

# 労働組合と離職率

外館 光則

(千葉商科大学非常勤講師)

本稿では、『雇用動向調査報告』の個人的理由離職率と経営上の都合離職率への労働組合組織率の効果を分析する。リストラや労働者の事前的な長期勤続意思のために、組合組織率は離職率に影響される内生変数と考えられる。この問題に対処するために、転職希望率を操作変数とした推定を行った。その結果によると、組合組織率が10%ポイント上昇すると、男性の個人的理由離職率は約1.4%ポイント低下するが、女性の個人的理由離職率は低下しない。組合組織率が10%ポイント上昇すると、1995～2002年の不況期において、男性の経営上の都合離職率は約2.7%ポイント低下し、女性の経営上の都合離職率は約3%ポイント低下する。組合の解雇や希望退職への抑制効果は存在するけれども、個人的理由離職率を減らす効果については結論を下すことができない。

【キーワード】 労働経済、労働移動、労働組合・労働運動

## 目次

- I はじめに
- II 推計式
- III データ
- IV 推定結果
- V ディスカッション
- VI 結び

## I はじめに

労働組合組織率の低下が続く近年において、組合の機能・存在価値を実証的に明確にする必要性が高まっている<sup>1)</sup>。組合の私的・社会的な便益・費用を数量的に明らかにすることは、労働者への組合加入の訴えや今後の労使間の権利の再配分の検討の上でも重要である。組合の機能は、大きく分けて賃金と雇用に関したものがあ

る。後者の機能において、労働条件の改善による自己都合の離職の抑制や解雇・希望退職の阻止の2つがある。自己都合の離職は企業特殊的人的資本のロスという企業にとっての費用を伴うが、仕事や人間関係でのミスマッチの解消によるリスタートという労働者にとっての便益もある。しかし、労働組合が職場環境や労働条件を改善させ自己都合の離職を抑制させることができれば、それは労働者にとって明らかに望ましいことになる。

日本においては、かなり以前からの判例の蓄積による整理解雇の4要件が企業による整理解雇の目安となっていた。その中の1つに労働組合との協議という要件があり、真に整理解雇が必要なのかという点も含めて組合は企業と話し合う役割がある。特に大企業では、整理解雇以前の段階で希望退職者の募集がなされるが、その必要性、退職勧奨の防止、転職先斡旋、退職金の割増し額等について組合は企業側と協議しなければならない。また、実際に解雇に関する訴訟を提起した場合には組合の援助が不可欠である。このように企業に

とっての人員削減の必要性が生じたときに、組合は労働者の代理人となって（不必要な）会社都合の離職を防いでいるのかが問題である。

本稿では、組合のこれら2種類の離職抑制の役割に焦点を当てる。自己都合の離職の抑制に関しては、Freeman (1980), 中村・佐藤・神谷 (1988), 村松 (1984), 富田 (1993), 橋木・野田 (1993), 都留 (2002) の研究がある。村松 (1984) 以外はすべて個票のクロスセクションデータを用いており、都留 (2002) 以外は組合が存在することにより離職率または自己都合の離職率が低下することを示している。中村・佐藤・神谷 (1988) は、労働組合の存在が自己都合での離職率に対し、1%水準で有意な負の効果を及ぼすという結果を得た。ただし、説明変数に正規従業員総数を加えると、統計的な有意性は低下している。村松 (1984) においては、『雇用動向調査報告』から、製造業中分類規模別の男子の自己都合離職率の1975~78年の平均値が被説明変数に用いられており、組合組織率がそれに対して有意な負の影響を与えることが示されている。

組合の人員削減への効果に関しては、野田 (1998, 2002, 2005) が、組合企業と非組合企業に分けた雇用調整関数の推定を通じて分析している。雇用調整速度は、赤字期と通常期の間で異なるが、概して非組合企業より組合企業のほうが解雇等に反対するために遅くなっている。

本稿では、『雇用動向調査報告』を用いて、「個人的理由」による離職率と「経営上の都合」による離職率に対する労働組合の効果をそれぞれ分析する。しかし、集計された組合組織率を説明変数とする場合、その内生性が問題となる。解雇や希望退職となった労働者が組合員であれば、経営上の都合離職率が上昇するときに組織率は低下し、それらの変数の間の負の関係が観察されるかもしれない。個人的理由離職率についても、事前的な離職確率や長期勤続意思が組合への加入行動に影響しているかもしれない。このように説明変数が内生変数である場合には通常のOLS推定量は一致性を持たず、操作変数法による推定が必要になる。本稿では、長期勤続意思が組合への加入行動に影響すると考えて、転職希望率を組合組織率の

操作変数として使用している。

個人的理由離職率に関して、村松 (1984) とは多少異なり、非製造業も含んだ産業別の離職率の長期の集計データを用いて組織率の離職率への効果を考え、長期間のパネルデータにおいても組合の離職抑制効果が維持されているかどうかを分析した。また、男性だけでなく女性についても分析対象とする。操作変数法による結論を述べると、組合の男性の個人的理由離職率への負の効果は村松 (1984) の結果より大きかった。そして組合の女性の個人的理由離職率への抑制効果は存在しないことがわかった。

経営上の都合離職率の分析に関して、野田 (1998, 2002, 2005) の被説明変数はネットの雇用の変化（正確には、各企業の従業員数の対数値の前期から今期への変化分）であるが、それは自発的離職者の不補充、新規採用抑制、不況による人員削減等様々な理由のものを含んだ数値である。それに対して、本研究では、「経営上の都合」と明記され、離職の理由をそのように限定したグロスの雇用の減少を被説明変数とした分析を行っている。野田 (1998, 2002, 2005) と同様であるが、パネルデータを用いると景気循環との関係でサンプルを限定できるので、不況期のみ組合の経営上の都合離職率への効果を分析することができる。操作変数法による結果によると、1995~2002年の不況期において組合は男女とも経営上の都合離職率に負の影響を与えていた。

