

## 労働組合組織率低下と賃金設定

山上俊彦\*

### 要旨

日本における労働組合組織率は第1次石油危機以後、低下傾向を示し続けている。低下要因については、これまでも様々な説が提起されたが、十分なものであったとは言えない。本論では、過去の研究結果を概観するとともに、直近までのデータを用いた再検証を行った。次に、労働組合加入の意思決定と賃金設定が同時決定される労働組合モデルを紹介するとともに、計量分析を用いた両者の関係についての実証分析を行い、組織率低下要因を検討した。その結果、第一次石油危機とバブル崩壊が労働組合の組織化行動の転機となっていることが判明した。

キーワード：労働組合組織率，第一次石油危機，バブル崩壊，産業構造，就業構造，制度的要因，新規組織率，縮小・廃止，労働組合需要，賃金設定

### はじめに

労働者が個人で経営者と労働条件について交渉することは難しい。そのため、労働者には団結権・団体交渉権・争議権が保障されている。使用者と労働者が賃金や勤労条件に関して対等に交渉するためには、労働組合が必要とされる。また、労働組合は職場協議等を通して円滑な労使関係を維持することに重要な役割を担っている。しかしながら、日本の労働組合組織率は低下の一途を辿っており、労働組合員数も減少しているのが実情である。

労使交渉における労働組合の交渉力を規定するのは労働組合員数である。同一の行動目的を保有する組合員数が多くなれば、労使交渉における交渉力が向上して、労働組合の地位は向上する。

但し、雇用者数が増加する局面においても、労働組合員数の増加率が低く、労働組合組織率が低下している場合があり、労働組合員数のみを交渉力の指標とすることには問題がある。そのた

---

\* 日本福祉大学経済学部教授

本論は、筆者が住友生命総合研究所在籍時に秋山寛暢氏と共同で執筆を担当した「住友生命総合研究所(2003)『2003年春闘はベア・ゼロ、定昇抑制。(春闘賃上げ率予測)』における考察を基に展開している。論文の内容を利用することについては、住友生命総合研究所及び秋山寛暢氏の承諾を頂いた。ここに謝意を示すものである。

め、時系列的分析を行う場合、あるいは国際間の比較を行なう場合には労働組合組織率を交渉力の指標として用いるのが適切であるとされている<sup>1</sup>。労働組合組織率は、北欧を除く欧米先進諸国においても、1975年以降、低下傾向が見られることは共通している。特に顕著な低下が見られるのは米国である。

労働組合組織率の低下要因を検証することは今後の労使関係や賃金問題を考える上で重要な課題である。これまでも、労働組合組織率低下要因については、様々な観点から考察されてきたところである。

本論では、1で日本の労働組合組織率の現状を説明する。2でこれまでの労働組合組織率低下に関する研究を概観し、3で再検証する。4で労働者の効用最大化から導出されたBooth等の労働組合モデルを紹介するとともに、5で計量分析による実証を試みる。

## 1. 日本の労働組合組織率の現状

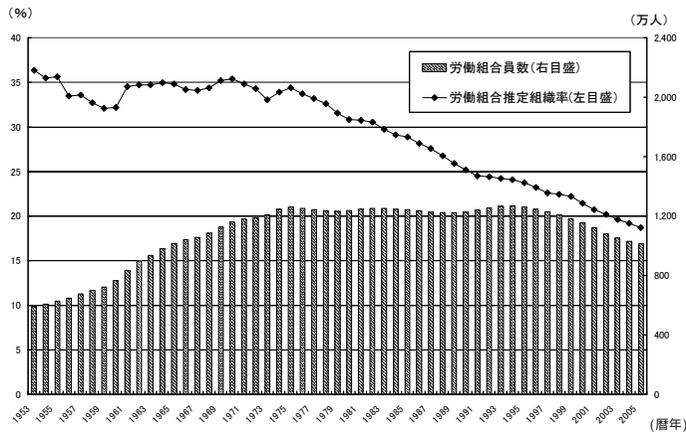
労働組合員数は、「労働組合基礎調査」（厚生労働省）において毎年6月時点の数値が調査されている。同調査では、単位労働組合員数は1947年以降、単一労働組合員数は1953年以降の数値が利用可能である。労働組合員数全体の推移を見る場合には、単一労働組合員数を用いることが一般的である<sup>2</sup>。また、労働組合推定組織率は、労働組合員数を「労働力調査」（総務省）の6月時点での雇用者数で割ることで求められる。

単一労働組合員数とそれを基に算出された労働組合推定組織率の推移は図1に示すとおりである。この図から1975年頃までは、労働組合推定組織率は35%程度でほぼ安定していたが、1975年以降、低下傾向を示すようになったことがわかる。1983年には30%台を割り込み、2003年時点で20%台を割り込んだ。

労働組合員数については、1975年までは順調に増加し、1973年には1,200万人を超えたものの、その後は横這いとなっている。1995年からは労働組合員数が減少を始めており、1999年には1,100万人台、2002年には1,000万人台となった<sup>3</sup>。

日本の労働組合組織化行動の転機となったのは、1973年の第一次石油危機と1991年の「バブ

- 
- 1 労働組合組織率の国際比較に関してはEbbinghaus and Visser (1999), Checchi and Visser (2005), Visser (2006)を参照。Visser (2006)は、労働組合員数の調査方法は国によって異なるため、厳密な国際比較には数値修正が必要であることを指摘している。
  - 2 同調査において「単位労働組合に関する統計表」とは、単位組織組合及び単一組織組合の最下部組織である単位扱組合をそれぞれ1組合として集計した結果表であり、産業、企業規模別等の集計にはこれが使用されている。「単一労働組合に関する統計表」とは、単位組織組合及び単一組織組合の本部をそれぞれ1組合として集計した結果表であるが、この場合の労働組合員数は、独自の活動組織をもたない労働組合員（非独立組合員）を含んで集計するため、単位労働組合員数よりも多くなる。
  - 3 単位労働組合員数から求めた1947～1952年間の労働組合推定組織率は40%を超える水準であり、一時は50%を超えていた。



注：労働組合員数は単一労働組合員数である。

労働組合推定組織率 (%) = (単一労働組合員数/6月の雇用者数) × 100

資料：「労働組合基礎調査」(厚生労働省), 「労働力調査」(総務省)

図1 労働組合推定組織率の推移

ル崩壊」であると考えられる。労働組合推定組織率が1975年以降、低下傾向を辿った直接的な要因としては、雇用者数が増加したにもかかわらず、労働組合員数が増加しなかったことが挙げられる。1995年以降の労働組合員数の低下要因としては、雇用者数の伸び悩みあるいは減少といったことがある。

労働組合員数停滞の背後には、1973年の第一次石油危機に伴う雇用調整の実施、産業構造の変動、高度経済成長が終焉を迎えて潜在成長率が低下したといった事情があったことが想定できる。早房(2004)は、労働組合幹部からの聞き取り結果として、日本の労働組合は企業別組合を基本としているが、労働組合員が正社員に限定されているために、労働者の雇用維持よりも「企業生き残り」を目標にする傾向が第一次石油危機後に強まったことを指摘している。

制度的要因が労働組合組織率に影響を与えたことも考えられる。第一次石油危機の発生後の1975年には従来の失業保険が雇用問題全体を扱う雇用保険へと拡大した。そのため失業給付のみならず、雇用調整助成金の交付により失業発生を未然に防ぐ手段が採られるようになった。雇用調整助成金は、その後も積極的労働市場政策において重要な位置を占めている。また、失業給付についてもその後、制度改正がなされてきたところである<sup>4</sup>。

また、1975年頃には「客観的に合理的な理由を欠き、社会通念上相当であると認められない場合は解雇権の濫用であり解雇は無効である」とみなす判例が確立した。さらに、企業の厳しい雇用調整に対して、整理解雇に当たっては解雇回避の努力義務等4要件を満たすことが判例とし

4 2001年4月の改正では失業手当の給付期間が変更され、2003年5月の改正では給付期間と支給額についての変更がなされた。

て確立された<sup>5</sup>。

このように失業保険制度が拡充されること、解雇抑制方針が出されることは労働組合の雇用保障機能に対する需要を低下させて、労働組合組織率を低下させることになると考えられる。

