表し、 $\Delta_{1x} = \log(X_t) - \log(X_{t-1})$ は対数差分を表す。 Δ_4 は季節階差である。そして I^i は賃金に影響を与えるような「個別の特殊事情」である。

平準化の「存在」には $\alpha=1$ と $\beta=0$ が必要である。つまり個別の産業の賃金上昇率は、全産業の賃金上昇率と同じであり ($\alpha=1$)、個別の特殊事情 I_i は個別の賃金上昇率に影響を与えない ($\beta=0$)。この Joint Wald 検定で重要な問題は I_i の選択であるが、本論では労働保蔵に関するサーベイデータを使用する (Wakita (1997), 図 1-3)。

この個別の特殊事情を表すデータはいわゆる日銀短観と呼ばれる「全国企業短期経済観測調査」から取られた。ただしサーベイは定性的な解答、つまり、「過剰」・「普通」・「不足」の三点から成り立っているので、このままでは計量分析は難しい。それゆえ、データを

$$DKM = (\text{過剰のパーセンテージ} - \text{不足のパーセンテージ}) / \text{普通のパーセンテージ}$$

の式により数量的な系列に変換し、 DKM を「労働保蔵判断インデックス」と呼ぼう。このインデックスの利点は雇用に関する全ての情報を集約したものと考えることができる点である。

いくつかの産業について、消費者物価指数 (CPI) でデフレートした春闘実質賃金増加率とボーナス実質増加率を従属変数として考えよう。春闘レートは年次データであり財政年度で単純な最小二乗法で推定する。(表 3-1)

推定結果

本章の検定では効用関数は言わば特殊形である「べき乗型」を使用しているので、より一般的な Cochrane (1991) のテストよりも検定は棄却されやすいはずである。それにもか

かわらず表 3-1 は明らかに春闘実質賃金増加率は、平均賃金上昇率に影響されており、係数はほぼ 1 前後で、マクロ経済全体を考慮して決定されていることを示唆している。図 1-3 に示されているように個別の特殊事情である *DKM* は、産業間でかなりのバラツキを持つが、それにもかかわらず推定では有意ではない。つまり、各産業の内部労働条件の指標は当然賃金上昇率に影響を与えるべきであるのに、これらの変数は実際は影響を与えていないのである。また表の最下段で示されているようにいくつかの産業が $\alpha=1$ そして $\beta=0$ となる Joint ワルド検定をパスすることを示しており、他の産業も平均賃金増加率の大きな影響を示している。そこで春闘は産業間の協調メカニズムを持つと結論づけて良いだろう。一方、結果は省略するものの図から予想通り、ボーナスにおいては協調メカニズムは認められない。なお春闘の推定における決定係数は鉄鋼を除き 97%以上と極めて高いが、ボーナスでは大幅に低下する。なお説明変数 Wa が平均賃金率であり、最小二乗法では搅乱項と相関を持つため、1 期ラグ項を用いた操作変数法でも推定したが、両者の間に大きな違いはなかった。

表 3-1 春闘における実質賃金平準化

	食料品	パルプ	化学	鉄鋼	運輸	小売り
CONST	-.005 (.010)	-.084 *** (.018)	.035 *** (.009)	-.370 *** (.029)	.039 (.024)	-.031 (.024)
Δ_{ave}	1.028 *** (.006)	.999 *** (.012)	1.003 *** (.005)	.949 *** (.019)	.979 *** (.027)	1.004 *** (.028)
<i>DKM</i> ⁱ	.116 * (.063)	.007 (.010)	-.097 *** (.032)	.022 * (.011)	.052 (.111)	.069 (.123)
Adjusted R2	.999	.996	.999	.986	.984	.984
S.E.	.054	.100	.040	.168	.122	.127
LL	53.797	32.665	64.397	14.344	22.910	21.670
DW	1.247	.497	1.537	1.050	.962	.386
$\chi^2(2) (\alpha,\beta)=(1,0)$	27.207 ***	.434	9.501 ***	12.142 ***	.618	.556

Note: OLS, T=1980-2014, N=35. Δ_{ave} は実質賃金上昇率の産業平均, S.E. 回帰の標準誤差, DW ダービン・ワトソン比, LL は対数尤度関数の最大値である。
 $\chi^2(2) (\alpha,\beta=(1,0))$ ワルド検定量であり、*** (**) (*) はそれぞれ有意水準 1 (5) (10) % を示している。

4. 賃金平準化の「範囲」とマクロ経験法則

先節では春闘賃金増加率は平均賃金上昇率に大きく影響されるという意味で各産業間でも協調的であることが示されたが、この結果についてはいくつかの問題が残っている。第一にこの結果は大企業におけるあいまいな「事前」の合意である春闘のデータを使ったものであること、第二に問題となるのは協調の「範囲」である。もし協調の範囲が限られたものならば、それは一種のカルテルであり、良好なマクロ的パフォーマンスをもたらすものといい難い。もし大企業にすでに雇用されている労働者のみが協調しているのならば、

インサイダー・アウトサイダー理論が示すように、この協調は失業の理由にまでなるのかかもしれない。

そこで、どういったマクロ経済変数を注目して協調しているのかが問題となるが、その候補となるのは伝統的に春闘交渉時において重視されてきた以下の三要因である。

- [1] 労働需給に関わる「失業率」
- [2] 労働者の生活費保障に関わる「インフレ率」
- [3] 企業の支払能力と成長に関わる「企業収益」や「労働生産性」

この三要因はなかなかうまく選択されている。インフレ率を労働供給曲線に関わるもの、企業収益を労働需要曲線に関わるもの、失業率を需給均衡に関わるものと考えると、供給・需要・均衡の三要因を網羅していると考えることもできる。

またこれらの変数は日本のマクロ経済の主要なプレイヤーの関心を呼ぶものだ。もともと格差問題に敏感な労働組合は失業率に敏感となるし、インフレ目標達成に躍起な日本銀行や、過剰企業貯蓄のもとで国家財政出動を懸念する政府の注目が、賃上げの大きなうねりをもたらしたと言って良い（より詳細な議論は脇田（2015b）参照）。

さらに三要因のうち企業収益を実質 GDP に代用させると、それぞれ経験的に関連があり、それぞれマクロ経験法則として研究されており賃上げと関係づけることもできる。

- [A] 「フィリップス曲線」で表されるインフレと失業率
- [B] 「オーケンの法則」で表される実質 GDP と失業率
- [C] 「ユニットレーバーコスト」で表される実質 GDP とインフレ

