

GCOE Discussion Paper Series

Global COE Program

Human Behavior and Socioeconomic Dynamics

Discussion Paper No.28

(第3回応用計量経済学コンファレンス優秀論文賞受賞)

労働組合は全力を尽くしているか？

ユニオン・ショップ協定の努力水準向上効果の検証

高橋 陽子

2009年1月

GCOE Secretariat
Graduate School of Economics
OSAKA UNIVERSITY

1-7 Machikaneyama, Toyonaka, Osaka, 560-0043, Japan

労働組合は全力を尽くしているか？*

ユニオン・ショップ協定の努力水準向上効果の検証

日本学術振興会特別研究員 高橋陽子

ユニオン・ショップ協定は労働組合のモラルハザードを誘発させるという批判がある。本稿は労働組合の提供するサービスの中でも特に労使交渉に的を絞り、ユ・シ協定締結組合が労使交渉を怠るかについて理論的・実証的に検証した。理論分析において、組合と組合員のエージェンシー・モデルを構築し分析した結果、ユ・シ協定は労働組合の組合員への交渉努力を高めることが示された。また実証分析では、労使交渉の回数を組合の交渉努力の代理指標とし、ユ・シ協定締結組合と非締結組合の交渉回数を比較したところ、ユ・シ協定締結組合の交渉回数が多いという理論分析と整合的な結果が得られた。分析結果から、ユ・シ協定は組合のモラルハザードを誘発させるのではなく、むしろ防止させる効果があることが示された。

J51 Trade Unions: Objectives, Structure, and Effects

連絡先: 〒113-0033 東京都文京区本郷 7-3-1 東京大学社会科学研究所

電子メール: yokotaka0716@gmail.com

*本稿は大阪大学大学院経済学研究科/社会経済研究所 GCOE「人間行動と社会経済のダイナミクス」プロジェクト主催の第三回応用計量経済学カンファレンスにおいて報告の機会を頂き、討論者川口大司氏（一橋大学）、座長大竹文雄氏（大阪大学）、カンファレンス参加者各位から丁寧なご指導を頂いた。また、東京工業大学社会工学研究科 Work-In-Progress Seminarにおける参加者各位、安達貴教氏（東京工業大学）、玄田有史氏（東京大学）、島根哲哉氏（東京工業大学）、仁田道夫氏（東京大学）、脇坂明氏（学習院大学）から貴重なコメントを頂いた。尚、本稿で利用したデータは東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブから個票データの提供を受けたものである。ここに記して感謝申し上げたい。文中における誤りは全て筆者に帰するものである。

1、はじめに

ユニオン・ショップ（以下ユ・シ）協定は、20世紀に入り多くの国で批判され、禁止されてきたⁱ。日本は今やユ・シ協定の普及する数少ない国であるがⁱⁱ、1980年代からは日本においてもユ・シ協定を廃止すべきではないかという議論がなされつつあるⁱⁱⁱ。この中にユ・シ協定は労働組合に組合員へのサービスを怠らせるという批判がある^{iv}。本稿は労働組合の提供するサービスの中でも特に労使交渉に的を絞り、ユ・シ協定締結組合が労使交渉を怠るかについて理論的・実証的に検証する。

ここで、ユ・シ協定について簡単に説明しておこう。ユ・シ協定とは労働組合が企業との間に結ぶ労働協約であり、これを締結する企業に採用された従業員は採用後一定期間内に特定の労働組合に加入しなければならず、それを拒否した者や、またその労働組合を脱退した者は企業から解雇される^v。つまりユ・シ協定は、解雇の脅威によって原則全ての従業員を特定組合に強制加入させる効果を持つ^{vi}。この結果、ユ・シ協定締結組合は組合員にどれだけのサービス（賃上げ、労働時間短縮、福利厚生等の交渉等）を提供するかに関わりなく全従業員を組合員として確保できるので、組合員へ提供するサービスが非締結組合よりも少なくなる、つまりモラルハザードが発生することが予想される。しかしこのような問題はこれまで理論的・実証的な検証はほとんどなされていない^{vii}。

ⁱ ユ・シ協定を含むショップ制は、例えば組合選択の自由（積極的団結権）の侵害にあたるなどとされ、国によって理由は異なるものの多くの国で禁止されている。イギリスにおいては、1981年にヨーロッパ人権裁判所からクロズド・ショップが人権侵害に当たるとの判決を受け、翌年 **Employment Act** において規制が強化されると、ショップ制は急速に衰退していく（中村（1988）p.329-338）。またアメリカでも、イギリスから派生したクロズド・ショップが発展していたが、1947年の **Taft-Hartley Act** によって禁止され、ユ・シ協定についても労働者を解雇できる場合が極端に限定されており、かつ州によってはユ・シ協定を含む組合保障制が **right-to-work law** で禁止されている。アメリカのショップ制についての詳細は外尾（2002）P.59を参照。その他ドイツ、フランスでは消極的団結権を理由に明確に禁止されている。その他の国も含め、各国のショップ制に関する歴史は本多（1964）が詳しい。