1991年の「バブル崩壊」後の長期不況下において、企業行動が変化したことが労働組合組織化行動に影響を与えたと考えられる。「21世紀を切り拓く連合の挑戦」<sup>6</sup>では連合組合員数の減少要因と連合の対応について述べられている。その中で、組合員数の減少は、大企業の分社化、製造拠点の海外移転等が大手製造業を中心に発生していること、パートタイマーや派遣労働者の増加や下請け、系列企業での未組織化等が要因であることが指摘されている<sup>7</sup>。さらに、分社化されると、新規雇用者は労働組合に加入しないこと<sup>8</sup>、自動車会社では部品メーカーや販売会社の統合により組合員が減少したこと<sup>9</sup>が指摘されている。さらに、連合幹部が過去においてユニオン・ショップ協定により組織人員の増加が図られたために組織拡大に能動的に取り組んでこなかった面があることを認めつつも<sup>10</sup>、連合が派遣労働者やパートタイマーの組織化、分社子会社での支援等に取り組み始めたことが示される。

「労働組合基礎調査」において、新設組合員数は1956年以降の数値が利用可能である<sup>11</sup>。新規組織率は（実質的新設組合員数/6月の雇用者数）×100として表される<sup>12</sup>。

新規組織率の推移は図2に示されるとおりである。新規組織率は1961年以降、基本的に低下傾向にあることが分かる。但し、1970年代後半までの減少は急であり、その後は0.2%程度で推移している。

Freeman and Rebeck (1989) 及び都留 (2002) の議論に従うと、新規組織率が継続的に低下すれば、既存労働組合が縮小・廃止されることを考慮すると、労働組合組織率は低下傾向を辿る可能性が高い。労働組合組織率の低下は1975年以降、顕著なものとなったが、それは突然に始まったものではなく、1961年以降すでにその萌芽は観察されていたということである。このことは、1975年以降に既存労働組合の改廃や未組織の職場が増加した可能性を示唆している。

「労働組合基礎調査」では、産業別は1970年以降、企業規模別は1970年以降、男女別は1983年以降、就業形態別（パートタイム雇用者）は1990年以降について、単位労働組合員数が調査

5 日本食塩製造事件（最高裁昭和50年4月25日第二小法廷判決）、高知放送事件（最高裁昭和52年1月31日第二小法廷判決）、東洋酸素事件（東京高裁昭和54年10月29日判決）

6 日本工業新聞2003年10月21日～2004年2月24日の間に20回に亘って連載された。

7 日本工業新聞同連載（2003年11月11日）における高橋均氏談

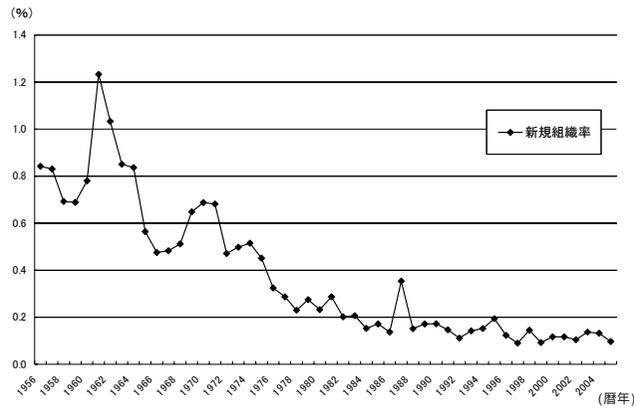
8 日本工業新聞同連載（2003年11月25日）

9 日本工業新聞同連載（2003年12月2日）における加藤裕治氏談

10 日本工業新聞同連載（2003年12月2日）における古賀伸明氏談

11 「労働組合基礎調査」では、労働組合の新設には「実質的新設」と「形式的新設」がある。「形式的新設」は組織の変更等に伴う新設であり、これに対して「実質的新設」とは事業所の新設・拡張による新設や労働条件の向上のための新設等がある。この場合の労働組合員数は単位労働組合員数である。

12 新規組織率の定義はFreeman and Rebeck (1989) 及び都留 (2002) に従った。



注：新規組織率 = (実質的新設組合員数/6月の雇用者数) × 100  
 資料：厚生労働省「労働組合基礎調査」、総務省統計局「労働力調査」

図2 労働組合新規組織率の推移

されている。産業構造，企業規模構造，就業構造といった構造変動要因が労働組合推定組織率にどの程度影響を与えているかをみるために，これらの要因別に労働組合推定組織率をしてみる。

産業別の労働組合推定組織率は表1に示される。但し，産業別の労働組合員数は，2003年からは新産業分類で集計されているために数値を接続できない。また雇用者数の構成比率が低い産業については省略している。

労働組合推定組織率は製造業，運輸・通信業，公務で比較的高く，卸売・小売業・飲食店，サービス業で低い。このことは第3次産業比率が上昇することで労働組合組織率が低下することを意味している。但し，経年変化で見ると，労働組合推定組織率はいずれの産業も2000年時点では1970年時点と比較して低下している。

企業規模別の労働組合推定組織率は表2に示される。労働組合組織率は，従業員数1,000人以

表1 産業別労働組合組織率の推移

暦年	建設業		製造業		運輸・通信業		卸売・小売・飲食店		サービス業		公務	
	組織率 (%)	構成比率 (%)	組織率 (%)	構成比率 (%)	組織率 (%)	構成比率 (%)	組織率 (%)	構成比率 (%)	組織率 (%)	構成比率 (%)	組織率 (%)	構成比率 (%)
1970	25.0	8.8	38.0	34.9	63.9	9.7	9.7	18.4	26.2	16.8	65.6	4.9
1980	16.2	10.8	34.7	28.8	61.9	8.1	10.4	20.9	23.0	19.8	69.1	5.0
1990	17.5	9.9	29.4	27.6	47.7	7.2	10.1	21.6	16.6	23.5	69.2	3.9
2000	19.8	9.9	28.0	22.7	37.3	7.4	9.1	22.5	12.6	27.7	61.7	3.9

注：組織率は労働組合推定組織率，構成比率は雇用者数構成比率である。

労働組合推定組織率 = (単位労働組合員数/6月の雇用者数) × 100，労働組合員数は，全産業も単位労働組合員数を用いて算出した。

資料：厚生労働省「労働組合基礎調査」、総務庁「労働力調査」

表 2 企業規模別労働組合組織率の推移

暦年	従業員 1,000 人以上		従業員 100～999 人		従業員 99 人以下	
	組織率 (%)	構成比率 (%)	組織率 (%)	構成比率 (%)	組織率 (%)	構成比率 (%)
1970	67.2	21.9	35.1	25.1	3.1	52.9
1980	64.2	21.3	32.2	21.7	2.7	57.0
1990	61.0	24.0	24.0	21.4	2.0	54.7
2000	54.2	25.1	18.8	20.4	1.4	54.5
2005	47.7	27.3	15.0	19.8	1.2	52.9

注：定義及び資料は表 1 に同じ。但し、労働組合員、雇用者いずれも公務員、公企業を除外している。

表 3 女子雇用者、パートタイム雇用者労働組合組織率の推移

暦年	男子雇用者		女子雇用者		正規雇用者		パートタイム雇用者	
	組織率 (%)	構成比率 (%)	組織率 (%)	構成比率 (%)	組織率 (%)	構成比率 (%)	組織率 (%)	構成比率 (%)
1985	32.4	64.1	22.0	36.9				
1990	29.1	62.0	18.3	38.0	28.5	87.1	1.5	12.9
2000	22.5	59.9	14.9	40.1	25.6	81.1	2.6	18.9
2005	22.9	58.4	12.4	41.6	22.7	78.4	3.3	21.6

注：定義及び資料は表 1 に同じ。なお、パートタイム雇用者とは過労働時間 35 時間未満の雇用者であり、1985 年のパートタイム雇用者の労働組合員数は未調査である。

上の企業では 1990 年時点までは 60% を超えていたように高いが、従業員数 99 人以下の企業では 3% 以下であり殆ど組織化されていないと言える。また、経年変化を見ると、いずれの企業規模においても労働組合推定組織率は低下傾向を示している。雇用者構成比率では従業員数 1,000 人以上の企業の比率が上昇し、100～999 人の企業の比率が低下し、99 人以下では安定している。

男女別と就業形態別については表 3 に示される。女子の労働組合推定組織率は男子よりも低く、雇用者構成比率は上昇している。パートタイム雇用者の労働組合推定組織率は非常に低く殆ど組織化されていないが、最近のパートタイム雇用者組織化の動きを受けて水準自体は上昇しつつある。パートタイム雇用者構成比率は、上昇を続けており、2005 年 6 月時点では雇用者の 21% がパートタイムである。

ここで示したデータは、サービス化の進展といった産業構造の変動が労働組合推定組織率を低下させたことを示している。また、女子雇用者比率やパートタイム雇用者比率の上昇はサービス化の進展と密接に関連していると考えられる。

