

労働組合の労働生産性に与える影響について^{*1}

坂本 基^{*2}

要 約

1. 経営者が従業員の選好を的確に把握することは、それに経営者が合理的に応ずる限り、労働生産性の向上に寄与すると思われる。従業員の不満に係る情報を早期に得、離職をくい止めるための措置を採ることは、企業特殊熟練を確保し、採用・訓練コストを節約することとなり、また、従業員の選好に係る情報に基づいて適当に待遇を改善することは、効率的に従業員の士気を向上させ、生産性向上につながるだろう。

ところで、労働組合は、経営者による従業員の選好把握に対して正の効果を持ちうるものと考えられる。従業員にとって選好表明はリスク及び外部性を伴う行為であり、集団的な発言機構の存在があってこそ効率的に選好が表明されることになるからである。

したがって、労働組合の存在は、自発的離職率の低下や士気の向上をもたらし、労働生産性を向上させる可能性がある。本稿の目的は、先行研究の諸問題を克服しつつ、我が国製造業におけるかかる生産性向上効果(VOICE効果)の存在を検証することにある。

2. 標本には、1980年から90年までの各年のわが国製造業を二桁分類×規模別で分類し、集計資料により作成したセル毎の平均企業データを用いた。これは、製造業全体の傾向を把握するためであり、また、景気とVOICE効果の関係を見取り、また、タイムラグを考慮した分析を可能とするためである。

検証手法には回帰分析(クロス・セクション及びパネル)を選び、上記標本につき、労働組合の生産性向上効果の分析、労働組合の離職抑制効果の分析、離職率低下の生産性向上効果の分析を行った。の回帰式は、先行研究である村松(1983)の、労働能率を説明変数として明示したコブ・ダグラス型生産関数を展開して得られる式をベースとした。ただし、労働組合組織率が企業規模と高い相関関係にあるため、これを労働生産性の説明変数として用いることは適当でないと考え、企業規模の影響を考慮した調整済労働組合組織率を説明変数とする、等の改善を施した。また、の分析には自発的離職率を労働組合組織率と産業別の生産上昇率に回帰する式を、の分析には、に用いる回帰式の調整済労働組合組織率を離職率(ここでは自発的離職率のデータが用い得ない)に代えた式を、それぞれ用いた。

3. 推定の末、今回の対象については「不況期のVOICE効果」の存在を支持する結果を得た。

^{*1} 本稿は、平成5年度大蔵省財政経済理論研修での修了論文をもとに取りまとめたものであり、作成に当たっては青山大学経済学部 大瀧雅之助教授から懇切丁寧なご指導を頂いた。また、前マサチューセッツ工科大学政治学部 ロナルド・ドーア教授(ロンドン・スクール・オブ・エコノミクス 経済パフォーマンス研究所)、マサチューセッツ工科大学都市計画学部 廣瀬弥生さん(博士課程)をはじめ多くの方々から有益なコメントを頂いている。この場をお借りして厚くお礼申し上げたい。

^{*2} マサチューセッツ工科大学政治学部大学院(大蔵省大臣官房付)

の分析の結果、組合組織率がほぼ一貫して自発的離職率の低下に寄与していることが認められた。しかし、離職抑制効果は好況期には弱まる。これは、好況期にはそもそも従業員の不満が小さく、加えて不満者には好条件の転職機会があるため、労働組合が発言機構としての役割を発揮する余地が小さいことによると考えられる。

また、の分析からは、離職率の低下に労働生産性を引き上げる傾向があることを示唆する結果を得た。（ただし、本來說明変数とすべき自発的離職率と異なり、合理的な雇用調整等を含む離職率で代替したために、不況期を中心に有意性の低い結果が現れた。）

そして、の分析は、労働組合には、84年及び88 - 90年といった好況期を除けば、0.2 - 0.3程度の弾力性を以て有意に労働生産性を引き上げる効果があることを認めた。この生産性効果は、及びの分析が示すように、少なくとも部分的には、上記のVOICE効果によるものであろう。また、生産性効果が好況期において見られず、不況期ほど強く見られるのは、上述のように好況期には労働組合の発言機構としての重要性が低下するからであると考えられる。

．はじめに

労働者の生産性は、資本財と異なり、仕事への満足度、やる気、といった心理的な要素にも依存している。また、特定企業での長期就業は、労働者にその企業の事業に係る知識・知恵・経験を蓄積させ、その生産性を高める効果がある。もしこれらの効果が十分高いのなら、企業は従業員の不満・ニーズに積極的に応じることによって、その労働インセンティブを高め、また離職を抑えて、経営の効率性を高めうる。

労働者の不満・ニーズへの対応が生産性を左右する要素の一つなら、経営者が労働者の選好を適当に把握すること、そのために労使コミュニケーションの量質を高めること、は企業の実生産性に対してプラスの効果を持つだろう。したがって、労働者の選好の代弁をその主務とする労働組合は、生産性向上効果を持つ可能性がある。

本稿の目的は、我が国製造業について労働組合のこうした生産性向上効果を実証的に分析することにある。

ここでは、先行研究の手法に従い、労働生産

性を規定する資本装備率、労働時間、従業員の学歴などの要素をコントロールした上で、労働生産性を労働組合組織率に回帰するという手法をとる。我が国製造業を二桁分類×企業規模別に分類し、1980年から90年までの各年についてクロスセクション分析を行うと共に、パネル分析を行った。先行研究では労働組合組織率そのものを説明変数としているが、ここでは、労働組合組織率が企業規模と高い相関を持つことに鑑み、説明変数として企業規模の影響をコントロールした調整値を用い、分析を精緻にした。これは本稿独自の貢献である。

また、労働組合が労働生産性に与える影響が本稿の仮説に係る経路を通じたものであるかどうかを計るために、労働組合組織率に自発的離職率を低下させる効果があるか、離職率の低さに労働生産性を高める効果があるか、につき、それぞれ主要な要因をコントロールした回帰分析を行った。

その結果、今回の標本については、好況期を除けば、労働組合組織率は労働生産性に正の影

響を与える有意な説明変数である，という興味深い結果を得た。

以下， β_1 では理論的枠組みを示し， β_2 では先行研究を紹介しその問題点を示す。 β_3 では推定

のための分析の枠組みを示し， β_4 で推定結果を要約してその解釈を行う。 β_5 は，結びとして研究結果が要約され，今後の課題が述べられる。

．発言機構としての労働組合

1. VOICE仮説

経営者が従業員の選好（「公正」感など）を的確に把握することは，それに対して経営者が合理的に応ずる限り，労働生産性の向上に寄与しうるだろう。企業特殊熟練の重要度が高い（勤続年数が生産性に強い正の影響を持つ）企業であれば，従業員の不満に係る情報を早期に得，離職をくい止めるための待遇改善などを図ることで生産性を高めうる。また，従業員の士気向上が経営上のシリアスな課題である企業でも，従業員の選好に係る情報は重要である。¹⁾

逆に，職務内容に企業間の差異が小さいこと等から新規採用者の技能の転用が容易な業種や，また労働アウトプットの数量的把握が容易で士気向上が歩合制によって十分図りうるようなタイプの労働を中心とする産業では，従業員の選好把握の重要性は薄れるが，それらはある種の情報産業や商業，単純労働中心の産業などに限られると考えられる。

そして，労働組合は，経営者による従業員の選好把握に対して正の効果を持ちうると考えられる。従業員にとって，自らの選好を個人とし

て経営者に表明することは，解雇，待遇悪化（例えば，「出世に響く」）といったリスクを伴う行為であるが，労働組合を通じて匿名化・集団化されて表明される場合には，そのリスクは小さくなる。また，多くの場合，従業員の選好の表明は公共財の要素を持っている。ある従業員の不満は他の従業員にも共有されている場合が多く，一従業員の発言は他の従業員の利得にもつながる。こうした状況の下では，すべての従業員が誰かの発言を期待してフリー・ライダーになろうとする可能性があるため，集団的な発言機構の存在があつてこそ効率的に選好が表明されることとなる。²⁾

以下では，いま述べた仮説，つまり「労働組合を通じた従業員の選好表明が自発的離職率の低下や士気の向上をもたらして労働生産性を高める」という命題を，VOICE仮説と呼び，この生産性向上効果をVOICE効果と呼んで，他の組合効果とは区別して用いることにする。³⁾

