

労働組合の発言は有効か？

野田 知彦

概 要

本稿では、労働組合の経済的効果について、1990年後半から2000年初頭のデータを使用して実証分析をおこなった。賃金効果と雇用調整に対する効果について検討した結果、賃金については、組合企業のほうが高くなっており、雇用調整については組合企業のほうが速くなっていた。この結果は、1990年代前半までのデータを用いた先行研究の結果とは逆になっている。すなわち、賃金効果が無しから有りへ、そして、雇用調整速度は組合企業のほうが遅くなっていたのが、逆に組合企業で速くなっている。このことは、経済環境の変化によって組合効果も変動するということを示している。

キーワード

賃金効果、雇用調整、赤字調整モデル、労働組合、組合組織率

1. はじめに

趨勢的な低下傾向にあった労働組合の推定組織率は2003年の時点でついに20%の水準を割り込み、19.6%になった。組合組織率の低下の要因については、リストラの影響で大企業を中心に正社員が大幅に減少したことや、分社化や企業合併による企業再編に組織化が追いついていないことなどが挙げられようが、より根本的ないわば内生的な要因として、組合のある企業で労働組合が賃金上昇や不満の発言とその解決といった経済効果を持っていないことが、未組織労働者にとっての組織化へのインセンティブを低下させ、「ノン・ユニオン化」ともいうべき状況をもたらしているという見解もある。それでは、本当に労働組合は賃金や労働条件の維持・向上に対して何の効果も持っていないのだろうか？本稿では、この点について検討したい。

2. 労働組合の効果はないのか？

さて、このような組合組織率の趨勢的な低下に特徴づけられる日本の労働組合、労使関係に関する最近の注目すべき見解は都留（2002）であろう。都留の見解を簡単にまとめれば次のようなものになる。まず、労働組合の組織率が低下したのは、新設企業の組織化に成功していないことが原因であり、そして、経済的な効果の点では、賃金を上昇させるという効果も、組合員の不満を集团的に発言し不満を低下させ離職率を低下させるという発言効果も両方みだせないとされている。そして、これらの効果を持っていないことが労働組合の魅力を乏しいものとし、「組合離れ」を通りこして、ノン・ユニオン化を引き起こしているというものである¹⁾。

この研究では組合の経済的な効果がないことが組合組織率低下の主要因として考えられているが、組合効果の評価の点から考えていくつかの問題点が指摘できる。都留の所説をもとに組合効果について検討してみよう。

問題点としては第一に、日本の労働組合活動の中心的な柱ともいえるべき従業員の雇用保障にたいして組合がどのような役割をはたしてきたのかということの検討がなされていない。戦後の労働組合は労働条件の維持、向上と雇用保障を軸に活動してきたことは周知のことであろう。したがって、組合の効果について語るのならば、組合と雇用保障の関連について分析することは必要不可欠であると考えられるが、都留の分析は賃金効果と発言効果の有無の実証に力点が置かれていることもあって、雇用保障と労働組合との関係については考察の範囲外におかれているといえる。

雇用調整に対する組合効果の研究としては、野田（1998）（2002）があげられる。野田（1998）の研究では部分調整モデルを組合の有無、企業規模別に推定し、従業員300人以上の企業では、組合企業のほうで調整速度が遅いという結果が提出され、このことは、組合企業で人員を動かすことは非組合企業より難しいということを示しており、組合の雇用保障に対する効果が確認されている。

野田（2002）では雇用調整と組合効果についてさらに深い分析がなされている。小池（1983）、村松（1986）らによれば、「一期の大きな赤字、または二期赤字で大規模な人員整理がおこなわれる」という経験則が確認されている。また、駿河（1997）、小牧（1998）などはこの経験則を赤字調整モデルとして定式化し、これら経験則を企業別のデータを用い