## 2. 労働組合組織率変動要因に関するこれまでの議論

労働経済学の分野においては、労働組合組織率は外生的に決定され、それが賃金等に与える影響を資源配分の観点から論じる場合が多い。これは欧米において労働組合がクローズド・ショッ

プ制のもとで運営される場合が多かったことに起因している<sup>13</sup>。

しかしながら、欧米諸国においても労働組合組織率が低下傾向にあることは事実であり、変動要因について考察を加える必要性が高まった。こうしたことから、労働経済学のみならず労働社会学の観点からも労働組合組織率に関して考察が加えられるようになった。

労働組合組織率の変動に関する経済学的接近方法としては、労働組合の行動をモデル化し、計量分析による実証分析を行うことが考えられる。

Bain and Elsheikh (1976) によれば、労働組合組織率を内生変数として取り扱うようになった先駆的研究は Hines (1964) であり、Ashenfelter and Pencavel (1969) や Sharpe (1971) が続いている。これらの論文では、労働組合組織率の前年差を被説明変数として、失業率や物価上昇率の影響を検証している。

Bain and Elsheikh (1976) のモデルはこれらの実証分析に改良を加えたものである。Bain and Elsheikh (1976) は、次のような定式化を行う。

$$T = f(P, W, U, U, D) \dots\dots\dots$$

ここで、T：労働組合員数、P：消費者物価指数、W：貨幣賃金変動率、U：失業率、D：労働組合組織率、 $\Delta$ ：変化分である。1893～1970年の英国について検証したところ、このモデルの説明力が高いことが判明した。また、それまでの実証分析結果を再検証して、労働組合組織率変動の主要因は景気変動であるとしている。

Checchi (2000) は、欧州諸国の労働組合組織率低下の要因について構造方程式ではなく、時系列分析を用いたエラーコレクションモデルの推定を試みている<sup>14</sup>。また、Checchi (2000)、Checchi and Lucifora (2002) では、欧州諸国のデータをプールしたクロスセクション分析も行われている。その結果、景気変動要因として消費者物価上昇率や失業率が影響を与えているが、国によってその方向が異なっていること、欧州14ヶ国における労働組合組織率の相違は、失業率、物価上昇率、制度的要因で相当部分を説明できることを示している。

Checchi (2000) は欧州の労働組合組織率低下に関する研究成果のサーベイから、労働組合組織率変動要因を、景気変動要因、構造要因、制度的要因の3つに分類できるとしている。

Checchi (2000) は、景気変動要因として失業率や消費者物価上昇率をあげている。景気拡大期には賃金引上げ要求がなされるが景気後退期には経営者の交渉力が高まるため、失業率は一般的に労働組合組織率にマイナスの影響を与えることが多いことを指摘している。但し、労働組合が失業者救済を行う場合や、景気後退時の雇用確保を目指すのであれば労働組合組織率に失業率はプラスの影響を与えようことを指摘している。また、消費者物価指数が上昇すると労働者は実質賃金水準を維持するための保険として労働組合に加入するとしている。

13 Blanchflower (1996), Blanchflower (1997), Lindbeck and Snower (1988)

14 Checchi (2000) においては、労働組合組織率関数をエラーコレクションモデルの展開から得られる。この定式化からは、Bain and Elsheikh (1976) の式とほぼ同一の式が得られている。

また、Checchi (2000) は、構造要因として産業別雇用者構成、雇用者の年齢別構成、男女構成、パートタイム雇用者比等の変動等をあげている。労働組合の中核となる製造業雇用者や男子雇用者の比率が組合組織率に影響を与えること、労働組合を組織するのが難しいパートタイム雇用者比率の上昇は低下要因であるが、これは労働市場の柔軟性を示す制度的要因であるとも解釈できることを指摘している。

さらに Checchi (2000) は制度的要因として雇用保険といった失業者に対する援助、解雇規制等の雇用者保護等を挙げている。失業者に対する援助が整備されている状況下や、解雇規制が強いと労働組合組織率は低下し、賃金交渉の集権度が高いと、労働組合組織率は上昇すると指摘している。

Freeman and Medoff (1984) は、米国においても、構造的要因として組織率の低い女子雇用者比率の上昇が労働組合組織率低下要因として指摘されることが多いことに対して、労働組合に対する支持率等の態度は男女で差異がないことから、労働組合組織率の低い産業、職種、企業に女子が就業する傾向が高いことが男女間格差につながっていると指摘している。また、Freeman and Medoff (1984) は、ホワイトカラーがブルーカラーよりも労働組合組織率が低いことについて、ホワイトカラーが雇用主よりも職業に帰属意識を持っていること、ブルーカラーの労働組合運動による賃上げがホワイトカラーに波及しにくいことを指摘している。

Booth (1986) もまた、ホワイトカラーが管理職的思考・意識の持ち主である傾向が強いため労働組合組織率が低いことを指摘している。但し、Freeman and Medoff (1984) はホワイトカラー比率が高くても労働組合組織率の高い国が存在することから、構造的要因で労働組合組織率低下を説明することは、「技術官僚的説明」<sup>15</sup>であると指摘している。

日本における1975年以降の労働組合推定組織率の低下要因については、これまでも分析が行われてきた<sup>16</sup>。都留(2002)が指摘しているように当初は産業構造変動の与える影響に重点が置かれていたが清水(1984)、徳本(1987)、伊藤・武田(1990)等の旧労働省関係者による分析では、産業構造変動は組織率低下の約1/4を説明するに過ぎない。(都留(2002) p.55~58 参照)。

都留(2002)において紹介されているように、Freeman and Rebeck (1989) による、要因相互の重複計算を避けるための入れ子型(nested)構造要因分析によれば、産業構造変動に女子雇用者比率、臨時雇用者比率、パートタイム雇用者比率の上昇といった就業構造の変動を加えても組織率低下の34%、その他の要因を追加しても最大44%を説明するに過ぎないとされている。そのため、Freeman and Rebeck (1989) は、構造要因分析に替わるものとして、新規組織率と

15 島田・岸訳による。

16 第2節の以下の部分及び第3節の記述に当たっては、都留(2002)の第3章『労働組合組織率はなぜ低下したか - 先行研究の批判的評価』における関係論文の分類を参照した。

組織率のストック・フロー関係式を展開し、シミュレーションを行って、新規組織率の低下で組織率低下の約 2/3 を説明できることを示した（都留（2002）p.59～61 参照）。

橘木（1993）や都留（2002）は、Freeman and Rebeck（1989）の貢献を評価する一方で、非正規雇用の増加といった就業構造の変動が新規職場における組織化の停滞と両立しうることから、両者は表裏一体の関係にある可能性を指摘している。

### 3. 労働組合組織率低下要因の再検証結果

ここではまず、旧労働省関係者の用いた分析手法に基づき、2005 年までのデータを用いた構造要因分析を行なった。

まず、清水（1984）等によれば、労働組合員数の雇用者数弾性値は次式で求められる。

$$= (U/U)/(L/L) \dots\dots\dots$$

同じく、清水（1984）等によれば、労働組合組織率低下の産業構造変動要因を分析するための手法は次のようになる（都留（2002）P.56 参照）。

$$(U/L) = (Li/L) \cdot (Ui/Li) + (Li/L) \cdot (Ui/Li) + (Li/L) \cdot (Ui/Li) \dots$$

ここで i は各産業を示している。この式の左辺は労働組合組織率の変化分、右辺の第一項は産業構造変動効果、第二項は産業内組織率変動効果、第三項は交絡効果をそれぞれ示している。

産業構造変動効果とは、個別産業の労働組合組織率を基準時点で固定した場合に雇用者構成比率の変動によって説明できる効果である。産業内組織率変動効果とは、個別産業の雇用者構成比率を基準時点で固定した場合に各産業の労働組合組織率の変動によって生じる効果である。交絡効果は、産業構造変動と産業内組織率変動の 2 要因が絡まった効果であるが、通常は無視できる程に小さい。

式に基づいて全産業についての労働組合員数の雇用者数弾性値をまとめたのが表 4 である。労働組合員数の雇用者数弾性値がプラスの場合は雇用者数が増加したときに労働組合員数が増加していることを、マイナスの場合は雇用者数が増加しても労働組合員数が減少していることを意味している。但し、弾性値がプラスの場合でも、1 より小さい場合、労働組合推定組織率は低下する。

全産業で弾性値の推移をみると、1960～1970 年の間は 1 を上回っており労働組合推定組織率上昇期であったことがわかる。1975～1995 年の間の弾性値は -0.2～0.3 の間であり、労働組合員数は横這いであるが労働組合推定組織率は低下したことが示される。1995 年以降についてはマイナスであるとともにも絶対値は非常に大きくなっており労働組合員数の急激な