2．我が国製造業の組合効果

本稿は，80年代の我が国製造業における労働

¹⁾ Akerlof(1984)によれば，従業員と企業との間には暗黙にある種の贈与契約があり，均衡水準以上の好待遇を受けると，従業員はその見返りにノルマを越える労働などを提供する傾向にある。同論文で分析された Eastern Utilities Co. の簿記職員のケースでは，職員間の人間関係の円滑を保つために，最も手際の悪い職員に合わせてノルマを設定することを多くの簿記職員が選好しており，同社はこの選好に応じることで，多くの職員から無給でノルマ以上の労働提供を得ていた。このケースが示すように，従業員の選好には職場ごとに特性があり，これを把握することは士気向上にとって重要である。

²⁾ 以上の理解は，主にFreeman & Medoff(1979)より得た。

³⁾ ここにVOICEの語を用いたのは，本節の議論の下敷きとなる一般理論を提示したHirschman(1970)が，経済行動を分類して，株価売却や離職といったEXITとの対比において，経営者への提言，不満表明といった行動をVOICEとして概念化したことによる。

組合の労働生産性に与える影響を分析する。現代の我が国製造業の多くは、品質管理や工程改善の重要性などから企業特殊熟練の重要性は比較的高く、VOICE仮説の妥当する可能性が高いと考えられる。

さらに加えて、我が国の労働組合は、VOICE仮説に整合的な性格を持っていると思われる。簡単に、VOICE仮説と異なる立場をとる2つの代表的な組合観と対比しながら、我が国労働組合の性格を示しておこう。⁴⁾

第一に、労働組合を従業員の選好を尖鋭的に表明する機関とみる伝統的な組合観がある。その下では、ストライキ等に伴う損失や、不合理な水増し雇用・ノルマ低下などにより、労働生産性が引き下がると思われられる。

VOICE仮説との関係では、こうした尖鋭化は、労働組合が従業員の選好を誇張しあるいは歪めて伝えており、発言機構として失敗している、と見られるケースが多いと考えられる。

かつて我が国では、冷戦構造下のポリティカルな影響などもあって、尖鋭化による失敗は起こりやすかったと思われる。しかし、一般に我が国では第二組合形成などの経営政策の結果、「御用組合」化が進んだと言われており、今回の分析対象である1980年以降の我が国製造業については、こうしたタイプの発言機構としての失敗は支配的な傾向ではなかったと想像される。本稿はかかる歴史的潮流に鑑み、VOICE仮

説をより妥当なものとする。

いま一つの代表的な組合観は、労働組合を賃上げ要求に係る独占体とみる立場である。その下では、労働組合がない場合の均衡賃金に比べて賃金が高くなる傾向があり、その結果、労働と資本の要素価格比が高くなり、より資本集約的な技術が選好されることとなり、また、高賃金の下で良質な労働者が選別されて採用されるため、労働生産性が向上することとなる。

従業員が賃上げを選好する限り、賃上げ要求が発言機構としての組合活動の一つであるのは自然である。しかしVOICE仮説は、労働組合の代弁内容が職場環境、ノルマ等を含めた労働条件全般にわたるものと考えており、賃上げ要求に特化するとは考えない。表2-1は、我が国労働組合に対して、賃上げのための発言が最も広く期待されているものの、それに限らず幅広く労働条件全般の改善のための活動が期待されていることを示している。活動の実際は概ねこの期待を反映しているものと考えられ、我が国では賃上げ要求への特化はそれほど強くないと言えよう。⁵⁾

表2-1 労働組合へ期待する事項
(労働組合加入者の期待)

賃上げ	時短	職場環境の充実	福利厚生の実	配置転換・出向への取組	高齢者雇用機会の確保	経営方針への発言
74.7	54.1	36.4	33.3	16.1	13.1	12.0 (%)

(注) 平成2年版「日本の労使コミュニケーションの現状」より作成。

・先行研究のレビュー

1. 研究動向の概況

VOICE仮説の基本的アイデアは、Brown & Medoff(1978) 及びFreeman & M

edoff(前掲)において発表され、その後、米国を中心に実証分析が積み重ねられている。

その多くは特定産業を対象にした分析であ

⁴⁾ ここで示した2つの組合観は、Freeman & Medoff(前掲)の整理による。

⁵⁾ また、労働組合の要素投入比への影響について、VOICE仮説は、従業員の選好に応じることは労働投入を向上させる効果があると考えており、したがって必ずしも要素投入比を変化させるとは限らないと考えている。

り、例えば、Clerk(1980)は米国セメント産業を、Allen(1986)は特定分野の建設産業を、Mefford(1986)は特定の消費財製造業を対象に、労働生産性に影響する諸要因をコントロールした回帰分析を行い、労働組合が労働生産性に正の影響を与えることを示した(ただし、いずれも離職率の低下などが影響チャンネルであることは示せなかった。)。また、Boal(1990)は、ウェスト・ヴァージニアの炭鉱を対象にした分析の結果、労働組合に労働生産性を高める効果は認められず、小規模の炭鉱ではむしろ生産性を引き下げていることを示した。

特定産業の分析は、対象諸企業が技術条件・需要環境などを共有しているため、分析が精緻になり、また、聴取調査などを行うことでVOICE効果の影響チャンネルについて詳細な質的情報を得られるといったメリットもある。しかし他方で、得られた結論そのものが対象産業の特性を反映しており、一般性を欠くものになる。

こうした問題意識から、一般的な結論を志向し、対象を広く製造業全体などとし、集計データを用いた回帰分析も行われている。その先駆が米国製造業全体を対象としたBrown & Medoff(前掲)であり、我が国製造業全体を対象とした分析として、村松(1983)がある。

2. 先行研究の要約

本稿の目的は、我が国製造業におけるVOICE仮説の妥当性を一般的に検証することであり、その手法は村松(前掲)を土台にしている。以下、同論文の概要を紹介する。

村松論文は、まず、Brown & Medoff(前掲)

に倣い、労働能率を説明変数として明示したコブ・ダグラス型生産関数を想定し、下式のように労働生産性の説明式を導く。⁶⁾

$$\ln Y/N = \ln A_i + \alpha \ln K/N + \beta (\ln K/N)^2 + \gamma \ln e + \delta \ln H + \varepsilon \ln N \quad (1)$$

Y: 産出量 A_i : 産業ダミー K: 資本ストック e: 労働能率係数 H: 労働時間 N: 雇用人員

同論文は、VOICE仮説の立場から、労働組合は士気の上昇、離職率の低さなどを通じて労働能率を高めると考える。いま、労働能率の向上度を一定倍率cとして、労働組合組織率を θ とすると、労働者全体の能率は、

$$eN = \{c\theta + (1-\theta)\} N = \{1+(c-1)\theta\} N$$

と表せる。この両辺の対数をとって近似式を使えば、

$$\ln e = \ln \{1+(c-1)\theta\} \approx (c-1)\theta$$

となる。ところで、労働能率は、労働組合のみでなく、性、学歴、年齢といった要素にも依存している。これらの要因も同様のやり方で、複合する効果を見捨てて近似すれば、

$$\ln e = b_0 - b_1(\text{FEM}) + b_2(\text{EDU}) + b_3(\text{AGE}) - b_4(\text{AGE})^2 + b_5(\text{UNI})$$

FEM: 女子比率 EDU: 高学歴比率(男子)

⁶⁾ (1)式は、労働能率を考慮した生産関数 $Y = AK^\alpha (eH^\beta N)^\beta$ を、労働生産性と資本装備率を明示するために変形して、

$$Y/N = A(K/N)^\alpha e^\beta H^\beta N^{\alpha+\beta-1}$$

とし、定数項Aを業種ごとに生産関数がシフトすることを考慮してダミー変数とし、また、資本装備率に関する生産性の弾力性が資本装備率と共に遞減することを考慮して、対数をとった形で表現した結果得られたものである。

AGE：平均年齢 UNI：労働組合組織率

いか、という解釈を提示している。

となる。(2)式を(1)式に代入したものが、同論文の回帰式となる。

推定は、クロスセクション分析によっている。二桁業種別、規模別、単独事業所で構成されるか否かの別によって、1973、78両年の我が国製造業を約260に分類し、全国集計データから各セクションの平均企業データを作成し、件の回帰式を推定した。

その結果、労働組合組織率の推定係数はいずれも正(0.0523, 0.185)であるが、そのt値は、0.73, 2.26と、1973年については説明変数として有意でなく、78年については有意であることが示された。

さらに、離職率の低下が労働生産性を向上させるという仮説を検証するために、同式の組合組織率を離職率に代えた式を推定し、離職率の推定係数はいずれも負(-0.181, -1.01)であるが、そのt値の絶対値は、0.63, 3.44であり、1973年については説明変数として有意でなく、78年については有意であることが示された。