これらの変数や関係が賃上げに重要な役割を果たすことは疑いないが、問題はいずれの変数もほぼ同一ベクトル上で動いており、推計の際は多重共線性が強いことである。そのため Sargan (1964, 1980) 的に工夫を凝らしたフィリップス曲線の推定式のもとで、非入れ子型検定（Non-Nested Comparison）である J 検定を行う⁴。

フィリップス曲線型の動学的な調整

まず今期のインフレーション率と労働市場条件のインデックスのみを使って伝統的なフィリップス曲線を推定したが、回帰の検定統計量は極めて悪い。特に春闘による季節変動

⁴ Davidson and MacKinnon (1981) による J-Test を簡単にまとめると以下の様になる。二つの仮説があり、一方は x で y を、もう一方では z で y を説明できるとしよう。それぞれの回帰係数は β と γ である。そこで α をウェイトとして、 $y_t = (1-\alpha) \beta x_t + \alpha \gamma z_t + \varepsilon_t$ のような推定式を考える。これを推定しても、 $(1-\alpha)$ β と $\alpha \gamma$ は得られるが、 α, β, γ のそれぞれの推定値は分からぬ。そこで Davidson and MacKinnon は $y_t = \gamma z_t + \varepsilon_t$ を最初に推定し、その予測値を y_t^* と置き γz の代理変数としてみなし、次に $y_t = (1-\alpha) \beta x_t + \alpha y_t^* + \varepsilon_t$ を推定することで、 $\alpha=0$ を t 検定出来ることを示した。逆に $\alpha=1$ も検定できるので、それぞれの仮説が棄却される・されないに応じて、全部で 4 つのケースがあることが分かる。

のため系列相関が検出されるので、Davidson *et al.* (1978) にならい、すべての変数に4期階差をとり季節変動を除去した次のような推定式を考えよう。

$$\Delta_4 w_t = c + \alpha \Delta_4 lidx_t + \beta lidx_{t-4} + \gamma \Delta_4 p_t + \delta (w_{t-4} - p_{t-4}) \quad (2)$$

ここで c は定数項、 $lidx$ は後述する労働市場変数、 p は cpi 等の物価変数、誤差修正項 (Error Correction Term) は「初期不均衡効果」を表し、労働市場条件については $\beta Lidx_{t-4}$ 、インフレーションについては $\delta (W-P)_{t-4}$ である。生計費用確保のためにはインフレーション率上昇に応じて名目賃金を上昇させる必要があるし、そして労働市場条件は失業回避のため重要である。それゆえフィリップス曲線における説明変数は企業そして組合の両方が考える賃金交渉の指標、すなわちシグナルであり、佐野 (1977) 以来、認識されているように、春闘では個別企業の状況を超えて全体をみながら交渉を行っている。その結果、既存のいくつかのモデルとは異なり、本論文では必ずしも労働市場のミクロ構造からフィリップス曲線を考えているわけではない。また賃上げは過年度のインフレ率や収益に対応して後払い式で決定されることがこれまでの制度的慣行に基づき、予想変数は含めない(脇田 (2015b))。

またこのような分離は以下のようない定常成長解を簡単に表すことができる。

$$\Delta_4 w_t = \Delta_4 p_t = g, \Delta_4 lidx_t = 0 \quad (3)$$

(3) を (2) に代入すると

$$g = c + \beta lidx_{t-4} + \gamma g + \delta (w_{t-4} - p_{t-4}) \quad (4)$$

が得られる。これは

$$W_t = \exp\{((1-\gamma)g - c)/\delta\} LIDX_t^{\beta/\delta} P_t \quad (5)$$

と書き換えられる。このような誤差修正モデルの定式化は、長期の均衡関係と短期の調整過程を区別している。インフレーションの効果について、定常成長解では名目賃金上昇率とインフレ率は同一であるから、長期的な貨幣中立性を仮定しているが、初期不均衡効果の存在により短期的な乖離を許容している。第二に、労働市場条件については、もし推定された α が 0 ならば定常成長経路は労働市場条件に依存せず、両変数の平均は 0 であるため初期不均衡効果は均衡配分では効果はないことになる。

本論における推定は OLS を使った簡単なものだが、多重共線性を考慮して非入れ子型検定を使う点、誤差修正項を明示して春闘のような定期的な調整を考慮するという 2 つの特徴があることになる。

ボーナスの推定式

次にボーナスは「従量料金」として定期賃金と異なる性質を持ち、「個別の特殊事情」に反応しているだろうか。ボーナスは定期給与を単位として支払われる所以、(2) 式の価

格レベル p の場所に定期賃金 w を代入した次の式を考えよう（実際、消費者物価指数を使った推定式より、良好な結果が得られた）。

$$\Delta_2 bonus_t = c + \alpha \Delta_2 lidx_t + \beta lidx_{t-2} + \gamma \Delta_2 w_t + \delta (bonus_{t-2} - w_{t-2}) \quad (6)$$

解は

$$BONUS_t = \exp\{((g_b - \gamma g_w - c)/\delta) LIDX_t^{\beta/\delta} W_t \quad (7)$$

であり、そこでの G_b はボーナスの成長率であり、 G_w は W の成長率である。

このモデルでは調整のための「ターゲット」は定期賃金（ W ）であるので、企業はボーナス（定期賃金）2ヶ月分と言うように、ボーナスと定期賃金の間の比率を保つようにボーナスを決定することが分かる。図2-1においても98年以前にはこの関係がきれいに認められる。なおボーナスの低下幅が大きいことは、もともと給与の高かった大企業労働者が定期賃金に比例的に影響を受けたことを意味し、「格差是正」的であったことに注意されたい。

5. 失業率と労働市場の状況

これから推定結果を分析していくが、まず労働市場の状況を表す変数 $lidx$ はどれが妥当か、つまり賃金設定においてどのような労働市場の指標を重視しているのか、という問題を考えよう。

最初に考える指標は全産業の労働保蔵判断インデックス（DKM）である。この変数は企業内の平均的な内部労働市場条件を表している。

第二に考えるのは有効求人倍率であり、外部労働市場条件を表す指標として扱う。本来、この有効求人倍率は中小企業セクターの労働市場条件を示しており、大企業の賃金上昇率が直接に影響を受けることは考えにくい。周知の通り長期雇用制システムのもとで、大企業は新規学卒者を中心に採用するからである。それゆえ、大企業の組合にとって、有効求人倍率は本来「外部の市場」を表す指標を意味する。もし大企業セクターが大企業自身の状況だけ考えているならば、有効求人倍率は労働保蔵判断インデックスに比べて、雇用を決定する重要な変数ではないはずである。そして逆に言えば、本来直接的な影響のない変数を重視しているならば、労働市場全体の状況を考慮していると言う仮説の強力な証拠となるだろう。