ⁱⁱ 2006年の厚生労働省「労働組合基礎調査」によれば、ユ・シ協定のある組合の割合は7割を超えている。戦後、他国に比べ労働組合の素地のなかった日本においては、労働組合の育成・保護という観点から団結権が優先され、ユ・シ協定は学説・判例上合法と承認されてきた。

ⁱⁱⁱ 1980年代以降、日本の労働法学においてもユ・シ協定の有効性を全面的に否定する学説が形成されつつある。例えば大内（2000, 2007a）は、ドイツの憲法で保障されているように、組合に入らない自由、脱退する自由（消極的団結自由・消極的団結権）は日本の憲法解釈にも当てはまると考え、ユ・シ協定無効を主張している。その他に、ユ・シ協定は組合内の政治的な対立を解決する道具として使われているという批判がある。例えば組織内部の主流派が交代したり、組合分裂が生じたときなどには、組合対立の様相をいっそう激化させ、一方が統制権を利用して他方を処分し、企業から追放してしまう。この点に関して西谷（1980）は、昭和49年から53年までの5年間のユ・シ協定に関する21件（うち同一事件を省けば18件）の判例を取り上げ、事例内容を分析し、ユ・シ協定が組合内の対立を少数派の追放によって解決するために、あるいは組合批判者を企業外へ放逐して組合幹部の反労働者的体質を温存するために利用されていると指摘する（p.65-69）。

^{iv} 大内（2007b）p.164

^v ユ・シ協定締結組合を脱退した労働者が必ず解雇されるとは限らない。第一に、脱退しても他組合に加入していれば解雇は有効でなくなる。第二に、ユ・シ協定締結の際に、使用者が特に解雇条項に関して抵抗した場合、解雇については別途労使間で協議すると定めている「不完全ユニオン」の存在がある。1989年の労働協約等実態調査によれば、「完全ユニオン」が4割程度に対し、「尻抜けユニオン」は5割弱、解雇に関する定めが全くない「宣言ユニオン」も1割存在する。

^{vi} ただし、締結組合以外の他の労働組合に加入した者^v及び、「締結組合からは脱退または除名されたが、他の労働組合に加入または新たな労働組合を結成した者」の解雇は、公序違反として無効と最高裁によって判断されている（三井倉庫港運事件：最判平成1・12・14 労判552号6項）。

^{vii} ユ・シ協定締結組合の怠業について分析した研究は存在しないが、ユ・シ協定についての組合員の満足度などに関する分析は2つ存在する。もしユ・シ協定締結組合が従業員の利益に関する交

それは従来の労働組合の研究では「労働組合と組合員の目的は同一である」ものとされ、上記のようなモラルハザードを発生させる主要な原因である「労働組合と組合員の目的が同一でない」状況を想定したモデルがほとんど存在しないためである。

労働組合の目的を明らかにしようとする研究は Dunlop (1944) から始まり、組合員の賃金・雇用量の極大化や、組合員の賃金と失業した組合員の失業手当の合計額の極大化などが提示された。その後、組合員の賃金と雇用者数を要素とする効用関数が労働組合の目的関数として定着し、Pencavel (1984)等によって効用関数の形状の特定化や、組合が賃金と雇用量のどちらを重視しているかを示すウエイトを測定するという実証研究が積み重ねられた^{viii}。これらの研究に共通するのは、組合員の効用を高めることは労働組合の効用を高めることと同値であると考えられている点である。一方、労働組合と組合員の目的が一致しないと考える研究は極僅かである。Ross (1948)は、そもそも労働組合は多様な労働者の集まりであり、労働組合のリーダーが（全ての）組合員の利益を考慮した組合運営を行うことはできないと指摘する。また Farber (1978) は、Ross (1948)と同様に組合員の多様性に着目した上で、労働組合の決定事項が多数決原理による場合には、労働組合のリーダーが自らの地位を維持するために、組合員の年齢の中央値にある者の期待効用を最大化する賃金政策を労働組合の目的とすることを理論的・実証的に示した。さらに Faith and Reid (1983, 1986)は、組合員をプリンシパル、労働組合を交渉や内部調整の専門家としてのエージェントとしてとらえ、組合員の多様性（つまり複数プリンシパルの存在）により、エージェントは全組合員の完全なエージェント（perfect agent）にはなり得ず、結果として一部組合員に対しては背任行為（malfeasance）を行うと指摘する。