1) 都留の著作への書評は野田（2004）を参照。

て実証を行っている。野田（2002）では赤字調整モデルの推定を組合の有無別、企業規模別に行っている。その結果、従業員 300 人以上の組合企業で赤字調整モデルが当てはまっており、通常期には組合企業のほうで雇用速度は遅いが、赤字期には調整速度が速くなることが確認されている。この分析では、組合のある企業では赤字という危機的な経営状態になるまで企業に人員整理をさせないという意味で、組合の雇用保障の効果が確認されといえよう。

これらの研究では、いずれも組合の雇用保障に対する効果が確認されていると考えられるので、組合の経済効果は「ない」とは断定できない。しかしながら、これらの研究は 1990 年前半までのデータによる研究である。それでは、1990 年代後半の雇用情勢がより厳しくなった状況の下でも組合の雇用保障に対する効果は確認できるであろうか。本稿ではこの点について検討したい。

第二に、都留の研究で賃金効果や発言効果がないという結論が下されるもとになったデータは 1992 年にアンケートで収集されているが、労働組合の組織率の趨勢的な低下という背景があるものの、一時点のみをとりあげた分析で組合効果がないことを根拠に「ノン・ユニオン化」を主張するのは少し気がはやいのではないだろうか²⁾。たしかに、組合の賃金に対する効果に関しては、都留をはじめ、橘木・野田（1993）、野田（1997）などでも、男性に対しては組合の賃金効果を認めておらず、組合の賃金効果に対しては否定的な研究が多かった。これらの研究は 1990 年代前半のデータを使用した研究であるが、最近の 2000 年に入ってからデータによる研究では異なった結果が提出されている。最近の田中（2003）の調査では、厚生労働省の「賃金引上げ等の実態に関する調査」の結果を用いて平成 3 年と平成 13 年の賃金引上げ結果を労働組合の有無別に検討して次のような結論を出している。

すなわち、平成 3 年には「組合有」と「組合無」の賃金改訂額に差は見られなかったが、平成 13 年には規模の小さい企業を中心に差がひろがっており、平成 13 年には、平成 3 年の時点では縮小しつつあった賃金改訂額の組合－非組合間格差が拡大しつつあることが明らかにされている。

また、原（2003）の研究でも、2002 年のデータにもとづいて男性労働者については賃金効果が存在するという結果が提出されている。

これらの研究をストレートに理解すると、長期不況というきわめて厳しい経済環境のなかでこそ組合の賃金効果が現れるということになるであろう。であるとすれば、都留の対象とした時点の 1992 年よりもより厳しい経済環境のもとで組合効果を測定すれば、効果

2) 組合効果のサーベイは野田（2002）を参照。

が確認できるかもしれない。

以下、都留の研究を手がかりに、賃金に対する効果と雇用調整に対する効果について簡単にサーベイしたが、以下、雇用保障と賃金の二点について実証分析をおこない、組合効果の有無について検討、議論をおこなう。

3. 組合効果の推定

3.1 賃金に対する効果

まず、賃金の分析で用いるデータは、連合総合生活開発研究所が2004年4月に実施した第7回「勤労者の仕事と暮らしのアンケート調査」である。調査対象は首都圏、関西圏に居住する20-50代の民間企業勤務の雇用者であり、サンプルの抽出に当たっては、首都圏と関西圏の民間雇用者人口規模および「平成14年就業構造基本調査」の雇用者の性別・年齢階層・雇用形態別の分布を考慮したうえでサンプル割付基準を作成している。この割付基準にもとづき調査会社のモニターの中から、首都圏と関西圏居住者900名を抽出し、郵送自記入式のアンケート調査表を配布している。調査票の配布枚数は900枚であり、有効回答数806、有効回答率89.6%である。労働組合があると回答したのは全体の36.0%であった。