以前に Wakita (2003) では、製造業男性のデータを使って、春闘時の賃金設定が反映する定期賃金では有効求人倍率が、ボーナスには日銀短観が説明力が強いことを見出した。つまり労働市場全体をみて定期賃金が設定されていたが、ボーナスにおける利益配分として、日銀短観の労働保蔵インデックスが説明力が高かったのである。

実証結果

さて定期賃金の推定結果（表 5-1）であるが、変数は厚生労働省の毎月勤労統計から取られた所定内給与額であり、月次データは単純平均により四半期に変換されている。なお断らない限り、変数は毎月勤労統計の 30 人以上事業所の全産業・学歴計・年齢計の数値である。

まず 98 年以前においては対数尤度値で見て有効求人倍率を使った推定式は日銀短観労働保蔵インデックスを使ったものより良好であり、さらに J-test の結果も有効求人倍率を使った推定式が良好であることを示している。一方 99 年以降においては、ほぼ差のないものの対数尤度値で見て労働保蔵インデックスを使った推定式が若干良好な結果をもたらしている。

表 5-1 定期賃金有効求人倍率モデル

	(1)	(2)	(3)	(4)
定期給与総額	定期給与総額	時間あたり定期給与	時間あたり定期給与	
60	66	60	66	
1984Q1	1999Q1	1984Q1	1999Q1	
1998Q4	2015Q2	1998Q4	2015Q2	
$\Delta_4 cpi$.152 (.094)	.237 (.159)	.087 (.138)	.240 (.195)
$(w-cpi)_{t-4}$	-.928 *** (.138)	-.541 *** (.119)	-.650 *** (.197)	-.388 *** (.143)
$\Delta_4 lidx$.053 *** (.009)	.025 *** (.008)	.025 * (.012)	.001 (.008)
$lidx_{t-4}$.029 *** (.005)	.015 ** (.007)	.048 *** (.006)	.011 (.008)
$\Delta_4 Hour$.125 (.112)	.413 *** (.106)		
Adjusted R2	.741	.608	.693	.041
S.E.	.006	.010	.009	.012
LL	228.407	218.441	204.368	204.094
DW	.762	.768	1.603	1.478
J-Test				
対労働保蔵モデル	0.34474	1.4845	-1.9095 *	1.6452 *
対有効求人倍率モデル	5.1147 ***	1.0597	5.5757 ***	0.021619
対数尤度値の差	11.1413	-0.56212	11.8645	-0.96527

Note: OLS. ***は 1%、**は 5%、*は 10%有意を表わす。

表 5-2 ボーナスの推定

	(1) 有効求人倍率モデル 1983H2-1998	(2) 有効求人倍率モデル 1999-2014	(3) 生産性モデル 1984H2-1998	(4) 生産性モデル 1999-2014	(5) 生産性モデル 1981H2-1998H2	(6) 生産性モデル 1999-2014
$\Delta_4 w$	1.801 *** (.256)	2.572 *** (.423)	1.608 *** (.300)	3.079 *** (.350)	2.404 *** (.357)	3.683 *** (.376)
$(w\text{-}bonus)_{t-4}$	-410 *** (.123)	-107 * (.054)	-480 ** (.182)	-717 ** (.314)	-128 (.139)	-920 ** (.336)
$\Delta_4 lidx$.055 *** (.016)	.072 ** (.027)	.072 *** (.025)	.075 *** (.023)		
$lidx_{t-4}$	0.051298 *** (.010)	0.040897 ** (.017)	.059 *** (.015)	.041 ** (.017)		
$\Delta_4 pdy$.072 *** (.025)	.075 *** (.023)	.399 (.258)	-.958 *** (.284)
$(w\text{-}pdy)_{t-4}$			-.059 *** (.015)	-.041 ** (.017)	-.183 * (.102)	.478 ** (.204)
Adjusted R2	.853	.805	.845	.866	.676	.817
S.E.	.012	.024	.013	.019	.019	.023
LL	95.227	77.866	89.562	90.543	79.900	78.919
DW	1.979	2.017	2.165	1.910	1.036	1.300
J-Test						
対労働保蔵モデル ((5)(6)は利益モデル)	2.5242 **	-1.5379	2.1344 **	-0.0073	6.4857 ***	5.3653 ***
対有効求人倍率モデル ((5)(6)は生産性モデル)	0.7306	3.2501 ***	1.0347	2.7194 ***	-1.5163	7.4414 ***
対数尤度値の差	-3.3123	3.6941	-2.2155	3.3834	-12.5333	3.775

Note: OLS. 被説明変数はボーナス。***は1%、**は5%、*は10%有意を表わす。

なお物価変数では $\Delta_4 p$ の係数は有意ではないが、「初期不均衡効果」自体は強力に有意である。そこで物価変数は春闊を通してのみ基本賃金に影響を与えていたと考えられよう。

コラム(1)と(2)は従属変数は一人当たり所定内給与総額であり所定内労働時間の変化率を説明変数に加えているが、(3)と(4)は所定内給与を所定内労働時間で割った時間あたりの賃金率である。99年以降のデータを使った(4)は極めてフィットが悪いことが分かる。脇田(2010, p.112)で示したように、日本企業において労働者の固定性は強く、時間当たりの給与は(景気がマイルドな上昇の時)労働時間と逆相関する傾向がある。推定がうまくいかないのはこのためかもしれない。

表5-2はボーナス(特別給与)の推定結果を示しており、コラム(1)と(2)の比較から98年以前の結果は明らかに日銀短観を使ったものがよく、定期賃金の推定結果と好対照をなしている。99年以降は有効求人倍率モデルが若干有効であることを示しており、98年以前に見られたきれいなコントラストが見られないことが分かる。

労働市場の変数を中心に賃金設定全体を考察すると、98年以前はきれいな二部料金仮説(マクロの労働市場変数に定期賃金は反応し、個別の条件にボーナスが反応)が成り立つが、98年以降関係はあいまいになっていることが分かる。なお非正規労働の増加の影響を考えるため、いくつかの変数を導入するなど工夫を行ったが結果は良好でなかった。非正規労働は人員ベースではほぼトレンド的に上昇し、賃金率は高齢者は年金、主婦は夫の扶養者手当に影響され、労働供給時間が頭打ちとなるためと思われる。