表4 弾性値計測の結果

暦年	弾性値
1950-1955年	0.19
1955-1960年	0.65
1960-1965年	1.46
1965-1970年	1.12
1970-1975年	0.74
1975-1980年	-0.20
1980-1985年	0.09
1985-1990年	-0.08
1990-1995年	0.29
1995-2000年	-6.75
2000-2005年	-18.69

注：ここで用いた労働組合因数は単位労働組合員数である。  
資料：厚生労働省「労働組合基礎調査」、総務庁「労働力調査」

表5 弾性値計測の結果

暦年	建設業	製造業	運輸・通信業	卸売・小売・飲食店	サービス業	公務
1970-1975年	-0.21	-2.04	-	2.05	0.94	0.86
1975-1980年	0.18	-4.16	-0.49	0.53	0.35	-1.95
1980-1985年	-0.94	0.18	-12.77	1.24	0.14	0.35
1985-1990年	0.50	-0.32	-1.80	0.57	0.07	3.39
1990-1995年	1.61	0.37	-0.29	1.10	0.13	0.09
1995-2000年	0.15	1.69	-2.63	-1.52	-0.21	1.20

暦年	従業員 1,000人以上	従業員 100～999人	従業員 99人以下	男子	女子	正規雇用者	パートタイム 雇用者
1970-1975年	1.52	-2.95	0.79	-	-	-	-
1975-1980年	-17.83	0.01	0.12	-	-	-	-
1980-1985年	1.05	0.14	-0.72	-	-	-	-
1985-1990年	0.50	0.07	-0.83	-0.15	-0.001	-	-
1990-1995年	0.68	0.01	-1.10	0.20	0.45	0.38	2.08
1995-2000年	14.85	-4.86	-74.14	20.32	-2.69	5.14	2.15
2000-2005年	5.99	-1.56	7.34	7.02	-3.18	5.28	2.92

資料：厚生労働省「労働組合基礎調査」、総務庁「労働力調査」

減少と労働組合推定組織率の急激な低下がともに生じたことが示される。

以上から労働組合推定組織率は、経済成長率が高い間は上昇傾向を示すこと、石油危機あるいはバブル崩壊といった衝撃が加わった場合に低下傾向を強めることが分かる。

次に弾性値を産業別、企業規模別、男女別、就業形態別に見てみたのが表5である。産業別では1970～2000年の間について算出している。第一次石油危機直後の1975～1980年についてみると、製造業では-4.16と大きくマイナスとなっている。この期間の製造業の雇用者数は増加していることから労働組合員数が減少する要因が働いたことが考えられる。1995～2000年の間は1.69であるが、この期間は雇用者数が減少している。

企業規模別では、1970～2005年の間について算出している。従業員数1,000人以上では、1975～1980年の間で-17.83と大きくマイナスとなっている。この期間の従業員数1,000人以上企業での雇用者数は増加していることから労働組合員数が減少する要因が働いたと考えられる。また、1995～2000年、2000～2005年の間はそれぞれ14.85、5.99と大きな値となっている。この期間、従業員数は減少しているため、それ以上に労働組合員数が大幅に減少した。

従業員数100～999人については、1995～2000年、2000～2005年の間はそれぞれ-4.86、-1.56となっている。この期間、従業員数は増加しているにもかかわらず、労働組合員数は減少している。

性別については、男子では1995～2000年、2000～2005年の間はそれぞれ20.32、7.02とプラスの大きな値となっている。この間、男子雇用者数は減少傾向にあったために、男子の労働組合

推定組織率は低下している。女子では1995～2000年、2000～2005年の間はそれぞれ-2.69、-3.18となっている。この間、女子雇用者数は増加傾向にあったため、女子の労働組合推定組織率は低下している。

雇用形態別では、正規雇用者は1995～2000年、2000～2005年の間はそれぞれ5.14、5.28とプラスの大きな値となっている。この間、正規雇用者数は減少傾向にあったために、正規雇用者の労働組合推定組織率は低下している。パートタイム雇用者の弾性値は2程度である。パートタイム雇用者数は増加しているため、労働組合推定組織率は上昇している。パートタイム雇用者の組織率の水準自体は非常に低いが、組織化はわずかではあるが進展していると言える。

次に式に基づいた労働組合推定組織率の構造変動要因分析結果を示す。

ここでは、産業構造、企業規模構造、性別構造、雇用形態等の変動効果を1970～2005年の間について算出した。その結果は表6に示すとおりである<sup>17</sup>。但し産業構造要因については1970～2000年の間について記載している。

1970～1975年の間については労働組合推定組織率の変動の約6割は産業構造変動効果で説明が可能である。しかし、1975～1980年では産業構造変動効果で説明が可能なのは約30%、その後は約20%程度となっている。この結果は旧労働省関係者の分析結果と整合的である。

企業規模構造要因は産業構造要因とほぼ同程度の大きさとなっている。性別構成要因は小さいという結果となっているが、雇用形態要因は産業構造要因よりも大きいという結果となっている。

但し、これら各要因には相互に関連があり、重複している可能性が高いため単純に合計したりその程度を大小比較したりすることはできない。また、問題は各産業別、企業規模別、男女別にみても労働組合組織率が低下傾向を示していることである。

表6 要因分解の結果

暦年	労働組合組織率 低下幅	産業構造 変化効果	企業規模構造 変化効果	性別構成 変化効果	雇用形態 変化効果
1970-1975年	-0.6	-0.4	-1.1	-	-
1975-1980年	-3.8	-1.1	-1.3	-	-
1980-1985年	-1.9	-0.4	0.7	-	-
1985-1990年	-3.6	-0.7	-0.1	-0.2	-
1990-1995年	-1.5	-0.3	-0.2	-0.1	-0.9
1995-2000年	-2.3	-0.5	-0.1	-0.1	-0.7
2000-2005年	-2.7	-	0.1	-0.2	-0.6

注：労働組合員数は単位労働組合員数である。

企業規模構造変化を算出する際には、労働組合員、雇用者いずれも公務員、公企業を除外しており、他の要因の構造変化と単純比較することはできない。

資料：厚生労働省「労働組合基礎調査」、総務庁「労働力調査」

17 ここで用いた労働組合員数は単位労働組合員数である。

次に Freeman and Rebeck (1989) に従って、新規組織化の停滞が労働組合推定組織率にどの程度の影響を与えたかについて 2005 年までのデータを用いて検討する。

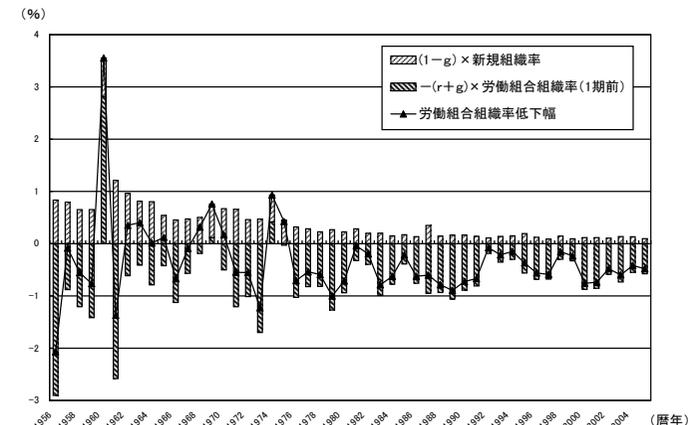
Freeman and Rebeck (1989) は、労働組合組織率と新規組織率の関係を次式のように定式化する (都留 (2002) P.60 ~ 61 参照)。

$$\text{UNIOND}(t) = (-r - g) \times \text{UNIOND}(t - 1) + (1 - g) \times \text{NUNIOND}(t) \dots\dots\dots$$

ここで、UNIOND：労働組合組織率、NUNIOND：新規組織率、r：労働組合が組織されている職場での雇用減少に起因する労働組合員数減少率、g：総雇用者数増加率である。労働組合推定組織率の変動は、新規組織率と労働組合組織率の純減耗率 (net depreciation) によって決定される<sup>18</sup>。

「労働組合基礎調査」結果からは新規組織率が、「労働力調査」からは雇用増加率が利用可能である。従って、「労働組合が組織されている職場での雇用減少に起因する労働組合員数減少率」は式から逆算して求めることができる。以上の関係から、労働組合推定組織率変動幅を要因分解した結果は図3に示されるとおりである。