要約統計量は表1に示してある。サンプル数は391で、正社員（役員を除く）に限定している。組合ありは190であり、組合なしは201である。労働組合ダミーについては、勤め先に労働組合があるかどうかという設問にあると回答した者を1、ないと回答したものを0とするダミー変数を作成した。労働組合があるかどうかわからないと回答したものは除いている。

賃金は過去1年間の賃金収入を用いたが、このデータについては階級値でしかデータが与えられていないために、その中位数を賃金額として対数を取った。

企業規模については、300人未満の企業を基準に、300人以上-1000人未満を中規模、1000人以上を大規模としたダミーを作成した。その他、産業、ダミー職種ダミーが入れている。

賃金関数の推定結果を見てみよう。なお、平均賃金は、組合あり=666.57万円、組合なし=471.57万円である。組合企業のほうが企業規模が大きいために平均賃金が高くなっている。

表2-1は男女あわせた全サンプルでの推定結果であるが、組合ダミーは統計的に有意と

表1 賃金関数の要約統計量 (N=391)

| | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|----------|-----------|-----------|----------|------------|
| 労働組合ダミー | 0.48593 | 0.50044 | 0.00000 | 1.00000 |
| 大卒ダミー | 0.51407 | 0.50044 | 0.00000 | 1.00000 |
| 事務職ダミー | 0.25064 | 0.43394 | 0.00000 | 1.00000 |
| 営業職ダミー | 0.16368 | 0.37046 | 0.00000 | 1.00000 |
| 専門職ダミー | 0.23018 | 0.42149 | 0.00000 | 1.00000 |
| 男性ダミー | 0.80051 | 0.40013 | 0.00000 | 1.00000 |
| 中規模ダミー | 0.16880 | 0.37505 | 0.00000 | 1.00000 |
| 大規模ダミー | 0.37852 | 0.48564 | 0.00000 | 1.00000 |
| 中規模ダミー | 0.08439 | 0.27834 | 0.00000 | 1.00000 |
| *労働組合ダミー | | | | |
| 大規模ダミー | 0.31202 | 0.46391 | 0.00000 | 1.00000 |
| *労働組合ダミー | | | | |
| 管理職ダミー | 0.19949 | 0.40013 | 0.00000 | 1.00000 |
| 既婚者ダミー | 0.68286 | 0.46596 | 0.00000 | 1.00000 |
| 製造業ダミー | 0.28133 | 0.45022 | 0.00000 | 1.00000 |
| 金融業ダミー | 0.094629 | 0.29308 | 0.00000 | 1.00000 |
| 電気・ガスダミー | 0.017903 | 0.13277 | 0.00000 | 1.00000 |
| 年齢 | 40.35294 | 10.53751 | 21.00000 | 59.00000 |
| 勤続年数 | 12.73402 | 10.15096 | 1.00000 | 42.00000 |
| 賃金 | 566.36829 | 273.48765 | 50.00000 | 1750.00000 |

はなっておらず、組合効果はないように見える。

表2-1 賃金に対する効果

| | 係数 | t 値 | p 値 |
|----------|--------|--------|--------|
| 定数項 | 4.947 | 44.24 | [.000] |
| 組合ダミー | -0.001 | -0.044 | [.965] |
| 中規模ダミー | 0.121 | 2.216 | [.027] |
| 大規模ダミー | 0.169 | 3.320 | [.001] |
| 製造業ダミー | -0.035 | -0.838 | [.403] |
| 金融業ダミー | 0.032 | 0.478 | [.633] |
| 電気・ガスダミー | 0.036 | 0.261 | [.794] |
| 事務職ダミー | 0.094 | 1.511 | [.131] |
| 営業職ダミー | 0.059 | 0.884 | [.377] |
| 専門職ダミー | 0.280 | 4.503 | [.000] |
| 勤続年数 | 0.010 | 4.339 | [.000] |
| 男性ダミー | 0.299 | 4.660 | [.000] |
| 組合*男性ダミー | 0.099 | 0.988 | [.323] |
| 年齢 | 0.001 | 3.813 | [.000] |
| 管理職ダミー | 0.339 | 5.064 | [.000] |
| 大卒ダミー | 0.151 | 3.526 | [.000] |
| 既婚者ダミー | 0.187 | 4.074 | [.000] |