本稿も Faith and Reid (1983, 1986)と同様に、組合員と労働組合の関係をエージェント関係でとらえる。ただし、労働組合と組合員の目的の不一致が、組合員の多様性によって生じるのではなく、元来労働組合は組合員とは異なる目的を持つために生じると考える点で異なる。すなわち、組合員は自己の純収入（賃金から組合費を控除したものに

渉を企業が怠るならば、ユ・シ協定締結組合の組合員は組合に対して強い不満を持ち、できることならば組合を脱退したいという感情を抱くだろう。守島（2002）は、1993年に実施された厚生労働省「労働組合実態調査」の個票を利用し、ユ・シ協定の有無と組合員の満足度の関係について検証している。これによれば、ユ・シ協定締結組合の組合員の満足度は、高い 14.3%、中程度 70.2%、低い 15.5%である。一方ユ・シ非締結組合では、一方ユ・シ非締結組合では、高い 15.6%、中程度 59.6%、低い 24.9%となっている。また都留（2002）は、「あなたは、ユニオン・ショップ制や人間関係のしほりがなければ、組合を辞めたいとお考えですか」という問いを含む、独自の労働者個人調査を実施した。この問いに対し、都留は辞めたい・辞めたくない、の二値変数を準備し、ユ・シ協定のある組合に属する人が組合を辞めたいと考えているかを検証した。その結果、ユ・シ協定が組合員の退出を促す効果は確認されず、入社時ユ・シ協定があるために嫌々ながら組合に入り、我慢しつつづけているというような組合員の姿は平均的には否定されている。ただしユ・シ協定があることによって、無い組合よりも積極的に組合に加入し続けたいと思わせるような効果もないことになる。以上のように、2つの実証研究からは、ユ・シ協定締結組合の組合員が、非締結組合の組合員よりも組合に不満を抱いたり、可能であれば組合を辞めたいとは考えていないことがわかった。^{viii} 組合の目的関数の実証研究に関しては、Farber(1986)、Pencavel(1991)等を参照。

Pencavel(1984)は International Typographical Union の 6つのローカルユニオンの組合目的関数を計測し、ウエイトの値は各組合で大きく異なるものの、賃金よりも雇用にかなり大きなウエイトを置いているという実証結果を得ている。しかし、Clark and Oswald(1993)は、組合の目的関数は何かを直接組合リーダーに尋ねたデータから、組合は組合員の雇用よりも賃金により重きを置いているという実証結果を得ている。調査対象の組合や利用するデータによって結果は異なっている。

よって定義される)を最大化することを目的とし、労働組合は組織にとっての収入である組合費の最大化を目的とする。ここでの組合費は、代理交渉サービスの提供(本稿では組合員に代わって行う企業との賃金交渉)の対価としての意味合いを持つものであるとする。このような想定は、組合費が労働組合に労使交渉努力を促すように交渉結果である賃金の一定率で徴収されていること、つまり組合費が交渉結果に対するインセンティブとして支払われるという日本で多く見られる組合費徴収形式と整合的である。

以上をふまえ、本稿は組合費最大化を目的とする組合と組合員のエージェンシー・モデルを利用し、ユ・シ協定が組合のモラルハザードを誘発するかを理論的・実証的に検証した。その結果、労働組合はユ・シ協定によってむしろ労使交渉への努力を高めており、これまでの通説とは逆の結果を得た。理論分析では、ユ・シ協定は、組合員の勧誘活動といった労使交渉以外の副次的活動への資源投入を禁止することで、組合を労使交渉に専心させる効果を持つことを示した。また実証分析では、ユ・シ協定締結組合の方が非締結組合よりも努力の代理指標である労使交渉回数が多いという、理論的予想と整合的な結果を得た。

本稿の構成は以下の通りである。2節では労働組合のエージェンシー問題について説明する。3節では、Holmstrom and Milgrom(1991)のマルチ・タスク・エージェントの「外部活動の禁止」のモデルを利用し、ユ・シ協定によって組合の交渉の努力水準が高まること、またその効率性について検証する。4節では実証分析に用いる日本の労働組合のデータと推定方法について説明する。5節では推定結果を示し、6節では結論と今後の課題を述べる。

2、労働組合のエージェンシー問題

本節では、労働組合と組合員との目的が異なる場合に、両者の間で発生するエージェンシー問題をより詳細に検討する。プリンシパルである組合員は、自己の(純)収入を最大化することを目的とし、それを実現できるような組合費を支払うという契約のもとで労働組合に加入する。一方、エージェントである労働組合は、組合員の代理として企業と労働条件について交渉を行い、その対価として組合費を受け取るという契約を組合員と結び、組合収入総額の最大化を目的として行動する。

労働組合の行う交渉努力とは、団体交渉の際には粘り強く交渉を行う他に、定期的に経営側の人間に会って企業の経営状況についての情報を集めることを意味する。したがって、労働組合は企業との交渉がどれだけ難航するかについての情報を持っているが、組合員はこれを知り得ない。さらに、組合員には労働組合の努力水準が観察しにくく、観察できるのは交渉の結果として労働条件が改善されたか否かである。

