

労働組合の設立・解散の効果

外館 光則

(元千葉商科大学非常勤講師)

パネル・データを用いて組合の効果を識別するためには、組合の設立または解散があったサンプルが用いられなければならない。本稿では、労働組合が賃金や生産性に与える影響を分析するために、1982～1996年の『会社総鑑』（未上場会社版）における製造業で組合の設立または解散があった企業（最大34社）のサンプルと比較企業サンプル（最大64社）が用いられている。目的は、設立と解散の効果の違い、そしてそれらのラグの影響を分析することである。設立企業において、男女共に組合の賃金への効果は存在しなかった。解散企業では、男性で約7%、女性で約6%の解散前や他企業との長期的な賃金格差が生じていた。そのような賃金格差は他企業との賃上げの差によって生じたと考えられる。更に、男女共に、解散時に格差を緩和するような効果が存在した。生産性の分析においては、設立企業のサンプルにおいてのみ10%を超える長期的な組合の効果が存在した。設立または解散1年前のダミー変数の影響を検討したplaceboテストによると、女性の賃金以外では組合の設立または解散を先取りした効果は存在しなかった。

【キーワード】労働経済、賃金・退職金、労働組合・労働運動

目次

- I はじめに
- II 関連文献
- III 使用データ
- IV 賃金のパネル分析
- V 生産性のパネル分析
- VI 組合設立・解散の内生性
- VII 結び

I はじめに

1つの考えによると、労働組合が経済変数にどのような影響を与えているのかを厳密に計測することは、組織化を進めていく上での説得的な根拠となり得る。また、そのような分析によって、政策的に組合の設立を促進したときにどのような影響が生じるのかを予測することができる。労働組合の賃金、生産性、利潤、雇用等への効果の研究は、

アメリカにおいては数多く蓄積されている。日本においても研究が進んでいるが、不足しているのはパネル・データを用いたものである。

クロス・セクション・データを用いると、賃金に関する分析では組合ダミーと計測されない個人属性との間の相関、生産性に関する分析では組合ダミーと企業に固有の技術水準との間の相関の問題が生じる。一般に、観察されない企業に固有の定数項と組合ダミーの間に相関がある場合には、組合の係数の推定値に偏りが生じる。また、クロス・セクション・データでのOLS推定では、被説明変数から説明変数への逆の因果性の可能性も存在する。例えば、生産性の高い企業では賃金・労働条件が良く、離職率が低く労働者間が協動的になるので、組合が設立されやすい。よって、計測された生産性効果は組合が原因かどうかはわからない。本稿では、以上の2つの問題への対処が試みられている。

企業パネル・データを用いた労働組合の分析において障害となるのは、組合の設立または解散があったサンプルでなければ、組合の効果が識別されないという点である。日本におけるパネル・データを用いた労働組合の効果の研究としては、賃金に関する野田(1997a)、生産性に関する野田(1997b)がある。両方とも、日本経済新聞社『会社総鑑』(未上場会社版)の1989～95年の7年分が用いられている。野田(1997a)において、推定期間に組合が組織された企業は十数社である¹⁾。

組合の設立、解散のあった企業のサンプルが少数であったとしても、組合の効果は識別される。しかし、それら少数のサンプルによって分析結果が大きく影響されているかもしれない。よって、組合の設立、解散があった企業のサンプルは多いほうが好ましい。本稿は、1982～96年『会社総鑑』(未上場会社版)における製造業で組合の設立または解散があった企業(最大34社)のサンプルを用いて分析を行っている。

日本においては、使用者の許可や官庁への許可、届出なしで労働組合を自由に結成できる。組合の設立に対する使用者の干渉は不当労働行為に該当する。組合の解散は、オープン・ショップであるときの組合員の減少、本業の繁忙による役員への忌避、経営側と友好的であることによる組合の不必要性等によると考えられる。解散は総会の決議によってなされる(西谷2006)。

分析の目的は以下の点である。第1に、組合設立の効果と解散の効果の大きさは同じなのかどうかである。賃金への効果について、団体交渉は労働組合なしでも可能であるが(西谷2006)、一般的には組合設立を契機としてなされるであろう。よって、設立は賃上げにプラスとなる。逆に、仮に組合が解散されたとしても、労働協約は最長3年であるので、協約の合意解約がなされていないときには効力が続くことになる。よって、企業がすぐに賃下げできるわけではない。また、優秀な労働者の獲得や労働者の勤労意欲低下の防止のためには、他の組合企業並みの賃金を支払う必要があるだろう。従って、組合解散によってすぐに賃金が下がるとは限らない。

生産性について、組合の効果としては、労働条

件の改善により離職率が低下することでの労働者の平均的な技能の上昇、人事ルールの標準化による労働者間の協調の促進、労働者からの提案による生産システムの改善、労使間の情報共有による勤労意欲の上昇が挙げられる。労働者間の協調、改善の提案、労使間の情報共有は組合の有無にかかわらずメリットがあるものなので、組合が解散されたからといってすぐにはなくなるとは考えられない。このような場合には、設立と解散の効果は非対称になる。

第2に、組合の設立または解散の後、どのような動学プロセスを経て賃金格差が発生するのかである。賃金に関して、組合の設立によって団体交渉がなされれば、賃金への効果は当期に生じるはずである。しかし、組合が交渉のノウハウを持っていない場合には、設立時ではなくその経験を蓄積した後になってから生じるかもしれない。また、数年好業績でも賃上げしなかったから今年は認めるといった経営側の態度が存在すれば、組合設立の効果は遅れて生じるであろう。解散後において、賃金に関する協約が継続していれば、企業側は終了後に賃下げをしようとするかもしれない。仮に組合の賃金効果が遅れを伴って生じるのであれば、クロス・セクション分析における組合の効果の解釈にも注意を要する。設立から十分な時間が経過していない組合のサンプルが多ければ、その賃金効果は小さくなるであろう。

生産性に関して、組合が設立されても瞬時に離職率が低下して労働効率が上昇することはないであろう。生産体制の合理化は労働者から有効な提案がなされるかどうか依存している。この場合、組合の生産性効果は遅れを伴って徐々に発生すると考えられる。日本労働研究機構(2002)の座談会において、組合の設立による会社情報のデイスクローズが従業員のやる気を引き起こし生産性に結びつく、という発言がある。このような労使間の情報共有による労働者の勤労意欲向上の効果は、それほど時間を要しないかもしれない。組合の生産性効果の時間的推移がわかれば、その効果の内容を推論できるかもしれない。