1975年頃までは労働組合推定組織率の変動幅が大きく、プラスとマイナスを繰り返していた。1975年以降は変動幅が小さくなるとともに-1~0の間の値となっている。労働組合組織率の純減耗が与える影響は、1975年以降は-1%ポイント以内であり、大きくは変動していない。これに対して、新規組織率が与えた影響は第一次石油危機後には0.2~0.3%ポイント程度に低下している。この結果、労働組合推定組織率は毎年0.5%ポイント程度ずつ低下してきた。新規組織率が上昇する気配はなく現在に至っているのが実情である。Freeman and Rebeck (1989) の指摘は現在においても該当することが示されるが、その背後にある要因についての論究が必要である。



新規組織率 (%) = (実質的新設組合員数/6月の雇用者数) × 100  
資料：「労働組合基礎調査」(厚生労働省)、「労働力調査」(総務省)

図3 労働組合新規組織率の要因分析結果

18 純減耗率は (r + g) である。これは労働組合組織の縮小と組織化されない労働者の増加を示している。

#### 4. 労働組合加入の理論モデル

ここでは労働者の効用最大化から導出される労働組合加入の意思決定と賃金設定の関係について検討するとともに、Booth等の労働組合モデルを紹介する。

労働組合組織率を規定する要因を考える場合、労働者がなぜ労働組合に加入するか、あるいは加入を継続するかを考えなければならない。労働者は組合費を支払う代償として労働組合からの様々なサービスを期待する。それは実質賃金の引上げや雇用確保あるいは苦情処理であったりする。個々の労働者は、労働組合に加入するに当たって、組合費と労働組合が供給するサービス水準を比較考量する。

しかしながら、労働組合が労働者の代理人として労働組合員の要望を満たすとおりに行動するとは限らない。労働組合は異質な労働者の集合体であり、労働組合は誰の効用水準を最大化するかという問題が発生する。つまり、個々の労働者の選好と労働組合の行動目標が一致しない可能性もあるということになる。従って、労働者の労働組合加入行動を分析するためには、労働者個人と労働組合の意思決定の2段階を考慮したモデル作成が重要となる<sup>19</sup>。

組合員の諸要求には賃金上昇と雇用確保といった本来、同時に達成できないものもある。労働組合が市場で決定される以上の賃金引上げを追求するのであれば、賃金水準と雇用水準の間にはトレード・オフの関係が存在する。そうであれば、Dunlop (1944) が想定したように、労働組合員の賃金と雇用量を掛け合わせた総賃金額を最大化することを目標とする労働組合行動を採用することも可能である。大橋 (1993) は、このような想定はクローズド・ショップ制度下で雇用されない組合員に所得補填をする場合に成立すること、組合費総額も最大化されることになることを指摘している。

もう一つの論点は、労働組合組織率を内生変数とした場合、他の経済変数、特に賃金率と同時決定される可能性が高いということである。この点については、Lee (1978)、Schmidt and Strauss (1976) 等によって同時決定モデルによる実証分析がなされてきたところである。しかしながら、一連の同時決定モデルは明示的な理論を基盤とするものではなく、ad hoc にモデルが作成されているという問題があることはBooth (1984) においても指摘されているところである。

大橋 (1993) は、個々の労働者の効用は賃金から一人当たり組合費を控除した額と労働組合の提供する1人当たりサービスに依存すると想定する。労働組合の供給するサービスが公共財的性質を有していることから、労働組合が組合員数の増加により、効率的にサービス供給ができるならば、労働組合組織率は高まることになる。また、労働組合が独占的交渉力を有している場合、

19 大橋 (1993) は、労働組合の目的と行動といった観点から理論をサーベイしている。

賃金上昇が労働者の効用水準を向上させて労働組合組織率を高めることを指摘している。

Booth (1984), Booth and Chatterji (1993), Booth and Chatterji (1995) の労働組合モデルの特徴は、労働組合員の効用最大化に基づいて組合員数は内生的に賃金と同時決定されるとした点である。

Booth (1984) は、労働組合はいずれか一つの特性において異質な労働者の集合であり、労働組合は独占交渉権を保有していると仮定する。一般の労働組合員は賃金水準と雇用される可能性に関心があり、労働組合の代表は、賃金水準や雇用と同様に再選される可能性を最大にする点に関心があると想定する。労働組合の代表は公共選択の理論に従って中位投票者（メジアン・ボーター）の効用を最大化するように行動する。異質な労働組合員間の利害を調整するために、労働組合が多数決の原理を用いて行動を決定することは、中央値をみて行動することを意味している。但し、この議論が成立するためには、投票者の選好が単峰であるという仮定が満たされる必要性がある。Booth (1984) はこのような前提でモデルを展開して、労働組合員数需要関数と賃金関数の均衡点において労働組合員数と賃金が決定されるとしている。

Booth (1984) は、クローズド・ショップ制度における労働組合加入者数決定に関する理論モデルを構築しており、このモデルをクローズド・ショップ制度以外の労働組合行動にも適用できると指摘している。但し、Booth and Chatterji (1993), Booth and Chatterji (1995) ではオープン・ショップ制度下においてのモデルに拡張されている。

Booth (1984) においては、労働組合員は賃金と組合費の差額から効用を得るとしているが、この場合、労働組合による賃金引上げが非労働組合員にも波及するスピルオーバー効果に伴って非労働組合員のただ乗りが発生することを考慮に入れていない。Booth and Chatterji (1993) では、ただ乗りが存在する場合でも、労働組合員は組合員であることの満足感あるいは非組合員化することによる制裁を考慮して行動することが考慮に入れられている。Booth and Chatterji (1995) では賃金引上げのみでなく、労働組合が組合員に独占的に供給する苦情処理等のサービスによる効用を考慮に入れたモデルに拡張している。また、労働組合の独占交渉権を緩和して労働組合と経営者の交渉により Nash 交渉解が求められる。

労働組合モデルにおける式の展開を Booth and Chatterji (1995) に従って以下にまとめる。まず企業の労働需要を次のように設定する<sup>20</sup>。

$$n = n(w), \quad n_w < 0, \quad n_{ww} > 0 \dots\dots\dots$$

ここで  $n$  : 雇用者数  $w$  : 労働組合員の賃金である。企業は労働者が労働組合員であるか否かを問わずランダムに雇用する。一方、労働者の効用は次のように設定される。

$$u = u(w), \quad u_w > 0, \quad u_{ww} < 0 \dots\dots\dots$$

労働者は労働組合に加入した場合、1人当たり  $c$  の労働組合費を支払い、その水準は  $w > c$  で

20 Booth (1984) では、労働需要を  $n = aw^{-a}$  と特定している。ここで  $a$  : 定数、 $a > 1$  : 労働需要の賃金弾性値である。

ある。このとき雇用されている労働組合員の効用関数は次式で表される<sup>21</sup>。

$$v = u(w - \tau) + \beta \dots$$

ここで  $i$  ; 個々の労働者,  $\beta$  : 労働組合に加入しなければ得られない苦情処理等の私的財に対する労働者の評価であり, 各人で異なるため,  $\beta \sim [0,1]$  である<sup>22</sup>。また, 非労働組合員の効用関数は,

$$v = u(w) \dots$$

である。これに対して失業者の効用関数は, 労働組合員であるか否かにかかわらず,

$$v = u(\tau) \dots$$

となる。ここで,  $\tau$  : 失業保険給付額等の留保賃金を示す変数である。

当該産業の労働者全体を  $P (= 1)$  とすると, 労働組合員数は  $M$  ;  $(0 \leq M \leq 1)$ , 労働組合員 1 人当たりの苦情処理費用を  $h$  とおくと, 労働組合の予算制約式は,

$$n(w)M - hn(w)M = 0 \dots$$

となり, 次式が導かれる。

$$\tau = h \dots$$

労働者は, 労働組合に加入することでメリットがあるか否かを期待効用の比較考量で判断する。労働組合に加入する場合の期待効用を  $EU_i^J$ , 加入しない場合の期待効用を  $EU_i^{NJ}$  とすると,

$$EU_i^J = n(w)[u(w - \tau) + \beta] + [1 - n(w)]u(\tau) \dots$$

$$EU_i^{NJ} = n(w)u(w) + [1 - n(w)]u(\tau) \dots$$

と表すことができる。労働者が労働組合に加入するのは,  $EU_i^J > EU_i^{NJ}$  が成立している場合であるから, 式が成立している。また限界的な労働組合員については  $\beta$  が成立する。

$$\beta > n(w) - u(w - \tau) \dots$$

$$M = n(w) - u(w - \tau) \dots$$

従って, 労働組合員数は次式で表される。

$$M = \int_0^1 f(\beta) d\beta = 1 - M \dots$$

から労働組合員数需要関数が導かれる。

$$M = 1 - [n(w) - u(w - h)] \dots$$

中位 (メジアン) 労働組合員 ( $m$ ) による評価は次式になる。

$$m = (1 + M)/2 \dots$$

労働組合は企業と賃金交渉を行うため, ナッシュ交渉は次のように得られる。

21 Booth (1984) では, 労働組合員の効用は  $V(w, \tau) = (v/\beta)[w(1 - \tau)]$ ,  $\beta < 1$ ;  $v > 1$ ;  $v$ : 定数;  $\beta$ : 危険回避度と特定されており, 効用は賃金と労働組合費の差額から得られると想定している。また, 非労働組合員の効用は  $V(w, \tau) = (v/\beta)w$ , 失業者の効用は  $V(\tau) = (v/\beta)\tau$  と表される。