このような状況で組合員が組合に定額の組合費を払っているとしたら、組合と組合員との間の情報の非対称性から、組合が交渉の努力を怠るという事態が発生しかねない。2003年厚生労働省「労働組合実態調査」によれば、組合費を定額支払としている組合は16.9%存在する。しかし、それ以外の組合で組合費はいわばインセンティブ支払となっており、賃金の一定比率、本俸や基本給の1~3%程度を徴収することが多い。同調査に

よれば、賃金の一定率支払いは 50.6%、また定率と定額の併用方式での支払いは 28.8% である。このように多くの組合では、団体交渉を通じて賃金水準を引き上げることができれば、その分組合収入は増加することになり、組合が団体交渉に対して努力を傾注するインセンティブは確保される。インセンティブ形式の組合費支払による組合のモラルハザード防止効果は、ユ・シ協定締結組合であろうとオープン・ショップ組合であろうと期待できるので、先述のユ・シ協定締結組合への批判は日本の 8 割近くの組合には当てはまらない。

ただし、インセンティブ形式で組合費が支払われていようとも、組合が自らの持ちうる全資源を賃金交渉に投入しない可能性は残される。以下では労働組合には上記にあげた団体交渉のようなプリンシパルである組合員の収入に直接影響を与える、いわゆる「本業」の活動以外に、2 つの副業活動があると考えてみよう。1 つは組合員数増加を目的とする非組合員労働者の勧誘活動、もう 1 つは、組合員から組合費を徴収する活動である。この 2 つの副業は交渉活動とは違い、プリンシパルである既存の組合員に直接的な利益をもたらさないため、エージェントの「外部活動（私的活動）」とみなすことができる。

まず勧誘活動を例に挙げれば、正社員の労働条件を引き上げることが目的である組合が、新たにパートタイマーからも組合費を獲得しようと、パートタイマーを組合に勧誘することが考えられる。正社員の組合員にとっては、パートタイマーの労働条件の向上は自らの収入の上昇に直接的にはつながらないばかりか、有限であるエージェントの努力を勧誘活動に奪われてしまう。このような場合、プリンシパルである組合員は、組合の勧誘活動を制限しようとする可能性がある。ここで、ユ・シ協定が勧誘活動を制限する役割を果たす。ユ・シ協定のある企業において、従業員は原則ユ・シ協定締結組合に加入しなければならず、また脱退も難しい。つまり、この企業の多くの従業員が既にその組合に属しているので、新たに勧誘すべき従業員が存在しないことになる。従って、ユ・シ協定締結組合では勧誘活動の必要性はなく、これはユ・シ協定が勧誘活動を禁止しているのと同義である。

同様に、組合費の徴収もエージェントにとっては必要な活動だが、プリンシパルには利益をもたらさない。そこで、組合員はチェック・オフ協定を結ぶことによって組合の徴収活動を止めさせることができる^{ix}。チェック・オフとは、組合費を賃金から天引きできるようにする仕組みであり、組合が企業との間にこの労働協約を結んだ場合、企業が組合員に代わって組合費を組合に支払う。この結果、組合は徴収活動の必要性はなくなる。

このように、ユ・シ協定やチェック・オフ協定は、組合員にとって直接的な利益に結

^{ix}チェック・オフ（組合費の給料からの天引き）を有効に実施するには、労基法 24 条 1 項の全額支払原則違反とならないように、使用者と過半数組合または過半数代表者との間の書面による協定を結ぶ必要がある（済生会中央病院事件：最判平成元 12・11 民集 43 卷 12 号 1786 項）。ただし、労使協定には面罰的効果しかなく、組合費の天引きと支払いに関する委任について契約上の根拠が必要となり、使用者が個々の組合員から、賃金から控除した組合費相当分を労働組合に支払うことについての委任を受ける必要がある。仮に個々の組合員がチェック・オフ停止を申し出れば使用者はこれを中止しなければならない（エッソ石油事件：最判平成 5・3・25 労判 650 号 6 項）。

びつかない活動に向けられる組合の努力を、団体交渉等の直接的な利益に結びつく活動へ向けさせる効果を持つ。

3, モデル

以下では、Holmstrom and Milgrom(1991)のマルチタスク・エージェント・モデルを利用し、前節の議論を定式化する。具体的には上述した外部活動とそれを禁止する手段を組合員が持つ場合、どのような条件の下で外部活動は禁止されるのか、禁止した場合の組合の交渉に関する努力水準について考える。