以上の結果を総合して、同論文は、労働組合の生産性効果は、1973年については認められないが、78年については認められ、また後年においては生産性効果の幾分かは離職率の低下を媒介にしている(VOICE効果がある)と推測される、と結論付けている。双年の結果が違ふことについては、比較的好況期にあたる73年には、労働者の不満も少なく、また転職の機会に恵まれているため不満を持つ従業員は容易に転職を選ぶため、比較的労働組合の発言機能が発揮されず、74年以来の不況期に当たる78年には、合理化に伴う労働者の不満も強く、転職の機会にも比較的発言機能が強く現れるのではな

3. コメント

村松論文は、集計データによる第一次接近という手法ゆえの限界やデータの制約に伴う精度の粗さの他、次のような点に問題があると考えられる。

第一に、労働組合組織率の数値を未調整で回帰分析に用いることの問題がある。1980年から90年までの我が国製造業二桁業種ごとの企業規模(一企業当たり従業員数)と労働組合組織率の相関係数は、いずれの年でも高い数値を示した(0.86超)⁷⁾

したがって、労働組合組織率を未調整で説明変数として回帰分析を行った場合には、その推定係数に係る結果は、企業規模を反映したものになる可能性が高い。企業規模はいわゆるスケール・メリット/デメリットに係る効果を持ち、労働組合組織率を経由しない労働生産性への影響を持つと考えられるからである。⁸⁾

したがって、労働組合組織率から企業規模の影響を除去し、調整済組織率を作成し、調整済組織率を作成し、それを説明変数とするのが適当であると考えられる。

第二に、村松論文は労働組合の自発的離職率引き下げ効果を実証していないため、VOICE仮説の検定としては不十分である。

同論文は組合組織率の労働生産性への寄与、及び離職率の労働生産性に与える影響については直接に分析している。しかし、労働組合の離職率に与える影響については、両者を共に労働生産性の説明変数とした場合の推定係数の変化を見るという間接的な分析に止まっている。

本稿は、自発的離職率を労働組合組織率に回帰する分析を行い、この点を補った。

⁷⁾ この正の相関は、従業員数が大きいほど、組合設立・維持に尽力する有志が存在する確率が高く、また組合団体(連合など)の組合設立・維持への関心も高いことなどによるものと思われる。

⁸⁾ 村松論文は、本来セクション内の総従業員数を説明変数に用いるべきところを企業規模に代えた分析も試みている。しかし、そのような調整法では、組合組織率の推定係数に係る結果の適正が図られるとは限らず、むしろ組合組織率と企業規模がマルチコリニアリティを起こすだけの結果に終わる可能性がある。

第三に、村松論文は離れた2時点のクロスセクションデータを分析しているため、推定係数の推移、殊にその景気との関係を掴むことができず、また、VOICE効果のタイム・ラグを

考慮した分析も行えなかった。

本稿では、1980年から90年までの各年のクロスセクション分析及びパネル分析を行うことにより、この点を解決した。

．推定のための分析枠組み

1．分析対象

前節で述べた問題意識から、本稿は、我が国製造業を二桁分類×規模別で、約60に分類し、集計資料から作成したセルごとの平均企業データを標本にしたクロスセクション分析を、1980年から90年までのそれぞれにつき行い、あわせてパネル分析を行うこととする。

2．組合の生産性効果の計測

労働組合の労働生産性に与える効果の計測のための回帰式は、村松論文に倣い、下の式をベースにする。

$$\ln Y/NH = \ln A_i + \delta \ln K/N + \varepsilon (\ln K/N)^2 + \lambda \ln H + \mu \ln N + \nu \ln e \quad (3)$$

Y: 産出量 A_i : 産業ダミー K: 資本ストック e: 労働能率係数 H: 労働時間
N: 雇用人員

(3)式は村松論文の(1)式と同値だが、マンアワー当たりの生産性を被説明変数としたため、(1)式では δ が正となることが期待されるのに対し、(3)式では λ が負になることが期待される。

また、村松論文に倣って、 $\ln e$ については、

$$\ln e = b_0 + \sum b_i \cdot EFF_i$$

EFF_i : 効率労働者比率

と近似することが考えられる。

同論文は、効率労働者比率として、労働組合

組織率の他に、男女比、学歴、年齢を用いた。しかし、年齢については、高齢従業員、若年従業員にはそれぞれの長短（熟練、体力など）があるため、平均年齢などを用いても効率労働者比率になるとは考えられず、同論文でも有意な説明変数となっていない。したがって、本稿では説明変数から除いた。

また、平均的にみて女性従業員が男性従業員よりも能率面で劣ることはありえようが、男女比が事務職員の必要性の多寡などの経営条件の違いに依存しているためか、実証分析の結果、有意な説明変数とならず、最終的に説明変数から除外することとした。

こうした判断から、分析にあたっては、次の式を用いることにした。

$$\ln e = b_1 + b_2 \text{EDU} + b_3 \text{UNI} \quad (4)$$

EDU: 男子大卒比率 UNI: 労働組合組織率

また、(3)式での労働組合組織率について、企業規模の影響を除去するための調整を図るべく、各年ごとに労働組合組織率を定数項と企業規模（一企業当たり従業員数）に回帰し、その残差を調整済労働組合組織率(AUNI)として、労働組合組織率に代えて説明変数とした。

ところで、調整済労働組合組織率は、どのような要因に規定されているのだろうか。まず、従業員の集団心理、経営者の経営姿勢などが挙げられる。すなわち、従業員の間に組合を組織し、維持しようとするだけの一体感、共同意識があるかどうか、経営者に従業員の選好把握を

労働組合の労働生産性に与える影響について

図4 - 1 lnマンアワー当たり生産性 (1980-90)

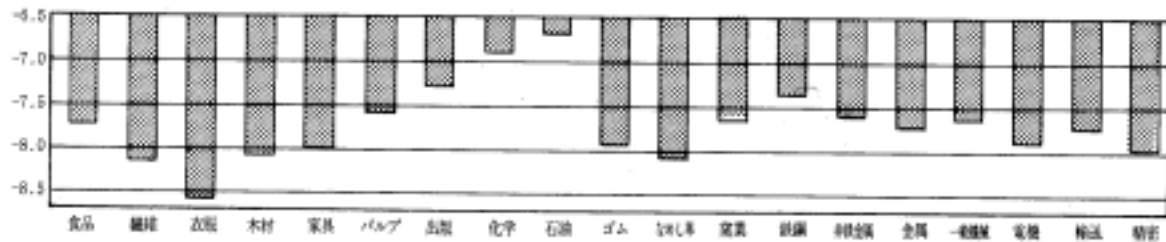


図4 - 1 - 2 lnマンアワー当たり生産性 (製造業平均)

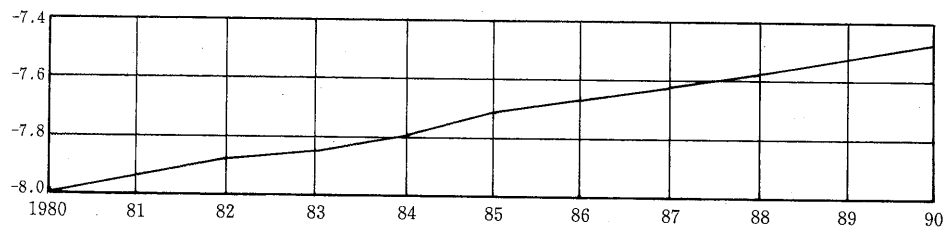


図4 - 2 労働組合組織率 (1980-90)

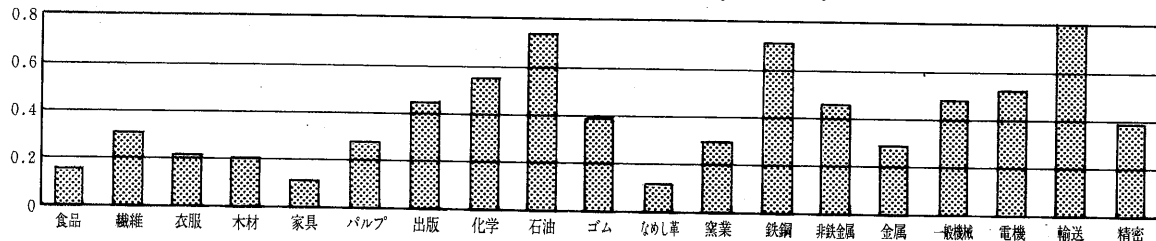


図4 - 2 - 2 労働組合組織率の推移 (製造業平均)