以下、Ⅱは関連文献、Ⅲは使用データの詳細、Ⅳは賃金に関する分析、Ⅴは生産性に関する分析、

Ⅵは組合の内生性の問題の検討, Ⅶは結びである。

Ⅱ 関連文献

1 組合の賃金効果の研究

個人パネル・データを用いて組合・非組合間の推移による組合の賃金効果の違いを報告した研究としては, Freeman (1984), Jakubson (1991), Kornfeld (1993), Raphael (2000), Gittleman and Kleiner (2013) がある。Freeman (1984), Jakubson (1991), Gittleman and Kleiner (2013) は, アメリカのデータを用いて非組合から組合への推移ダミーの係数のほうが組合から非組合への推移ダミーの係数より大きいことを示している。そして前者の係数はクロス・セクション推定のときの係数より小さいことが示されている。Freeman (1984) は, パネル・データ分析の係数のほうが小さい理由として, 組合ダミーの測定誤差 (誤回答, 入力ミス) を挙げている。Kornfeld (1993) はオーストラリアのデータを用いて, 8~9%という両方の推移の間でほぼ等しい組合効果を見出している。Raphael (2000) はアメリカの工場閉鎖により解雇された労働者のデータを用い, 組合から非組合への推移のみで, 15%を超える組合の効果を報告している。

外国においては, 事業所データを用いた組合の交渉開始・終了の賃金への効果の研究も存在する。Freeman and Kleiner (1990) は組合代表選挙前後の事業所のサンプルを用いて, 新たに交渉権を獲得した組合の賃金効果を計測している。組合の賃金効果はクロス・セクションでの計測結果より小さいとしている。DiNardo and Lee (2004) は代表選挙における組合の勝利ダミーが賃金や生産に与える影響を分析している。組合への投票割合の4次までの多項式を説明変数に加えていくと, 組合勝利ダミーの賃金, 生産への影響がなくなること示している。また, 組合代表選挙の前後数年における賃金変化は存在しないとしている。Addison et al. (2014) は, ドイツの事業所データで産業別または企業別の団体交渉の開始または終了により, 3~4%の両方の推移の間でほぼ等し

い賃金効果を計測している。

日本のデータを用いた組合の賃金効果の研究としては以下のものがある。Brunello (1992) は1987年の『会社総鑑』の製造業979社のデータを用いて, 組合が賃金を3%程度引き下げること示している。橘木・野田 (1993) は1991年の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, 高卒45歳女子について組合の効果を見出している。都留 (2002) は1992年の首都圏の労働者への調査データを用い, 男女共に組合の賃金効果は存在しないという結果を提示している。野田 (1997a) は製造業90社のパネル・データを用い, 女性についてのみ組合の賃金効果があるとしている。

1980年代, 90年代のデータを用いたとき, 組合の賃金上昇効果が存在しないという研究もいくつかあった。しかし, 2000年以降には, 賃金上昇効果が存在するという研究が目立っている。Hara and Kawaguchi (2008), 仁田・篠崎 (2008) は日本版総合的社会調査の2000~2003年のプール・データを用い, 男女共に十数%の組合の賃金効果が存在するとしている。Morikawa (2010) は, 2時点 (1998, 2004年) の製造業, 非製造業を含んだ4000を超える企業データを用いて, 11~12%の組合の賃金効果を計測している。

法制度や組合の組織形態が異なるので, 本稿と外国の研究との比較は難しい。日本の研究と比較すると, 野田 (1997a) 以外全てクロス・セクション分析である。また, 野田 (1997a) は設立企業のサンプルと解散企業のサンプルを分けた分析ではない。

2 組合の生産性効果の研究

アメリカにおける組合の生産性への効果の研究としては, 以下のものがある。Brown and Medoff (1978) は1972年の州別・産業別のクロス・セクション・データを用いている。組合労働者は非組合労働者より生産性が約30%高いとしている。Clark (1980) は, 組合が新設されたセメント産業の6事業所の24年間のデータを用いている。組合の生産性効果は6~10%で, 誤差項の自己相関の修正をしても組合の効果が存在するとして

いる。組合の効果の線形トレンドの変数も導入されているが、有意ではない。

生産関数を仮定しているわけではないが、Bronars and Deere (1993) は、組合代表選挙結果、生産変化率、雇用変化率、投資変化率のそれぞれを被説明変数としたVARモデルを推定している。選挙での労働者側の敗北が、生産変化率に影響するとしている。

日本におけるクロス・セクション・データを用いた組合の生産性への効果の研究には以下のものがある。村松(1983)は、『工業統計表』における1人当たり付加価値への組合組織率の影響を分析している。1973年と1978年の両方において、組合組織率が生産性に正の影響を与えている。Brunello(1992)はクロス・セクションの企業データを用いて、組合が生産性を低下させるという結果を提示している。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両方が正の生産性効果を持つことを示している。離職率を通じた効果はなく、労使間の情報共有がその理由としている。Morikawa(2010)は、全産業で組合の生産性効果が8～9%あることを示している。

野田(1997b)は製造業106社のパネル・データを用いて、男性の平均年齢の高い企業、女子比率の高い企業、好況期において、組合の生産性効果が存在するとしている。特に、男性労働者の技能の蓄積が生産性に貢献すると述べている。

生産性に関しても、日本のデータでの研究はほとんどがクロス・セクション分析である。野田(1997b)は設立・解散企業の違いやラグ効果を分析していない。

Ⅲ 使用データ

使用するデータは、野田(1997a, 1997b)、Brunello(1992)と同じ日本経済新聞社『会社総鑑』(未上場会社版)である。この資料には、個々の企業の財務指標に加えて、労務関係の情報(男女別の賃金、従業員数、平均年齢、労働組合の有無)も記載されている。本稿では、その1982～96年版が用いられている。1997年以降のものを利用

しないのは、それ以降において労働組合の有無が記載されていないからである²⁾。決算期は企業によって様々であり、記載されている数値は出版年の前々年の場合もあるが、全てその前年のものとみなされている。