エージェントである労働組合は、組合費支払に関するインセンティブと許可される外部活動の範囲を所与として、有限かつ一定な努力の総量を生産活動（賃上げ交渉）と外部活動、すなわち従業員への勧誘活動 t_1 、と組合費徴収活動 t_2 に、組合収入の確実同値額が最大になるように配分する。一方、プリンシパルの行動は（純）収入の確実同値額が最大になるように、エージェントの誘引両立性を満たすインセンティブと許可される外部活動の範囲を決定する。

この時、エージェントの確実同値額は、

$$E(w(x_0)) + v_1(t_1) + v_2(t_2) - c(t_0 + t_1 + t_2) - \frac{1}{2}r\text{Var}(w(x_0)) \quad (1)$$

と記せる。なお、(1)における各種前提条件と記号の意味は以下のとおりである。

- a) エージェントの効用は、絶対的危険回避度が一定 (r) である効用関数 $-exp(-raw)$ で測られる^x。
- b) 組合費の支払い方式は線形で、 $w(x_0) = \beta_0 x_0 + \gamma$ となることを仮定する。ただし、 x_0 は立証可能な業績（組合による賃上げ交渉によって実現した賃金）、 β_0 はインセンティブつまり定率による組合費支払い、 γ は定額による組合費支払いである。
- c) x_0 は生産活動 t_0 にノイズ ε を加えた $x_0 = t_0 + \varepsilon$ ($\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$) という形で表される。
- d) 外部活動 t_1, t_2 は生産活動と異なりノイズを含まないが、プリンシパルにとっては測定不能である。
- e) $v_1(t_1), v_2(t_2)$ ($v' > 0, v'' < 0, v(0) = 0$) はエージェントが外部活動から得る収益を表す。
- f) $c(t_0 + t_1 + t_2)$ (厳密に凸, $\bar{t} > 0$ に対して $c'(\bar{t}) = 0$) は活動に伴う直接費用であり、努力の総和にのみ依存する。

これら前提条件の下で(1)を書き直すと、エージェントの確実同値額は以下のように表される。

^x なお、本稿では組合員はリスク中立的であり、労働組合はリスク回避的であると仮定する。しかし、Farber(1978)は、1948-73年のUnited Mine Workers(UMW)のデータを用い、UMWの組合員の相対的リスク回避度係数を計測したところ3.7と大きく、かなり危険回避的であることを示した。一方組合の危険回避度を測定した研究は存在しない。本研究では組合を民間企業のような営利組織を想定しているものの、一つの大きな違いは、企業は多くの株主によって所有されており、ポートフォリオによってリスク分散されている点である。一方、組合の財源は組合収入のみで資産等の運用もできないため、リスク分散されない。このため株式会社とは違い労働組合もリスク回避的と考えられる。では、組合員と組合のどちらが相対的にリスク回避的かという問題になるが、組合員は資産運用等が自由であるのに対し、組合はそれが許されないため、組合の方がよりリスク回避的であると考えられることも可能だろう。

$$\beta_0 t_0 + \gamma + v_1(t_1) + v_2(t_2) - c(t_0 + t_1 + t_2) - \frac{1}{2} r \sigma^2 \beta_0^2 \quad (2)$$

エージェントは、インセンティブ β_0 と許される外部活動の範囲を所与として、確実同値額が最大になるように生産活動 t_0 と外部活動 t_1 、 t_2 の量を決定する。

いま、全ての外部活動が許されていると仮定すると、(2)を生産活動 t_0 と外部活動 t_1 、 t_2 に関して微分することにより、確実同値額を最大にするための以下の条件（誘引両立性）を得る。

$$\beta_0 = c'(t_0 + t_1 + t_2) \quad (3)$$

$$v_1'(t_1) = c'(t_0 + t_1 + t_2) \quad (4)$$

$$v_2'(t_2) = c'(t_0 + t_1 + t_2) \quad (5)$$

(3)と(4)から $\beta_0 = v_1'(t_1)$ 、(3)と(5)より $\beta_0 = v_2'(t_2)$ であることから、外部活動 t_1 、 t_2 は β_0 のみに依存し、許可される外部活動の範囲とは関係がないことがわかる。また、(3)より努力の総和 $T (= t_0 + t_1 + t_2)$ も許可される外部活動の範囲には依存せず、所与の β_0 の下では努力の総量は一定になる。

次に、所与の β_0 の下で外部活動 t_1 が禁止された ($t_1 = 0$) 場合を考える。このとき、(3)より努力の総量に変化はなく、(5)より外部活動 t_2 も変わらない。よって、外部活動 t_1 が禁止されたことにより発生した余剰努力は(3)が満たされるまで、つまり努力の総量が増加しないような水準にまで生産活動を増加させることになる。結局、禁止された外部活動 t_1 は全て生産活動 t_0 に向けられることを意味する。

