

労働組合の経済効果

——研究成果と課題

外館 光則

(千葉商科大学客員研究員)

本稿では、労働組合の賃金、離職率、雇用調整、生産性への効果に関する外国の研究の概要と日本の研究の成果・問題点を論じている。組合の賃金への効果は、最近の日本のデータでは男女共に生じている。離職率への効果に関しては、組合がそれを低下させるとする研究が多いが、どの労働条件への影響を通じて低下させているのかが明らかでない。日本の組合は雇用の変動を小さくしているが、赤字期には雇用削減を行っている。生産性への効果の研究は、日本では量的に不足していると思われる。

目次

- I はじめに
- II 非組合労働者との賃金格差への影響
- III 離職率への影響
- IV 雇用調整への影響
- V 生産性への影響
- VI 結語

I はじめに

Blanchard and Kiyotaki (1987) のような労働市場に独占的競争があるモデルによると、労働者間の代替は完全でなく、個々の労働者が企業に対していくらかの独占力を持つことになる。そうすると、労働者は賃金に影響を与えることができ、解雇の可能性も小さくなる。よって、労働者の組織化の必要性は小さいのかもしれない。しかし、現実には、労働者が企業に提供する労働サービスは他者のもので置き換え可能であり、独力で企業に対抗できるわけではない。多くの労働者は、労働組合を組織することによって、企業に抗しなければならぬ。

それでは、労働組合は、賃金や雇用保障の面で期待されるような成果を労働者にもたらしている

のであろうか。更には、それが過剰になり、組合が生産面で経済に悪影響を与えているのだろうか。逆に効率性を改善しているのであろうか。労働組合の経済効果の分析はこれらの点を動機としてなされている。

本稿では、組合の経済効果について、日本のデータでの実証研究が存在するような賃金 (II)、離職率 (III)、雇用調整 (IV)、生産性 (V) の問題を扱った文献を紹介する。日本の研究の多くはアメリカを中心とした外国の研究を参考としているので、それぞれの問題について、外国の研究の到達点も論じている。ただし、日本と外国ではデータの利用可能性の違いがあり、また研究の論点が多少異なる場合があるので、結果を比較可能なわけではない。

II 非組合労働者との賃金格差への影響

1 外国における計測

労働者が組合に最も期待するものと言えば、賃金の引き上げであろう。初期の研究は1時点のクロスセクション (以下CS) データを用いて分析を行っている。以下のように、労働者 i について

の賃金が、組合ダミーやその他の説明変数を用いて推定される。

$$W_i = \alpha_1 + \beta_1 U_i + \gamma_1 X_i + e_i \quad (1)$$

W_i は労働者*i*の賃金の対数値、 U_i は組合ダミー(組合加入者について1、非加入者について0となる変数)、 X_i は労働者*i*の個人属性や労働者*i*が所属する企業属性のベクトルである。 α_1 と β_1 は推定される係数、 γ_1 は推定される係数のベクトル、 e_i は労働者*i*についての誤差項である。

Lewis (1986b)によると、多くの研究における組合の賃金効果の平均は15%程度である¹⁾。しかし、仮に統計的に有意な β_1 が計測されたとしても、労働者*i*が所属する企業に組合が設立されたとき、あるいは労働者*i*が組合のない企業から組合のある企業に転職したときに、その数値だけ賃金が上昇すると期待できるわけではない。指摘されていることは、組合ダミーの内生性の問題である。例えば、労働者が組合企業と非組合企業の間で、賃金が高くなると期待するほうを選択している(Lee 1978)。または、あるタイプの労働者が組合企業に応募し、組合企業が能力の高い労働者を選別している(Abowd and Farber 1982)。能力は、学歴や経験年数のみで測れるものではなく、外部の分析者によって観察されないものもある。そのような計測できない能力は、説明変数とならず、誤差項 e_i に含まれることになる。そうすると、組合ダミーと誤差項の間に相関が生じ、(1)式のOLS推定量には偏りが生じる。

このような問題に対処するためには3つの方法がある。1つ目は、Lee (1978)、Duncan and Leigh (1980)のようなセレクションバイアスを修正した推計である。2つ目は、操作変数法推定である(Robinson 1989)。3つ目は、組合加入または離脱のあった労働者を含んだパネルデータを用いた推計である(Mellow 1981; Freeman 1984; Jakubson 1991; Card 1996)。

最初の方法は、第1段階で組合ダミーを被説明変数としたプロビット推計を行い、それから計算されたMills比の逆数(コントロール関数)を用いて、組合労働者と非組合労働者それぞれの賃金関数の推計を行う。そして組合労働者と非組合労働

者の平均属性をそれぞれの賃金関数に代入することにより、組合労働者と非組合労働者の賃金格差を計算する。Robinson (1989)によるカナダのデータを用いた計測によると、OLSの場合(0.19~0.22)より賃金格差が大きくなっている。

2番目の操作変数法は、第一段階で組合ダミーを個人属性や企業属性で説明したプロビット推計を行い、第二段階で組合ダミーの推計値を用いて賃金関数を推計するものである。Robinson (1989)によると、ここでもOLSの場合より係数が大きくなっている。