最初に、製造業でその15年の間に労働組合の設立または解散があった企業全てを候補として選んだ。そのような企業の中で、掲載されていない年が7年以下の企業と組合の設立または解散の年が特定できない企業を落とした。結果として、合計企業数は34であった。内訳は、組合設立企業20社、組合解散企業14社である。34社において、売上、経常利益、従業員数等はあるが、賃金や従業員の平均年齢は記載されていない場合もある。それらの利用できない企業を除くと、設立企業は19社、解散企業は10社である。賃金関数の推計はこれらの企業のサンプルでなされている。

賃金や生産には企業間で共通のタイム・トレンドが存在する。よって、それを除去するために、組合継続企業32社と非組合継続企業32社を比較企業としてサンプルに加えている。比較企業のサンプリングの方法は以下の通りである。『会社総鑑』1982年版において、欠損項目が存在せず、従業員数が50人以上2000人以下の企業を、中分類の各産業における設立企業数と解散企業数の合計にほぼ比例した形でランダムに選ぶ。そして、非掲載年が7年以下の企業を落とす。最終的に、各産業における比較企業数が同じ産業の設立企業数と解散企業数の和のほぼ一定の倍数になり、各産業において組合企業数と非組合企業数がほぼ同じ数になるようにする。

表1はサンプル特性であり、売上、経常利益、前期の固定資本、従業員数、組合ダミー、企業設立からの年数、合併ダミー、男女賃金、男女平均年齢が示されている。生産関数の推定には付加価値が用いられなければならないが、『会社総鑑』に記載がないので売上で代用する。経済企画庁(1989: 108)によると、1980年代に製造業における原材料コストは低下傾向にあった。仮に同業他社との間で中間投入の割合の時系列変化に差がなければ、推定において年次ダミーや比較企業のサンプルを用いることにより、使用変数によるバ

表1 サンプル特性

	分析対象企業	
	組合設立企業	組合解散企業
売上 (10万円)	12,740.4 (17,455.1)	11,836.3 (16,208.3)
経常利益 (10万円)	1,096.8 (3,686.5)	457.2 (958.8)
前期の固定資本 (10万円)	3,787 (6,314.8)	1,674.9 (1,740.8)
従業員数	359 (411.4)	266.9 (256.2)
組合ダミー	0.535 (0.5)	0.527 (0.501)
設立からの年数	29.6 (11.6)	45.5 (15.9)
合併ダミー	0.043 (0.204)	0.096 (0.295)
男性賃金 (千円)	257.9 (50.9)	242.9 (48.2)
女性賃金 (千円)	150.9 (29.6)	147.8 (29.6)
男性平均年齢	37.1 (4.2)	38.7 (4.4)
女性平均年齢	32.1 (5.8)	32.3 (6.9)
	比較企業	
	組合企業	非組合企業
売上 (10万円)	12,800 (12,774.6)	7,880.6 (6,939.3)
経常利益 (10万円)	411.7 (795.7)	395.9 (515.5)
前期の固定資本 (10万円)	3,295.7 (4,633.4)	1,854.4 (1,783)
従業員数	394.8 (287.5)	229.2 (172.9)
組合ダミー	1 (0)	0 (0)
設立からの年数	42.1 (13.4)	33.6 (10.9)
合併ダミー	0.034 (0.18)	0.023 (0.151)
男性賃金 (千円)	262 (53.8)	254 (54.9)
女性賃金 (千円)	151.5 (30.5)	156.2 (37.7)
男性平均年齢	39.2 (4)	36.7 (4.3)
女性平均年齢	31.2 (6.9)	32.8 (6.2)

注) () 内は標準偏差である。分析対象企業の売上、経常利益、前期の固定資本、従業員数、組合ダミー、設立からの年数、合併ダミーについてのサンプル数は、組合設立企業20社の301、組合解散企業14社の188である。分析対象企業の男女の賃金、平均年齢についてのサンプル数は、組合設立企業19社の265、組合解散企業10社の135である。比較企業の売上、経常利益、前期の固定資本、従業員数、組合ダミー、設立からの年数、合併ダミーについてのサンプル数は、組合企業32社の447、非組合企業32社の431である。比較企業の男女の賃金、平均年齢についてのサンプル数は、組合企業32社の430、非組合企業32社の416である。

イアスを小さくすることができる。また、生産関数の推定には無形資産や投資有価証券等を除いた有形固定資産の使用が望ましいが、固定資本の記載のみなのでこれが用いられている。また、当期の設備投資は瞬時に売上には貢献しないと仮定して、固定資本は前期のものとしている。企業設立からの年数は関数の推定に用いられないが、各分類の企業の間で差があるので参考のために記載されている。合併ダミーは、ある企業についてサンプル期間内に合併があった年以降について1、それ以外について0となる変数である。合併を経験しない企業において、合併ダミーは全て0になる。合併企業は、設立企業で1社、解散企業で4社、組合企業で2社、非組合企業で1社存在した。賃

金は基準内賃金の平均月収額である。

IV 賃金のパネル分析

1 推計式

最初に、パネル・データを用いた、組合ダミーを説明変数とした賃金関数の推定について概説する。次の賃金関数を仮定する。

$$\log(W_{it}) = \alpha_i + \alpha_t + \beta U_{it} + \gamma X_{it} + e_{it} \quad (1)$$

W_{it} は企業 i の t 期における賃金、 U_{it} は企業 i の t 期における労働組合ダミー（組合ありについて1、組合なしについて0となる変数）、 X_{it} は企業 i

の t 期における属性のベクトル, e_{it} は誤差項である。 α_i は企業 i に特有の定数項 (企業効果), α_t は t 期の時間効果, β は推定される係数, γ は推定される係数のベクトルである。企業効果が生じる理由としては, 平均的な労働者の計測できない能力, 企業の持続的な収益力等が考えられる。(1) 式をパネル・データで推定したいが, 同じ企業について U_{it} が変化していないときには, α_i と β が同時に識別されない。言い換えると, 組合継続企業における組合の効果は企業ダミーの係数に含まれる。 α_i を消去するために, Freeman (1984) 等は (1) 式を階差を取った形で推定している。他に, グループ平均からの乖離を変数とした推定 (within 推定) もあるが, 本稿は企業ダミーによって企業効果を除去している。