以下、IIは組合や労働需要の理論と本稿での推計との関係について、IIIは使用するデータについて、IVは推定結果、Vは推計結果の解釈、VIはまとめと課題である。

## II 推計式

IIにおいては、組合の交渉力と雇用の関係についての既存の理論と本稿での推計式の関係を述べる。

経営上の都合離職率を被説明変数とした分析は標準的ではない。組合の交渉力増大の雇用や賃金への効果に関しては、主なものとして right to manage モデルと効率的交渉モデルがある (Booth

(1995)を参照)。組合の交渉力の増大により、後者では雇用は増加するが、より現実的とされる前者のモデルでは雇用は減少する<sup>2)</sup>。しかし、雇用の変化である離職を被説明変数にするためには雇用の調整費用を導入してモデルを動学化する必要がある。調整費用を導入するためのモデルとしては、組合と企業の交渉モデル (Lookwood and Manning (1989)) と企業の動学的利潤最大化のモデル (例えば Nickell (1986)) がありうる。前者のモデルにおいては雇用の調整費用は組合以外の要因によって生じると仮定していることになるが、その最適化条件においては雇用の変化を組合交渉力と前期の雇用者数で説明する式となる。よって、前期の雇用者数の係数を0とするためには限定されたパラメーターの値を仮定しなければならない。後者のモデルからの拡張においては2次の調整費用関数のパラメーターが組織率に依存すると仮定することになるので、雇用の変化を説明する式は組織率のかなり複雑な非線形関数になり、推定が困難になる<sup>3)</sup>。また、実際にはこのケースでも前期の雇用者数の係数は0にならないだろう。

経営上の都合離職率と組合組織率の関係については、労働需要の理論との関係では限定されたケースを扱っているといえる。しかし、組合が解雇や希望退職に反対するというのは自然な発想であり、仮に組合の賃金効果が小さいのであれば、そのように行動しないと組合の存在意義を問われかねない。多くの企業が組合を持っており集計単位での組合組織率が高くなれば、その単位の中の経営が悪化した企業において組合が組織されている確率も高まり、組合が企業側の自由な人員削減に反対することによりその単位の経営上の都合離職率は減ることになる。もちろん好況時には経営上の都合離職率は0に近くなるので、計量分析における期間の選択は重要である。

個人的理由離職率と組合組織率の関係の背後にある考え方は、Freeman (1980), Freeman and Medoff (1984) の発言・退出仮説である。組合は、主に苦情処理制度を通じて労働条件、職場環境に関する労働者の意見を吸い上げ、企業側にそれらの改善を要求し実現することによって労働者の離職を抑える役割を果たしているという考え方であ

る<sup>4)</sup>。発言・退出仮説の実証とする過去の研究の多くにおいても、このように離職率と組織率の関係进行分析しており、本稿でもそれにならう<sup>5)</sup>。

本稿では、ネットでなく、「個人的理由」「経営上の都合」という理由別のグロスの雇用の変化を知ることができるという『雇用動向調査報告』の利点を生かし、理由別の離職率の変数に産業別の組合組織率がどのような影響を与えているかを分析することが目的である。

具体的に、t年、離職理由i (i = 個人的理由または経営上の都合)、産業jの離職率を推計するために次式を考える。もちろん、個人的理由離職率または経営上の都合離職率を被説明変数として別々に推定を行う。

$$\begin{aligned}
 (\text{離職率})_{ijt} = & \alpha_{ij} + \beta_i \cdot (\text{組合組織率})_{jt} \\
 & + \gamma_i \cdot (\text{有効求人倍率})_t + \delta_i \cdot (\text{利益率})_{jt} \\
 & + u_{ijt} \quad (1)
 \end{aligned}$$

$\alpha_{ij}$  : 離職理由 i, 産業 j に特有の定数項

$\beta_i, \gamma_i, \delta_i$  : 離職理由 i における係数

$u_{ijt}$  : t年、離職理由 i, 産業 j の誤差項

離職率は景気の変動に影響されるので、説明変数としてある時点で産業に共通の有効求人倍率を入れることによりその影響を除去している。他の説明変数としては、ミクロのショックとして各産業特有の景気や経営状態を表す利益率を加えている。

(1)式ではそれぞれのiについて産業に特有の定数項を仮定している。すべての産業において一定の定数項を仮定してOLSやWLS(加重最小二乗法)で推定すると、しばしば観察されない効果と組合組織率の相関のために $\beta$ は一致性を持たず偏りを生じる(Wooldridge (2002, p.249)。例えば、電気・ガス・熱供給・水道のような産業は組織率が高くて同時に個人的理由離職率は低く、逆に卸・小売・飲食は組織率が低く個人的理由離職率は高い。しかし、これは産業特性によって影響を受けた、見せかけの相関であって、純粋な組合の個人的理由離職率への負の効果を反映していない可能性がある<sup>6)</sup>。この問題に対処するためには、産業ダミーの導入、すべての変数について産業内での時系列平均値からの乖離を変数とした推

表1 サンプル特性

変数	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
個人的理由離職率 (男性)	297	0.062	0.0257	0.0041	0.112
個人的理由離職率 (女性)	297	0.122	0.0353	0.0335	0.215
経営上の都合離職率 (男性)	237	0.0091	0.0087	0	0.0687
経営上の都合離職率 (女性)	237	0.0123	0.0115	0	0.0776
組合組織率	304	0.323	0.193	0.0863	0.749
有効求人倍率	304	0.788	0.284	0.48	1.4
営業利益率	304	0.0398	0.0184	-0.0007	0.115
転職希望率	285	0.0814	0.0192	0.026	0.13