失業率・非正規化と高齢化を巡って

なお慣例に従い、外部労働市場を表す変数として、本論では失業率ではなく有効求人倍率を使ったが、現実の賃金交渉においては失業率が目安となりやすい。

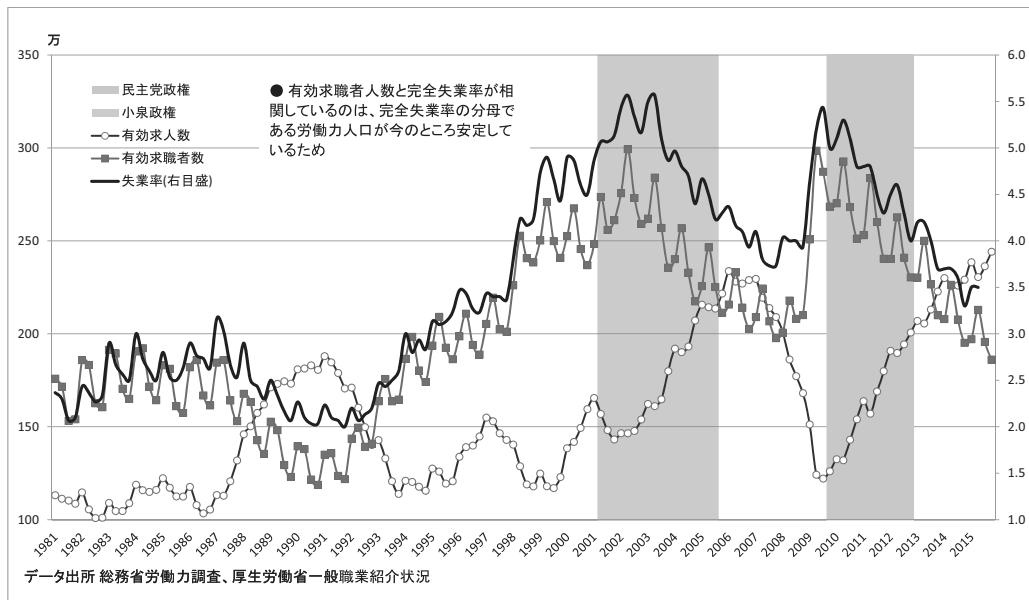
まず有効求人倍率を使う理由をここで考察すると

- 有効求人倍率=有効求職者数/有効求人者数
- 完全失業率=完全失業者数/労働力人口

と定義されるが、失業者と求職者はほぼ同じなので、分子はほぼ共通であることが図 5-1 からもわかる。そこで両者は分母が異なることになるが、

- 有効求人倍率の分母である有効求人者は企業の労働需要を反映するのに対し、
- 労働力人口は人口構成を反映して外生的に減少しているので注意が必要である。

図 5-1 失業率と求人数・求職者数と政権交代



実際に測定して見ると有効求人倍率や日銀短観を使った推定式に比べて、失業率を使ったものは説明力がなく、それは労働力人口の変動も影響している。

さらにもともと日本の労働市場には

- [A] 高齢化
- [B] 非正規化・短時間就労化
- [C] 高学歴化

という変化があり、若年層では大卒・大企業・終身雇用という伝統的ルートは（機会の平等を追求するあまり）混雑現象を起こす一方、中高年齢層では非正規化・低賃金化が進んでいる。2015 年度の毎月勤労統計によれば、一般労働者もパート労働者も現金給与総額は

0.4%、0.5%増加しているが、両者の平均を取ったはずの全体の賃金総額は0.1%増にすぎない。これは給与の低いパート労働者の比率が増加しているためであり、それは主に労働者の高齢化に由来する。

この高齢化由来の非正規化は大まかに言えば、次のように計算できる。まず非正規労働者は正規労働者の時給・労働時間とも約半分であるので、1%非正規化が進むと0.75%賃金総額が減少する。この非正規比率は12年で8%程度上昇しているので、毎年8/12%上昇する。 $0.75 \times 8/12$ で毎年0.5%程度、賃金総額が高齢者の非正規化のため、ベースとして減少するとみて良いのではないか。

高齢化の影響を除去するため、医学の世界には年齢調整死亡率という概念があるが、非正規労働や失業率などといった調整を考察する事も今後必要となろう。

6. 生産物市場とデフレーターの状況

次に検討すべき変数はインフレ率であるが、その前に動学的調整推定式を伝統的な賃上げルールである生産性基準原理と関係づけて考察しておこう。

生産性基準原理とユニットレーバーコスト

1970年代にはインフレ抑制のために実質労働生産性上昇率の範囲内の賃上げを提唱する生産性基準原理（労働生産性上昇率の範囲内の賃上げ）が経営側より示された。

$$\theta PY = WL \Rightarrow 0 = \hat{P} = \hat{W} - (\hat{Y} - \hat{L})$$

ここでハット変数は変化率であり、 θ は労働分配率・ Y は生産量、 W は賃金、 L は労働投入量である⁵。この生産性基準原理はエコノミスト等に頻繁に使われる**ユニット・レーバー・コスト**（ULC: Unit Labor Cost）を変化率で表したものとなっている（こういった指摘はこれまで見られないようだが）。通常、ULCは生産一単位当たりの労働コストを表し、

$$ULC = \text{名目就業者報酬}/\text{実質 GDP} \equiv WL/Y$$

（または両辺を就業者数で割って、 $ULC = 1$ 人当たり名目賃金/実質労働生産性）

として計算される。ULCは名目賃金の上昇と労働生産性の相対的な関係を表し、名目賃金 W が上昇しても実質労働生産性 Y/L がそれ以上に高まればULCは低下するし、名目賃金に変化がない場合は労働生産性が低下すればULCは上昇する。コブダグラス型生産関数の