本稿は, Freeman (1984) 等と同様, 組合設立の効果と解散の効果は異なると仮定し, 設立企業と解散企業それぞれについて賃金関数を推定する。また, 設立の効果と解散の効果には遅れが存在すると仮定する。設立企業について, (1) 式は次のように変更される。

$$\log(W_{it}) = \alpha_i^s + \alpha_t^s + \beta^s U_{it} + \sum_{v=0}^2 \phi_v^s \text{setsu}_{it-v} + \gamma^s X_{it} + u_{it} \quad (2)$$

添え字の s は設立企業についての係数であることを示している。 u_{it} は誤差項である。 setsu_{it-v} ($v=0, 1, 2$) は, 企業 i の t 期における設立後 v 年後ダミーであり, 設立後 v 年において 1, それ以外の年において 0 となる変数である。 ϕ_v^s ($v=0, 1, 2$) は他企業と比較した v 年前に設立した組合の賃金変化率への効果である。(2) 式は, 設立前や他企業と比較した, 設立からの経過が 3 年以後の組合の賃金効果が β^s と仮定していることになる。 β^s を基準となる長期的または平均的な組合の賃金効果と考えることができる。よって, 設立前や他企業と比較した設立後 v 年の組合の賃金効果は $\beta^s + \phi_v^s$ となる。仮に組合の賃金効果が徐々に生じるとすれば, ϕ_v^s は負となる。

解散企業について, 推計式は次のようになる。

$$\log(W_{it}) = \alpha_i^k + \alpha_t^k + \beta^k U_{it} + \sum_{v=0}^2 \phi_v^k \text{kai}_{it-v} + \gamma^k X_{it} + \xi_{it} \quad (3)$$

添え字の k は解散企業についての係数であることを示している。 ξ_{it} は誤差項である。 kai_{it-v} ($v=0, 1, 2$) は, 企業 i の t 期における解散後 v 年後ダミーであり, 解散後 v 年において 1, それ以外の年において 0 となる変数である。 ϕ_v^k は他企業と比較した v 年前に解散した組合の賃金変化率への効果である。解散前や他企業と比較した平均的な, そして解散から 3 年目以後の組合非存在の賃金効果は $-\beta^k$ である。解散前や他企業と比較した解散後 v 年の非組合の賃金効果は $\phi_v^k - \beta^k$ となる。仮に組合解散の緩和効果が存在すれば, ϕ_v^k は正になると考えられる。

(2) 式の推定において, 設立企業のサンプルに比較企業 (組合継続企業と非組合継続企業) のサンプルが加えられている。推計期間において賃金上昇トレンドが存在するので, この共通のタイム・トレンドを除去するためである。(3) 式の解散企業の賃金の推定においても, 同じ比較企業のサンプルが加えられている³⁾。

(2), (3) 式の推計において, 被説明変数の賃金 (対数値) は男女別のものである。説明変数は定数項, 従業員 1 人当たり経常利益, 男性または女性の平均年齢, 平均年齢の 2 乗, 従業員数, 合併後ダミー, 組合ダミー, 設立後ダミーまたは解散後ダミー, 企業ダミー, 年次ダミーである。男女の賃金は消費者物価指数 (1990 年 = 1) を用いて, 経常利益は産業別の国内卸売物価指数 (1995 年 = 1) を用いて実質化されている。合併後ダミーを説明変数とするのは次の理由からである。企業の合併後に組合が設立または解散となり, 同時に賃金体系も変更になることがある。この場合には, 企業合併の効果が組合の効果と判断される危険がある。

2 推計結果

推計には OLS に加えて, Clark (1980) と同様, 誤差項の自己相関を考慮した最尤法も用いられている。組合ダミーはそれぞれの分析対象企業において 1 度だけ変化するので, 自己相関が存在する場合には, 残差の部分が組合の効果と誤って判断されるからである。設立企業についての結果は表 2 に, 解散企業についての結果は表 3 に示されて

いる。表2、表3において、[1] [2] が男性について、[3] [4] が女性についてである。両方の表において、[1] [3] がOLSでの推定結果、[2] [4] が最尤法での推定結果である。

OLS推定では全てのケースで自己相関が生じている。誤差項に自己相関が生じる理由としては、重要な説明変数の欠落や説明変数における自己相関あるいはトレンドの存在があり得る⁴⁾。本稿の分析では、労働者の勤続年数、学歴変数が説明変数となっていないことも原因である。全てのケースにおいて、最尤法推定の結果のほうが組合ダミーの係数やそのt値が小さい。よって、以下では最尤法推定の結果のみを議論する。

表2の[2]は設立企業の男性賃金についての結果である。組合ダミーの係数は有意でない。設

立以後に関するダミー変数の係数も全て有意でない。表2の[4]の女性賃金についても同様である。

表3の[2]は解散企業の男性賃金の結果であるが、組合ダミー、解散時ダミーの係数が有意に正である。解散によって、解散前や他企業と比較した長期的な賃金格差が-6.8%生じることになる。解散時ダミーの係数0.067から組合ダミーの係数0.068を引いた-0.001が、解散時の非組合の賃金格差である。すなわち、解散時はほとんど賃金格差が存在していない。表3の[4]の女性に関する結果でも、組合ダミー、解散時ダミーの係数が有意である。解散によって、解散前や他企業と比較して平均的に-5.7%の賃金格差が生じるが、解散時においては0.6%の格差のみである。すなわち、解散前や他企業より賃金が幾分高い。

表2 賃金関数の推定結果（組合設立企業）

被説明変数	男性賃金（対数値）		女性賃金（対数値）	
	[1]	[2]	[3]	[4]
定数項	4.884** (21.94)	4.958** (21.49)	4.624** (55.02)	4.746** (50.45)
1人当たり利益	-0.171** (2.09)	-0.156** (2.22)	-0.025 (0.32)	-0.073 (1.06)
年齢	0.032** (2.81)	0.033** (2.72)	0.032** (6.21)	0.026** (4.86)
年齢の2乗	-0.24 (1.59)	-0.285* (1.79)	-0.443** (5.69)	-0.389** (4.83)
従業員数	0.007 (0.26)	0.012 (0.35)	0.06** (2.37)	0.074** (2.28)
合併後ダミー	0.113** (5.29)	0.066** (2.62)	0.038* (1.77)	0.049** (2)
組合ダミー	0.041** (2.99)	0.017 (1.05)	0.014 (1.05)	0.001 (0.01)
設立時ダミー	-0.051** (2.62)	-0.009 (0.49)	-0.033* (1.77)	-0.013 (0.67)
設立後1年ダミー	-0.026 (1.32)	0.003 (0.14)	-0.026 (1.32)	-0.005 (0.25)
設立後2年ダミー	0.001 (0.04)	0.014 (0.87)	-0.013 (0.66)	0.006 (0.41)
自己相関係数		0.617** (26.15)		0.566** (22.93)
Adj.R ²	0.819		0.825	
対数尤度	1,399.1	1,583.6	1,434.7	1,596.6
サンプル数	1,115	1,115	1,115	1,115