22 Booth and Chatterji (1993) では  $\beta$  の代わりに労働組合員であることの効用を示す  $\beta M$  が用いられている。

$$\begin{aligned} \max B(w; m, s, p) &= W^s \dots\dots\dots ⑲ \\ W &= n(w)[u(w-h)^m - u(\dots)] \dots\dots\dots \\ &= pf[n(w)] - wn(w) \dots\dots\dots ⑳ \end{aligned}$$

ここで B : 交渉による労使の利得の積, W ; 交渉における労働組合の利得, ; 企業の利潤, p ; 製品価格, f ; 生産関数, s : 労働組合の交渉力 (独占的組合の場合 s = 1) とする. の制約下で を最大化すると 1 階の条件から賃金設定関数は,

$$B_w(w, M) = 0 \dots\dots\dots ㉑$$

となり, これに操作を加えると,

$$swu_w(w-h)/[u(w-h)^m - u(\dots)] = s + [(1-s)wn]/ \dots\dots\dots ㉒$$

となる. ここで, = - wn\_w(w)/n(w) である. この式は中位 (メジアン) 加入者の労働組合に加入することによる賃金上昇からの限界便益が, 賃金上昇の見返りとしての雇用者数減少から発生する労働組合の限界費用と労働組合組織化に伴う利潤減少から発生する企業の限界費用の, 労働組合の交渉力で加重した和に等しいことを示している (Booth and Chatterji (1995)).

Booth and Chatterji (1995) に従うと, 労働組合員数と賃金水準は と㉑によって同時決定され, 比較静学結果から, 賃金を縦軸, 労働組合員数を横軸とした wM 平面において と㉑は共に右上がりであることが示される<sup>23</sup>. また, 均衡点が安定であるには, は㉑よりも傾きが大きく, 労働組合員数の賃金弾性値を , 賃金の労働組合員数弾性値を とすると, < 1 であることが必要である (Booth and Chatterji (1995)).

## 5. 実証分析結果

ここでは前節で紹介した Booth 等の労働組合モデルに基づいた実証分析を行う<sup>24</sup>. 労働組合需要関数は次式で表される.

$$\text{UNIOND or MEMBERSHIP} = \beta_0 + \beta_1 \text{Wage} + \beta_2 X + \beta_3 Y + \beta_4 Z + \beta_5 \dots\dots\dots ㉓$$

賃金設定関数は次式で表わされる.

$$\text{Wage} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{UNIOND or MEMBERSHIP} + \alpha_2 V + \alpha_3 \dots\dots\dots ㉔$$

ここで UNIOND : 労働組合組織率, MEMBERSHIP : 労働組合員数, Wage : 労働組合との交渉で決定された賃金, X : 景気変動要因, Y : 制度的要因, Z : 構造変動要因, V : 賃金に影響を与える要因である.

ここでは㉓㉔を同時推定する. 被説明変数のうち労働組合関係については, 労働組合組織率の

23 但し賃金設定関数については, Booth (1984) では右上がりとしているが, Booth and Chatterji (1993) では労働組合員であることの効用を考慮しているため右下がりであるとされている.

24 Checchi (2000), Checchi and Lucifora (2002) は Booth (1984) の理論仮説に基づいた実証分析であるが, 労働組合組織率と賃金の同時決定は考慮したものではない.

水準値は低下トレンドを示しており定常データではない<sup>25</sup>。この場合、雇用者比率等の構造変動要因を示す変数にもトレンドがあるため、これら変数を説明変数に用いるとみせかけの回帰となり、パラメータは過大推定される可能性がある。従って、ここでは労働組合員数（単一労働組合員数）を被説明変数に用いることとした。

実質賃金については、「毎月勤労統計調査」（厚生労働省）の実質賃金指数を用いている。推定に当たっては、支払い総額（決まって支給される額＋賞与）、決まって支給される額（所定内給与＋所定外給与）、所定内給与の3通りを用いた結果を示している<sup>26</sup>。推定結果はそれぞれ（その1）（その2）（その3）に示される。

雇用者関連のデータは「労働力調査」（総務省統計局）、労働紛争発生率は「労働争議統計調査」（厚生労働省）、製造業労働生産性は鉱工業生産指数（経済産業省）から算出した値を用いた<sup>27</sup>。

労働組合需要関数の説明変数として、推定結果に掲載されているもの以外に以下の変数を使用することを検討した。消費者物価上昇率は賃上げ交渉において重要な要素であるとされるが、実質賃金を算出する際に消費者物価指数で実質化しているため、採用していない。鉱工業生産指数上昇率等の景気変動を示す変数については、他の変数との間に多重共線性が見られるために採用していない。男子あるいは女子雇用者比率については、産業構造や就業形態の変動が性別雇用者比率に影響を与えていると考えたため、説明変数として用いていない。労働者の離職率や入職率あるいは企業倒産件数については労働市場における労働者移動を示す指標と考えられるが、他の変数と多重共線性が見られるために説明変数として用いていない。解雇権制約や失業保険制度等の制度的要因については、時系列の変数として数量化することが現時点では困難であるため、説明変数として用いていない。失業保険受給者数等の失業保険受給については時系列データとして利用可能であるが、それらが制度的要因を示す変数として解釈することが困難であるため、ここでは説明変数として用いていない。労働組合費については、時系列データとして適切なものが入手できないために考慮していない。

25 Augmented-Dicky-Fuller 検定を用いた単位根検定を行った。ラグ数決定は Akaike 情報基準を採用した。その結果によれば、労働組合推定組織率は、1970～2005 年については水準値は非定常、一階の階差は定常な変数であることが判明した。

26 いずれも 30 人以上の事業所についての値である。但し、所定内給与のみの場合については、1980 年以降の値のみ公表されているため、決まって支給される額についての値に労働時間（所定内労働時間および所定外労働時間）と時間外賃金割増率を考慮して推計した値を用いた。

27 パートタイム雇用者比率については、週労働時間 35 時間未満の非農林雇用者数を雇用者数で割ったものを用いた。専門技術・管理職比率については、専門的・技術的職業従事者と管理的職業従事者の合計を雇用者数で割ったものを用いた。サービス産業雇用者比率については、産業分類が 2002 年に変更されたため、新旧両分類でのデータが入手できる 2002 年の値を参考に、それ以降の数値を修正した値を求めて接続した。労働紛争発生率は、労働組合員 1,000 人当たりの労働争議発生総件数として求めた。製造業労働生産性は、鉱工業生産指数を製造業就業者数で割った値を用いた。鉱工業生産指数については現在、1978 年以降の値が公表されているため、それ以前については従前の公表値を接続して用いた。製造業就業者数についても産業分類の変更を考慮に入れて 2002 年以降の数値を修正した値を求めて接続した。

労働組合組織率低下と賃金設定

表7 労働組合需要関数と賃金設定関数の推定結果

(その1・賃金は支払総額)

関数の区分	労働組合需要関数	賃金設定関数	労働組合需要関数	賃金設定関数
指定方法	2段階最小2乗法		3段階最小2乗法	
被説明変数	1n(労働組合員数)	1n(実質賃金指数)	1n(労働組合員数)	1n(実質賃金指数)
定数項	1.897 (2.759) **	-2.579 (-5.637) **	2.414 (4.523) **	-2.907 (-6.955) **
説明変数 (内生変数)				
1n(実質賃金指数)	0.661 (7.552) **		0.784 (11.047) **	
1n(労働組合員数)		0.912 (14.389) **		0.949 (16.347) **
(外生変数)				
完全失業率	2.723 (3.409) **		1.607 (2.733) **	
1n(雇用者数)	0.382 (3.535) **		0.257 (3.135) **	
サービス業雇用者比率	-1.128 (-2.861) **		-0.829 (-2.612) **	
専門技術・管理職比率	-2.643 (-2.541) **	5.488 (9.024) **	-3.750 (-4.497) **	5.414 (10.298) **
パートタイム雇用者比率	-1.009 (-4.190) **		-0.584 (-3.233) **	
労働紛争発生率		0.096 (4.047) **		0.052 (2.723) **
1n(製造業労働生産性)		0.110 (2.448) **		0.079 (2.021) **
決定係数	adj. R2=0.899	adj. R2=0.987	R2=0.899	R2=0.897
D. W. 値	D. W. =1.133	D. W. =1.479	D. W. =1.133	D. W. =1.111