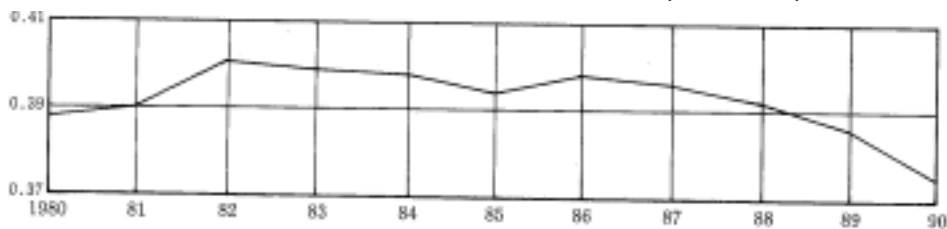
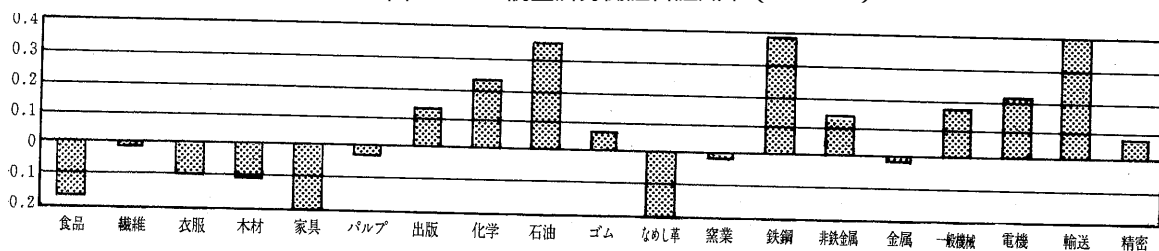


図4 - 3 調整済労働組合組織率 (1980-90)



積極的に行おうとする姿勢があるかどうか、といった心理的な要因が組合組織率に影響していると考えられる。

さらに、こうした心理のなりたちには、組合の設立・維持による従業員の選好表明/把握の必要性や有用性を規定する技術的な要因が影響

していると考えられる。本節末の図4-3が示すように、産業別に見ると、調整済労働組合組織率は、輸送機器、鉄鋼、石油化学などで高く、なめし革、家具、食品、木材などで低い。推測するに、製造技術の高度さや複雑さは、工程をより複雑にし、配置転換の頻度を高めて、

配属にまつわる潜在的不満などを高めることになるため、従業員には不満表明のための発言機構の必要性を感じさせ、経営者には労務管理のための選好把握の必要性を感じさせる、といった効果をもつのではないか。

こうした仮説が妥当ならば、今回の回帰分析は、こうした心理的及び技術的要因に基づく組合の設立・維持が労働生産性に与える影響を推定する仕事となる。

さて、以上を総合して、労働組合の生産性効果を計測する回帰式を整理して書き直すと、下のようになる。

$$\ln Y/NH = \ln A_i + \delta \ln K/N + \varepsilon (\ln K/N)^2 + \lambda \ln H + \mu \ln N + \nu AUNI + \rho EDU \quad (5)$$

ところで、(5)式で、Y（産出量）、K（資本ストック）は名目値である。価格要因を除去するためには、それぞれを適当なデフレーターで実質化することが望ましい。ところが、Yについては各産業の製品ごとの物価指数を得ることができるが、Kに係るデフレーター、つまりセルごとの有形固定資産に係る価格指数を得ることは、データの制約上困難であり、マクロのデフレーター（非金融法人の純固定資産に係るデフレーター）で代替せざるをえない。

こうした代替的な手法では、価格要因を十分に除去できないのみならず、かえって結果の妥当性を失わせることとなりかねない。かかる懸念から、今回は、名目ベースの(5)式と不十分な実質化による(5)'式とを共に分析した。

$$\ln y/NH = \ln A_i + \delta k/N + \varepsilon (\ln k/N)^2 + \lambda \ln h + \mu \ln n + \nu AUNI + \rho EDU \quad (5)'$$

y：実質純付加価値　k：実質有形固定資産

3．生産性効果の影響チャンネルの分析

次に、労働組合の生産性効果の影響経路を分析するための回帰式を準備しておこう。VOICE仮説は、組合の発言機能を通じた従業員の

士気の向上と自発的離職率の低下とを影響経路と考えているが、本稿の実証に当たっては計量分析が实际的に可能な自発的離職率の低下に的を絞って分析する。

分析は二段階となる。第一に、労働組合組織率の自発的離職率引き下げ効果を分析して、第二に、自発的離職率低下の労働生産性向上効果を分析することとなる。

まず、自発的離職率（ここでは、〔個人的理由による離職－結婚・出産・育児のための離職〕／従業員数）は、労働組合組織率以外では、就業条件に対する不満、就業先の倒産の可能性、他企業の就業条件の魅力、転職の容易さなどに依存しているだろう。そして、これらの条件は、主として就業先企業及び同種の産業に属する企業をとりまく経済環境（好不況）に依存していると考えられる。経済環境が良好であれば、就業先企業に勤め続けるインセンティブが高く、また倒産を見越した離職が減る反面、他企業の就業条件の魅力も増し、労働市場の緩和から転職も容易になる。これらの効果が互いに相殺しあうため、ネットでの自発的離職への影響はア・プリオリには断じえないが、いずれにせよ、産業ごとの景気指標を説明変数とすることで、これらの規定要因は概ねコントロールされることが考えられる。

なお、他の規定要因として、女性職員比率を考へることもできよう。女性職員には、他企業での転用が比較的容易な技術を用いた事務処理に従事するOLが多く、転職が比較的容易にできる、と考えれば、男女比もまた自発的離職率の説明変数となる。しかし、他方で、女性は結婚、出産、夫の転勤などに伴う離職の可能性が高いことから、企業側の採用も男性に対するよりは慎重であり、したがって転職の機会は男性に比べて恵まれてなく、かえって女性職員には離職を思い止まる傾向がある、と考へることもできる。

また、大卒職員は転職の機会に恵まれているから離職の可能性が高い、と想定し、大卒比を説明変数とすることも考へられる。しかし、他

方で大卒職員は若年期の段階で比較的満足度の高い条件を持つ企業に就職しているため、離職のインセンティブが低い、と考えることもできる。

いずれもこうした両面の効果があるせい、あるいはそもそも重要な規定要因でないせい、か、実証分析の結果、男女比、大卒比はいずれも有意な説明変数とならず、最終的にはこれらは説明変数としなかった（なお、男女比、大卒比を変数に加えた実証分析の結果は付録 1 に掲載した。）。

したがって、第一の分析のための回帰式としては、下の式を用いることにする。

$$VQ = \alpha + \beta AUNI + \alpha G \quad (6)$$

VQ：自発的離職率 G：産業別鉱工業生産上昇率

なお、自発的離職率に関しては、製造業二桁分類内の規模別データがないため、この分析は規模区分なしで行うこととする（調整済労働組

合組織率も二桁産業全体の組織率で計算）。

また、第二の分析（自発的離職率低下の労働生産性引き上げ効果の分析）のための回帰式は、本来、(5)、(5)'式の調整済労働組合組織率を自発的離職率(VQ)に代えることで得られるが、自発的離職率の数値が得られる二桁分類（規模区分なし）でこの式を推定すると、自由度が大きく損なわれる。他方、トータルな離職率（離職者／従業者）は、規模別で数値を得られるものの、そこには定年と出向が多く含まれることとなり、定年は過去の雇用規模を反映し、出向は出向ポストの数、つまり企業規模などを反映していることに鑑みれば、自発的離職率に代えて用いるには適当でない。そこで、ここでは、定年・出向要因をできるだけ除去しつつ規模別の数値がとれる説明変数として、55歳未満の離職者の従業者に占める割合（非定年の離職率）を用いることとした。

4. 統計資料

推定に用いた資料及び計算方法は、表 4 - 1

表 4 - 1 推定に用いた資料・算出方法

記 号	資 料・算 出 方 法
Y/NH	(粗付加価値(a)－減価償却費(a)) / 従業員数(a)・平均実労働時間(b)
y/NH	{Y/NH} / 国内卸売物価指数（製品類別）(c)
K/N	{年初有形固定資産額 + 1 / 2 (投資額－除去額)} / 従業員数 (a)
k/N	{K/N} / 非金融法人の純固定資産デフレーター(d)
H	平均実労働時間 (b)
N	従業員数 (a)
UNI	労働組合加入者数(e) / 従業員数(a)
AUNI	UNIを、従業員数(a) / 企業数(a)により調整
EDU	男子大卒従業員数 / 男子従業員数 (f)
VQ	個人的理由による離職者(g)－結婚・出産・育児のための離職者(g) / 従業員数(a)
YQ	総離職者(e)－55歳以上離職者(g) / 従業員数(a)
G	各産業の鉱工業生産上昇率 (h)