AdjR² 0.545

F 値 26.96

表 2-2 賃金に対する効果 男性

| | 係数 | t 値 | p 値 |
|----------|--------|--------|--------|
| 定数項 | 5.227 | 52.18 | [.000] |
| 組合ダミー | 0.113 | 2.506 | [.013] |
| 中規模ダミー | 0.062 | 1.169 | [.243] |
| 大規模ダミー | 0.153 | 3.152 | [.002] |
| 製造業ダミー | -0.044 | -1.083 | [.243] |
| 金融業ダミー | 0.110 | 1.628 | [.104] |
| 電気・ガスダミー | 0.030 | 0.206 | [.837] |
| 事務職ダミー | 0.176 | 2.699 | [.007] |
| 営業職ダミー | 0.143 | 2.206 | [.028] |
| 専門職ダミー | 0.292 | 4.822 | [.000] |
| 勤続年数 | 0.001 | 3.453 | [.001] |
| 年齢 | 0.001 | 3.552 | [.000] |
| 管理職ダミー | 0.376 | 5.906 | [.000] |
| 大卒ダミー | 0.080 | 1.870 | [.062] |
| 既婚者ダミー | 0.284 | 5.895 | [.000] |

AdjR² 0.532

F 値 20.73

表 2-3 賃金に対する効果 男性 規模と組合ダミーの交差項有

| | 係数 | t 値 | p 値 |
|--------------|--------|--------|--------|
| 定数項 | 4.268 | 11.58 | [.000] |
| 組合ダミー | 0.191 | 2.011 | [.045] |
| 中規模ダミー | 0.096 | 0.428 | [.668] |
| 大規模ダミー | -0.122 | -0.653 | [.514] |
| 組合ダミー*中企業ダミー | -0.090 | -0.827 | [.409] |
| 組合ダミー*大企業ダミー | 0.152 | 1.403 | [.162] |
| 製造業 | -0.048 | -1.203 | [.230] |
| 金融業ダミー | 0.127 | 1.904 | [.058] |
| 電気・ガスダミー | 0.066 | 0.461 | [.645] |
| 事務職ダミー | 0.218 | 3.379 | [.001] |
| 営業職ダミー | 0.158 | 2.452 | [.015] |
| 専門職ダミー | 0.343 | 5.808 | [.000] |
| 勤続年数 | 0.019 | 2.754 | [.006] |
| 年齢 | 0.055 | 2.888 | [.004] |
| 管理職ダミー | 0.399 | 6.334 | [.000] |
| 大卒ダミー | 0.055 | 1.330 | [.184] |
| 既婚者ダミー | 0.251 | 4.017 | [.000] |

AdjR² 0.557

F 値 16.69

それでは、男女別に推定するとどうなるであろうか。表 2-2, 2-3 は男性についての推定結果である。組合企業のほうが企業規模が大きくなっているため、規模の効果と組合の効果とを性格に識別するため、また、企業規模によって組合効果が異なる可能性があるため、

表 2-4 賃金に対する効果 女性

| | 係数 | t 値 | p 値 |
|----------|--------|--------|--------|
| 定数項 | 4.730 | 5.611 | [.000] |
| 組合ダミー | -0.053 | -0.105 | [.916] |
| 中規模ダミー | 0.202 | 1.168 | [.247] |
| 大規模ダミー | 0.231 | 1.238 | [.222] |
| 製造業 | 0.001 | 0.001 | [.999] |
| 金融業ダミー | -0.071 | -0.334 | [.739] |
| 電気・ガスダミー | -0.092 | -0.270 | [.788] |
| 事務職ダミー | -0.318 | -1.312 | [.194] |
| 営業職ダミー | -0.504 | -1.594 | [.116] |
| 専門職ダミー | 0.046 | 0.195 | [.846] |
| 勤続年数 | 0.065 | 2.729 | [.008] |
| 年齢 | 0.037 | 0.813 | [.419] |
| 管理職ダミー | 0.170 | 0.302 | [.763] |
| 大卒ダミー | 0.236 | 1.704 | [.093] |
| 既婚者ダミー | -0.045 | -0.351 | [.727] |