推定期間：1970～2005年

( ) は t 値。\* は 10%、\*\* は 5% の棄却水準で有意であることを示す。

(その2・賃金は毎月決まって支給される額 = 所定内給与 + 所定外給与)

関数の区分	労働組合需要関数	賃金設定関数	労働組合需要関数	賃金設定関数
指定方法	2段階最小2乗法		3段階最小2乗法	
被説明変数	1n(労働組合員数)	1n(実質賃金指数)	1n(労働組合員数)	1n(実質賃金指数)
定数項	1.379 (1.917) *	-0.663 (-1.329) **	1.747 (3.008) **	-0.952 (-2.084) **
説明変数 (内生変数)				
1n(実質賃金指数)	0.796 (7.412) **		0.912 (10.353) **	
1n(労働組合員数)		0.691 (9.998) **		0.712 (11.180) **
(外生変数)				
完全失業率	1.719 (1.887) *		1.717 (2.459) **	
1n(雇用者数)	0.407 (3.646) **		0.314 (3.590) **	
サービス業雇用者比率	-1.532 (-3.905) **		-1.504 (-4.645) **	
専門技術・管理職比率	-3.153 (-2.789) **	4.985 (7.517) **	-4.084 (-4.409) **	5.418 (8.816) **
パートタイム雇用者比率	-0.930 (-3.598) **		-0.640 (-3.197) **	
労働紛争発生率		0.077 (2.971) **		0.041 (1.945) *
1n(製造業労働生産性)		0.213 (4.352) **		0.171 (3.961) **
決定係数	adj. R2=0.888	adj. R2=0.987	R2=0.899	R2=0.894
D. W. 値	D. W. =1.263	D. W. =1.284	D. W. =1.133	D. W. =1.186

推定期間：1970～2005年

( ) は t 値。\* は 10%、\*\* は 5% の棄却水準で有意であることを示す。

(その3・賃金は所定内給与)

関数の区分	労働組合需要関数	賃金設定関数	労働組合需要関数	賃金設定関数
指定方法	2段階最小2乗法		3段階最小2乗法	
被説明変数	1n(労働組合員数)	1n(実質賃金指数)	1n(労働組合員数)	1n(実質賃金指数)
定数項	1.312 (1.789) *	-1.470 (-2.188) **	1.638 (2.719) **	-1.680 (-2.716) **
説明変数 (内生変数)				
1n(実質賃金指数)	0.703 (7.321) **		0.811 (10.249) **	
1n(労働組合員数)		0.737 (7.922) **		0.765 (8.933) **
(外生変数)				
完全失業率	1.145 (1.075)		1.156 (1.518)	
1n(雇用者数)	0.454 (4.098) **		0.371 (4.174) **	
サービス業雇用者比率	-1.072 (-2.516) **		-1.046 (-2.977) **	
専門技術・管理職比率	-3.090 (-2.704) **	6.0945 (6.824) **	-4.024 (-4.301) **	5.871 (7.456) **
パートタイム雇用者比率	-1.161 (-4.728) **		-0.880 (-4.476) **	
労働紛争発生率		0.104 (2.963) **		0.056 (1.939) *
1n(製造業労働生産性)		0.213 (4.352) **		0.125 (2.152) **
決定係数	adj. R2=0.883	adj. R2=0.987	R2=0.899	R2=0.894
D. W. 値	D. W. =1.204	D. W. =1.284	D. W. =1.133	D. W. =1.186

推定期間：1970～2005年

( ) は t 値. \* は 10%, \*\* は 5%の棄却水準で有意であることを示す.

推定結果は表7のとおりであり、2段階最小2乗法、3段階最小2乗法を用いた推定結果を示している。推定期間は1970年～2005年とした。推定結果は概ね良好であり、推定値は符合条件を満たしており、ほぼ有意なものとなっている。説明変数に対数値を用いているものについては、パラメータ推定値は弾性値を示している。比率を用いている場合は、比率が1%ポイント変化したときに、被説明変数が何%変化するかを示している。

同時推定の結果から、内生変数に関わる推定結果を見てみる。労働組合員数の賃金弾性値と、賃金の労働組合員数弾性値はパラメータ推定結果から読み取れるが、いずれのケースにおいても弾性値はプラスで1よりも小さい値となっている。つまり賃金上昇が労働組合員数を増加させると同時に、労働組合員数の増加が賃金を上昇させるものの、いずれの場合もその程度は比較的小さいことを示している。

また、いずれの場合も  $<1$  であるが、 $>$  が満たされているのは(その2)と(その3)である。こうしたことから(その2)と(その3)を中心に解釈を進めることが妥当であると考えられる。

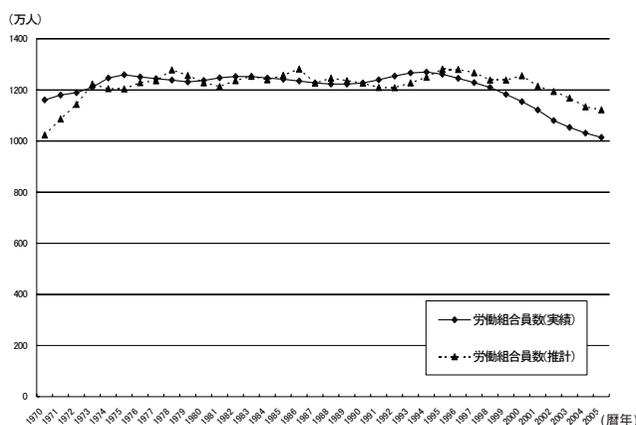
外生変数を与える影響について考えてみる。まず、労働組合需要関数の推定結果を見てみる。完全失業率は(ケース3)以外はプラスで有意な結果がほぼ見出される。これは失業率が上昇過程にある場合、労働者が労働組合に雇用保障を期待するからであると考えられる。雇用者数については、いずれの推定結果もプラスで有意なものとなっており、労働組合員数の雇用者数弾性値

は0.2~0.4程度である。このことは雇用者数伸び率程には労働組合員数は増加しないこと、つまり雇用者数が増加する程、労働組合組織率は低下することを示している。構造的要因については、サービス業雇用者比率、専門技術・管理職比率、パートタイム雇用者比率はマイナスで有意なものとなっている。パラメータ推定値は、サービス業雇用者比率とパートタイム雇用者比率では-1前後、専門技術・管理職比率では-2~4程度となっている。ここから、構造的要因が労働組合員数抑制の大きな要因となっていることは否定できないことが確認される。この結果は、これらの職種では新たに雇用された労働者の組織化が殆ど行われていないことを示唆する。

次に賃金設定関数の推定結果を見てみる。労働紛争発生率についてはプラスで有意なものとなっており、労働組合活動が実質賃金に影響を及ぼすことが確認される。製造業労働生産性はプラスで有意なものとなっており、実質賃金の労働生産性弾性値は0.1~0.2である。Booth等の前述の議論では労働生産性の変動については触れられていないが、時系列の賃金データにおいては、基本的に賃金水準は労働生産性の向上によって規定されると考えられる。製造業労働生産性を用いたのは、製造業が従来よりも労働組合活動の中心的役割を担ってきたことを考慮したものである。賃金は人的資本水準にも影響を受ける。専門技術・管理職比率は、人的資本水準を示すために用いた。高学歴者が増加することで専門技術・管理職比率が上昇するとともに人的資本水準が向上することが想定できる。推定結果はプラスで有意なものとなっている。

以上を基に労働組合員数の変動要因を考えてみる。1970年~2005年間の労働組合員数の実績と推計値をグラフ化すると図4のようなになる。推計値を求めるに当たって、ここでは(その2)の3段階最小2乗法の結果を用いている。両者を比較すると、推計値は実績値をほぼ追っているものの、1972年までは推計値は実績値を下回り、1995年以降については推計値が実績値を上回っている。この結果は、第一次石油危機と「バブル崩壊」によって労働組合の行動に構造変化が発生したことを裏付けるものである。

第一次石油危機以前は外生的要因から想定される以上に労働組合への加入確率が高かったこと



注：労働組合員数の実績については、表1と同様である。

図4 労働組合員数の推移 (実績と推計)