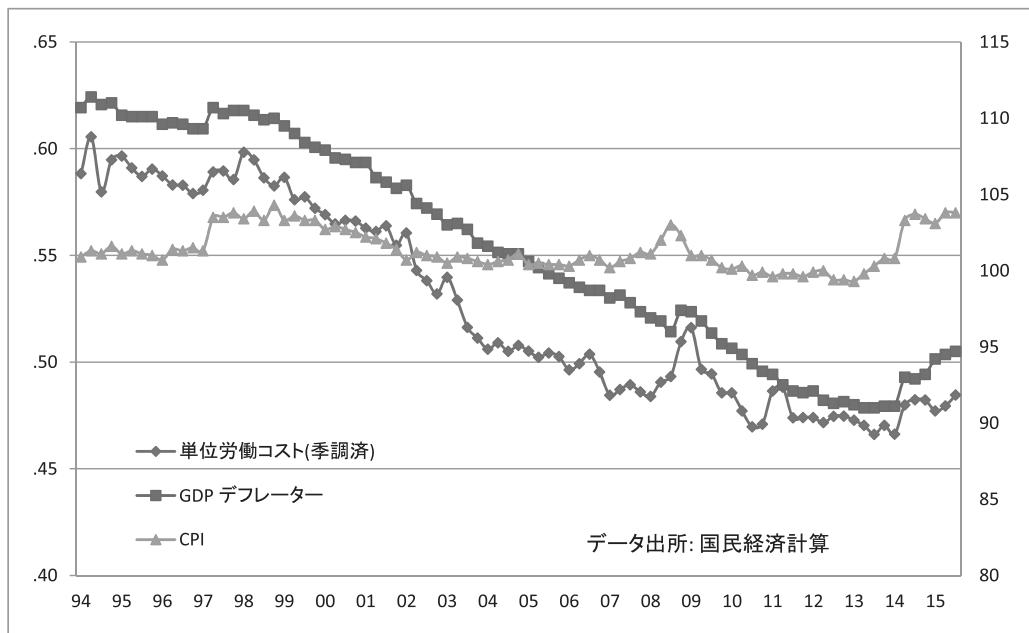
⁵ 別項（脇田（2015a））に示したように、労働分配率がほぼ一定であるというデータ観察は雇用者報酬を名目GDPで割った場合である。労働者は雇用者とは限らず、より広い概念で自営業者を含めて就業者概念で労働分配率を考慮すると、分配率はトレンド的に減少している。ただし各年の労使交渉でもともとスイングする分配率変動を考慮することが適當かどうか、また内生変数の比である労働分配率は賃上げの指標として適當であるかどうかは考慮の余地がある。労働者報酬/産出量で定義された分配率の場合、両者が同時に上昇すれば、分配率一定でも賃上げは達成されるからである。

もとでは、より計算が容易で ULC が上昇するとそれに労働分配率 (θ) をかけた分だけ物価 (P) が上昇する。

$$ULC = P \cdot \theta$$

ユニットレバーコストは図 6-1 から見るように、明らかに物価に対して説明力があり、これは生産性基準原理をベースに分析することの妥当性を示唆するものとなろう。そこでこの後、生産性基準原理を念頭に置きながら議論を進める。

図 6-1 生産性基準原理・ユニット-レバーコストとデフレーター



交易条件とデフレーター

実質賃金が上昇しない理由として、交易条件の低下が重視されることがある。CPI（あるいは名目消費デフレーター）と GDP デフレーターの違いは交易条件低下が後者に 2000 年以降のデータでは反映していることである（2000 年以前は異なる（脇田（2015a））⁶。本論ではデフレートする以前の名目賃金設定を考察しており、名目賃金を物価変数で割った実質賃金の（事後的）変動の解明を目的としていない。つまり輸入物価上昇を通して実質賃金を引き下げる、あるいは利潤低下を通して利潤分配がなくなるというルートは考えられるものの、本稿で考察している名目賃金設定において、交易条件が低下しているから

⁶ 実質賃金が上昇しない理由を交易条件低下で説明する場合、分析は名目雇用者報酬を使ったほぼ通時的に一定の労働分配率の定義に基づいている。しかし注 4 で示したように自営業者減少により、雇用者比率は増加しており、雇用者に自営業者を足して、就業者を使った概念の労働分配率は減少している。この場合、交易条件低下だけでは実質賃金硬直を説明できない。脇田（2015a）参照。

組合が低めに要求するとか、経営者が配慮していくとかは考えにくい。

以上の留意点はあるものの、とりあえず(2)式における物価変数を消費者物価指数ではなくGDPデフレーターとGDIデフレーターを使って考察してみた。その結果、GDPデフレーターを使うと対数尤度値や決定係数は高くフィットはいいが、符号条件を満たさず係数がマイナスとなってしまった。この理由はまず先述した賃金設定三要因の多重共線性のためと考えられ、労働市場変数を除き、GDPデフレーターと季節ダミーだけで回帰すれば、符号がマイナスであることは避けられるものの、もちろんデフレーターだけでは説明力が低い。

さらにこの結果は交易条件変数の景気に対する反循環性を反映したものと考えられる。リーマンショック前的好況期に悪化し、ショック後の不況期に交易条件が改善したように、もともと交易条件は景気変動の中ではカウンターシクリカルな変数（景気に逆相関）と知られている。反循環性の理由はいくつかあるが、輸入物価変動の最大の理由は石油価格である。世界景気は連動しており、好況期には中国を中心とした途上国の需要が高まるため、石油を中心とした資源価格が高騰する。もちろん直近の高騰は米国の量的緩和が理由か、中国の需要増大が主因については論争があるものの、日本の労使が左右できる問題ではない。

一方、輸出物価は契約通貨ベースの硬直性が知られており、また2000年代の日本は韓国や中国との家電を中心とした安売り競争にまきこまれて敗北したと言って良い。この両者の事情から、交易条件は景気に逆相関しているのである。

外需依存体質と賃上げ

ただし外需依存体質というものは、中期的には賃上げにより是正できたと考えられる。たとえ交易条件（外需の価格要因）が外生的に悪化したとしても、輸出産業の相対的規模（数量要因）は変更できたからである。実際98年からの不良債権処理問題は、2002年頃の竹中金融行政により一応の決着をみた。言わば手術による除去は成功したと言えるが、この手術後のリハビリは行われなかった。ベースアップ等の気運は高まらず、その後内需低迷のもと外需だけが伸びる、いびつな状況が続いているのである。リーマンショックによる30兆円もの輸出金額減少（東日本大震災のストック毀損額を上回る）は、外的ショックのみならず是正されなかった輸出依存体質にも要因がある。

製造業とサービス産業の生産性上昇率格差については、古くよりボーモルのコスト病として知られ、80年代90年代にはバラッサ＝サミュエルソン仮説に代表される貿易財と非貿易財の内外価格差の問題に反映した。交易条件の問題はそのリバイバルと言えるが、賃上げにより内需を高めておくことによって、本来はショックを緩和できたはずであることを指摘しておきたい。