AdjR² 0.288

F 値 2.537

表 2-5 賃金に対する効果 女性 規模と組合ダミーの交差項有

| | 係数 | t 値 | p 値 |
|--------------|--------|--------|--------|
| 定数項 | 4.883 | 5.470 | [.000] |
| 組合ダミー | -0.308 | -0.400 | [.690] |
| 中規模ダミー | 0.090 | 0.459 | [.648] |
| 大規模ダミー | 0.349 | 1.330 | [.188] |
| 組合ダミー*中企業ダミー | 0.446 | 1.007 | [.318] |
| 組合ダミー*大企業ダミー | -0.026 | -0.060 | [.952] |
| 製造業ダミー | -0.033 | -0.214 | [.831] |
| 金融業ダミー | -0.084 | -0.397 | [.693] |
| 電気・ガスダミー | -0.208 | -0.587 | [.559] |
| 事務職ダミー | -0.351 | -1.419 | [.161] |
| 営業職ダミー | -0.500 | -1.576 | [.120] |
| 専門職ダミー | 0.034 | 0.142 | [.887] |
| 勤続年数 | 0.071 | 2.893 | [.005] |
| 年齢 | 0.030 | 0.627 | [.533] |
| 管理職ダミー | 0.308 | 0.462 | [.645] |
| 大卒ダミー | 0.208 | 1.450 | [.152] |
| 既婚者ダミー | -0.045 | -0.341 | [.734] |

AdjR² 0.298

F 値 2.419

表 2-3 には企業規模と組合ダミーの交差項が入っている。男性のみに限定した場合の平均賃金は、組合あり = 705.98 万円，組合なし = 522.26 万円である。表 2-2，表 2-3 とともに

組合ダミーが有意となっている³⁾。

次に、女性についてであるが、それぞれの平均賃金は、組合あり = 358 万円，組合なし = 366 万円である。表 2-4，表 2-5 とともに組合ダミーが有意とはなっておらず，女性の場合には組合効果は確認できない⁴⁾。

1990 年代のデータによる分析結果と違って，組合の賃金効果が確認できる。これらの推定結果は，男性にのみ組合効果があるということを示しており，原（2003）の分析結果と同じである

3.2 雇用調整に対する効果

次に，雇用調整に対する効果を見てみよう。雇用調整の研究によく使われるモデルは部分調整モデルである。実際の雇用は解雇予告の時間や入離職に要する時間や費用などがかかるため，瞬時に最適雇用量には到達できない。したがって，実際の雇用の増減率については最適雇用増減率とのギャップを何期間かにわたって調整してゆく部分調整モデルとして考えることができる。

$$\ln L_t - \ln L_{t-1} = \lambda (\ln L_t^* - \ln L_{t-1}) \quad (1)$$

L_t は今期の雇用量， L_{t-1} は前期の雇用量， L_t^* は今期の最適雇用量。λ は調整係数で 0 と 1 との間の値をとる。λ が 1 ならば，実際の雇用量と最適雇用量は当期において一致している。λ が小さいほど，最適雇用量への調整に時間がかかる。この場合には調整係数は固定的であり，雇用調整は連続的になっている。