注：平均値は産業のウェイトを考慮しない単純平均値である。

両方の離職率において建設業のデータは91年から利用可能である。

有効求人倍率は19年分についてであり、各年産業間で共通の数値である。

転職希望率においては鉱業が欠損である。

定 (within 推定), (1)式の時間に関する階差をとって  $\alpha_{ij}$  を消去した推定の3つの方法がある。本稿においては、産業ダミーを導入してその観察されない効果を識別する。

### III データ

被説明変数の離職率 (= 離職者数/常用労働者数) として、『雇用動向調査報告』より男女別に個人的な理由離職率と出向関係の離職を除いた経営上の都合離職率を用いる。対象とする期間は1984年から2002年までであるが、経営上の都合離職率に関しては88年からのみ利用できる。

労働組合組織率は単位産業別労働組合員数(『労働組合基礎調査報告』)を、雇用者数(『労働力調査報告』)で除したものをを用いる。対象とする産業も『労働力調査報告』での分類に合わせて、製造業中分類の10産業と非製造業の6産業とする。具体的には、鉱業、建設業、繊維工業、化学工業・石油製品・石炭製品、その他の化学諸工業、鉄鋼・非鉄金属、金属製品、一般機械・精密機械、電気機械、輸送用機械、食料品・飲料・たばこ・飼料、その他の製造業、電気・ガス・熱供給・水道、運輸・通信、卸・小売・飲食、サービスの16産業である<sup>7)</sup>。

その他の説明変数について、有効求人倍率は『労働統計年報』(学卒を除く)より、利益率はFreeman and Rebeck (1989)と同様、営業利益を総資本で除したものである(『日本統計年鑑』よ

り)。転職希望率 (= 転職希望者数/就業者数, 『労働力調査報告』より)はVにおいて組合組織率の操作変数として利用する。

表1はサンプル特性である。個人的理由離職率は男性において約6%, 女性で約12%と女性のほうがかなり高い。男女の経営上の都合離職率について、IVの表2と表4においては1995年以降のサンプルのみを使用した結果を示しているが、表1にはそれ以前のものも含んだ数値を記載している。経営上の都合離職率は男女とも1%前後である。長期的に見ると、離職率全体は好況時に高く不況時に低いことが知られているが、好況時の個人的理由離職率の増加が経営上の都合離職率の減少を大きく凌駕するからである。逆に不況時には前者が大きく減少し後者が増加するが、離職率全体では好況時より低くなる。組織率が高い産業は電気・ガス・熱供給・水道、化学工業・石油製品・石炭製品、鉄鋼・非鉄金属、輸送用機械である。逆に組織率が低い産業は卸・小売・飲食、サービスである。

### IV 推定結果

被説明変数が1未満なので本来ならロジットモデルを使うところであるが、それが0の値をとることもあるので、ロジット変換しないそのままの変数を用いる。IIで述べた理由により、いずれの推定式にも産業ダミーを説明変数として用いる<sup>8)</sup>。また、分散不均一に対処するために『雇用動向調

査報告』の常用労働者数をウェイトにした加重最小二乗法 (WLS) を用いる。

最初に、(1)式を WLS で推定した場合の結果を述べる。組合組織率の係数は男性の個人的理由離職率で  $-0.0646$  (1%有意)、女性の個人的理由離職率で  $0.0459$  (有意でない)、不況期である 1995~2002 年の男性の経営上の都合離職率で  $-0.0704$  (5%有意)、同期間の女性の経営上の都合離職率で  $-0.19$  (1%有意) であった<sup>9)</sup>。ただし、男性の経営上の都合離職率については利益率の説明変数を除いて推定すると有意でなくなっている。男性の個人的理由離職率、女性の経営上の都合離職率について組合は離職率を抑制しているという結果であった。

しかし、組合組織率は離職率に影響されており内生変数である可能性がある。解雇や希望退職に従った労働者が組合員であり、その労働者がその後再就職できない、または再就職できたとしてもその企業が組合のない企業であるときには、経営上の都合離職率が上昇するとき組織率は低下し、それらの変数の間の負の関係が観察されるかもしれない。個人的理由離職率についても、事前的な観察できない離職確率 (または労働者の離職意思) が産業によって異なり、それが組合への加入行動に影響しているかもしれない。すなわち、長期勤続意思のある労働者のほうが組合に加入しようとし、仮に組合加入のメリットが大きくないと考えても社内での人間関係の維持・構築のために加入する人も多いと考えることもできる (橘木 (1993) も類似の指摘をしている)<sup>10)</sup>。この場合にも個人的理由離職率から組織率への負の因果関係があることになる。

この逆の因果関係の存在を確かめるために Granger 因果性テストを行った。テストの結果の F 値が表 2 に示されている。

個人的理由離職率については全期間、経営上の都合離職率については 1995~2002 年を対象とした。説明変数には有効求人倍率、利益率、産業ダミーを含み、ラグが 1 のケースのみを考えている。個人的理由離職率については、F 値が小さく、組織率を説明する式において過去の離職率を除いても残差平方和はほとんど増加しないということである。経営上の都合離職率についても同様であり、離職率から組織率への因果関係ありという帰無仮説は 5%水準で棄却される。

個人的理由離職率から組織率への因果関係は前者の過去の変数からというより、当期の変数間で生じているかもしれない。このように被説明変数から説明変数への因果関係があり、説明変数が内生変数である場合には通常の OLS 推定量は一致性を持たず、操作変数法 (IV) による推定が必要になる。操作変数としては組織率と相関が高く誤差項と無相関なものを選択しなければならないが、ここでは組織率の操作変数として転職希望率 (= 転職希望者数/就業者数) を利用する。