注) ()内はt値である。1人当たり利益、年齢の2乗、従業員数の係数は1,000倍されたものである。**は5%水準で有意、*は10%水準で有意であることを意味する。[1] [3]はOLS推定、[2] [4]は誤差項の自己相関を考慮した最尤法での推定結果である。全ての推計において年次ダミー、企業ダミーも説明変数となっている。

表3 賃金関数の推定結果（組合解散企業）

被説明変数	男性賃金（対数値）		女性賃金（対数値）	
	[1]	[2]	[3]	[4]
定数項	4.852** (21.22)	4.878** (20.61)	4.836** (49.65)	4.967** (44.51)
1人当たり利益	-0.127 (1.58)	-0.143** (2.09)	0.004 (0.05)	-0.094 (1.25)
年齢	0.032** (2.78)	0.034** (2.8)	0.029** (5.04)	0.023** (3.74)
年齢の2乗	-0.234 (1.56)	-0.299* (1.87)	-0.419** (4.66)	-0.359** (3.81)
従業員数	-0.018 (0.58)	0.007 (0.19)	0.038 (1.26)	0.092** (2.41)
合併後ダミー	0.094** (5.05)	0.066** (2.97)	0.053** (2.68)	0.022 (0.92)
組合ダミー	0.071** (3.8)	0.068** (3.04)	0.076** (3.81)	0.057** (2.38)
解散時ダミー	0.057** (2.15)	0.067** (2.58)	0.047* (1.67)	0.063** (2.23)
解散後1年ダミー	0.029 (1.06)	0.041 (1.63)	0.002 (0.06)	0.016 (0.58)
解散後2年ダミー	0.01 (0.35)	0.013 (0.61)	-0.008 (0.28)	0.003 (0.13)
自己相関係数		0.678** (28.89)		0.582** (22.45)
Adj.R ²	0.839		0.817	
対数尤度	1,271.3	1,462.7	1,221.9	1,356.5
サンプル数	983	983	983	983

注) () 内はt値である。1人当たり利益、年齢の2乗、従業員数の係数は1,000倍されたものである。**は5%水準で有意、*は10%水準で有意であることを意味する。[1][3]はOLS推定、[2][4]は誤差項の自己相関を考慮した最尤法での推定結果である。全ての推計において年次ダミー、企業ダミーも説明変数となっている。

その他の説明変数の影響を見ると、表2、表3の両方において、男性の賃金に対して1人当たり経常利益は負の影響となっている。しかし、これは因果関係ではなく、男性賃金が正のトレンド、1人当たり経常利益が負のトレンドを持っているからと考えられる。本稿のサンプルにおいて、賃金は利益よりも（年次ダミーで表される）世間相場の影響を受けていたからかもしれない。企業規模を表す従業員数は、女性賃金に対してのみ正の影響を与えている。合併後ダミーの係数は、解散企業の女性賃金以外のケースにおいて、全て有意に正である。本稿のサンプルでの企業合併は、労働者に有利な賃金体系につながっている可能性がある。

3 結果の解釈

組合設立が他企業との賃金格差を生じさせないことは、バブル期のサンプルを含んでいることと関係しているかもしれない。好況期における離職の抑制や優秀な労働者の採用のために、組合設立前の企業は組合企業と大差ない賃金を支払っていたということが考えられる。更に、最近と比較して、この時期には春闘の非組合企業への波及効果があり、賃金格差を生じさせていなかった可能性もある。

解散サンプルを用いた場合には男女で賃金格差が存在していた。基準となる長期的な組合の賃金効果は、男性で約7%、女性で約6%であった。優秀な労働者の採用が重要であるなら、組合を解

散した企業がなぜ世間相場並みの賃金支払いをしないのかという疑問が残っており、関連した点がVIで検討されている。

有意な係数のみで考えると、解散時において賃金格差を緩和するような効果が存在した。これは、解散時においては、解散前または他企業と大差ない賃金となっていることを意味する。こうなる理由として、組合の解散は期首のみになされているわけではないことがある。例えば、団体交渉による賃上げがなされ、その後に組合が解散され、それがデータに反映されていれば、解散による賃金効果がその年には生じていないと結論付けられやすい。しかし、組合が解散されてから企業が一方的に低めの賃金に決め、これがデータに反映されていれば、解散の効果は存在することになる。これらの点は測定誤差とみなすことができる。1年後からは団体交渉がなくなるので賃金格差が生じる。しかし、その後においては格差がスムーズに変化するわけではない。

また、組合の解散によって賃金が下落しているわけでないことにも注意する必要がある。分析結果は組合または非組合が継続している企業のサンプルを用いてトレンドを除いたときの賃金格差である。比較企業の賃金が上昇傾向にあれば、解散企業の賃金も上昇している可能性がある。表4は、設立前後、解散前後の企業の経営指標である。解

散企業において、男女共に賃金の下落がないことがわかる。従って、解散時までにおいては他企業に近い賃上げがなされているが、その後は他企業以下の賃上げと推測される。

V 生産性のパネル分析

1 推計式

組合の設立によって、離職率の低下、勤労意欲の上昇、労働者間の協調等が生産性を上昇させるのであろうか。逆に、組合の解散はその分を取り去ってしまうのだろうか。ここでは、資本と労働を生産要素とする生産関数を推定することによって、組合の設立または解散の生産性への効果を分析する。生産関数を次のように特定する。

$$Y_{it} = \exp(d_t) \exp(A_i) (1+cU_{it}) K_{it}^a L_{it}^b \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Y_{it} は企業 i の t 期における生産、 U_{it} は企業 i の t 期における労働組合ダミー、 K_{it} は企業 i の t 期における資本ストック、 L_{it} は企業 i の t 期における従業員数、 ε_{it} は誤差項である。 A_i は企業 i に特有の技術水準、 d_t は t 期のマクロ的な製品需要である。 c は正の定数であり、組合企業は非組合企業より技術水準が高いと仮定されている。 a, b