次に，赤字調整モデルについて見てみよう。調整費用の観点から考えると，黒字期や小さな赤字期には，解雇，希望退職を含んだ人員整理に対して非常に大きな交渉費用，従業員のモラルの低下，企業特殊的技能の減少，企業イメージの低下，といった一括固定費用が存在するので，解雇や希望退職を使用しない雇用調整が行われる。そして，大きな赤字期には解雇や希望退職を使用した調整が行われるとする。ここでは，t 期の大きな赤字に対して t 期に解雇が生じると仮定している。この時，t 期の利益 PR_t ，解雇，希望退職など大規模な人員整理の基準となる赤字を K とすると，雇用調整関数は次の様になる。

3) 年齢，勤続年数と組合ダミー，規模ダミーの交差項を入れても結果は変わらない。また，都留（2002）でも指摘されているが，所得を年間収入で測ると，過去 1 年の間に転職したものの年間給与は現在の職の年間収入に対応していない可能性がある。この可能性を排除するために，過去 1 年間に転職した経験のあるものを除外して分析をおこなったが，組合ダミーはプラスで有意であった。

4) 女性の場合にサンプル数が少ないので結果の解釈については注意が必要であろう。

$$\begin{aligned} \ln L_t - \ln L_{t-1} &= \lambda_1 (\ln L_t^* - \ln L_{t-1}) & PR_t &\geq K \\ &= \lambda_2 (\ln L_t^* - \ln L_{t-1}) & PR_t &< K \end{aligned} \quad (2)$$

なお、最適雇用量 L^* は次のようになる。

$$\ln L_t^* = a_1 + a_2 \ln Out_t + a_3 \ln Wage_t / P_t \quad (3)$$

(2)式において大きな赤字期に解雇、希望退職を伴った雇用調整が行われるため、雇用の調整速度は速くなる。雇用の調整は不連続で、黒字期や小さな赤字期にはゆっくりと雇用が調整されるが、大きな赤字期には解雇や希望退職を使用するために急速な調整が行われる。(2)式で λ_1 と λ_2 が等しい場合に(1)式が導かれる。

ここで、 L_t は今期の雇用量、 L_{t-1} は一期前の雇用量、 Out_t は生産量、 $Wage$ は賃金、 P は生産物価格である。本稿では、このモデルを日本経済新聞社発行の「会社総鑑」未上場会社版から作成したパネルデータを用いて推定する。上場企業では、組合企業がそのほとんどを占める。この未上場会社版では、組合と非組合が比較的良好に分けられており、組合の効果を分析するには効果的である。推定した期間は1994年から2000年の7年間である。 $Wage_t$ は平均賃金、 P_t には産業別のGDPデフレーターを利用した。 Out は売上高を産業別のGDPデフレーターで実質化した。

推定期間についてデータの欠損がない企業について、つまり、7年間「会社総鑑」にデータが掲載されている企業についてパネルデータを作成したが、長年に渡って掲載されつづけている企業は、未上場企業の中でもかなりの優良企業と考えてよいだろう。したがって、我々のサンプルでは、企業の質という点でバイアスがかかっている可能性が考えられる⁵⁾。要約統計量は表3-1である。小池(1983)、村松(1986)らによれば、赤字が解雇を発生させる時期についてはかなりばらつきがある。ここでは、赤字が発生した場合、次の期に雇用調整が起きると考えて赤字ダミーを入れた。

推定結果は表3-2である。組合企業と非組合企業の調整速度を比較してみよう。通常期の調整係数をみると、組合企業0.362、非組合企業0.276と組合企業のほうで調整速度が速くなっている。赤字期の調整速度を見てみると、組合企業では0.944であり、非組合企業では0.731となっている。いずれの場合にも組合企業のほうで調整速度が速くなっている。

5) 『会社総鑑』に掲載される企業は年々かわっており、長年にわたって毎年掲載される企業は少ない。したがって、本稿で対象とした企業は野田(1998)(2002)で分析の対象とした企業とはかなり異なっている。このことは結果にバイアスを生じさせているかもしれない。本来ならば、また、産業別に分析するのが理想であるが、分析するのに十分なサンプルが取れない。

表 3-1 赤字調整モデルの要約統計量

| | 組合企業 (N=51) | | 非組合企業 (N=56) | |
|------|-------------|---------|--------------|-------|
| | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 |
| 従業員数 | 499.79 | 100 | 323.24 | 87 |
| 平均賃金 | 296590 | 57472 | 279580 | 37544 |
| 売上高 | 313947 | 1082810 | 114686 | 98685 |

売上高の単位は百万円, 平均賃金は月額賃金, 単位は円.