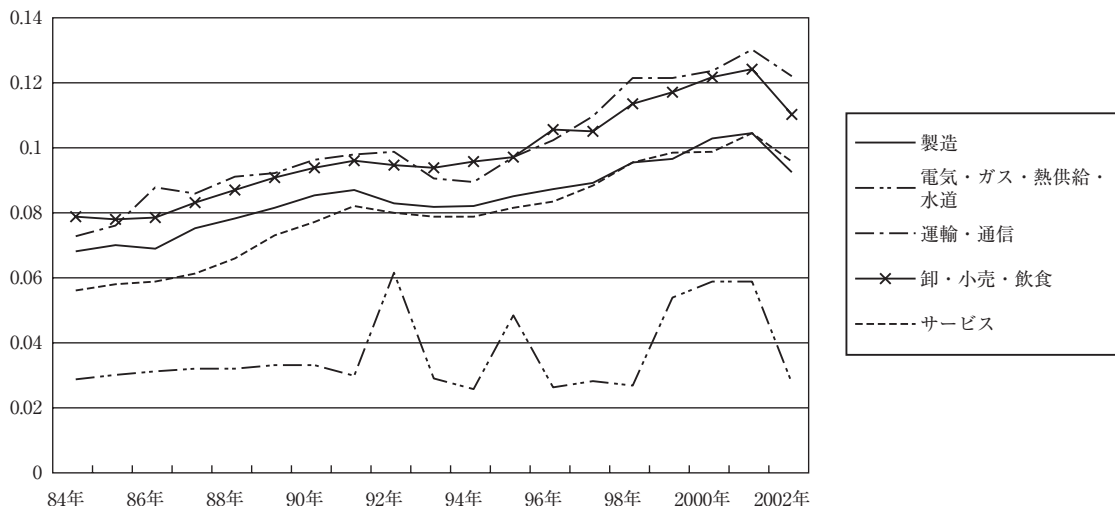
組織率低下の原因は、シヨップ制や組合の組織化努力とは別の根本的要因として労働者の転職希望率の上昇が考えられる。もちろん、それは非正規従業員比率の上昇とも関係があるだろう。組合の便益は、例えば 1 期間の賃上げだけではなく、職場環境の改善等のように便益が長期間に渡って発生するものもある。もし長期勤続の意思がなく、実際に短期間で退職してしまえば、後者の類の便益を十分に享受することができない。このため、

表 2 組合組織率に対する Granger 因果性テストの結果

結果変数	組合組織率			
	個人的理由 離職率 (男性)	個人的理由 離職率 (女性)	経営上の都合 離職率 (男性)	経営上の都合 離職率 (女性)
F 値	0.12	0.12	3.5	1.8
サンプル数	282	282	128	128

注：\*は 5%水準、\*\*は 1%水準で Granger 因果性がないという帰無仮説を棄却することを示す。推定はすべて WLS であり、説明変数にはすべての式において産業ダミー、有効求人倍率、利益率を含む。  
すべての式において原因変数、組合組織率のラグは 1 である。  
推計期間は個人的理由離職率について 1985~2002 年、経営上の都合離職率について 1995~2002 年である。

図1 転職希望率の推移



長期間にわたって勤続する意思のない労働者は、金銭的または非金銭的な費用を支払って労働組合に加入しようとは考えないだろう。図1を見ると、転職希望率は、電気・ガス・熱供給・水道で特に低く、図に掲載していないが鉄鋼・非鉄金属、輸送用機械で多少低い。逆に、運輸・通信、卸・小売・飲食で高い。なお、鉱業についての数値は掲載されていなかった。

ユニオンショップ制を採用する比率が産業によって異なるので組織率については産業間格差が大きいが、転職希望率については制度的要因と無関係なので組織率ほど産業間格差があるわけではない。転職希望率は上昇トレンドを持ち、景気循環に大きく影響されるわけではないので、個人的理由離職率とは動きが多少異なる。この上昇トレンドは、組織率が低下すると賃金や労働条件が悪化し、転職希望率が高くなるという逆の因果関係による可能性もあるが、自発的失業者数に上昇トレンドがあるのと同じように、長期勤続意思の低下や労働市場の流動化と関係があるだろう。転職希望率の時点間・産業間の差は、新規に就職する労働者の元々の長期勤続の意思の差なのか、賃金や労働条件の差によって事後的に生じてくるものなのかが問題である。例えば、都留(2002)や富田(1993)のクロスセクションデータによると、組合の有無は転職希望率に影響していない。主観的な企業の存続確率やその企業での今後のキャリアの見直し

との関係で、産業間で元々の長期勤続意思に少なからず差があるのではないかと考えている。

表3と表4は第1段階の組合組織率を転職希望率等で説明した推計と個人的理由、経営上の都合離職率について操作変数法を用いた推計の結果である。対象期間は表3の個人的理由について全期間、表4の経営上の都合については1995~2002年である。表3の[1]と表4の[1]において自由度調整済み決定係数は1に近いが、これは産業ダミーの影響が大きい。記載していないが、産業ダミーを除いて推定した場合の自由度調整済み決定係数は、全期間(表3の[1]に対応)で0.259である。転職希望率が10%ポイント上昇すると、表3の[1]において組織率は13.4%ポイントだけ下落し、表4の[1]においては8.43%ポイントだけ下落する。産業ダミーの係数は、他の変数をコントロールしたときの産業間の相対的な組織率の差を表す。それらの符号が正の場合には、他の変数をコントロールしたときにサービス業より組織率が高いことを意味する。

表3の第2段階の個人的理由離職率についての推計結果を見ると、男性についての[2]においては組織率の係数は-0.138で標準誤差と比較して十分大きい。組合組織率が10%ポイント上昇すると離職率は約1.4%ポイント低下する。その値はWLSでの係数-0.0646や村松(1984)の推計結果(最大で-0.118)より絶対値が大きくなって