7. 企業収益と生産性の状況

三番目のポイントとして、企業収益や生産性あるいは GDP に代表される支払い能力でありレントシェアリング要因を反映した変数である。支払い能力は労働生産性と順相関すると考えられるので、 b を支払い能力変数とし、推定式に

$$\Delta_4 w_t = \text{const} + \alpha \Delta_4 \text{lidx}_t + \beta \text{lidx}_{t-4} + \gamma \Delta_4 p_t + \delta (w_{t-4} - p_{t-4}) + \phi \Delta_4 b_t + \mu (w_{t-4}/p_{t-4} - b_{t-4}) \quad (8)$$

を加えた式で推定してみた。まず b を実質労働生産性 ($y/(pn)$, N は毎月勤労統計よりの労働者数) とすると、99 年以降の定期賃金では、有効求人倍率を使った労働市場変数は有意ではなくなった。ただし時間あたりの実質労働生産性 ($y/(pn_h)$, H は一人当たり所定内労働時間) を使うと説明力が劣る。

さらに多重共線性を回避するため、生産性指標か労働市場指標（有効求人倍率）か二者択一の場合を比較してみた。この場合、労働市場を重視したフィリップス曲線的な推定式か、レントシェアリング要因を反映した生産性重視かを考えることになる。定期賃金では 98 年以前は有効求人倍率が、99 年以降は生産性の説明力が高かった。98 年以前でも生産性指標の説明力は高く、有意な不均衡効果により、生産性に沿って賃金が春闘で是正されていることが分かる。

一方ボーナスについては、 b を実質生産性とするか、利潤（法人企業統計による営業利益総額）とするかを比較する（表 5-2 コラム (5) と (6)）と、98 年以前は利潤と相関が強い。ところが 98 年以降この特徴は消え、符号条件を満たさなくなっている。J-test の結果は、ボーナスにおいても労働保蔵も重要性を増していることも示している。

なお企業規模別の違いや産業間の違いは分析に当たって当然留意すべき点である。ただし細かく分類した定期賃金とボーナスの違いが得られる統計（毎月勤労統計・賃金構造基本統計調査）では、生産性や収益の変数が得られないこともあります、予備的な結果とならざるを得ない。定期賃金の推定に当たっては、もともと連動して動いており、ここまで結果と大きく異なることはないだろう。一点留意しなくてはならないカテゴリーは大企業製造業のボーナスである。2000 年代の輸出主導型好況により、平均的な動きよりは上ブレしていることが認められる。しかしながら計測の結果は、やはり生産性により反応している。

フィリップス曲線か逆生産性基準原理か

以上の分析結果から参考になるのは、やはり先述の生産性基準原理である。80 年代にはインフレ率低下により実質賃金確保を意味する逆生産性基準原理

$$\hat{W} = \hat{P} + (\hat{Y} - \hat{L})$$

名目賃金上昇率 = 過年度インフレ率 + 労働生産性上昇率

が組合側（旧同盟）より提唱された。本節での生産性変数を使った推定は逆生産性基準原理を推定していることになる。本論での推定結果は労働市場変数を使ったフィリップス曲線型の推定と比較して、レントシェアリングを反映した逆生産性基準原理型の推定のほうが特に定期賃金の推定において優位であることを示唆している。

表 7-1 定期賃金と生産性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	1984Q1 1998Q4	1999Q1 2015Q2	1984Q1 1998Q4	1999Q1 2015Q2
$\Delta_4 cpi$.281 ** (.109)	.491 *** (.160)	.373 *** (.093)	.477 *** (.131)
$(w-cpi)_{t-4}$	-.858 *** (.134)	-.326 *** (.116)	-.275 *** (.093)	-.401 *** (.093)
$\Delta_4 lidx$.053 *** (.010)	.007 (.008)		
$lidx_{t-4}$.013 (.009)	-.008 (.008)		
$\Delta_4 pdy$	-.055 (.066)	.170 (.106)	.101 (.068)	.197 * (.100)
$(w-pdy)_{t-4}$	-.134 ** (.058)	-.491 *** (.117)	-.193 *** (.039)	-.442 *** (.088)
$\Delta_4 Hour$.134 (.105)	.426 *** (.139)	.343 *** (.106)	.466 *** (.141)
Adjusted R2	.778	.698	.654	.682
S.E.	.005	.008	.007	.009
LL	234.2897	228.2594	219.7333	225.3144
DW	1.1284	1.1647	1.1268	1.0828
J-Test				
対利潤モデル			5.3597 ***	1.2197
対生産性モデル			4.4002 ***	3.6516 ***
対数尤度値の差			-3.1428	5.6349

Note: OLS. 被説明変数は定期給与総額。***は1%、**は5%、*は10%有意を表わす。

実際、90年代のバブル崩壊以降の失業率上昇、2000年代の不良債権処理と海外進出気運のもとで両生産性基準原理は忘れ去られたままであったと言って良い。しかし失業率低下のいま、逆生産性基準原理が復活しても良いのではないか。

生産性基準原理において、賃金設定の三要因のうち、過年度インフレ率はそのままで、

労働生産性上昇率のところを、(簡易版) オークンの法則 $[\hat{Y} = a - b(u_t - u^*)]$ で近似 (u^* は自然失業率) することも可能である。この場合、(失業率は分母が労働力人口となるため)

$$\hat{W} = \hat{P} + a - b(u_t - u^*) - \hat{L}$$

(名目賃金上昇率 = 過年度インフレ率 + 失業率変化 + 労働投入量変化率)

となる。労働力人口は急激に減少した時期もあるため、その影響を盛り込むことも可能だし、現状の急激な労働市場タイト化は団塊世代が 70 歳を超えて完全引退による労働力人口の減少の影響もとらえられるであろう。

生産性の動きの留意点: サービス経済化と労働保蔵

ただし生産性を考慮するといつても、問題はサービス経済化や労働保蔵である。周知の通り、サービスにおいて時間的空間的に需要と供給が一致しており、この結果、単年度だけ見て判断することは危険である。我が国の代表的生産性指標である JIP データベースによる全要素生産性上昇率 (TFPG) を見ても、リーマンショック後の 2009 年は 14% の下落、2010 年は逆に 14% の上昇と乱高下を繰り返している。この急変は需要項目である輸出が急激に減少し、労働保蔵や設備稼働率の変動に強く影響を受けたものと推測される。