一方、外部活動を禁止するか否かに関係なく、 β_0 を操作することによって外部活動と努力の総量をコントロールすることが可能であることは明らかであり、つまり β_0 によって生産活動を変化させることも可能である。

以上より、プリンシパルは許可される外部活動の範囲とインセンティブである β_0 の両者の組み合わせを操作することにより、エージェントの生産活動をコントロール可能であることがわかった。これをふまえて、以下ではエージェントの選択する誘引両立性を満たす各活動水準を $t_0 = t_0(\beta_0)$ 、 $t_1 = t_1(\beta_0)$ 、 $t_2 = t_2(\beta_0)$ と表すことにする。

一方で、プリンシパルの確実同値額は、

$$B(t_0) - w(x_0) \quad (6)$$

この前提条件は、以下のようになる。

- g) プリンシパルは危険中立的である。
 - h) プリンシパルの期待収入は $B(t_0) = t_0$ 、つまりエージェントの生産活動の関数である。
 - i) エージェントの外部活動は、プリンシパルの期待収入に直接的な影響を与えない。
- 以上の前提条件の下で(6)を書き直すと、プリンシパルの確実同値額は次のように表される。

$$t_0 - \beta_0 t_0 - \gamma \quad (7)$$

エージェントの誘引両立性条件を満たしつつ、プリンシパルの確実同値額を最大にす

るということは、エージェントの誘引両立性条件の下でプリンシパルとエージェントの
 確実同値額の総和を最大にすることと同値、つまり(3)、(4)、(5)の下で(2)と(7)の合計を
 最大化する β_0 と外部活動の範囲を選択することであり、

$$t_0(\beta_0) + v_1(t_1(\beta_0)) + v_2(t_2(\beta_0)) - c(t_0(\beta_0) + t_1(\beta_0) + t_2(\beta_0)) - \frac{1}{2} r \sigma^2 \beta_0^2 \quad (8)$$

を最大にする外部活動の範囲とインセンティブ β_0 が最適な契約となる。

それでは、いかなる条件の下で外部活動が禁止されるだろうか。いま所与の β_0 の下で
 外部活動 t_1 を禁止するべきか否かを考える。禁止する場合、エージェントの収益は
 $v_1(t_1(\beta_0))$ だけ減少することになるが、その一方で外部活動に向けられていた努力は、先
 述したように全て生産活動に向けられるため、プリンシパルの収益を $t_1(\beta_0)$ だけ増加させ
 ることになる（同様の議論は外部活動 t_2 についても成り立つ）。よって、以下の条件が
 満たされる場合には、外部活動を禁止することが効率的となる。

$$v_i(t_i(\beta_0)) < t_i(\beta_0) \quad i = 1, 2 \quad (9)$$

(9)式を図1を用いて説明する。横軸は組合の外部活動、縦軸は外部活動から得られる
 組合の収益を示している。外部活動 t_1 、 t_2 は $\beta_0 = v'_1(t_1)$ 、 $\beta_0 = v'_2(t_2)$ より、各外部活動の関
 数の傾きが β_0 に等しくなるところで決まる。 $t_1(\beta_0)$ のように、収益 $v_1(t_1(\beta_0))$ が 45 度線
 よりも上にあれば、 $t_1(\beta_0)$ は(9)式より許可された方が効率的となる。一方、 $t_2(\beta_0)$ のよ
 うに、収益 $v_2(t_2(\beta_0))$ が 45 度線よりも下にあれば、 $t_2(\beta_0)$ は禁止された方が効率的と
 なる。

また $v'' < 0$ と (3)、(4)、(5)から外部活動は β_0 の減少関数であり、一方で $v'' < 0$ である
 ことから、インセンティブ β_0 を低下させることによって、より強く(9)が満たされる、つ
 まり外部活動を禁止する可能性が高まることになる。

次に、最適インセンティブ β_0^* を求める。(8)を β_0 について微分すると、最大化のため
 の一階の条件は以下ようになる。

$$t'_0 + v'_1 t'_1 + v'_2 t'_2 - c'(t'_0 + t'_1 + t'_2) - r \sigma^2 \beta_0^* = 0 \quad (10)$$

(3)、(4)、(5)より、

$$t'_0 - \beta_0^* t'_0 - r \sigma^2 \beta_0^* = 0 \quad (11)$$

これを整理することにより、最適インセンティブは以下のように求められる。

$$\beta_0^* = \frac{1}{1 + r \sigma^2 (t'_0)^{-1}} \quad (12)$$

なお、(3)より $1 = c'' t'_0 + c'' t'_1 + c'' t'_2$ であるので $t'_0 = 1/c'' - (t'_1 + t'_2)$ となる。一方、(3)、(4)、(5)
 より $dt_i/d\beta_0 = 1/v''_i$ であり、 $t_i = t_i(\beta_0)$ より $dt_i/d\beta_0 = t'_i$ となることを利用すると、

$$t'_0 = \frac{1}{c''} - \left(\frac{1}{v''_1} + \frac{1}{v''_2} \right) \quad (13)$$