表3 個人的理由離職率についての推定結果（操作変数法推定）

被説明変数	組合組織率	個人的理由離職率	
		(男性)	(女性)
説明変数	[1]	[2]	[3]
定数項	0.26** (0.0118)	0.0993 (0.0052)	0.117 (0.0086)
有効求人倍率	-0.0043 (0.0052)	0.014 (0.0024)	0.0252 (0.004)
組織率の推計値		-0.138 (0.0372)	-0.0079 (0.0644)
転職希望率	-1.34** (0.111)		
営業利益率	0.215 (0.156)	0.152 (0.071)	0.519 (0.131)
産業ダミー			
建設業	0.04** (0.005)	-0.0146 (0.0027)	-0.0344 (0.0062)
繊維工業	0.0056 (0.0081)	-0.0205 (0.005)	-0.0227 (0.0047)
化学・石油・石炭	0.381** (0.011)	-0.0175 (0.0143)	-0.0445 (0.0254)
その他化学	0.0515** (0.0081)	-0.0263 (0.0038)	-0.0443 (0.007)
鉄鋼・非鉄金属	0.405** (0.0115)	0.0021 (0.0158)	-0.0345 (0.0294)
金属製品	-0.0208** (0.0085)	-0.025 (0.004)	-0.0482 (0.0084)
一般機械・精密機械	0.161** (0.0075)	-0.0207 (0.0061)	-0.0338 (0.0113)
電気機械	0.243** (0.0065)	-0.0045 (0.0086)	-0.0274 (0.0148)
輸送用機械	0.491** (0.0086)	0.0367 (0.0181)	-0.0314 (0.032)
食料品	0.0328** (0.0082)	-0.005 (0.0038)	-0.0111 (0.005)
その他製造業	0.0176** (0.0068)	-0.023 (0.003)	-0.0289 (0.0054)
電気・ガス・熱供給・水道	0.443** (0.0151)	-0.021 (0.0185)	-0.105 (0.0357)
運輸・通信	0.323** (0.0058)	0.0163 (0.011)	-0.0113 (0.0193)
卸・小売・飲食	-0.029** (0.0038)	-0.0022 (0.0025)	0.0406 (0.004)
AdjR <sup>2</sup>	0.98		
サンプル数	278	278	278
推定方法	WLS	WLS・IV	WLS・IV

注：（ ）内は標準誤差である。

[1]において、\*は5%水準、\*\*は1%水準で有意であることを示す。

[2]、[3]は[1]での組合組織率の推計値を利用した操作変数法での結果である。

産業ダミーはサービス業を基準としている。

推計期間は1984～2002年である。

表4 経営上の都合離職率についての推定結果（操作変数法推定）

被説明変数	組合組織率	経営上の都合離職率	
		(男性)	(女性)
説明変数	[1]	[2]	[3]
定数項	0.214** (0.0202)	0.065 (0.0078)	0.0613 (0.0101)
有効求人倍率	0.0106 (0.0195)	-0.0206 (0.0092)	-0.0033 (0.0117)
組織率の推計値		-0.267 (0.0678)	-0.298 (0.0882)
転職希望率	-0.843** (0.129)		
営業利益率	-0.454* (0.194)	-0.402 (0.0909)	-0.529 (0.129)
産業ダミー			
建設業	0.0574** (0.0037)	0.0229 (0.0046)	0.028 (0.0063)
繊維工業	0.0062 (0.0077)	0.0207 (0.0048)	0.0176 (0.0034)
化学・石油・石炭	0.394** (0.0101)	0.111 (0.0275)	0.131 (0.036)
その他化学	0.0563** (0.0067)	0.02 (0.0047)	0.027 (0.0063)
鉄鋼・非鉄金属	0.429** (0.0105)	0.119 (0.03)	0.135 (0.04)
金属製品	-0.0072 (0.0068)	0.0017 (0.0033)	0.0084 (0.0051)
一般機械・精密機械	0.171** (0.0062)	0.0513 (0.0117)	0.0659 (0.0156)
電気機械	0.256** (0.0052)	0.073 (0.0171)	0.0927 (0.0223)
輸送用機械	0.504** (0.0079)	0.141 (0.0349)	0.165 (0.0459)
食料品	0.0374** (0.007)	0.0133 (0.0039)	0.0227 (0.0044)
その他製造業	0.0369** (0.0058)	0.0151 (0.0036)	0.023 (0.0048)
電気・ガス・熱供給・水道	0.456** (0.0145)	0.133 (0.0343)	0.153 (0.0459)
運輸・通信	0.286** (0.005)	0.0163 (0.011)	0.0945 (0.024)
卸・小売・飲食	-0.0248** (0.0038)	-0.0142 (0.0031)	-0.0155 (0.004)
AdjR <sup>2</sup>	0.993		
サンプル数	120	120	120
推定方法	WLS	WLS・IV	WLS・IV

注：（ ）内は標準誤差である。

[1]において、\*は5%水準、\*\*は1%水準で有意であることを示す。

[2]，[3]は[1]での組合組織率の推計値を利用した操作変数法での結果である。

産業ダミーはサービス業を基準としている。

推計期間は1995～2002年である。



いる。女性についての[3]では係数は負だがその絶対値は小さい。組合は女性の個人的理由離職率を引き下げていないことになる。

表4の第2段階の経営上の都合離職率についての結果を見る。男性についての[2]の組織率の係数は $-0.267$ 、女性についての[3]でのそれは $-0.298$ であり、どちらも標準誤差と比較して十分大きい。組合組織率が10%ポイント上昇すると離職率は男性について約2.7%ポイント、女性について約3%ポイント低下する。これらの数値についてもWLSでの推定値(男性 $-0.0704$ 、女性 $-0.19$ )より絶対値で大きくなる。