表 3-2 雇用調整関数の推定

| | 全企業 | 組合企業 | 非組合企業 |
|-------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| $\lambda 1$ | 0.306 (5.940) | 0.362 (9.548) | 0.276 (4.993) |
| $\lambda 2 - \lambda 1$ | 0.540 (2.698) | 0.582 (5.630) | 0.455 (2.250) |
| a_2 | 0.343 (5.268) | 0.452 (7.001) | 0.255 (3.390) |
| a_3 | -0.296 (4.229) | -0.364 (5.286) | -0.236 (2.471) |
| AdjR ² | 0.234 | 0.254 | 0.197 |

野田 (2002) による赤字調整モデルの推定結果と比較すれば, 組合企業では, 通常期の調整速度は約 2 倍 (0.182 から 0.362) になり, 赤字期の上昇分も (0.457 から 0.582) 速くなっている. 一方, 非組合企業では, 通常期の調整速度が若干低下 (0.3 から 0.276) しているかわりに, 赤字期の調整速度が速くなっている. 先行研究では, 非組合においては赤字期には調整速度が速くなるということではなかったが, 今回の分析では赤字期に調整速度が上昇している. このように, 通常期, 赤字期ともに組合企業で調整速度が速くなっており, 組合の存在は雇用調整を速めていると解釈できる.

4. 結果の解釈

以上, 労働組合の効果を賃金と雇用調整の二つの側面から見てきたが, 実証研究から得られた結果を解釈してみよう.

賃金に対する効果についてみてみると, 男性の場合に組合-非組合間の賃金格差があることが確認された. 田中 (2002) の研究で示されたように, 組合-非組合間の賃金格差が生じてきていることになる. この結果を解釈すると, 長期不況というきわめて厳しい経済環境のなかでこそ組合の効果が現れるということになるであろう. 言い換えれば, 労働条件の低下がおきやすいような状況のもとで組合の効果があらわれるという解釈もできるで

あろう。

都留が分析の対象としたのは1992年で、田中（2002）が組合—非組合間格差が縮小していると述べた1991年の1年後の調査であり、そのために組合—非組合間の賃金格差が発生しなかったのかもしれない。都留の得た結果と2000年に入ってからデータの研究による結果からわかることは、組合の賃金効果は経済環境の変化に伴って変動するということである。

また、雇用調整については、先行研究に見られたような組合の雇用保障に対する効果は確認することができない。通常期、赤字期ともに組合企業のほうで調整速度が速くなっている。このことを、ストレートに理解すると、組合の存在は雇用調整を速めているという結果になる。この結果は、どういうことを示しているであろうか。一つの解釈は、組合企業では雇用を守っていた分だけ多くの人員を企業内に抱え込んでおり、深刻な経済環境の下では急速な人員整理が必要となっているというものである。

つまり、組合の存在が雇用調整を促進しているというよりも、組合のある企業では人員整理が行いにくくなっており、その結果、非組合企業より多くの人員を企業内部に抱え込んでいるために、より深刻な経済状況に直面したもとで急速な調整をおこなわざるをえなかったということである⁶⁾。このように理解すれば、組合企業で調整速度が速くなっていることは、組合が雇用保障にたいして効果を持っていたことの逆説的な証明とも考えられる。