しかし、Lewis (1986b)によると、コントロール関数を用いた方法や操作変数法での組合・非組合の賃金格差の大きさは様々であり、これらの推計結果をあまり信頼できないとしている。逆に、Robinson (1989)は、これらの方法による結果はOLSより係数が大きいという点で一貫しているとしている。

3番目の方法は、パネルデータを用いたものである。仮に労働者*i*の2時点におけるデータが利用可能であれば、(1)式は次のように修正される。

$$W_{it} = \alpha_2 + \theta_i + \beta_{2t} U_{it} + \gamma_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$t = 1, 2$

θ_i は労働者*i*の計測できない能力、 α_2 と β_{2t} は推定される係数、 γ_2 は推定される係数のベクトル、 ε_{it} は*t*期における労働者*i*についての誤差項である。過去の研究においても、組合の賃金効果 β_{2t} は、時間と共に変化することが仮定されている。(2)式において、 $t=1$ と $t=2$ における階差を取ることによって、 α_2 と θ_i は消去される。個人属性・企業属性が不変であればそれらも消去されるが、転職した場合には変化するものもある。具体的には、階差を取った変数を用いて次式が推計される。

$$W_{i2} - W_{i1} = \alpha_3 + \tau_1 \text{ENTER}_i + \tau_2 \text{LEAVE}_i + \gamma_2 X_{i2} - \gamma_2 X_{i1} + \kappa_i \quad (3)$$

ENTER_i は労働者*i*が $t=1$ に組合非加入であるが $t=2$ に加入の場合に1、それ以外のときに0となるダミー変数、 LEAVE_i は労働者*i*が $t=1$ に組合加入であるが $t=2$ に非加入の場合に1、

それ以外のときに0となるダミー変数である。 α_3 , τ_1 , τ_2 は推定される係数, κ_i は労働者*i*についての誤差項である。(3)式では, 新規加入と離脱の場合では賃金効果の大きさが異なることになる。Jakubson (1991)は, 1976~80年の5時点のパネルデータを用いて, (3)と類似の式を推定している。そのとき, ENTERの係数は0.11~0.12, LEAVEの係数は-0.03~-0.04である。 $\tau_1 = -\tau_2$ とした場合のENTER(またはLEAVE)の係数は0.06~0.08である。CSデータ分析での組合の影響は小さくなる。この結果によると, 能力の高い労働者が組合に加入しているというバイアスが存在していたことになる。

パネルデータ分析に関して, Freeman and Medoff (1984)は, 組合企業から非組合企業に転職するためには, 労働者にとって賃金の下落がないことが必要であり, そのような労働者のサンプルによる推計では組合の賃金効果を過小評価するとしている。Lewis (1986b)も, 組合への加入状況に変化のあった労働者は平均的な労働者ではないことを指摘している。よって, パネルデータ分析が, 計測できない能力の効果を除去した純粋な組合の効果を計測可能にするとは限らない²⁾。

研究全体として, 組合ダミーが内生的であることについては異論がない。しかし, どのような推定方法が適当なのかについての見方は一致していない。また, CSでのOLS推定のバイアスの方向についても両方の見方がある。例えば, Lewis (1986a, 1986b)は, (1)式における β_1 が過大推計と考えている。Robinson (1989)は, コントロール関数や操作変数法での推定結果から, CSでのOLS推定が組合の効果の過大推計ではなく, 過小推計を生じさせているとしている。そこでは, (ある程度高い)所与の組合賃金の下で, それ以上の生産性・賃金の労働者は組合企業に応募せず, それ以下の生産性・賃金の労働者のみが組合企業に応募しそこからランダムに採用されると仮定されている。それによって, 観察される非組合労働者の生産性・賃金の平均が, 潜在的な生産性分布の平均より過大に推計され, 賃金格差が小さく計算されるからである。Card (1996)は, CSでの

OLS推定が, 低スキル労働者について過大推計, 高スキル労働者については過小推計だが, 全体ではバイアスを生じさせないとしている。理由として, スキルが高い者と低い者が非組合労働者となり, 中間的な者が組合労働者になることを挙げている。

2 日本のデータでの研究

日本においては, 係数の大きさの問題以前に, CSデータでのOLS推定で組合の効果ありとする研究が多くなかった。よって, 組合の効果の大きさを問題としたコントロール関数を用いた推定方法やパネルデータによる研究は少ない。日本における特徴は, 規模の大きい企業ほど組合が組織されており, そして大企業の賃金が高いことである。組合の効果を測る場合には, 説明変数として企業規模変数を用いることが不可欠である。

橘木・野田 (1993)は, 『労働条件と労使コミュニケーション調査』(1991年, 企業に対する調査データ)を用いて, 男女別・学歴別に30歳と45歳の労働者の賃金関数を推定している。その結果, 高卒女子45歳労働者の時間当たり賃金のみならず, 組合ありダミーが正の影響を与えていた。

都留 (2002)は, 1992年に首都圏で行った調査データを用いている。その結果, 男女共に組合加入ダミーは賃金に影響していなかった。また, コントロール関数を用いた推定も行っているが, 男女共に, 賃金関数におけるMills比の逆数の係数は有意でなかった。よって, 組合の内生性の帰無仮説は棄却されることになる。