その他の変数の影響を見る。表3の[2]、[3]において、有効求人倍率の係数は正で標準誤差と比べて十分大きい。男女とも、一国全体が好況の時には同業他社からも他産業からも良好な外部オファーがあるために、有効求人倍率が上がる時に個人的理由離職率は上昇する。表4の[2]、[3]において、女性に関して係数の絶対値が小さいが、男性に関して係数は負で標準誤差の2倍以上である。男性に関しては不況時に解雇や希望退職が実施されやすい。利益率の影響を見る。表3の[2]、[3]において、男女とも利益率の係数は正で標準誤差の2倍以上である。係数の正の符号は、ミクロのショックである利益率とマクロのショックである有効求人倍率が正の相関を持っているからだろう。特定の企業の利益が上がったときには、その企業の労働条件や企業の存続確率は上昇するので離職が有利にならないと考えるのが普通である。しかし、そのときに同産業他社の労働条件等がより良くなっていれば産業内移動が増えて離職率は上がることもありうる。表4の[2]、[3]において、利益率の係数は負でその絶対値は標準誤差と比べて十分大きい。これは、企業や産業の業績が悪いときに解雇や希望退職が実施されやすいという予想された結果である。

説明変数の内生性を考慮しない推定より操作変数法の適用によって係数の絶対値が大きくなる原因としては、通常、説明変数に測定誤差が存在していた可能性が挙げられる(Griliches and Hausman (1986), Hall and Jones (1999), Miguel, Shanker and Sergenti (2004))。説明変数に測定誤差があ

る場合には係数は過小に推定されるので、適切な操作変数の使用によってその問題が解決されるからである。しかし、組合組織率における単位産業別労働組合員数は悉皆調査(『労働組合基礎調査報告』)からの数値であり、雇用者数も大規模な調査からの数値(『労働力調査報告』)である。このため、測定誤差よりも離職率と組合組織率の定義の不一致という問題が大きいのではないかと考えられる。前者における『雇用動向調査報告』の数値は常用労働者を基準としたものであるが、後者の分母の雇用者はより広い定義の労働者を含んでいる。仮に雇用者数を基準とした離職率のデータが作成できたとすれば、個人的理由離職率の水準は『雇用動向調査報告』のものより高くなり、近年は更に上昇傾向となるのではないかと(経営上の都合離職率についてはなんとも言えない)。もちろん、被説明変数に測定誤差があっても、その部分が説明変数と無相関であれば推定上の問題は生じない。しかし、測定誤差の部分は拡大傾向があると考えられるが、そうすると負のトレンドを持つ組織率と測定誤差の部分は負の相関を持つことになる。 $y^*$ を真の離職率、 $V$ を測定誤差、 $y$ を計測される離職率( $y = y^* - V$ )、 $x$ を組織率、 $U$ を誤差項とすると、真の関係は $y^* = x\beta + U$ 、 $\beta < 0$ 、であり、そのOLS推定量 $b$ は $b = \beta + \Sigma x(U - V) / \Sigma x^2$ となる。離職率から組織率への因果関係が存在すれば、 $x$ と $U$ は負の相関を持ち $b$ は負の方向に偏りを生じ、 $x$ と $V$ が負の相関を持てば $b$ は正の方向に偏りを生じる。しかし、それでも仮に $x$ と $(U - V)$ が全体で正の相関を持っているとすれば、 $b$ は正の方向に偏りを持っていることになる。仮に操作変数としての転職希望率が $(U - V)$ と無相関であれば、操作変数法の適用によって組織率の係数はより小さくなることになる(絶対値は大きくなる)。もちろん、以上の議論は強い仮定のもとでの1つの可能性にすぎない。

また、理論モデルを、労働者の交渉力の離職率への影響と考えれば、組織率は労働者の交渉力のノイズを持った代理変数である。この場合には操作変数法の適用が正当化され、これによって組織率の係数の絶対値が大きくなる事が説明される。

## V ディスカッション

個人的理由離職率は、組合組織率と男性について負の関係を持ち、女性について関係を持たないという結果であった。組合の離職抑制効果に関して、Freeman (1980), Freeman and Medoff (1984) は苦情処理制度の役割を強調する。しかし、日本においては苦情処理制度の役割は大きくないと考えられる(猪木・大橋 (1991))。都留 (2002) はサーベイデータを用いた分析において、組合の離職抑制効果はないと述べている。また、仮にその制度が機能しているのであれば、本稿においての男女の個人的理由離職率に差別的な影響を与えることを説明できなければならない。それらを統合的に説明するために別の要素を考えると、苦情処理制度以外の組合の機能が男女の離職率に差別的な影響を与える可能性と労働者の組合加入や発言が原因でなく結果である可能性がある。前者と関連して、組合が女性の家庭・仕事の両立支援政策にあまり積極的でなかったことも考えられる。脇坂 (2001) によると、30人以上の事業所では女性比率と組合の存在確率の関係は負と報告されている。組合が男性優先の人事施策に協調する可能性と組合企業は男女間賃金格差が小さいために女性の雇用がコスト高となるので採用を控える可能性を挙げており、後者の説明が妥当としている。

しかし、男女の個人的理由離職率への影響の差の説明の後者の可能性もある。本稿では、長期勤続意思や転職希望率が労働者の組合加入行動に影響すると主張した。これは小池 (1983) の「深い内部化」が発言に影響するという主張と関連する(都留 (2002) に解説がある)。技能が高くかつ企業特殊な部分が多い退出コストの高い労働者は、企業に止まり発言をするメリットがあると小池 (1983) は述べる。女性は平均的に「内部化が浅い」と考えられ、退出コストは低く、そして男性より予定勤続年数は短いだろう。それによって、組合の長期的な便益の部分を獲得できないため組合の加入意思が低くなる。このように、女性に関する結果は小池 (1983) の議論で説明可能である。