- (注) (a)：通産省「工業統計表・企業編」 (b)：労働省「毎月勤労統計」
(c)：日銀「卸売物価指数」 (d)：経企庁「国民経済計算」
(e)：労働省「労働組合基礎調査」 (f)：労働省「賃金構造基本統計調査」
(g)：労働省「雇用動向調査」 (h)：通産省「鉱工業生産指数」

のとおりである。

規模分類は、村松論文では、労働生産性などにつき信頼できる集計資料が存在する最も細かい区分に基づき、荒い区分でしか資料が得られない変数（労働組合組織率、労働時間など）については、細区分内は同一の値をとるものとして取り扱っている。この手法にはセル数が多くなるというメリットがあるが、企業規模はしばしば産業の相違よりも大きく変数に影響していると想像され、この手法ではかえって分析の精度が落ちるのではないかと考え、ここでは、最も重要なデータである労働組合組織率や離職率が正確に取り扱える比較的荒い区分をとること

にした。その結果、企業規模は最大4区分（30～99人、100～299人、300～999人、1000人以上）となり、セル数は年ごとに約60となった。（付録2参照）。

図4-1から4-8までは、被説明変数及び主要な説明変数の標本を整理したものである。製造業全体のタイムシリーズデータを見るかぎり、生産性、組合組織率、離職率の間には、強い相関は見いだせない。しかし、図4-6から4-8からは、産業間で比較すると、大きな傾向として、高生産性・高組合組織率・低離職率、という関係が見て取れる。

図4-4 自発的離職率（1980-90年平均）

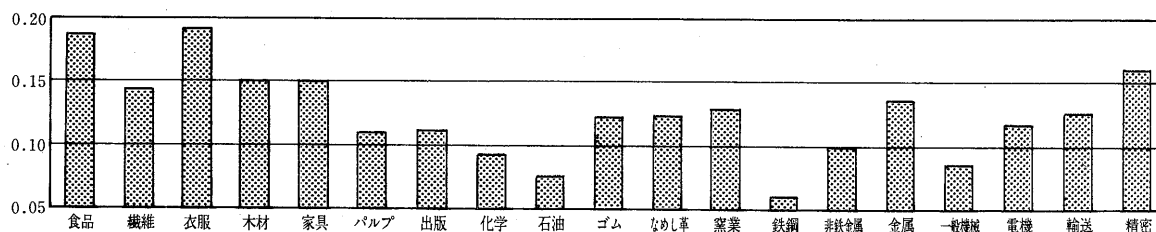


図4-4-2 自発的離職率の維持（製造業平均）

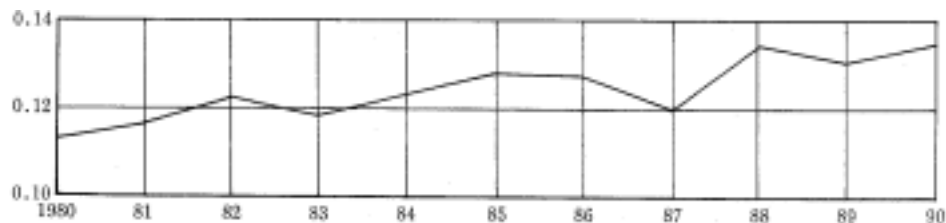
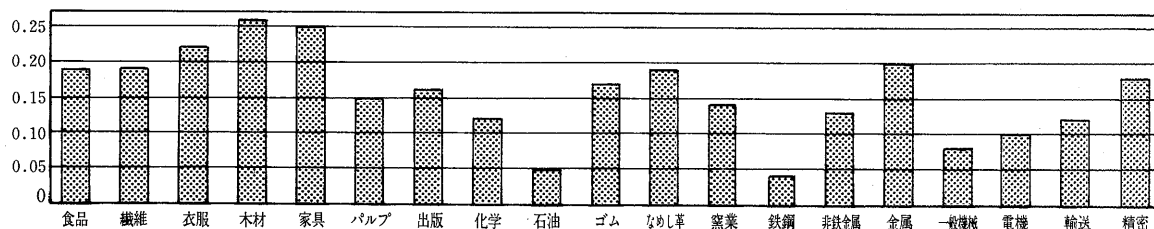


図4-5 非定年離職率（1980-90年平均）



労働組合の労働生産性に与える影響について

図4 - 5 - 2 非定年離職率の推移（製造業平均）

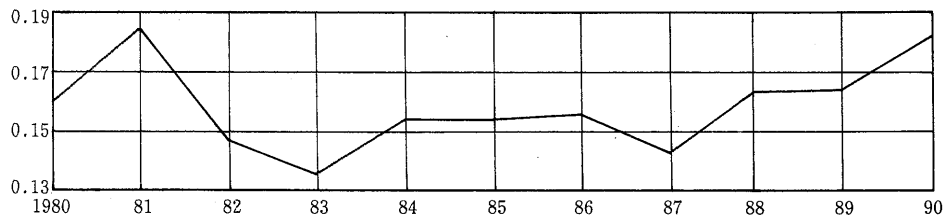
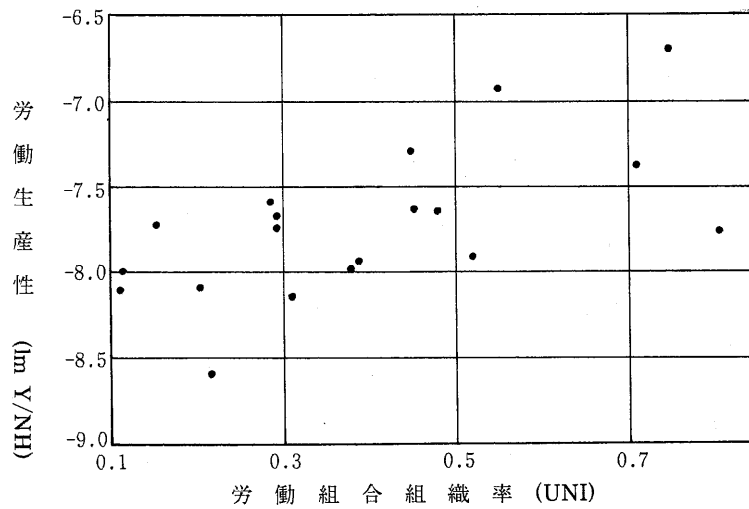
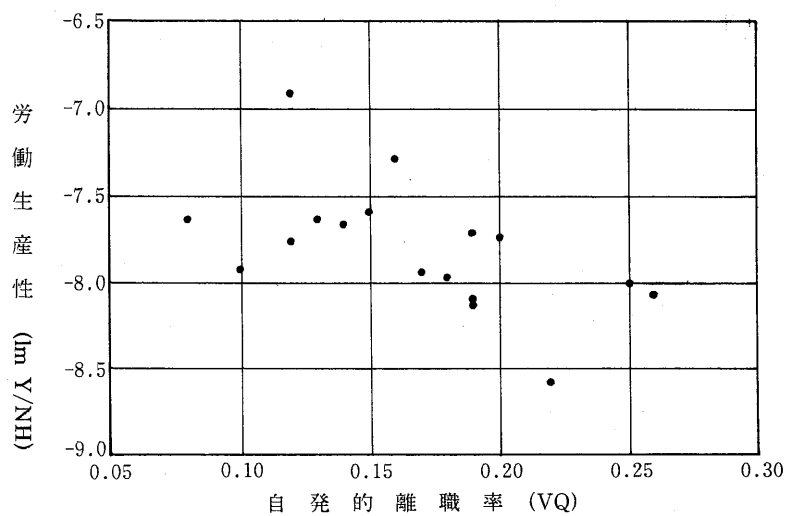


図4 - 6 労働組合組織率と労働生産性の関係



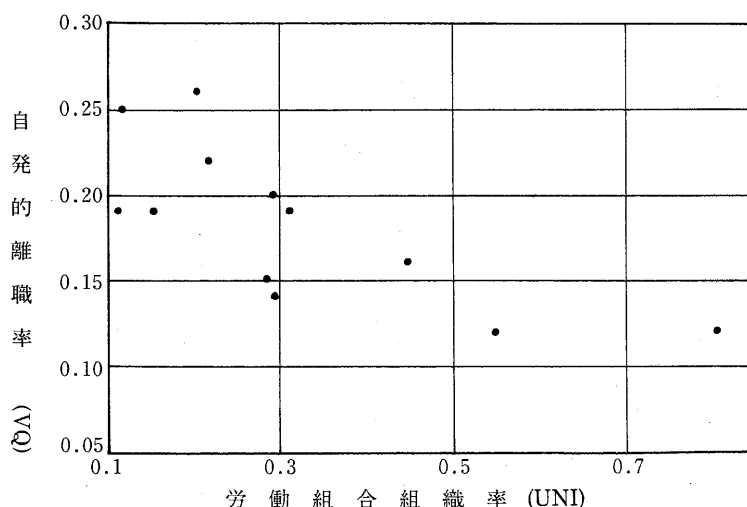
注) 製造業2桁産業毎の1980 - 90年平均値。

図4 - 7 自発的離職率と労働生産性の関係



注) 製造業2桁産業毎の1980 - 90年平均値。

図4-8 労働組合組織率と自発的離職率の関係



注) 製造業2桁産業毎の1980-90年平均値。

・推定結果

1. 組合の生産性効果の計測結果

表5-1は、調整済労働組合組織率の名目労働生産性への影響の計測結果を整理したものである。同表によれば、1984年及び1988～90年を除いて、0.2～0.3程度の弾力性をもって生産性効果が認められている。表5-1-2は、実質労働生産性への影響の計測結果であるが、この点において名目ベースの結果とは殆ど相違ない。