野田 (1997a)は, 『仕事と職場環境に関する調査』(1991年)と企業のパネルデータという2種類のデータセットを用いて計測している。後者において, 推計期間は1987~93年で, 対象は90社であるが, 組合が新たに組織された企業は10数社である。よって, 組合の効果が時間と共に変化すると仮定してそれを識別していることになる。どちらのデータセットにおいても, 女性についてのみ組合の効果が存在するとしている。

注目すべき研究結果は, 最近のデータを用いると, 男性にも組合の賃金効果が生じているというものである(野田 2005, 仁田・篠崎 2008, 川口・原 2007)。野田 (2005)は, 『第7回勤労者の仕事

と暮らしのアンケート調査』(2004年)を用いて、男性についてのみの11~20%の組合企業ダミーの効果を報告している。川口・原(2007)、仁田・篠崎(2008)は、日本版総合的社会調査(JGSS)の2000~2003年のプールデータを用いている。これらの研究によると、男女共に組合ありまたは組合加入による賃金への効果が10数%存在するとしている。日本において不況期に賃金効果が生じる理由として、中村(2005)は、春闘の崩壊によって、未組織労働者がこれまで春闘によって獲得した成果を享受できなくなったからとしている³⁾。川口・原(2007)は、非組合企業では就業規則の変更によって賃下げが可能だが、組合企業では労働協約を改訂しないと賃金の引下げができないことを挙げている。

しかし、なぜ組合企業のみが不況期に賃金を上げる、または下げないでおくことができるのかについては検討の必要があるかもしれない。例えば、組合企業と非組合企業の間で利益に差がある可能性がある。組合企業は、設立が古く、経営が安定しており、不況時の利益の減少が少ないのかもしれない。これまでの研究で用いられた個人に関する調査データでは、企業利益を説明変数とすることができない。今後、企業の利益を説明変数とし、かつ個人属性もコントロールした賃金関数の推定を待ちたい。また、JGSSデータの蓄積によって、景気循環と組合の賃金効果の関係について分析が進むであろう⁴⁾。

III 離職率への影響

1 発言・退出仮説の解釈

Freeman(1980)は、労働組合が賃金や金銭的給付を引き上げる(独占効果)だけではなく、集団的に職場の不満を表明し、それが改善することによって労働者の離職率を低下させる役割を果たしているとしている(発言効果)⁵⁾。離職率の低下は、仕事に慣れた労働者が増えることであり、それによって企業は新たな採用や訓練のコストを抑制することができる。Freeman(1980)は、組合加入の労働者は離職率が低く、勤続年数が長いこ

とを実証的に明らかにしている。また、具体的な発言の方法として、苦情・仲裁制度を指摘しており、すべての苦情が処理される労働者のほうが、制限的にしか処理されない労働者より勤続年数が長いことも示している⁶⁾。そして、Freeman and Medoff(1984)は、組合の存在による離職率低下効果が、40%の賃金上昇の效果に相当すると試算している。

Freeman(1980)は、離職率や勤続年数の推計式に賃金以外の労働条件が説明変数となっていないことを自ら指摘している。それを補完するために苦情・仲裁制度の影響を分析している。労働条件変数の不足という問題は、アメリカのトラック産業の企業データを用いたDelery *et al.*(2000)の研究によって考慮されている。Delery *et al.*(2000)は、組合組織率は離職率と勤続年数に有意に負の影響を与えるが、賃金、有給休暇日数、健康保険料、障害保険料、帰宅日数の説明変数を加えると、組織率は有意でなくなることを示している。相関係数を見ると、5つの労働条件変数はどれも組合組織率と正の相関を持ち、組合が労働条件を改善していると想像される。また、正式な仲裁手続きの変数も有意ではない。

Delery *et al.*(2000)からすると、離職率への賃金の効果と組合ダミーの効果の分離は、1つの試算としての意味しかないことになる。労働条件の改善には、ほとんどの場合に費用がかかると考えられ、賃金のみを別に扱う理由はない。このときに組合の効果はどのように計測され、解釈されるのであろうか。以下ではこの点を議論する。

企業*i*における離職率 q_i が次のような*J*種類の労働条件の関数として表現されるとする。単純化のために、企業*i*の属性や企業*i*における労働者の属性の影響を無視する。

$$q_i = a_0 + \sum_{j=1}^J a_j WC_{ij} + \delta_i \quad (4)$$

WC_{ij} は企業*i*における労働条件*j*の水準、 a_0 と $a_j(j=1, \dots, J)$ は推定される係数、 δ_i は企業*i*における誤差項である。労働条件としては、賃金も含まれている。仮に企業*i*におけるすべての労働条件が数値化可能であれば、離職率はそれらの労働

条件のみによって説明され、組合の有無は無関係である。Freeman and Medoff (1979) は、組合の発言は、職場における安全な環境、照明、温度管理、生産ラインのスピード、レイオフに関する政策、ワークシェアリング、景気循環における賃金の調整、昇進、正式な仲裁手続き、年金プランにも及ぶとしている。ここでは、これらのようなものも数値化されることができると仮定している。