生産性上昇は、高性能の機械や新たな生産方法の革新というイメージと結びついているものの、製造業では設備稼働率が上昇すれば（機械や人員配置は変わらないのに生産量は増えるので）計測された見かけの生産性は上昇する。さらにサービス経済化のもとでは、生産性は短期的な需要変動により直接的に変化する。なかでもレストランのウェイターやバスの運転手はお客様が来なければサービスを「生産」できない、よって生産性も上がらないように、多くのサービス業従事者の生産性は直接的に需要と結びついている。賃上げの結果、過疎地のバスは運転手給与が上がってやっていけないリスクもあるが、労働者全体の給与が上がれば需要が増加し温泉やリゾートホテルの稼働率が上がるメリットもある。

賃上げから需要増加、生産性上昇のルートをまとめると

- 需要全体を増やすことによって稼働率上昇から生産性上昇は可能だし、

サービス業は

- 時間的には営業時間を制限したり、
- 空間的には都市に集住することによって需要を「集める」
- (作業する場のレイアウトなど) 工夫する

ことで可能だが、言うまでもなく後者 3 つは簡単ではない。特に人口が減少する中で規模の経済を生かすことができない現状では難しい。マクロ経済の関連から見ると、賃上げによる需要増大からなる生産性上昇効果を重視すべきだし、生産性上昇の効果は TFP 関連の論文にみられるように 5 年ごとの平均や、あるいは景気循環をならしてみるべきである。
(この点は単年度の指標と対前年度比に囚われて、不充分な賃上げが後に尾を引く (履歴

効果) 現実の交渉に示唆するところが大きい。)

供給制約と財政再建論者

近年では失業率の低下と人手不足から、日本経済は供給制約にあり、生産性上昇が必要との指摘が増えてきた。たしかに日銀短観の判断項目で見れば

- 現状は設備は不足気味で、設備投資が伸びていく一方、
- 雇用人員は人手不足を示している。

そういう意味で供給制約に達していると言えなくはない。ただし業種別に見ると、人手不足は非製造業に大きく、なかでも東京五輪前の一時的活況の建設と公的規制の強い福祉関連の有効求人倍率が高い。また職種で見ると営業職の不足が大きい。この内容からみて、マクロ経済全般の人手不足や供給制約を一般的とすることは難しいのではないか。

また供給制約の議論は財政支出という需要追加が不必要という背景で主張されることが多いものの、多くの論者は企業貯蓄を削減すれば景況は好転し財政支出増大圧力は低下することを見落としている。明らかに未使用資源である企業貯蓄の有効活用という需要の追加機会が日本経済に存在し、民主党政権とアベノミクスであわせて15兆円ほど増えてしまった財政支出を削減する機会があるのだから、財政重視の論者も賃上げに賛成して欲しいものだ。

8. 結語：賃金設定ルールに向けて

本論では賃金設定の三要因を中心に春闘とボーナスの名目賃金設定を98年以前とその後に分割し考察してきた。分析をまとめると、98年以前は二部料金型の仮説に適合しているが、99年以降は労働保蔵等の影響により、メリハリの効かないものとなっている。フィリップス曲線型の推定においては、総じて定期賃金は労働市場指標に敏感であったが、98年以降は労働保蔵の状況に影響されるようになった。さらにボーナスまで98年以降は外部労働市場指標にも敏感となり、家計に移転されてきたレントシェアリングの分が消えてしまった。この消えた移転部分をいずれかのルートで何とか復活するという問題が、今後の賃上げ論議の課題の第一となろう。

次に労働市場の指標を重視した推定式（フィリップス曲線型）と生産性基準原理を重視した推定式（レントシェアリング型）では、定期賃金においても後者のほうが遜色がなくなっていることが分かった。実証分析上、説明力が高いからと言ってマクロ経済上で望ましいとは限らないが、労使交渉において自然な形であるとは言えるであろう。一方、ボーナスにおいては利益指標より生産性指標の説明力が高く、ここでも家計に移転されてきたレントシェアリングの分が消えてしまったことが分かる。そこで第二のポイントとして、生産性の適当な基準を探すと言うことが必要となるし、第三のポイントとしてボーナスの位置づけの再検討が必要となろう。

賃上げ水準のベンチマークを考えれば、定期賃金においては伝統的な逆生産性基準原理を使って

(時間あたりの) 実質労働生産性上昇率（過去数年の平均）+（適切な）インフレ目標値

と言う数値が基準となるであろう。

よく生産性上昇率が低迷していると報道されるが、それは非正規労働増加に伴う人員ベースのデータでの結果であり、労働時間の変動を考慮すると生産性は上昇している。実際、図8-1で示すように国民経済計算で時間あたりの実質労働生産性上昇率を計算すれば、（各種報道と異なり）実はほぼすべての年で1%台前半を保っており、春闘賃上げ率を大きく上回っている。これにインフレ目標値を1%なり2%なりを足せば、目標としての2%程度は充分是認される。この場合、既に検討し括弧内に記した諸点、（1）時間あたりか人員あたりの生産性か、（2）労働保蔵を通じた需要と生産性の関係をどうみるか、（3）インフレ目標値の妥当性が問題となってくるであろう。ただしいずれも推計上の難点があることは、本文中に記したとおりである。