このように年ごとに組合の生産性効果が異なることは、どのように解釈されるだろうか。

図5-1は、労働組合の生産性効果と景気の関係を示すものであり、組合の生産性効果が認められない年は、鉱工業生産上昇率が10%程度ないしそれ以上である好況期に当たっており、成長率と生産性効果の逆相関が見て取れる。

この関係の解釈としては、A) 好況期には労働者の不満がそもそも小さく、また労働市場の緩和から不満者が比較的容易に離職できるため、労働組合の発言機構としての機能は強く果たされず、また、超過勤務への抵抗などから組合がむしろ労働生産性の引き下げ要因となりう

る、という解釈の他に、B) 生産性効果にはタイム・ラグがあり、景気の転換点では、タイム・ラグを考慮しない推定では有意水準が下がる、という考え方がありうる。

まず、B) の解釈の妥当性を調べるために、組合組織率が1～2期のちの労働生産性を引き上げるモデルを想定して回帰分析を行ってみたが、好況期には相変わらず生産性効果が認められなかった。

次に、A) の解釈の妥当性を検証するために、各年ごとの鉱工業全体の生産上昇率を説明変数に加えて、通年のパネル分析を行った。表5-2はこの結果を整理したものである。調整済労働組合組織率が労働生産性に対してプラスの効果を与えていることが、高い有意水準において示されている。(弾力性0.287, t値6.95)。

このように、景気の影響をコントロールしたモデルにおいて、組合の生産性効果が高い有意水準において見られることは、A) の解釈を支持するものであろう。

労働組合の労働生産性に与える影響について

表 5 - 1 労働組合組織率と労働生産性の関係
被説明変数: $\ln Y / NH$

	1980	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90
$\ln K / N$	0.32 (3.54)	0.35 (3.47)	0.49 (5.20)	0.52 (5.41)	0.55 (4.78)	0.59 (6.04)	0.38 (4.60)	0.51 (5.63)	0.66 (7.10)	0.59 (5.47)	0.59 (5.11)
$(\ln K / N)^2$	-0.02 (0.67)	-0.009 (0.27)	-0.06 (1.93)	-0.03 (0.83)	-0.11 (1.95)	-0.003 (0.10)	-0.05 (1.37)	-0.09 (2.61)	-0.05 (0.81)	-0.05 (0.69)	-0.13 (1.72)
$\ln H$	2.08 (2.39)	1.52 (1.98)	0.52 (0.71)	0.57 (0.73)	-0.52 (0.68)	0.76 (0.84)	-0.65 (2.34)	-0.15 (0.17)	-0.05 (0.81)	-0.17 (0.18)	-1.02 (0.98)
$\ln N$	0.28 (5.23)	0.10 (2.18)	0.12 (2.44)	0.15 (2.80)	0.03 (0.54)	0.11 (1.74)	0.18 (3.16)	0.14 (2.50)	0.14 (0.16)	0.06 (0.85)	0.04 (0.59)
AUNI	0.53 (3.17)	0.28 (2.75)	0.21 (1.71)	0.28 (1.50)	-0.11 (1.86)	0.30 (1.83)	0.26 (3.14)	0.22 (3.39)	-0.01 (2.77)	-0.007 (3.32)	0.03 (2.67)
$\bar{R}^2$	0.930	0.947	0.945	0.936	0.934	0.935	0.948	0.931	0.939	0.935	0.926

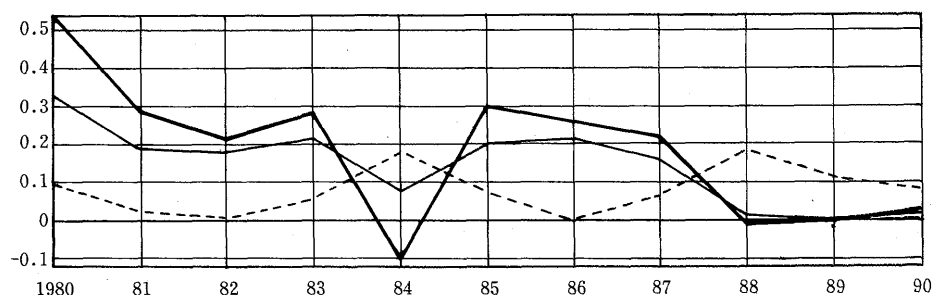
(注) 変数の定義は表 4 - 1 に示した。 $\bar{R}^2$: 自由度修正済の決定係数。() は t 値の絶対値。ケースは 60 (84 年は 56, 86, 88 年は 59。)

表 5 - 1 - 2
被説明変数: $\ln Y / NH$

	1980	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90
$\ln K / N$	0.09 (0.27)	0.40 (0.49)	-0.04 (0.14)	0.29 (0.93)	0.04 (0.73)	0.57 (1.78)	-0.05 (0.17)	-0.34 (1.05)	0.17 (0.26)	0.16 (0.24)	-0.63 (0.87)
$(\ln K / N)^2$	-0.02 (0.67)	-0.14 (0.15)	-0.06 (1.93)	-0.03 (0.83)	-0.06 (1.18)	-0.003 (0.10)	-0.05 (1.37)	-0.09 (2.61)	-0.05 (0.81)	-0.05 (0.69)	-0.13 (1.72)
$\ln H$	2.08 (2.39)	4.43 (2.24)	0.52 (0.71)	0.57 (0.73)	-0.19 (0.24)	0.76 (0.84)	-0.65 (2.34)	0.15 (0.17)	0.14 (0.16)	0.17 (0.18)	-1.02 (0.98)
$\ln N$	0.28 (5.23)	-0.17 (0.14)	0.12 (2.44)	0.15 (2.80)	0.03 (0.49)	0.11 (1.74)	0.18 (3.16)	0.14 (2.50)	-0.01 (0.14)	0.06 (0.85)	0.04 (0.59)
AUNI	0.53 (3.27)	0.62 (1.67)	0.21 (1.81)	0.28 (2.14)	-0.09 (0.58)	0.30 (2.03)	0.26 (2.09)	0.22 (1.61)	0.02 (0.10)	-0.007 (0.04)	0.03 (0.22)
EDU	2.10 (3.17)	-0.13 (0.08)	1.02 (1.71)	0.88 (1.50)	0.97 (2.07)	1.12 (1.83)	1.77 (3.14)	1.63 (3.39)	1.34 (2.77)	1.61 (3.32)	1.29 (2.67)
$\bar{R}^2$	0.924	0.696	0.935	0.925	0.933	0.927	0.947	0.936	0.940	0.935	0.926

(注) 変数の定義は表 4 - 1 に示した。 $\bar{R}^2$: 自由度修正済の決定係数。() は t 値の絶対値。ケースは 60 (84 年は 56, 86, 88 年は 59。)

図5 - 1 組合の生産性効果と景気との関係



—：組合組織率の推定係数 - - -：推定係数に係るt値／10 ...：鉱工業生産上昇率

(注) 名目ベースの分析結果に基づく

表5 - 2 労働組合組織率と労働生産性の関係(パネル)

被説明変数：lnY／NH		被説明変数：lny／NH	
lnK／N	0.5363 (40.44)	lnk／N	0.1426 (1.405)
(lnK／N) ²	-0.0202 (2.448)	(lnk／N) ²	-0.3960 (3.937)
lnH	-1.0193 (-122.6)	lnH	-1.4405 (43.67)
lnN	0.0385 (4.131)	lnN	0.0389 (3.479)
AUNI	0.2870 (6.948)	AUNI	0.2493 (5.055)
EDU	0.23 × (0.1) ⁻³⁹ (1.192)	EDU	0.71 × (0.1) ⁻³⁹ (3.043)
MG	0.3261 (2.149)	MG	0.6173 (3.409)
$\bar{R}^2$	0.81847	$\bar{R}^2$	0.74963