また、この結果は相当に危機が深刻化した場合には、組合のある企業のほうが、労使間の情報共有などによって、すばやくそれに対応できるということを表している可能性もある。

1990年代後半の経済、雇用環境の厳しさは、組合の努力の範囲を大きくこえており、組合の側から見れば雇用保障のあり方を根本的に修正せざるをえなかったのかもしれないが、いずれにせよ、以前のような雇用保障ができていないのは事実のようである。

このように、効果なしといわれていた賃金の側面で効果が確認され、逆に効果ありとされていた雇用保障の面で効果なしとなっている。このことは、企業、そして労働組合を取り巻く経済環境の変化に伴って、組合の効果のあり方が異なってくるということを示している⁷⁾。

6) 原（2003）は2002年から2003年にかけて、雇用調整のパターンについて組合と非組合企業との間でどのように違いがあるについて分析をおこなっている。その結果、組合のある企業で解雇や希望退職を伴った雇用調整がおこなわれる可能性が高くなっている。そして、この結果の解釈について、本稿と同様の解釈をおこなっている。

7) 労働組合の効果がある場合にも、組織率が低下することは十分に考えられる。たとえば、賃金の効果や雇用保障の効果がある場合には、経営側から見れば組織化に抵抗するインセンティブを持つことになるであろう。

5. まとめにかえて

以上、1990年代後半から2000年初頭のデータを使用して労働組合の経済的効果について検討をしてきた。実証分析から得られた結果は、1990年台前半のデータによる分析とは異なったものであった。これらの実証分析の結果、組合の効果は経済環境の変化によって、大きく変動するということがわかった。

組合効果については、本稿で見た効果のほかにも多様な効果が考えられる。たとえば、雇用調整に関しても、人員整理をおこなう場合、希望退職の条件や再就職の援助などを含めて、どの程度、組合員の満足、納得できる条件を獲得したかという問題を考える必要があり、調整速度の速い遅いだけで組合効果を評価するのは不十分である。この点の検討は今後の課題としたい。

参考文献

- 小池和男（1983）「解雇からみた現代日本の労使関係」森口親司・青木昌彦・佐和隆光編『日本経済の構造分析』創文社，pp.109-126.
- 小牧義弘（1998）「わが国企業の雇用調整行動における不連続性について」『日本銀行調査統計月報』11月号.
- 駿河輝和（1997）「日本企業の雇用調整」中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会，pp.13-46.
- 橘木俊詔・野田知彦（1993）「賃金、労働条件と労働組合」『労働組合の経済学』第10章.
- 中村圭介・佐藤博樹・神谷圭介（1988）『労働組合は本当に役に立っているか』総合労働研究所.
- 野田知彦（1997）「賃金構造と企業別組合」『日本経済研究』日本経済研究センター，第35号，pp.26-44.
- 野田知彦（1998）「労働組合と雇用調整——企業パネルデータによる分析——」『経済研究』No.49，Vol.4，pp.317-326.
- 野田知彦（2002）「労使関係と赤字調整モデル」『経済研究』一橋大学経済研究所 第53巻第1号，pp.40-52.
- 野田知彦（2002）「労働組合の経済効果」『日本労働研究雑誌』日本労働研究機構，第501号，pp.68-70
- 野田知彦（2004）「書評 労使関係のノン・ユニオン化」『日本労働研究雑誌』日本労働研究機構，第523号，pp.65-67.
- 田中雅行（2002）「労働組合の有無別に見た賃金改定の状況について」『労働統計調査月報』労務行政研究所
- 都留康（2002）『労使関係のノン・ユニオン化』東洋経済新報社.
- 原ひろみ（2003）「組合は何のために？——不況対策と賃金をめぐって——」『労働組合に関する意識調査報告書』連合総合生活開発研究所.
- 村松久良光（1986）「解雇、企業利益と賃金 大手工作機器メーカー13社に関して」南山大学『アカデミア経済経営編』第89号，pp.399-435.