表4 設立前後、解散前後の企業の経営指標

	設立前企業	設立後企業
売上 (10万円)	6,597.3 (8,588.8)	18,082.2 (21,105.9)
経常利益 (10万円)	339.2 (987.2)	1,755.6 (4,867.9)
経常利益率	0.066 (0.053)	0.056 (0.057)
従業員数	270.9 (273.5)	435.6 (489.6)
男性賃金	231.4 (35.1)	283.5 (50.7)
女性賃金	138.1 (23.3)	163.2 (29.9)
	解散前企業	解散後企業
売上 (10万円)	10,361.4 (11,088.7)	13,477.1 (20,399.8)
経常利益 (10万円)	227.5 (423.3)	712.8 (1,276.1)
経常利益率	0.047 (0.063)	0.062 (0.051)
従業員数	273.6 (253.6)	259.3 (260.3)
男性賃金	227.6 (41.6)	262.1 (49.3)
女性賃金	136.3 (24.1)	162.2 (29.8)

注) () 内の数値は標準偏差である。売上、経常利益、経常利益率、従業員数についてのサンプル数は、設立前企業 140、設立後企業 161、解散前企業 99、解散後企業 89 である。男女の賃金についてのサンプル数は、設立前企業 130、設立後企業 135、解散前企業 75、解散後企業 60 である。

はパラメーターである ($0 < a < 1, 0 < b < 1$)。生産関数に資本の稼働率や1人当たり労働時間を組み込むことが望ましい。しかし、『会社総鑑』にはそれらの数値は記載されていないので、本稿では考慮されていない。(4)式の両辺を L_{it} で除して、対数変換し、 $\log(1+c U_{it}) \doteq c U_{it}$ を用いると次のようになる。

$$\log(Y_{it}/L_{it}) = d_t + A_i + c U_{it} + a \log(K_{it}/L_{it}) + (a+b-1)\log(L_{it}) + \log(\varepsilon_{it}) \quad (5)$$

仮に収穫逓減が存在すれば、 $\log(L_{it})$ の係数は負となる。

(5)式において、設立サンプルと解散サンプルに分け、設立後 v 年ダミーまたは解散後 v 年ダミーを加えて推定する($v=0, 1, 2$)。賃金の場合と同じように、設立後 v 年の組合効果は設立後 v 年ダミーの係数と組合ダミーの係数の和によって、解散後 v 年の非組合の効果は解散後 v 年ダミーの係数と組合ダミーの係数の差によって計算される。

推定における被説明変数は従業員1人当たりの実質売上の対数値である。説明変数は定数項、固定資本/従業員数の対数値、合併後ダミー、組合ダミー、設立後ダミーまたは解散後ダミー、企業ダミー、年次ダミーである。売上は産業別の国内卸売物価指数、固定資本は民間企業設備の国内総固定資本形成デフレーターを用いて実質化されている(後者は1990年=1)。合併後ダミーを用いるのは、合併後において生産性の下落があり得るからである。設立サンプルと解散サンプルのそれぞれに共通の比較企業サンプルを加えて推定されている。

2 推計結果

生産関数の推計結果は表5に示されている。[1] [2]が設立サンプル、[3] [4]が解散サンプルでの推計結果である。[1] [3]においてOLS、[2] [4]において誤差項の自己相関を考慮した最尤法が用いられている。前節と同じ理由により、ここでも

表5 生産関数の推定結果

	設立企業			解散企業	
	[1]	[2]		[3]	[4]
定数項	3.815** (22.55)	5.64** (7.72)	定数項	3.449** (18.69)	4.77** (7.25)
前期の固定資本/従業員数 (対数値)	0.187** (10.39)	0.061** (2.95)	前期の固定資本/従業員数 (対数値)	0.226** (12.33)	0.076** (3.47)
従業員数 (対数値)	-0.285** (10.02)	-0.617** (14.54)	従業員数 (対数値)	-0.254** (8.43)	-0.550** (12.49)
合併後ダミー	-0.171** (3.42)	0.027 (0.44)	合併後ダミー	-0.068 (1.51)	0.011 (0.2)
組合ダミー	0.131** (4.2)	0.125** (2.53)	組合ダミー	0.047 (1.15)	0.073 (1.11)
設立時ダミー	-0.074* (1.68)	-0.070 (1.58)	解散時ダミー	0.035 (0.61)	0.058 (0.99)
設立後1年ダミー	-0.085* (1.92)	-0.062 (1.52)	解散後1年ダミー	0.077 (1.28)	0.061 (1.19)
設立後2年ダミー	-0.081* (1.79)	-0.049 (1.5)	解散後2年ダミー	0.051 (0.82)	0.029 (0.75)
自己相関係数		0.990** (240.51)	自己相関係数		0.991** (244)
Adj.R ²	0.915		Adj.R ²	0.917	
対数尤度	443	755.1	対数尤度	388.1	725.6
サンプル数	1,179	1,179	サンプル数	1,066	1,066

注) ()内はt値である。**は5%水準で有意,*は10%水準で有意であることを意味する。被説明変数は売上/従業員数の対数値である。[1] [3]はOLS推定,[2] [4]は誤差項の自己相関を考慮した最尤法での推定結果である。全ての推計において、企業ダミー、年次ダミーも説明変数となっている。

最尤法推定の結果のみに触れることとする。

[2]における組合ダミーの係数は有意に正であり、長期的に約13%の生産性効果が存在していることになる。しかし、設立時以降のダミー変数は全て有意でない。[4]においては、組合関係の変数の係数は全て有意でない。賃金の場合と同じで、組合の設立と解散の生産性への効果の間にも非対称性が存在している。

組合関係以外の変数の影響を見ていきたい。生産関数における資本の係数は、[2]から0.061、[4]から0.076である。これらはかなり小さいが、測定誤差、すなわち適切な資本ストックのデータが説明変数となっていないことによるのだろう。[2][4]において、合併後ダミーは有意でなく、合併後の生産の非効率が生じていない。どちらにおいても、労働時間、資本の稼働率等の欠落のため、誤差項の自己相関係数は非常に大きくなっている。