(注) MG：鉱工業全体の生産上昇率。他は表5 - 1に同じ。ケースは655(3)は551。

2. 生産性効果の影響経路の分析結果

次に、組合の生産性効果がVOICE仮説を支持するものであるのか、つまり、自発的離職率の低下などを通じての効果(VOICE効果)であるかを見ることにする。

まず、労働組合に自発的離職率を低下させる効果はあるのだろうか。

表5 - 3は、自発的離職率を調整済労働組合組織率に回帰した結果を示している。調整済労働組合組織率は、ほぼ一貫して自発的離職率の低下に寄与している(推定係数 - 0.3 ~ - 0.2, t値 - 7.0 ~ - 4.0)。労働組合に離職抑制効果があ

るとする仮説は棄却されない。

また、図5 - 2は、調整済組合組織率の自発的離職率引き下げ効果の強弱と景気との関係を示したものである。同図は、好況時には離職率引き下げ効果は低下することを示している。離職率引き下げ効果に1 ~ 2期のタイム・ラグがあると想定した推定においても好況期の引き下げ効果が高まらず、また、パネル分析の結果は高い有意水準で同効果を認めており(推定係数 - 0.278, t値 - 19.1)、好況期において労働組合の果たす役割が低下する、という前段の仮説が支持されている。

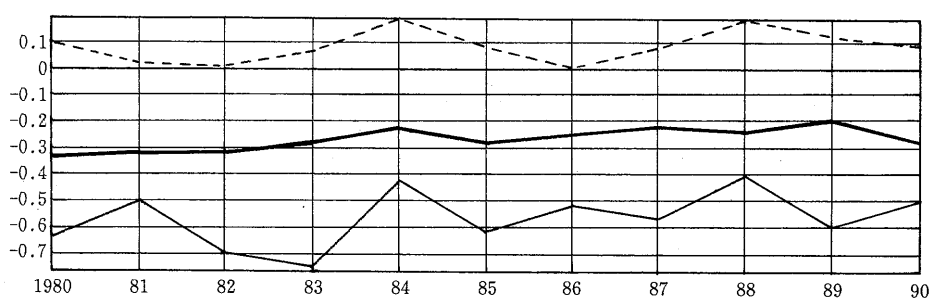
表 5 - 3 調整済労働組合組織率と自発的離職率の関係

被説明変数：VQ

	1980	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90	パネル
AUNI	-0.33 (6.31)	-0.32 (4.93)	-0.32 (7.02)	-0.29 (7.50)	-0.23 (4.23)	-0.29 (6.28)	-0.26 (5.20)	-0.23 (5.76)	-0.25 (4.15)	-0.21 (6.09)	-0.29 (5.07)	-0.28 (19.1)
G	0.12 (1.08)	0.006 (0.29)	-0.33 (1.52)	-0.16 (1.13)	-0.28 (2.01)	-0.06 (0.32)	0.15 (0.64)	0.16 (0.69)	-0.08 (0.36)	-0.37 (2.09)	0.05 (0.19)	-0.02 (0.32)
$\bar{R}^2$	0.7239	0.5832	0.7358	0.7718	0.6884	0.6921	0.6199	0.6464	0.5297	0.7809	0.6068	0.6536

(注) 変数の定義は表 4 - 1 に示した。 $\bar{R}^2$ ：自由度修正済の決定係数。()はt値の絶対値。ケースは各年19, パネル 205。

図 5 - 2 自発的離職率引下げ効果と景気の関係



—：組合組織率の推定係数 - - -：推定係数に係るt値／10 ...：鉱工業生産上昇率

(注) 名目ベースの分析結果に基づく。

最後に、離職の労働生産性引き下げ効果を見よう。

離職率の数値としては、既に述べたデータの制約から、55歳未満の従業員に係る離職率（Y-Q）を用いるが、離職率の中で自発的離職率（VQ）の占める割合は65%程度であり、YQとVQの間の相関係数も0.75程度と高い。

表 5 - 4 は、YQの名目労働生産性への影響の計測結果を整理したものである。同表は、離職率の労働生産性への影響は、ほぼ一貫してマイナスであり、また、パネル分析では離職率の低下が有意に労働生産性を高めることが認められている。しかし、年ごとに見れば、82年、85、6年などについてはその有意水準は高くない。表5-4-2は実質ベースでの分析結果であるが、パネル分析でのYQに係るt値が低いことを除けば、ほぼ同様の結果が得られている。

この結果については、次のように解釈できるだろう。すなわち、符号の一貫性が示すように、離職率の低下には労働生産性を引き上げる傾向がある。しかしながら、離職率が労働生産性に与える影響は、企業特殊熟練の喪失によるマイナスだけでなく、合理的な雇用調整に伴うプラスもある。82年、85、6年のような不況期（図 5 - 1 参照）には、離職率が上昇するが、その離職率は好況期よりも合理的な雇用調整を多く含んでいるため、企業特殊熟練の喪失というマイナス効果がより強く相殺されることとなり、ここでの回帰分析の結果においては推定係数及びt値が低下することとなる。

労働組合の労働生産性に与える影響について

表5 - 4 55歳未満離職率と労働生産性の関係

被説明変数: Y/NH

	1980	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90	パネル
lnk/N	0.49 (12.5)	0.51 (12.9)	0.49 (13.3)	0.47 (11.3)	0.29 (2.70)	0.54 (16.6)	0.52 (15.0)	0.48 (13.6)	0.56 (8.55)	0.64 (11.7)	0.59 (12.0)	0.54 (37.4)
(lnk/N) ²	0.01 (0.55)	0.01 (0.63)	-0.01 (0.83)	0.01 (0.56)	-0.10 (2.05)	-0.0002 (0.01)	-0.01 (0.59)	-0.04 (2.15)	-0.02 (0.41)	-0.08 (0.21)	-0.03 (0.81)	-0.03 (2.21)
lnH	1.26 (1.93)	1.21 (2.03)	0.61 (1.09)	0.32 (0.53)	-1.89 (2.49)	-0.62 (1.04)	-0.79 (2.77)	-0.63 (1.07)	-0.84 (1.34)	-0.45 (0.88)	-0.25 (0.48)	-1.00 (110.0)
lnH	0.01 (0.58)	0.001 (0.06)	0.02 (0.81)	0.01 (0.85)	0.02 (0.71)	0.02 (1.00)	-0.02 (0.97)	-0.002 (0.07)	0.01 (0.45)	0.01 (0.59)	-0.03 (0.13)	0.03 (3.29)
YQ	-1.14 (2.45)	-1.06 (2.18)	-0.36 (0.72)	-1.42 (2.49)	-1.31 (1.84)	-0.21 (0.57)	0.07 (0.14)	-0.96 (1.50)	-0.57 (1.19)	-0.20 (0.46)	-0.41 (1.01)	-0.48 (2.43)
EDU	2.56 (8.21)	2.52 (8.89)	2.52 (8.46)	2.27 (7.92)	0.23 (1.74)	1.97 (7.66)	1.89 (7.34)	2.16 (7.63)	1.38 (5.02)	1.84 (7.46)	1.75 (7.04)	0.12×0.1 ³⁹ (0.63)
R ²	0.897	0.916	0.913	0.900	0.785	0.920	0.910	0.907	0.881	0.920	0.920	0.807

(注) 変数の定義は表4-1に示した。R²: 自由度修正済の決定係数。() はt値の絶対値。ケースは各年60 (84年は56, 86, 88年は59。), パネルでは651。