企業 i における労働条件 j の水準は次のような組合ダミー U_i の関数とする。ここでも、労働条件に与える企業属性を無視する。

$$WC_{ij} = b_j + c_j U_i + \xi_{ij} \quad j = 1, \dots, J \quad (5)$$

b_j と c_j は推定される係数、 ξ_{ij} は企業 i の労働条件 j における誤差項である。

すべての労働条件が数値化可能という仮定の下では、組合の各労働条件への影響という問題 ((5) 式) と各労働条件の離職率への影響という問題 ((4) 式) は別のものである。労働組合の離職率への影響は、(4) 式と (5) 式 (J 個の推計式) をそれぞれに CS データを用いて推定し、それらの係数から計測されることになる。例えば、労働条件 j を通じた組合の離職率への効果は、 $a_j \times c_j$ によって計測される。仮に a_j か c_j のどちらかが 0 であれば、労働条件 j を通じた組合効果が存在しないことになる。全体の組合効果は、 $\sum_{j=1}^J a_j c_j$ となる。すべての説明変数が数値化可能な理想的な状況では、このような 2 段階の計測がなされるべきである。

しかし、現実にはすべての労働条件が数値化可能なわけではない。 $j = 1, \dots, k$ ($k < J$) までが数値化可能と仮定する。 $j = k+1, \dots, J$ についての (5) 式を (4) 式に代入すると次のようになる。

$$q_i = \left(a_0 + \sum_{j=k+1}^J a_j b_j \right) + \sum_{j=1}^k a_j WC_{ij} + \sum_{j=k+1}^J a_j b_j U_i + \left(\delta_i + \sum_{j=k+1}^J \xi_{ij} \right) \quad (6)$$

仮に誤差項 $\left(\delta_i + \sum_{j=k+1}^J \xi_{ij} \right)$ と U_i が無相関であれば、CS データを用いて、定数項 $\left(a_0 + \sum_{j=k+1}^J a_j b_j \right)$ 、労働条件 j の係数 a_j ($j = 1, \dots, k$)、組合ダミーの係数 $\sum_{j=k+1}^J a_j c_j$ が推定される。 $j = k+1, \dots, j$ については、

a_j と c_j はすべて識別されない。

これまでの研究における組合の発言効果の計測は、(6) 式のような誘導型の式を推計していると考えられる。労働条件の説明変数の選択または利用可能性によっても組合ダミーの係数の大きさは異なるだろう。過去の多くの研究は、数値化できない労働条件を通じた効果を組合変数によってまとめて計測している。現実にはすべての労働条件を数値化できるわけではないので、離職率関数において、組合ダミーがなくなることはない。

結局、組合の効果をどのように測るべきなのであろうか。それはどの労働条件を通じた効果を計測したいのかに依存する。仮に非金銭的な労働条件の影響を計測したいのであれば、出来るだけ多くの金銭的な労働条件を説明変数として加えるべきである。

2 日本のデータでの研究

日本においては、個票データだけではなく、集計データを用いた研究も存在する。組合ダミーまたは組合組織率に加えて、どの労働条件が説明変数とされているのかに注目して日本の研究を見ていくことにする。

『雇用動向調査』における産業別の個人的理由離職率を被説明変数とした研究には、村松 (1984)、外館 (2007) がある。村松 (1984) は 1975~78 年の平均値の CS データにより、組合組織率は男性の離職率に負の影響を与えていることを示している。用いられている労働条件変数は賃金である。外館 (2007) の産業ダミーを用いたパネル分析では、組織率は男性の離職率を引き下げることが、女性の離職率を引き下げないとしている。ここでは、労働条件変数を用いていない。よって、組織率の影響は、産業固定効果以外のすべての労働条件を通じた効果を含んでいる。女性に関する結果をどのように解釈すれば良いのだろうか。(4)、(5) 式から推察されるように、組合の女性の労働条件への効果が存在していないか、仮に存在していても、その労働条件が女性の離職率に影響していないかのどちらかまたは両方である。

個票データによる研究は、以下のものがある。中村・佐藤・神谷 (1988) は、1981 年のブルーカ

ラーについての調査データを用いて、組合ダミーが男子自己都合離職率に負の影響を与えることを示している。ここでは、労働条件変数は説明変数となっていない。

橋木・野田 (1993) は、(組合ありダミーではなく) 主観的な労働側の発言力が離職率を低下させることを示している。更に、労働側の発言力が労働条件に与える影響を分析している。強い発言力は、所定内労働時間の削減、年休取得日数の増加、退職金の引き上げとなっているが、所定外労働時間、年休取得率には影響していない。

富田 (1993) は、橋木・野田 (1993) と同じデータを用いて、定年退職者を除いた男性正社員の離職率の決定要因を分析している。組合企業ダミーは離職率に負の影響を与えるが、従業員組織は離職率に影響していない。用いられている労働条件変数は、30歳高卒賃金、年間総労働時間、退職金、賃金プロファイルの勾配であるが、賃金以外はすべて有意で期待される符号となっている。離職率を1%ポイント低下させるためには、286時間の年間労働時間の短縮が必要と試算されている。

都留 (2002) は、1995年の首都圏の調査データを用いて、組合等の正規従業員の離職率への効果を分析している。労働組合、親睦型従業員組織、発言型従業員組織、労使協議制に関するダミー変数は、どれも離職率に影響していない。用いられている労働条件の説明変数は、年間現金給与額、年間福利厚生費、大卒男性退職金額、年間所定内労働時間、年間所定外労働時間であるが、年間現金給与額と年間所定内労働時間のみが有意である。