3 結果の解釈

以上の結果は何を意味するのであろうか。設立企業において、正の生産性効果が存在したものの、その遅れは計測されなかった。遅れの効果に関して2つの解釈がある。1つは、設立によって瞬時に生産性効果が生じているというものである。しかし、この解釈には難点がある。組合の設立は期首とは限らず、期末に近い場合もあるだろう。後者の場合には生産性効果が小さく、必ず生産性の緩和効果が計測されなければならない。加藤(2001)によると、日本の企業パネル・データを用いた研究では参加型雇用制度(持株制、利潤分配制、労使協議会、職場懇談会)の生産性効果が十分に出るまでに7年の時間を要するとしている。もう1つの解釈は、組合の効果が生じるまでに時間がかかったとしても、その時間は企業によって様々であり、安定的な関係として計測できていないというものである。例えば、離職率の低下は労働条件の改善によってなされるが、組合がそれらの改善のための交渉に乗り出すまでの時間は様々であろう。組合が設立されても、それから労働者による有効な提案が生じるまでの時間、更に生産システムが改善される時間も企業によって異なる

であろう。

仮に労使間の情報共有がなされるまでにラグがあっても、それから勤労意欲向上までにはラグがないと考えられる。逆に言うと、仮に設立後すぐに情報共有がなされているのであれば、勤労意欲の向上は存在しないと言える。

組合の解散による生産性効果が存在しないことは次のように解釈される。既に効率的な生産方法を採用しているなら、組合がなくなってもそれを廃止するインセンティブは労使において存在しない。また、たとえ組合が解散されても、労働条件を引き下げることが勤労意欲の低下を招くので経営側にとっても不利益となるだろう。よって、離職率や生産性の低下とはならないと考えられる。

VI 組合設立・解散の内生性

仮に設立、解散が外生的であれば、これまでの分析結果は組合の原因効果とすることができる。例えば、組合の設立が賃金・労働条件の改善、経営への発言、リストラへの対応のため、解散が組合運営上の理由のためであればそのようになる⁵⁾。実際にはないが、仮に生産性の変化を企図して設立または解散がなされていたとしても、生産性への効果は外生的である。

しかし、設立、解散が外生的とは言えない場合もある。表4を見ると、解散企業より設立企業において、売上、経常利益、従業員数の上昇率が大きい。経常利益率(=経常利益/総資本)を見ると、設立企業で低下し、解散企業で上昇している。後者については、賃上げ率が低いことや予期しないバブル景気の到来によるのだろう。設立企業においては、新製品の開発等により将来の収益やそれからの分配が大きいと期待され、組合設立に踏み切ったということが考えられる。また、推計期間は、オイルショック後の低成長期や急激な円高の進行期を含んでいる。経営環境の悪化が予想され、将来の賃金抑制、人員削減に労使が合意していた可能性がある。解散企業においては、組合が存在しても大きな賃金増に貢献しないと考えられていたのかもしれない。このような成長性、収益性に関する期待あるいは関係する観察できない経営変

数 (omitted variable) が、生産、賃金、組合の有無に同時に影響している可能性がある。この場合、説明変数と誤差項の間に相関が生じ、推定量は偏りを持つ。

ここでは、そのような期待または omitted variable の賃金、生産性への効果が組合の設立または解散の以前に生じていたかどうかの placebo テストを実行する⁶⁾。組合の設立または解散の1年前のダミー変数（設立または解散の1年前の企業のサンプルについて1、それ以外のサンプルについて0となる変数）の係数が組合ダミーの係数と同符号となるかどうかをチェックする⁷⁾。各企業に固有の omitted variable 等が発生した時期を知ることができないので、何年前のものまでを変数とすべきかわからない。表2、表3、表5の推計に、設立または解散の1年前のダミーを加えたときのこの変数の係数が表6に示されている。

表6の[1]において、組合ダミーの変化の先取りを示す有意な係数は存在しない。[2]は組合の設立後または解散後のダミー変数を全て落とした場合の結果である。解散サンプルでの女性賃金において、有意に負の符号となっている。すなわち、女性賃金において、組合解散以前から賃金抑制が生じている。

問題となるのは解散サンプルにおける賃金への効果である。ここでの結果によると、組合の解散は外生とも内生とも言えないことになる。外生と考える理由は、仮に賃金抑制をすとしても、労働者が組合を残したまま賃金交渉において譲歩すればよく、組合を解散する必要はないというも

のである。しかし、Raphael (2000) のみでなく、ドイツでも本稿と類似した組合の効果も報告されている。Addison et al. (2014) は、レイオフを実施した事業所のサンプルのみを用いたとき、団体交渉終了の事業所で10%近い賃金の相対的下落を計測している。他方、そのような事業所のサンプルにおいて、団体交渉開始による賃金効果は存在していない。他国においても、何らかの苦境を経験した企業や労働者について、非組合への推移または団体交渉終了と賃金抑制が同時に発生している。日本においても、賃金抑制を承知の上で、企業業績との関係で組合が解散された可能性は完全には否定できない。そのような理由での解散と組合運営上の理由での解散が共存しているのであろう。

VII 結 び

本稿は労働組合の賃金、生産への効果を識別するために、『会社総鑑』における製造業で15年間に組合の設立または解散を経験した企業のサンプルを用いて分析を行った。設立による組合の効果は男女共に存在しなかった。解散によって、男性で約7%、女性で約6%の長期的な賃金格差が生じていた。生産性においては、設立企業のサンプルにおいてのみ、10%を超える長期的な組合の効果が存在した。将来の収益性の期待や観察できない経営変数が設立または解散と賃金または生産性に同時に影響している可能性を確かめるための placebo テストを行った。その結果、解散サンプ

表6 placebo テストの結果（組合設立前または解散前ダミーの係数）

被説明変数	[1]	[2]
設立企業・男性賃金（対数値）	-0.038** (2.39)	-0.032** (2.08)
設立企業・女性賃金（対数値）	-0.012 (0.77)	-0.008 (0.52)
解散企業・男性賃金（対数値）	-0.006 (0.29)	-0.021 (1.1)
解散企業・女性賃金（対数値）	-0.035 (1.59)	-0.047** (2.2)
設立企業・生産/従業員数（対数値）	-0.015 (0.48)	-0.012 (0.38)
解散企業・生産/従業員数（対数値）	-0.032 (0.86)	-0.032 (0.88)