表5 - 4 - 2 55歳未満離職率と労働生産性の関係

被説明変数: y/NH

	1980	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90	パネル
lnk/N	0.36 (1.41)	0.37 (0.83)	-0.19 (0.90)	0.09 (0.36)	0.54 (1.58)	0.19 (0.87)	0.21 (1.16)	0.15 (0.79)	0.57 (1.34)	0.70 (1.77)	0.31 (0.81)	0.14 (1.38)
(lnk/N) ²	-0.01 (0.38)	-0.01 (0.26)	-0.06 (3.08)	-0.03 (1.40)	-0.10 (3.09)	-0.04 (1.60)	-0.03 (1.65)	-0.04 (2.04)	-0.02 (0.05)	0.05 (0.14)	-0.03 (0.81)	-0.04 (3.99)
lnH	1.38 (1.71)	2.86 (2.06)	1.25 (1.93)	0.75 (1.04)	0.01 (0.01)	0.16 (0.23)	-0.62 (2.13)	-0.29 (0.48)	-0.29 (0.46)	-0.41 (0.74)	-0.25 (0.48)	-1.43 (42.7)
lnH	0.04 (1.31)	0.002 (0.03)	0.03 (1.24)	0.03 (1.16)	0.01 (0.33)	0.02 (0.80)	-0.05 (1.99)	-0.03 (1.41)	-0.02 (0.57)	0.01 (0.30)	-0.03 (0.13)	0.03 (2.94)
YQ	-0.94 (1.65)	-0.52 (0.48)	-0.79 (1.34)	-1.18 (1.73)	-0.87 (1.84)	-0.19 (0.44)	0.29 (0.52)	-1.06 (1.64)	-0.54 (1.15)	-0.21 (0.47)	-0.41 (1.01)	-0.17 (0.74)
EDU	2.33 (6.14)	2.52 (3.81)	2.14 (6.22)	2.04 (5.91)	1.68 (6.45)	1.80 (5.91)	1.91 (6.82)	1.98 (7.21)	1.89 (5.58)	1.82 (7.03)	1.75 (7.04)	0.64×0.1 ³⁹ (2.69)
R ²	0.834	0.808	0.831	0.871	0.874	0.874	0.903	0.910	0.889	0.913	0.913	0.741

(注) 変数の定義は表4-1に示した。R²: 自由度修正済の決定係数。() はt値の絶対値。ケースは各年60 (84年は56, 86, 88年は59。), パネルでは651。

結語

以上の分析結果は、次のように総括することができるだろう。

労働組合には、不況期において、自発的離職率を引き下げる効果があることが認められた。この引き下げ効果は、労働組合が発言機構として従業員の不満を代弁しうる結果、従業員の潜在的な不満を低下させ、また、不満がある場合にも、離職を選ぶ前に発言による現状の変革を志向するようになるからであると考えられる。また、この引き下げ効果が好況期において有意に認められないのは、好況期にはそもそも労働者

の不満は小さく、また労働市場が緩和するため、不満者には好条件の転職機会があるため、労働組合が発言機構としての役割を発揮する余地が大きいことによると考えられる。

また、離職率の低下には、不況期において、労働生産性を引き上げる効果があることが認められた。これは、離職には企業特殊熟練の喪失、採用・訓練コストの増加等の効果があることによるとと思われる。

そして、労働組合には、不況期において、労働生産性を引き上げる効果があることが認めら

れた。この生産性効果は、少なくとも部分的には、以上の自発的離職率引き下げ効果→労働生産性向上効果、に支えられたものであろう。

したがって、今回の標本、すなわち1980年代の我が国製造業については、「不況期のVOICE効果」があるとの仮説は棄却されない、と言ってよいだろう。なお、この結果は先行研究である村松（前掲）の1970年代の我が国製造業に関する分析結果と整合的である。

しかし、この結論には若干の留保を付する必要がある。

第一に、今回の分析は、集計度の高い資料を用いての接近であるため、技術的要因や労働の質について十分な資料が得られていない。今回の結果は、厳密には、VOICE効果の兆候を認めるものである、と言うに止めるべきだろう。

第二に、今回認識された労働組合の生産性向

上効果が、実際の組合の諸活動の成果であるのか、それとも「組合組織率を高める要因」の反映であるのかは、判然としない。企業規模の影響はコントロールしたが、で言及したように、労働組合組織率は、高技術の産業において高くなる傾向にあり、もしもこうした高技術産業には技術的要因等ゆえに高い労働生産性が認められるのなら、われわれが認めたものは見せ掛けのVOICE効果にすぎないかもしれない。

以上のような問題点を解決していくためには、Brown & Medoff（前掲）後の米国で行われてきたように、個々の産業を対象にし、企業ベース、事業所ベースの資料を下にした分析を積み重ねていくことになるだろう。我が国産業を対象にした分析は未だ蓄積が少なく、今後こうした研究が期待されるところである。

付録1 従業員の学歴及び性を考慮した自発的離職率の回帰分析の結果
被説明変数：VQ

	1980	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90	パネル
AUNI	-0.32 (5.70)	-0.29 (3.75)	-0.31 (5.09)	-0.31 (6.53)	-0.22 (3.85)	-0.30 (5.49)	-0.30 (5.24)	-0.24 (5.04)	-0.25 (4.87)	-0.20 (6.87)	-0.28 (4.68)	-0.32 (5.69)
EDU	-0.12 (0.71)	-0.21 (0.71)	-0.04 (0.20)	0.12 (0.64)	0.03 (0.19)	0.09 (0.61)	0.01 (0.10)	-0.03 (0.24)	-0.0000 (0.13)	-0.0000 (0.88)	-0.0000 (0.28)	-0.12 (0.71)
MAL	0.13 (0.61)	0.01 (0.25)	-0.02 (0.59)	-0.01 (0.30)	0.004 (0.77)	-0.001 (0.02)	0.38 (2.60)	0.02 (0.72)	0.53 (3.18)	-0.0004 (2.09)	0.04 (0.96)	0.13 (0.61)
G	0.14 (1.19)	0.05 (0.17)	-0.32 (1.23)	-0.23 (1.27)	-0.29 (1.86)	-0.10 (0.50)	0.10 (0.43)	0.13 (0.49)	-0.33 (1.80)	-0.33 (2.02)	-0.10 (0.33)	0.14 (1.19)
R ²	0.6983	0.5407	0.7038	0.7470	0.6622	0.6572	0.7132	0.6112	0.7205	0.7543	0.5787	0.6829

(注) VQ：自発的離職率 AUNI：調整済労働組合組織率 EDU：男子大卒比率変数の定義は表4-1に示した。R²：自由度修正済の決定係数。()はt値の絶対値。ケースは各年19, パネル205。

労働組合の労働生産性に与える影響について

付録2 標本セル一覧

業 務	セル数	業 務	セル数
食料品製造業 (18, 19)	3	なめしかわ・同製品・毛皮製造業 (29)	2
繊維工業 (衣服, その他の繊維製品を除く) (20)	3	窯業・土石製品製造業 (30)	3
衣服・その他の繊維製品製造業 (21)	3	鉄鋼業 (31)	4
材木・木製品製造業 (家具を除く) (22)	2	非鉄金属製造業 (32)	3
家具・装備品製造業 (23)	2	金属製品製造業 (33)	3
パルプ・紙・紙加工品製造業 (24)	3	一般機械器具製造業 (34)	4
出版・印刷・同関連産業 (25)	4	電気機械器具製造業 (35)	4
化学工業 (26)	3	輸送用機械器具製造業 (37)	4
石油製品・石炭製品製造業 (27)	4	精密機械器具製造業 (38)	3
ゴム製品製造業 (28)	3		

(注) 1. セル数 2～4 は, それぞれ次の区分でセルが作成されたことを示す。

セル数 2 : 従業者数30～99人 同100～299人

セル数 3 : 従業者数30～99人 同100～299人 同300～499人

セル数 4 : 従業者数30～99人 同100～299人 同300～499人 同500人～

2. 全ての産業でセル数 4 とならないのは, 対象となる大企業が存在しないか, 少数のため工業統計表が数値を伏せているためである。

3. 1984年では, 石油・石炭製造業がセル数 2 となり, 1986年, 88年では, 輸送用機械器具製造業がセル数 3 となる。

参 考 文 献

Akerlof, George A. 'labour contracts as partial gift exchange' *An Economic Theorist's Book of Tales* p.123 - 174, 初出 *The Quarterly Journal of Economics*, 97, Nov. 1982

Boal, William M. 'Unionism and Productivity in West Virginia Coal Mining' *Industrial and Labor Relations Review*, vol.43 no.4, Apr. 1990

Allen, Steven G. 'Unionization and Productivity in Office Building and School Construction' *Industrial and Labor Relations Review*, vol.39 no.2, Jan. 1986

Brown, Charles and James L. Medoff 'Trade Unions in the Production Process' *Journal of Political Economy*, Vol.86 no.3, Jun. 1978

Clark , Kim B. 'The Impact of Unionization on Productivity: A Case Study' *Industrial and Labor Relations Review* , vol.33 no.4 , Jul. 1980

Freeman , Richard B. and James L. Medoff
'The Two Faces of Unionism' *The Public Interest* , 57 , Fall 1979

Hirschman , Albert O. Exit , voice , and loyalty; responses to decline in firms , organizations , and states.

Mefford , Robert N. 'The Effects of Unions on Productivity in a Multinational Manufacturing Firm' *Industrial and Labor Relations Review* , Vol.40 no.1 , Oct. 1986

村松久良光「生産性と労働組合の機能」 日本
の労働市場分析－ “ 内部化した労働市場 ” の視
点より－」 p.91-117