以上のように、日本においても、組合が離職率を低下させているという研究結果が多い。しかし、日本で発言・退出仮説を考える場合、苦情処理制度はあまり活用されておらず、またそれが機能していないという見方があることに留意する必要がある(猪木・大橋 1991, 佐藤 2000)。それでは、組合による、どの労働条件の改善により離職率が低下しているのであろうか⁷⁾。この点に着目した研究はないように思われる。今後、より多くの労働条件の水準を調査したデータによって、組合の影響の経路を明らかにするような研究が進められることを期待したい。

IV 雇用調整への影響

外国における組合の雇用の変化への影響は、Burgess (1988, 1989), Blanchflower, Millward and Oswald (1991), Wooden and Hawke (2000) によって分析されている。これらの研究において、組合の存在または組織率の上昇は雇用の変化(率)を小さくすることが示されている。

日本で、組合の雇用の変化率への影響は、野田 (2000) において分析されている。野田 (2000) は、企業パネルデータを用いて、300人以上の組合企業では、好況時には雇用を大きく増加させないが、不況時でも雇用を大きく減少させないことを示している。

日本で特に問題となるのは、雇用の削減(解雇、希望退職)への組合の対応である。日本においては解雇権濫用法理により、いくつかの要件を満たさなければ解雇をすることができない。その要件である組合との交渉や希望退職時の退職金の割増等は、雇用の調整費用とみなすことができる。もし組合が解雇に強く反対する、あるいは多くの割増退職金を求めるのであれば、組合企業は非組合企業より雇用調整費用が大きいことになる。雇用調整費用の大きさは雇用調整速度と関係があり、雇用調整速度が速いことは、2次の調整費用関数のパラメーターが小さいことに対応している(例えば Nickell 1986 を参照)。

野田 (1998) は未上場企業 114 社のパネルデータ (1988~94 年) を用いて、組合企業と非組合企業別に雇用調整関数を推定している。そこでは、組合企業のほうが雇用調整速度が遅いことが示されている⁸⁾。

野田 (2002) は製造業未上場企業 116 社のパネルデータ (1988~94 年) により、赤字期には雇用調整速度が変化するような雇用調整関数を推定している。具体的には、組合企業と非組合企業それぞれについて次式を計測する。

$$\begin{aligned} \log L_{it} = & (\lambda_1(1 - AKAJI_{it}) + \lambda_2 AKAJI_{it}) \log L_{it}^* \\ & + (1 - \lambda_1(1 - AKAJI_{it})) \log L_{it-1} \\ & + (1 - \lambda_2 AKAJI_{it}) \log L_{it-1} + \eta_{it} \quad (7) \end{aligned}$$

L_{it-1} , L_{it} は企業 i のそれぞれ $t-1$ 期, t 期の雇用量である。AKAJI $_{it}$ は t 期・企業 i の赤字ダミーであり, t 期に赤字であれば 1, 黒字であれば 0 となる変数である。 L^*_{it} は調整費用が存在しない場合の t 期・企業 i の雇用量であり, 生産量と実質賃金に依存すると仮定されている。 λ_1 , λ_2 はそれぞれ黒字期と赤字期の雇用調整速度である。 η_{it} は t 期・企業 i の誤差項である。非組合企業では赤字期も黒字期も調整速度はほとんど変化しないが, 組合企業では赤字期においては雇用削減にそれほど反対されないの, 黒字期より調整速度が速くなることが示されている ($\lambda_1 < \lambda_2$)。野田 (2005) も未上場企業 107 社のパネルデータ (1996~2000 年) を用いて類似の結果を得ている。

組合企業も赤字期には雇用調整を行うことがわかった。しかし, 組合企業で赤字期の調整速度が速く, 調整費用が小さいという結論については, 更なる検討が必要と考える。そして, 労働組合の効果に限らないが, 赤字雇用調整モデルは, 理論との関係において解釈が困難な点がある。赤字雇用調整モデルは, 駿河 (1997) によって詳しい説明がなされている。そこでの問題点は 2 つある。1 つ目は, 固定費用の効果が実際に計測されているわけではないことである。駿河 (1997) における調整費用関数は, 雇用者数の変化の 2 次の項 (可変費用) と定数項 (固定費用) からなる。黒字期 (と小さな赤字期) と (大きな) 赤字期ではそれらのパラメーターが異なると仮定されている。そして, 赤字期には人員削減についての組合との交渉費用が小さくなるので, 赤字期の固定費用は黒字期のそれより小さいという仮定も置かれている。固定費用が小さければ, 雇用調整を行わないような雇用者数の範囲が狭くなる (Hamermesh 1989 を参照)。駿河 (1997) は製造業数社の時系列データを用いて, 赤字期に雇用調整速度が速いと計測し, それは赤字期における固定費用が小さいからと解釈している。しかし, 固定費用の大きさに関しては, 計測結果から知ることができない。赤字期に雇用の削減を行っているのであれば, 固定費用が小さいからであろうという推測がそこではなされている。Hamermesh (1992) は, スイッチング回帰を用いて, 固定費用のパラメーターと前

期の雇用者数の係数を同時に推定している。しかし, 同論文で仮定されている調整費用関数は, 固定部分と可変部分を含んでいるが, 駿河 (1997) の仮定とは異なり, 雇用の増加時と減少時のパラメーターが共通のものである。よって, Hamermesh (1992) の方法の適用によって推定できるわけではない。