となる。

(13)は、インセンティブの変化に対する生産活動の反応度を表しており、これが i) 努
 力の総和の反応度 ($1/c''$) から、ii) 外部活動の反応度 ($1/v''_1 + 1/v''_2$) を控除すること
 により求められることを示している。これによると、外部活動を禁止する範囲を広げる

ほど、控除される外部活動の反応度の部分が小さくなる、つまり外部活動に向けられていた努力が生産活動へ向かうことになるため、インセンティブの変化はより直接的に生産活動の反応へ結びつくことになる。その結果、(12)よりインセンティブ β_0 はより強くなる^{xi}。

4、データと推定モデル

まず、3 節で議論した外部活動の禁止のモデルのうち、利用するデータから実証できないこと、できることを明確にする。組合と組合員間のインセンティブ問題の検証という観点からは、本来であれば(12)式を直接推定したいが、これはデータの制約から難しい。今回利用する2つのデータからは、インセンティブ β_0 の指標となる直接的・間接的データが利用できない（危険回避度や業績測定の容易さ、インセンティブに対する努力の反応度についても同様）。また、他の調査からインセンティブ β_0 の値は1~3%と極めて小さな値を取り、時系列で見てそれほど大きく変化しないことはわかっているが、クロスセクションで見て、つまり組合間でどれほど異なるのかについての調査はない^{xii}。

一方で前節のモデル分析から、(9)式が満たされるという条件下では外部活動を禁止することは効率的である、という結論も得ている。これは外部活動の禁止によって組合が生産活動である団体交渉へ向ける努力が増加し、その結果組合員の賃金が上昇し、賃金の増加によって組合収入が増加すると解釈することが可能である。本稿で利用するデータからは、外部活動の禁止が組合収入の増加に結びついているか否かまでは検証できないが、外部活動の禁止によって組合が団体交渉へ向ける努力を増加させているか否かについては実証することが可能である。つまり、労働組合の生産活動に費やす努力の指標として、企業との交渉回数を得ることができる。また労働組合の外部活動の禁止方法としてユ・シ協定を結んでいるか否か、チェック・オフ協定を結んでいるか否か、というデータも利用可能である。よって本節では、全ての労働組合と組合員はインセンティブ β_0 を所与とし、外部活動の禁止の範囲を調整することが労働組合の努力水準に影響を与えているか、という点を統計学的手法により検証する。

4.1 データ

推定には日本の労働組合についての個票データを2つ用いる。1996年に旧東京都立労働研究所が行った「労働組合の結成及び活動と地域組織に関する調査」（以下旧都労研調査）、2001年に連合総合生活研究所が行った「中小企業における従業員代表制と労使コミュニケーションの実態調査」（以下連合総研調査）である。連合調査には団体交渉回数とユ・シ協定の有無についての設問があり、旧都労研調査には、団体交渉回数と労使協

^{xi} その他の最適インセンティブの性質については、伊藤（2003）を参照。

^{xii} 過去2年間における組合費の引き上げ、もしくは引き下げといった変更の有無では、「変更なし」が80.7%とその大半を占める。組合費の変更がある場合、「引き上げを行った」（4.4%）組合に比べて、「引き下げを行った」（15.3%）が2割弱と多い。さらに、今後2年間における組合費の引き上げ、もしくは引き下げといった変更の見通しについては、「特に具体的な検討はしていない」が82.7%を占め、「引き上げを検討している」（6.4%）や「引き下げを検討している」（9.1%）は、いずれも1割程度にとどまる。

議回数合計値とユ・シ協定、チェック・オフ協定有無の設問がある。調査から得られる情報を互いに補足するために2種類のデータを用いる。各データの調査方法は脚注に、記述統計量は表1、表2に示した^{xiii}。なお、都労研究調査では、365組合のうち312の労働組合データを推定に用いており、その中でユ・シ協定のある労働組合は84組合、チェック・オフ協定のある労働組合は94組合、どちらの協定もない労働組合は121組合であった。表2に関しては、ユ・シ協定の有無別の記述統計も示している。平均値においてユ・シ協定締結組合の方が交渉回数が多い、チェック・オフ協定が有る、企業規模が大きい、組合年齢が高い、設立時に上部団体からの支援がある、労使協議制があるなどの特徴がある。

4.2 推定式

推定式は以下の通りである。

$$\ln \lambda_i = \beta_0 + \beta_1 D_{1i} + \beta_2 D_{2i} + \beta_3 (D_{1i} \times D_{2i}) + \beta_{4i} \chi_i \quad (14)$$