本稿の男性に関する操作変数法推定は、組織率の内生性の問題に十分対処できていないのかもしれない。

操作変数法による分析によると、男女とも組合は解雇や希望退職を阻止しているという結果であった。しかし、希望退職に関して、組合がそれを阻止するより希望退職の条件を改善するほうに尽力しているという可能性もある。中馬 (1994) によると、組合が希望退職を阻止した例としては77年のオークマ、74年の東洋紡(募集人数の削減)、条件を改善した例としては76年の安川電機、72年の井関農機、79年のNKK、86年の石川島播磨重工業、81年の日本製紙であった。逆に、神谷 (1983) では、ある重電メーカーの2度の希望退職募集(76年、78年)で、組合がその条件の改善は要求せず、その撤回を迫ったが実現できなかったことを報告している。IVで述べたように、男性に関してのWLS推定での組合の経営上の都合離職率への効果は頑健ではない。男性が比較的希望退職に応じている可能性もある。野田 (2005) において、組合企業でも赤字期には雇用調整速度が速くなっている。アンケート調査データを用いた野田 (2006) の研究においても、1994~98年に経常赤字を経験した大企業で、組合のいくつかの発言・経営参加変数が人員整理の確率を上昇させることが示されている。

女性の経営上の都合離職率への組合の効果は定性的に頑健である。女性に関しては、希望退職の募集は高年齢の労働者が対象となるので、平均的に年齢が低い女性労働者はその対象となりにくいだろう。また、『労働経済動向調査報告』によると、90年代半ばには「希望退職者の募集・解雇」より「臨時・季節・パート労働者の再契約停止・解雇」を実施する企業の比率が高かったが、99年以降はそれらがほとんど変わらなくなっている。後者の中で女性のパートの解雇がどれだけの比率で含まれているのかわからないが、正社員より非正社員の役割が小さいとは必ずしも言えないので、99年以降に組合が男性の常用労働者より女性のパートの人員削減に何らかの異なった影響を与えたのかもしれない。

## VI 結 び

本稿では労働組合の離職率への効果について、産業別のパネルデータを使って分析を行った。組合組織率が内生変数であるために、転職希望率を操作変数として用いた推定の結果、以下の事実が判明している。

- ① 組合組織率が10%ポイント上昇すると男性の個人的理由離職率は約1.4%ポイント低下する。
- ② 組合組織率が上昇しても女性の個人的理由離職率は低下しない。
- ③ 組合組織率が10%ポイント上昇すると、1995～2002年の不況期において男性の経営上の都合離職率は約2.7%ポイント低下する。
- ④ 組合組織率が10%ポイント上昇すると、1995～2002年において女性の経営上の都合離職率は約3%ポイント低下する。

最後に、今後の課題を述べる。①に関しては、少なくとも定性的には頑健な結果である。しかし、Vで論じたように、組合組織率や発言が原因でなく結果である可能性は残されている。変数間の真の原因と結果を識別するためには(自然)実験データを用いなければ困難である。そのために、組合が設立された企業のみサンプルで、その前後の離職率やその他の労働条件を比較するようなイベントスタディーも1つの方法だろう<sup>10)</sup>。

また、操作変数法の適用により組織率の係数の絶対値が大きくなる理由も判明していない。

本稿では組合以外の従業員組織と離職率の関係は分析できていない。菅野(1996, p.239)によると、労働協約の大部分は、企業と組合の間の団体交渉によってではなく、組合がなくても意見交換が可能な労使協議によって形成されている。しかし、富田(1993)によると、組合がない企業においては従業員組織があってもなくても離職率は変わらないという結果であった。都留(2002)においても、組合ダミー、従業員組織ダミーは離職率に有意な負の影響を与えていない。

\*本誌レフェリーに適切な論文改訂の方向性を示していただいた。感謝申し上げます。

- 1) Freeman and Rebeck (1989)によると、日本の組織率の低下は新規事業所での組織化ができないことによるとしている。また、組合員数のストック・フローの計算によると、近年ではそれに加えて、既存の組合員の減少の影響も大きい(中村(2005))。Acemoglu, Aghion and Violante (2001)では、アメリカ、イギリスに関して、高スキル労働者の賃金評価が上昇したことにより、非組合部門(例えば、ソフトウェア産業)への就職の増加と組合部門(製造業)から非組合部門への高スキル労働者の移動により組織率が低下するようなモデルが提示されている。
- 2) MaCurdy and Pencavel (1986)の実証研究は、right to manage モデルより効率的交渉モデルのほうがデータと整合的であることを示している。
- 3) 調整速度が単純な組織率の関数と仮定して推計した研究としてBurgess (1988)がある。
- 4) 都留(2002)にこの仮説の詳しい説明がある。都留(2002)が指摘するようにこの仮説における退出の役割は明確でなく、Nash交渉のように労働者の外部オプション(退出)の価値が組合の交渉力(発言力)を決定するという考え方ではない。
- 5) 都留(2002)ではいくつかの労働条件変数(賃金、退職金、労働時間等)への組合ダミーの影響を分析している。橋木・野田(1993)では組合の有無から発言力への効果、発言力から労働条件(所定内労働時間、有給休暇取得日数)への効果、発言力や労働条件から離職率への効果を分析している。
- 6) 例えば、Jakubson (1991)の組合の賃金効果の研究においても、プールデータでは組合の効果は20%だが、個人効果を除去した計測ではそれは5～8%に低下する。
- 7) 化学工業・石油製品・石炭製品、その他の化学諸工業、食料品・飲料・たばこ・飼料、その他の製造業の雇用者数と転職希望率については総務省統計図書館のマイクロフィルムとCD-ROMから入手した。
- 8) 参考に、全サンプル、加重最小二乗法で固定効果モデルと変量効果モデルのHausman検定を行ったところ、固定効果モデルが5%水準で採択されたのは女性の個人的理由離職率のみで、男女の経営上の都合、男性の個人的理由離職率においては変量効果モデルが採択された。後者3つのケースにおいては説明変数と観察されない効果の間に相関がないことを示しているが、本稿のような産業別の集計データにおいて確率的な定数項を事前的に仮定することは難しいので、固定効果モデルを用いる。
- 9) 村松(1984)、富田(1993)と同様実質賃金を説明変数に加えた推計も行い、男女とも有意に個人的理由離職率を引き下げるという結果であった。また、整理解雇について、高齢の高賃金労働者をその対象とすることが判例で是認されているという(『労政時報』(第3379号(1998年12月18日) p.45)。男女とも高い実質賃金は経営上の都合離職率を上昇させるという結果であった。
- 10) しかし、『労働組合活動実態調査報告』(平成13年)によると、ユニオンショップ協定のある労働組合の割合は、産業計(75.9%)、製造業(85.1%)、電気・ガス・熱供給・水道業(98.1%)、卸・小売・飲食業(79.8%)、金融・保険・不動産業(86.1%)、サービス業(37.1%)であり、オープンショップの割合は小さいので労働者の加入・非加入の選択の余地は大きくない。