が考えられる。逆に「バブル崩壊」後は、外生的要因から想定されるよりも労働組合加入率が低くなって可能性がある。特に「バブル崩壊」後は、非正規雇用者比率の急激な高まり、雇用者数の減少といったことが構造的な影響を与えている可能性がある。また、説明変数として採用されていない変数が影響を与えている可能性がある。

労働組合員数は1974年～1995年の間は、労働組合員数と実質賃金水準の相互依存関係から均衡状態が保たれことが考えられる。この間、賃金が上昇する一方で、労働組合員数弾性値が0.3程度であり、雇用者数の増加は労働組合員数の大幅な増加にはつながらなかった。また、就業構造変動が労働組合員数抑制要因として働いた。このような諸要因が影響しあって労働組合員数がほぼ横這いで推移し、結果的に労働組合組織率が低下したことが分かる。

しかし、1995年以降については、労働組合員数の低下が加速化しており、労働組合員数と実質賃金率の均衡が崩れていると考えられる。この背景には既存労働組合の縮小・廃止の進捗がある。

実証分析結果は、労働組合が組織化に当たって、雇用者数の伸びや産業構造等の構造変動に十分に対応できなかったことを示唆する。この結果は第2節においても言及した労働組合組織化努力が足りないことと就業構造変動はある程度は重複した問題であるという先行業績の指摘を裏付けている。

## 6. まとめ

本論では、日本において労働組合推定組織率が低下していることに関して、様々な観点から考察を加えてみた。さらに、近年開発された賃金設定と労働組合組織化との同時決定を考慮したモデルを基に実証分析を行うことで両者の相互依存関係を考察するといった従来よりも幅広い分析が可能になることを提示した。この点は労働組合組織率低下要因を考察するに当たって、大いに意義があると考えられる。

実証分析結果から、労働組合行動には第一次石油危機を分岐点として変化が見られることが示される。第一次石油危機以降、労働組合組織率は低下傾向を辿ってきたものの、1990年台半ばまでは労働組合員数そのものは安定的に推移している。この間は、労働組合需要が雇用者数の伸びに追いつかず、結果的に労働組合組織率は低下した。

「バブル崩壊」後の労働組合員数の減少には国際競争の激化や規制緩和に伴う賃金・就業構造変動といった従来とは異なる要因が働いている可能性がある。これまでの企業内労働組合、正社員中心の労働組合の賃金設定への関与の仕方では、労働組合組織化や賃金波及効果にも限界があり、労働組合の存在意義が問われるであろう。

労働組合加入に当たっては、賃金要因以外にも、雇用保障、企業との労働条件に関する協議、労働組合員であることの満足感等様々な要因が考慮に入れている。これら要因は実証分析では潜在的要因としてのみ考慮されている。今後は、これら要因のみならず、制度化要因についても数量化を行い、実証することが重要な課題である。

参考文献

- Ashenfelter, O. and J. H. Pencavel (1969) "American Trade Union Growth: 1900-1960" *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 83 pp. 434-448
- Ashenfelter, O. and G. Johnson (1972) "Unionism, Relative wages and Labor quality in U. S. Manufacturing Industries" *International Economic Review*, Vol. 13 No. 3 pp. 488-508
- Bain, G. S. and F. Elsheikh (1976) "Union Growth and Business Cycle: An Econometric Analysis" Blackwell
- Blanchflower, D. G. (1996) "The Role and Influence of Trade Unions in the OECD" Center for Economic Performance Discussion Paper No. 310
- Blanchflower, D. G. (1997) "Changes over Time in Union Relative Wage Effects in Great Britain and the United States" mimeo
- Booth, A. (1984) "A Public Choice Model of Trade Union Behaviour and Membership" *Economic Journal*, Vol. 94 pp. 883-898
- Booth, A. (1985) "The Free Rider Problem and a Social Custom Model of Trade Union Membership" *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100 pp. 253-261
- Booth, A. (1986) "Estimating the Probability of Trade Union Membership: A Study of men and Women in Britain" *Economica*, Vol. 53 pp. 41-61
- Booth, A. and M. Chatterji (1993) "Reputation, Membership and Wages in an Open Shop Trade union" *Oxford Economic papers*, Vol. 45 pp. 23-41
- Booth, A. (1995) "The Economics of the Trade Union" Cambridge University Press
- Booth, A. and M. Chatterji (1995) "Union Membership and Wage Bargaining When Membership is not Compulsory" *Economic Journal*, Vol. 105 pp. 345-360
- Cecchi, D. (2000) "Time Series Evidence on Union Densities in European Countries" Dipartimento di Economia Politica e Aziendale Universita degli Studi di Milano Working Paper No. 10. 2000-Dicembre
- Cecchi, D. and C. Lucifora (2002) "Unions and Labour Market Institutions in Europe" Paper Presented at the Economic Policy Meeting (Madrid-April2002)
- Cecchi, D. and J. Visser (2005) "Pattern Persistence in European Trade Union Density: A longitudinal analysis 1950-1996" *European Sociological Review*, Vol. 21 pp. 1-21
- Dertouzos, J. N. and J. H. Pencavel (1981) "Wages and Employment Determination under Trade Unionism: The International Typographical Union" *Journal of Political Economy* Vol. 89 pp. 1162-1181
- Dunlop, J. T. (1944) "Wage Determination under Trade Unions" Macmillan
- Ebbinghaus, B. and J. Visser (1999) "When Institutions Matter: Union Growth and Decline in Western Europe, 1950-95" *European Sociological Review* Vol. 15 pp. 135-158
- Freeman, R. B. and J. L. Medoff (1979) "The Two Faces of Unionism" *The Public Interest* 57 Fall pp. 69-93 「労働組合の二つの顔」 桑原靖夫訳 Trends
- Freeman, R. B. and J. L. Medoff (1984) "What do union do?" Basic Books 「労働組合の活路」 島田晴雄, 岸智子訳 日本生産性本部
- Freeman, R. B. and M. E. Rebeck (1989) "Crumbling Pillar? Declining Union Density in Japan" *Journal of the Japanese and International economics* Vol. 3 No. 4 pp. 578-605 「支柱が揺れる? 低下する日本の労働組合組織率」 川喜多喬訳 日本労働研究雑誌 No. 361 10月 pp. 69-98
- Hines, A. G. (1964) "Trade Unions and Wage Inflation in the United Kingdom, 1893-1961" *Review of Economic Studies*, Vol. 31 pp. 221-252
- Lee, Lung-Fai (1978) "Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables" *International Economic Review*, Vol. 19 No. 2 pp. 415-433

- Lindbeck, A. and D. Snower (1988) "The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment" MIT Press
- Mason, B. and P. Bain (1993) "The Determinants of Trade Union membership in Britain: Survey of the Literature" *Industrial and Labor Relation Review*, Vol. 46 No. 2 pp. 332-351
- OECD (1991) "Trends in Trade Union membership" *Employment Outlook*
- OECD (1994) "Collective Bargaining: Levels and Coverage" *Employment Outlook*
- OECD (1997) "Economic Performance and the structure of Collective Bargaining" *Employment Outlook*
- Schmidt, P. and R. P. Strauss (1976) "The Effect of Unions on Earnings and Earnings on Unions: A Mixed Logit Approach" *International Economic Review*, Vol. 17 No. 1 pp. 204-212
- Sharpe, I. (1971) "The Growth of Australian Trade Unions" *Journal of Industrial Relations*, Vol. 13 pp. 144-153
- Visser, J (2006) "Union Membership Statistics in 24 Countries" *Monthly Labor Review*, pp. 38-49
- 伊藤正則, 武田幸彦 (1990) 「労働組合組織率の推移とその変化要因」労働統計調査月報 6月 pp. 6-14
- 大橋勇雄 (1993) 「公共財としての労働組合」橋木俊詔, 連合総合生活開発研究所編 『労働組合の経済学』東洋経済新報社
- 神代和欣 (1988) 「産業構造の変化と労使関係」日本労働協会雑誌 6月, No. 346 pp. 29-39
- 清水典子 (1984) 「労働組合組織率の長期分析」労働統計調査月報 4月, pp. 5-18
- 住友生命総合研究所 (2003) 「2003年春闘はベア・ゼロ, 定昇抑制」(春闘賃上げ率予測) 住友生命総合研究所
- 橋木俊詔 (1993) 「労働組合参加率低下の社会経済的背景」橋木俊詔, 連合総合生活開発研究所編 『労働組合の経済学』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
- 徳本浩一郎 (1987) 「労働組合組織率の推移について」労働統計調査月報 6月, pp. 6-12
- 早房長治 (2004) 「恐竜の道を辿る労働組合」緑風出版