注) () 内はt値である。**は5%水準で有意、*は10%水準で有意であることを意味する。[1]は、表2、表3、表5のそれぞれの推計における説明変数に設立前ダミーまたは解散前ダミーを加えた場合の結果である。[2]は、[1]におけるそれぞれの推計から設立以後のダミー変数または解散以後のダミー変数を全て除いた場合の結果である。推定は誤差項の自己相関を修正した最尤法である。

ルにおける女性賃金については、そのような可能性を否定できなかった。

以下の課題がある。第1に、より多くの設立・解散企業のサンプルを用いて分析する必要がある。第2に、本稿の分析で組合の生産性効果の内容が特定されたとは言いがたい。最後に、本稿は賃金が上昇している時期の結果であったが、近年の賃金の安定あるいは下落の時期においては、解散企業より設立企業の方で大きな組合の効果が生じている可能性がある。春闘の波及効果が弱まっている近年の不況期のほうが組合の効果が生じやすいという見方がある(中村 2005)、設立の効果が大きいかもしれない。この点の検討も必要である。

* 2名の本誌査読者及び編集委員会の貴重なコメントに感謝する。

- 1) 野田(1997b)において組合の設立、解散があった企業の数は記されていない。
- 2) 上場企業または大企業において、組合の設立や解散は非常に少ない。実際、日本経済新聞社『会社総鑑』(上場会社版)の1983年版と2006年版を照らし合わせると、持株会社化等があった企業を除いたとき、設立企業と解散企業の合計は10社にも満たなかった。
- 3) Dustmann and Schönberg (2009) は組合の訓練への効果の分析を行っている。組合・非組合の変化があった同じトリートメント・サンプルの場合であっても、組合継続企業と非組合継続企業のそれぞれをコントロール・サンプルとしたときでは、分析結果が多少異なっている。
- 4) 企業設立からの経過年数を説明変数とすることも考えられる。しかし、それは企業ダミーと年次ダミーの線形結合によって生成されるので、説明変数とはならない。それを対数変換した場合には説明変数にできるが、年次ダミーのほうが柔軟であるのに加えて、多重共線性の問題が生じるので説明変数とはしなかった。
- 5) 賃上げを目的に組合を設立していても、結果として他企業を上回るものを獲得できなかった可能性もある。
- 6) placebo 効果または placebo テストの定義は分野や文献毎に様々である。例えば、医療の分野における placebo 効果とは、治療がなされなかったとしても、患者がその効果を信じ、食生活の改善等それと補完的な行動をとることによって好ましい結果が生じることである(Malani 2006)。
- 7) このようなテストの方法は編集委員会から教示された。

参考文献

加藤隆夫(2001)「日本の参加型雇用制度」橋木俊詔・デービッド・ワイズ編『日米比較 企業行動と労働市場』日本経済新聞社, pp.101-133。
経済企画庁(1989)『経済白書 平成元年度版』大蔵省印刷局。
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, pp.195-216。
都留康(2002)『労使関係のノンユニオン化——ミクロ的・制

度的分析』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：労働組生活活性化への道』勁草書房, pp.3-26。
西谷敏(2006)『労働組合法 第2版』有斐閣。
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 日本版総合的社會調査JGSSによる分析』東京大学出版会, pp.121-133。
日本労働研究機構(2002)『労働組合の結成と経営危機等への対応——90年代後半の労使関係』調査研究報告書 No.150。
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。
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。
Addison, J., P. Teixeira, K. Evars and L. Bellmann (2014) “Indicative and Updated Estimates of the Collective Bargaining Premium in Germany,” *Industrial Relations*, Vol.53, pp.125-156。
Bronars, S. G. and D. R. Deere (1993) “Union Organizing Activity, Firm Growth, and the Business Cycle,” *American Economic Review*, Vol.83, pp.203-220。
Brown, C. and J. Medoff (1978) “Trade Unions in the Production Process,” *Journal of Political Economy*, Vol.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。
Clark, K. B. (1980) “The Impact of Unionization on Productivity: A Case Study,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.33, pp.451-469。
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。
Dustmann, C. and U. Schönberg (2009) “Training and Union Wages,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.91, pp.363-376。
Freeman, R. B. (1984) “Longitudinal Analyses of the Effects of Trade Unions,” *Journal of Labor Economics*, Vol.2, pp.1-26。
Freeman, R. B. and M. M. Kleiner (1990) “The Impact of New Unionization on Wages and Working Conditions,” *Journal of Labor Economics*, Vol.8, S8-25。
Gittleman, M. and M. M. Kleiner (2013) “Wage Effects of Unionization and Occupational Licensing Coverage in the United States,” *NBER Working Paper*, No.19061。
Hara, H. and D. Kawaguchi (2008) “The Union Wage Effect in Japan,” *Industrial Relations*, Vol.47, pp.569-590。
Jakubson, G. (1991) “Estimation and Testing of the Union Wage Effect Using Panel Data,” *Review of Economic Studies*, Vol.58, pp.971-991。
Kornfeld, R. (1993) “The Effects of Union Membership on Wages and Employee Benefits: the Case of Australia,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.47, pp.114-128。
Malani, A. (2006) “Identifying Placebo Effects with Data from Clinical Trials,” *Journal of Political Economy*, Vol.114, pp.236-256。
Morikawa, M. (2010) “Labor Unions and Productivity: An

Empirical Analysis Using Japanese Firm-Level Data,”
Labour Economics, Vol.17, pp.1030-1037.

Raphael, S. (2000) “Estimating the Union Earnings Effect
Using a Sample of Displaced Workers,” *Industrial and Labor
Relations Review*, Vol.53, pp.503-521.

〈投稿受付 2013 年 5 月 28 日, 採択決定 2014 年 12 月 12 日〉

とだて・みつのり 元千葉商科大学非常勤講師。最近の
主な著作に「労働組合ヒエラルキーの理論分析」『大原社
会問題研究所雑誌』621号(2010年)。労働経済学, 理論
経済学専攻。