11) 組合投票の前後での賃金変化の研究としては DiNardo and Lee (2004) がある。

#### 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。

神谷拓平 (1983) 「経営危機における労使関係の転換——過渡期の諸問題」日本労働協会編『80年代の労使関係』日本労働協会。

小池和男 (1983) 「序説 ホワイトカラー化組合モデル——問題と方法」日本労働協会編『80年代の労使関係』日本労働協会。

菅野和夫 (1996) 『雇用社会の法[補訂版]』有斐閣。

橋本俊詔 (1993) 「労働組合参加率低下の社会経済的背景」橋本俊詔・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。

橋本俊詔・野田知彦 (1993) 「賃金、労働条件と労働組合」橋本俊詔・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。

中馬宏之 (1994) 『検証 日本型「雇用調整」』集英社。

都留康 (2002) 「労使関係のノンユニオン化」東洋経済新報社。

富田安信 (1993) 「離職率と労働組合の発言効果」橋本俊詔・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) 「縮む労働組合」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』到草書房。

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。

野田知彦 (1997) 「賃金構造と企業別労働組合」『日本経済研究』No. 35, 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, pp. 317-26。

野田知彦 (2002) 「労使関係と赤字調整モデル」『経済研究』No. 53, pp. 40-52。

野田知彦 (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』到草書房。

野田知彦 (2006) 「解雇と労使協議、経営参加」『日本労働研究雑誌』No. 556, pp. 40-52。

村松久良光 (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。

脇坂明 (2001) 「仕事と家庭の両立支援制度の分析——「女子雇用管理基本調査」を用いて」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』東京大学出版会。

Acemoglu, D., P. Aghion, and G. L. Violante (2001) "Deunion-

ization, Technical Change and Inequality," *Carnegie-Rochester Conference Series on Economic Policy*, pp. 229-64.

Booth, A. L. (1995) *The Economics of the Trade Union*, Cambridge University Press.

Burgess, S. M. (1988) "Employment Adjustment in the UK Manufacturing," *Economic Journal*, pp. 81-103.

DiNardo, J. and D. S. Lee (2004) "New Unionization on Private Sector Employers: 1984-2001," *Quarterly Journal of Economics*, pp. 1383-441.

Freeman, R. B. (1980) "The Exit-Voice Tradeoff in the Labor Market: Unionism, Job Tenure, Quits, and Separations," *Quarterly Journal of Economics*, pp. 643-73.

Freeman, R. B. and J. L. Medoff (1984) *What Do Unions Do?*, Basic Books.

Freeman, R. B. and M. E. Rebeck (1989) 「支柱が揺れる? 低下する日本の労働組合組織率」『日本労働協会雑誌』No. 361, pp. 2-18.

Griliches, Z. and J. A. Hausman (1986) "Errors in Variables in Panel Data," *Journal of Econometrics*, pp. 93-118.

Hall, R. E., and C. I. Jones (1999) "Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others?," *Quarterly Journal of Economics*, pp. 83-116.

Jakubson, G. (1991) "Estimation and Testing of the Union Wage Effect Using Panel Data," *Review of Economic Studies*, pp. 971-91.

Lookwood, B. and A. Manning (1989) "Dynamic Wage-Employment Bargaining with Employment Adjustment Costs," *Economic Journal*, pp. 1143-58.

MacCurdy, T. E. and J. H. Pencavel (1986) "Testing between Competing Models of Wage and Employment Determination in Unionized Markets," *Journal of Political Economy*, pp. 3-39.

Miguel, E., S. Shanker and E. Sergenti (2004) "Economic Shocks and Civil Conflict: An Instrumental Variables Approach," *Journal of Political Economy*, pp. 725-53.

Nickell, S. J. (1986) "Dynamic Models of Labour Demand," Ashenfelter, Orley and Richard Layard eds. *Handbook of Labour Economics*, North-Holland.

Wooldridge, J. M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.

〈2006年2月1日投稿受付, 2007年6月8日採択決定〉

とだて・みつなり 千葉商科大学非常勤講師。主な論文に「日本における失業率の地域間格差とその持続性について」(『一橋論叢』, 1999年)。マクロ経済学, 労働経済学専攻。