2 つ目は, 雇用調整がその時々を経営者の見通しに影響されることである。それによって, 前期の雇用量の係数・雇用調整速度・調整費用の関係の解釈が困難になる。(7)式において, 赤字期に雇用調整速度が速い (よって前期の雇用者数の係数が小さい) とは, その他の説明変数の影響を無視すると, 赤字期には前期とあまり関係なく今期の雇用を変動させていることである。無限視野の理論モデルにおいては企業の倒産の可能性がないので, 1 期間のみの赤字の大きさは問題とならない。しかし, 現実には, 雇用調整はその時々を経営者の経営見通しに影響され, 調整費用が大きくても, 企業の存続が危ういと予想されれば, 大きな人員削減が実施されるであろう。経営者のその時の危機感によって雇用の変動が大きくなっていても, 雇用調整速度が速いと計測され, 調整費用が小さいと解釈されてしまう。すなわち, 雇用調整の確率や大きさから調整費用の大きさを推論できるとは限らない。今後, 調整費用関数の形に関する更なる研究が必要である。

V 生産性への影響

1 外国の研究

Freeman and Medoff (1984) は, 組合のメリットとして, 離職率の低下を挙げている。しかし, 組合が離職率を低下させていたとしても, それが組合企業の生産性を向上させていなければ, 効率性を改善しているとは言えない。Freeman and Medoff (1984) は, 組合は過剰な人員を要求することもあるが, 発言による生産性上昇効果の方が大きいとしている。生産性が増加する理由としては, 離職率の低下の他に, 優秀な労働者の応募・選別と資本・労働比率を上昇させた技術の採用が

指摘されている。更に、不況期より好況期の方が生産性への効果があるとしている。

Brown and Medoff (1978) は、組合労働者と非組合労働者とは生産性が異なると仮定して、コブ・ダグラス生産関数から変形された生産性関数を推計している。1972年の州別・産業別のCSデータを用いており、被説明変数は労働者1人当たりの付加価値の対数、説明変数は組合組織率、資本労働比率の対数、1事業所当たりの労働者数の対数等である。係数の推定値から計算された非組合労働者を上回る組合労働者の生産性比率は約30%としている。

Clark (1980) は、セメント産業における組合の設立された事業所のパネルデータを用いて、正の組合効果を検出している。また、労働者の質の変化の要因は小さく、作業活動の変化に起因するとしている。

生産性効果が正とは限らない。Clark (1984) は1970～80年の製造業企業のプールデータにより、組合ダミーの生産性への効果が負であるとしている。理由は、事業所データでなく企業データを用いていることより、非生産労働者比率の差による効果が生じるからである。非組合企業は、生産性の高いホワイトカラーの比率が組合企業より高い。

2 日本のデータでの研究

村松 (1983) は、「工業統計表」から製造業における従業員1人当たりの純付加価値を作成し、それを組合組織率で説明する式を推定している。1973年と1978年それぞれについて推定しているが、組合組織率の係数は共に有意に正となっている。それらの式に、離職率を加えて推定すると、78年についてのみ離職率の係数が有意に負となっている。そして、組合組織率の係数はどちらの年も有意でなくなる。78年については、離職率の低下により生産性が上昇していることがわかる。

Brunello (1992) は1986年の製造業未上場企業のCSデータを用いて組合ダミーの生産性への効果を分析している。組合の効果は有意に負となっており、そのような負の効果は中小企業より大企業で大きいとしている。その理由として、大企業

の方が競争にさらされていないので、費用削減の圧力が小さいことを挙げている。

野田 (1997b) は、製造業未上場企業118社のパネルデータ(1983～93年度)を用いて、従業員の平均年齢が36歳以上の企業については組合の生産性効果があることを示している⁹⁾。

都留 (2002) は、1995年の調査データを用いて、組合ダミーと発言型従業員組織ダミーの正の生産性効果を得ている。同じデータを用いた分析では、組合ダミーは離職率を低下させていないので、そのルートで生産性を上昇させているわけではない。労使間の情報共有がその理由であるとしている。

Freeman and Medoff (1984) は、組合の発言の効果をもととして、労働者の組合加入を促進するような法律改正を推奨している。分配への影響を別とすれば、組合の生産性への効果が政策的に最も重要な部分と言える。しかし、日本においては、生産性効果の有無やそのようになるメカニズムに関するコンセンサスはない。また、企業効果の影響を除去して組合の効果を識別しようとした研究が少ない。生産物価格は企業間・産業間で差があるので、CSデータより、大規模なパネルデータによる分析が必要と考えられる。

更に、近年の非正社員の増加により、企業データを用いた分析が難しくなっているように思われる。組合のある企業でも、非正社員の多くは非組合員である。また、非正社員と正社員は1人あたり労働時間が異なる。「有価証券報告書」に臨時雇用者数は記載されているが、その1人あたり労働時間はわからない。よって、労働時間に何らかの仮定を置いて計算することになるが、企業の生産性の数値は信頼できるものではない。