ボーナスにおいてはレントシェアリングの指標として、何が適當か、あるいはレントシェアがそもそも必要か、と言うことを再検討しなくてはならないであろう。本稿においては

- 労働市場から見てフィリップス曲線に沿った適正賃上げ率
- 生産物市場から見て生産性上昇分を適正に分配する賃上げ率

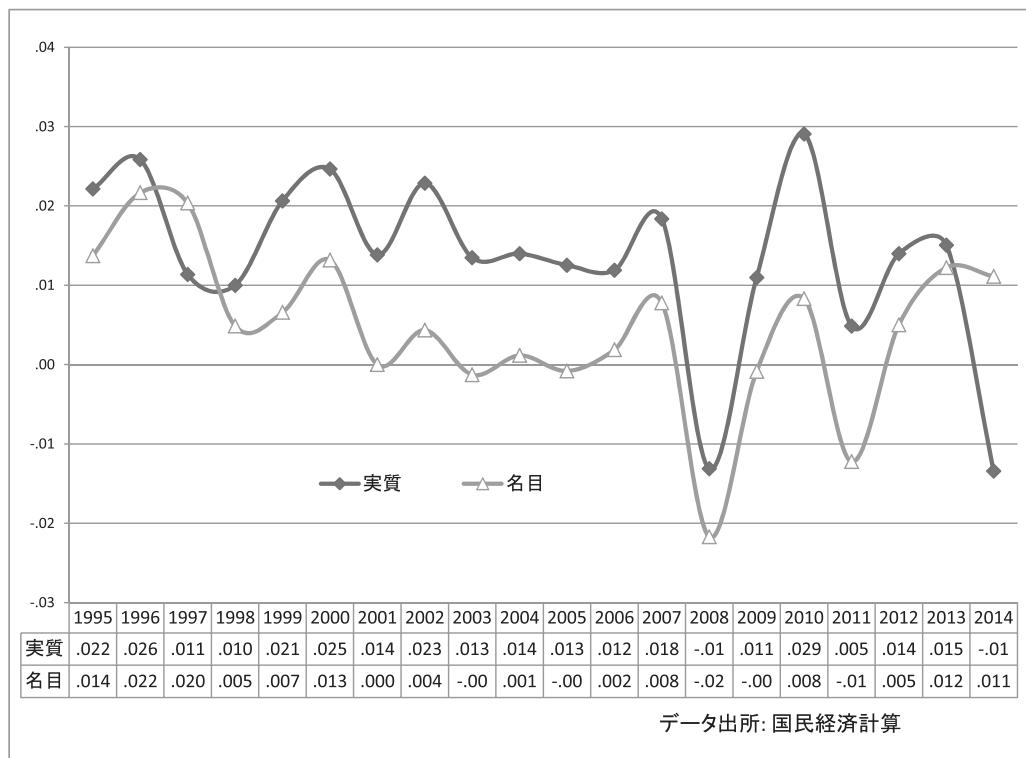
の検討が主眼であったが、ボーナスとレントシェアリングの問題には

- 金融市场・資金循環から見て企業純貸出ゼロを達成する適正賃上げ率ならびにデフレ脱却から見た適正賃上げ率
- 財政状況から見て政府支出増大脱却を果たす適正賃上げ率

と言う観点も考えられるかもしれない。ただしレントが存在する以上、分配はどこかでなされなくてはならないことはいうまでもない。このレントシェアリング要因に加えて、ボーナスの考察のポイントに後払いという点があるが、これは賃金の伸縮性をもたらす便利な制度であり、残って行くであろう。

本論で行った分析において、賃上げ誘導策が念頭にあったことは言うまでもない。この方策はトップダウン的にイノベーションや競争を促進したり、格差や貧困をさらになくそうとするボトムアップ的な方策ではない。理想的だが、これまで何度も試みてこられた方策をさらに推し進めるという方策ではないのである。また金融政策で円安にすれば輸入物価があがって実質賃金が下がってしまう、財政再建のために消費税増税すれば企業は身構えて内部留保を貯め込み不況となる状況で、伝統的な金融財政政策を推し進めるわけにもいかない。結局、消去法で考えて、第三の道として賃上げしかないのである。

図 8-1 時間あたりの労働生産性上昇率（年度）



さらに筆者は今後の世界のマクロ経済の状況は厳しさを増すととらえており、それはIT化によるグローバル化が一段落し、途上国における収益機会の消失に由来すると考えている。これまで先進国は低賃金を求めて途上国に工場を移転し、そこから世界経済の拡大が促されたが、拡大した供給力に見合う需要は生成されてこなかった。専ら低賃金労働を利用するばかりで、途上国の需要の盛り上がりに欠けるからである。このとき治療策として賃上げで需要を高める必要があるが、現実には日本（と欧州）以外の諸国は賃金設定の制度的メカニズムを欠き、その実行は難しい。しかし日本の場合、優れた制度的メカニズムが何とか残存していたわけであるから、今後、賃上げで内需を保ち外的ショックをしのいでいくしかないのではないか。

参考文献

- 翁邦雄・竹内恵行・吉川洋（1989）「我が国における実質賃金の決定について」『経済学論集』Vol. 55-2, pp. 77-85.
- 佐野陽子（1977）「賃金変動の決定メカニズム - フィリップス曲線批判」『季刊 労働法』Vol. 104, pp. 177-190.
- 脇田成（2003）『日本の労働経済システム: 成功から閉塞へ』東洋経済新報社.

- 脇田成 (2010) 『ナビゲート!日本経済』ちくま新書.
- 脇田成 (2012) 『マクロ経済学のナビゲーター 第3版』日本評論社.
- 脇田成 (2014) 『賃上げはなぜ必要か』筑摩選書.
- 脇田成 (2015a) 「実質賃金率の寄与度分解と交易条件低下について」未定稿
(<http://www.comp.tmu.ac.jp/wakitaweb/Wage/rwdcp.pdf>) .
- 脇田成 (2015b) 「賃上げ要請のマクロ経済的背景」『JOYO ARC』2015年9月1日
(<http://arc.or.jp/ARC/2101510/ARC1510gatu/1510ronnsetu.pdf>)
- Calmfors, L.,(ed.) (1990) *Wage Formation and Macroeconomic Policy in the Nordic Countries*, Oxford University Press.
- Cochrane, J. H. (1991) "A Simple Test of Consumption Insurance." *Journal of Political Economy*, Vol. 99, pp. 957-76.
- Davidson, J.E.H, Hendry, D.F. Srba, F. and Yeo, S. (1978) "Econometric Modelling of the Aggregate Time Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom," *Economic Journal*, Vol. 88, pp. 661-92.
- Davidson, R, and MacKinnon, J.G. (1981) "Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypothesis," *Econometrica*, Vol. 49, pp. 781-93.
- de la Croix, David, (1994) "Wage Interdependence through Decentralized Bargaining," *Journal of Economic Surveys*, Vol. 8, pp. 371-403.
- Mace, B. J. (1991) "Full insurance in the Presence of Aggregate Uncertainty." *Journal of Political Economy*, Vol. 99, pp. 928-56.
- Sargan, J. D. (1964) "Wages and Prices in the United Kingdom: a Study in Econometrics Methodology." In (P. E. Hart, G. Mills and J. K. Whitaker eds.) *Econometric Analysis for National Economic Planning*, London: Butterworths Scientific Publications.
- Sargan, J. D. (1980) "A Model of Wage-Price Inflation," *Review of Economic Studies*, Vol. 47, pp. 97-102.
- Townsend, R. M. (1994) "Risk and Insurance in Village India." *Econometrica*, Vol. 62, pp. 539-91.
- Wakita, S., (1997) "Chronic Labor Hoarding: Direct Evidence from Japan," *Japanese Economic Review*, Vol. 48, pp. 307-323.
- Wakita, S., (2001) "Why has the Unemployment Rate Been so Low in Japan? An Explanation by Two-Part Wage Bargaining" *Japanese Economic Review*, Vol. 52, pp. 116-133.