VI 結 語

本稿においては、労働組合の賃金、離職率、雇用調整、生産性への効果に関する国内外の研究の概要と日本における今後の研究の課題について述べた。ここで取り上げた問題の他に、賃金不平等への影響やストライキについて、外国においては多くの研究がある。これらについては、紙面の都合により触れなかった。

データや分析手法上の革新がなされないこともあり、近年アメリカの主要な経済学の専門誌において労働組合に関する実証研究の論文をほとんど目にしなくなっている。しかし、現実との関連での重要性がなくなったわけではない。現実の組合の行動やその影響を理解すること、また組合に対する政府の関与のあり方を模索することの必要性は今後もなくならないと考える。

- 1) アメリカにおいては、雇用主が組合の設立を嫌って賃金を上げる場合があると言われている。この場合には組合の賃金効果は過小評価となる。しかし、DiNardo and Lee (2004) による組合代表選挙に敗れた事業所のみサンプルでの分析では、選挙の前後の数年間における賃金変化は生じていなかった。すなわち、「威嚇効果」は存在しないことになる。
- 2) Freeman (1984) は、パネルデータ分析においては、組合への加入状況に関する測定誤差（誤回答や入力ミス）がバイアスを拡大させることを指摘している。Freeman (1984) は、雇用者・雇用主双方から組合への加入状況を調査した1977年のCurrent Population Survey (CPS) を用いて測定誤差の大きさを推定し、パネルデータ分析が、CS分析の場合より、組合の賃金効果を過小に推計することを示している。そして、過小推計の原因のほとんどが測定誤差であるとしている。Card (1996) も、1977年のCPSを用いて組合加入状況に関する測定誤差を推定し、パネルデータを用いて、計測できない要素の恒常的部分の過去または将来の組合加入状況への依存を仮定したスキル分位別の賃金関数を推定している。
- 3) Freeman and Medoff (1984) によると、アメリカにおいて、1920～30年代、1970年代の不況期に組合の賃金効果が大きくなっている。理由の1つは、市場の環境が悪いときに組合が賃下げ反対のために戦うことである。もう1つは、組合の賃金契約は非組合のそれより長期であり、景気循環に反応しにくいことである。Blanchflower and Bryson (2004) は、アメリカの民間部門において80年代半ばから90年代初めに賃金プレミアムが大きいこと、そして失業率と動きが類似していることを示している。
- 4) 仁田・篠崎 (2008) による1年毎のサンプルでの推計では、男性への組合効果があるのは2003年のみである。しかし、2003年は景気が回復しつつある年である。
- 5) Freeman (1981), Freeman and Medoff (1984) は、付加給付に関しての発言をこことは多少異なる意味で用いている。付加給付への発言とは、労働条件や不満の改善ではなく、賃金と付加給付の構成に関する労働者の選好の表明である。
- 6) Rees (1989) によると、苦情は賃金や先任権についてのものが多い。
- 7) 長期勤続意思がある労働者が組合に加入するという逆の因果性も指摘されている（外館 2007）。
- 8) 逆に、出島 (1996) は産業別パネルデータを用いて、組合組織率の上昇が雇用調整速度を速めるとしている。そこでは、雇用調整速度が組合組織率に依存すると仮定されている。
- 9) 組合が設立された企業のサンプルの数は記載されていない。組合の効果は時間と共に変化すると仮定されていると推測される。

参考文献

- 猪木武徳・大橋勇雄 (1991) 『人と組織の経済学・入門』JICC 出版局。
- 川口大司・原ひろみ (2007) 「日本の労働組合は役に立っているのか?—組合効果の計測」JILPT Discussion Paper 07-02。
- 佐藤博樹 (2000) 「個別的苦情と労働組合の対応——職場の上司と労働組合」『日本労働研究雑誌』No. 485, pp. 2-12。
- 駿河輝和 (1997) 「日本企業の雇用調整——企業利益と解雇」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。
- 橋木俊詔・野田知彦 (1993) 「賃金、労働条件と労働組合」橋木俊詔・連合総合生活開発研究所編『労働組合の経済学——期待と現実』東洋経済新報社。
- 都留康 (2002) 『労使関係のノンユニオン化』東洋経済新報社。
- 出島敬久 (1996) 「労働組合組織率と雇用調整速度——労働組合は雇用保障を実現しているか」『上智経済論集』pp. 1-15。
- 外館光則 (2007) 「労働組合と離職率」『日本労働研究雑誌』No. 568, pp. 51-62。
- 富田安信 (1993) 「離職率と労働組合の発言効果」橋木俊詔・連合総合生活開発研究所編『労働組合の経済学——期待と現実』東洋経済新報社。
- 中村圭介 (2005) 「衰退か再生か」中村圭介・連合総合生活開発研究所編『衰退か再生か——労働組合活性化への道』勁草書房。
- 中村圭介・佐藤博樹・神谷拓平 (1988) 『労働組合は本当に役に立っているのか』総合労働研究所。
- 仁田道夫・篠崎武久 (2008) 「労働組合の賃金効果の検証」谷岡一郎・仁田道夫・岩井紀子編『日本人の意識と行動——日本版総合的社会調査JGSSによる分析』東京大学出版会。
- 野田知彦 (1997a) 「賃金構造と企業別労働組合」『日本経済研究』No. 35, pp. 26-44。
- (1997b) 「労働組合と生産性」『日本労働研究雑誌』No. 450, pp. 36-47。
- (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』49巻4号, pp. 317-326。
- (2000) 「労働組合の存在と企業の雇用拡大と縮小——雇用成長率に対する組合効果の分析」『日本労働研究雑誌』No. 485, pp. 27-37。
- (2002) 「労使関係と赤字調整モデル」『経済研究』53巻1号, pp. 40-52。
- (2005) 「労働組合の効果」中村圭介・連合総合生活開発研究所編『衰退か再生か——労働組合活性化への道』勁草書房。
- 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。
- (1984) 「離職行動と労働組合——「退出—発言アプローチ」より」小池和男編『現代の失業』同文館。
- Abowd, J. M. and H. S. Farber (1982) “Job Queues and the Union Status of Workers,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 35, pp. 354-367.
- Blanchard, O. J. and N. Kiyotaki (1987) “Monopolistic Competition and Effects of Aggregate Demand,” *American Economic Review*, 77, pp. 647-666.
- Blanchflower, D. G. and A. Bryson (2004) “What Effect Do Unions Have on Wages Now and Would Freeman and Medoff be Surprised?,” *Journal of Labor Research*, Vol. 25, pp. 383-414.

- Blanchflower, D. G., N. Millward and A. J. Oswald (1991) "Unionism and Employment Behaviour," *Economic Journal*, Vol. 101, pp. 815-834.
- Brown, C. and J. Medoff (1978) "Trade Unions in the Production Process," *Journal of Political Economy*, 86, pp. 355-378.
- Brunello, G. (1992) "The Effect of Unions on Firm Performance in Japanese Manufacturing," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 45, pp. 471-487.
- Burgess, S. M. (1988) "Employment Adjustment in the UK Manufacturing," *Economic Journal*, Vol. 98, pp. 81-103.
- (1989) "Employment and Turnover in UK Manufacturing Industries, 1963-82," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 51, pp. 163-192.
- Card, D. (1996) "The Effect of Unions on the Structure of Wages: A Longitudinal Analysis," *Econometrica*, Vol. 64, pp. 957-979.
- Clark, K. B. (1980) "The Impact of Unionization on Productivity: A Case Study," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 33, pp. 451-469.
- (1984) "Unionization and Firm Performance: The Impact on Profits, Growth, and Productivity," *American Economic Review*, Vol. 74, pp. 893-919.
- Delery, J. E., N. Gupta, J. D. Shaw, G. D. Jenkins Jr. and M. L. Ganster (2000) "Unionization, Compensation and Voice Effects on Quits and Retention," *Industrial Relations*, Vol. 39, pp. 625-645.
- DiNardo, J. and D. S. Lee (2004) "Economic Impacts of New Unionization on Private Sector Employers: 1984-2001," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119, pp. 1383-1441.
- Duncan, G. M. and D. E. Leigh (1980) "Wage Determination in the Union and Nonunion Sectors: A Sample Selectivity Approach," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 34, pp. 24-34.
- Freeman, R. B. (1980) "The Exit-Voice Tradeoff in the Labor Market: Unionism, Job Tenure, Quits, and Separations," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 94, pp. 643-73.
- (1981) "The Effect of Unionism on Fringe Benefits," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 34, pp. 489-509.
- (1984) "Longitudinal Analyses of the Effects of Trade Unions," *Journal of Labor Economics*, 2, pp. 1-26.
- Freeman, R. B. and J. L. Medoff (1979) "The Two Faces of Unionism," *Public Interest*, pp. 69-93.
- (1984) *What Do Unions Do?* Basic Books.
- Hamermesh, D. S. (1989) "Labor Demand and the Structure of Adjustment Costs," *American Economic Review*, Vol. 79, pp. 674-689.
- (1992) "A General Model of Dynamic Labor Demand," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, pp. 733-737.
- Jakubson, G. (1991) "Estimation and Testing of the Union Wage Effect Using Panel Data," *Review of Economic Studies*, Vol. 58, pp. 971-991.
- Lee, L. F. (1978) "Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables," *International Economic Review*, 19, pp. 415-433.
- Lewis, H. G. (1986a) *Union Relative Wage Effects: A Survey*, University of Chicago Press.
- (1986b) "Union Relative Wage Effects." Ashenfelter, O. and R. Layard eds. *Handbook of Labour Economics*, North-Holland.
- Mellow, W. (1981) "Unionism and Wages: A Longitudinal Analysis," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, pp. 43-52.
- Nickell, S. J. (1986) "Dynamic Models of Labour Demand," Ashenfelter, O. and R. Layard eds. *Handbook of Labour Economics*, North-Holland.
- Rees, A. (1989) *The Economics of Trade Unions*, Third Edition, University of Chicago Press.
- Robinson, C. (1989) "The Joint Determination of Union Status and Union Wage Effects: Some Tests of Alternative Models," *Journal of Political Economy*, Vol. 97, pp. 639-667.
- Wooden, M. and A. Hawke (2000) "Unions and Employment Growth: Panel Data Evidence," *Industrial Relations*, Vol. 39, pp. 88-107.

とだて・みつのり 千葉商科大学経済研究所客員研究員。
最近の主な論文に「労働組合と離職率」『日本労働研究雑誌』
No. 568。労働経済学・マクロ経済学専攻。