従属変数 λ_i は交渉回数 Y_i の平均値である。独立変数 D_{1i} はユ・シ協定ダミー、 D_{2i} はチェック・オフ協定ダミー、 $D_{1i} \times D_{2i}$ はユ・シ協定ダミーとチェック・オフ協定ダミーの交差項、 χ_i は組合規模や産業ダミー等その他独立変数である。 β_1 は正、 β_2 も正、そして β_3 はユ・シ協定、チェック・オフ協定の両協定が有れば労働組合はより交渉に専念することが予想されるので正、が予想される。

交渉回数 Y_i は count data であり、正規分布に従わない可能性がある。交渉回数の分布の形状は図 2-1,2 に示した。そこで、推定には Poisson regression、もしくは Negative Binomial regression を用いる^{xiv}。さらに交渉回数はゼロを多く含むため、0 に起因する過剰分散に対して頑健な Zero-Inflated Poisson regression(以下 ZIP)、もしくは Zero-Inflated Negative Binomial regression(以下 ZINB)を採用する^{xv}。組合 i が団体交渉を必ず1回は行う可能性のある組合である確率を φ_i 、交渉する可能性のない組合である確率を $1 - \varphi_i$ とする。ここで団体交渉する可能性のある組合の団体交渉回数に負の二項分布を仮定すると、確率変数 Y_i の分布は、

$$\Pr(Y_i = 0) = (1 - \varphi_i) + \varphi_i \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \lambda_i} \right)^{\alpha^{-1}}$$

^{xiii}旧都労研調査は、東京都労働経済局「労働組合名簿」から2,700の組合(新設組合796、既設組合1,904)を抽出し、その組合役員宛に調査票を送付している。回答組合数は365組合で、回収率14.6%(宛先不明の202組合は除く)であった。一方連合総研調査は、従業員規模100人以上500人未満の中小企業の総務担当者か人事・労務担当者に調査票を送付している。本稿の分析では、労働組合のある企業のデータのみを利用しているが、オリジナルデータは無組合企業も含んでいる。有組合企業、無組合企業をあわせた配票数は3,445、回答数は605、回収率は17.6%である。なお、連合調査は労働組合のある企業へのアンケート調査であるので、企業内に複数組合があれば、他の組合の団体交渉分もカウントしてしまう。そこで、複数組合のある企業のサンプルは利用していない。

^{xiv}2002年厚生労働省「団体交渉と労働争議に関する実態調査」によれば、過去3年間における団体交渉の1年平均の団体交渉回数は、0回35.4%、4回以下25.3%、5-9回21.3%、10-19回13.2%、20回以上4.8%となっており、やはり正規分布に従わないように推測される。また団体交渉を行わない組合が3割強存在しており、連合調査より10%多い。

^{xv} Zero Inflated Negative binomial regression について、Long(1997)8章 p.242-247を参照した。

$$\Pr(Y_i = y) = (1 - \varphi_i) \frac{\Gamma(Y_i + \alpha^{-1})}{Y_i! \Gamma(\alpha^{-1})} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \lambda_i} \right)^{\alpha^{-1}} \left(\frac{\lambda_i}{\alpha^{-1} + \lambda_i} \right)^{Y_i} \quad \text{for } Y_i > 0$$

で示される。このときの尤度関数は以下のように表される。

$$L = \prod_{i:Y_i=0} [(1 - \varphi_i) + \varphi_i \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \lambda_i} \right)^{\alpha^{-1}}] \prod_{i:Y_i \neq 0} \left[\varphi_i \frac{\Gamma(Y_i + \alpha^{-1})}{Y_i! \Gamma(\alpha^{-1})} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \lambda_i} \right)^{\alpha^{-1}} \left(\frac{\lambda_i}{\alpha^{-1} + \lambda_i} \right)^{Y_i} \right]$$

なお、 φ_i にはプロビットモデルを特定して推定を行う。

さらに、ユ・シ協定の有無が内生変数である場合、上記の ZINP 等の推定は一致性を満たさない。そこで二段階最小二乗法と GMM 推定を行う。

操作変数の候補は 2 つある。1 つは、組合設立時における上部団体からの指導の有無である。ユ・シ協定を締結するか否かは組合設立時に決定され、一度締結されれば破棄されることはほとんどなく、設立時に締結されなければその後も締結されないという特徴がある。よって、ユ・シ協定が締結されるか否かは、組合設立時の企業の状況や産業内の他の組合の動向などに左右されている。中でも、組合設立時に組合の設立・運営方法等について、ナショナル・センターや産別労組等の上部団体から指導を受けるケースがあり、ユ・シ協定の締結は上部団体からの情報に影響を受けていると考えられる。

もう 1 つは組合年齢である。古い組合ほどユ・シ協定が締結されている傾向がある。一方で、古い組合と新しい組合で労使交渉回数が異なる傾向は確認されない。

5. 推定結果

まず、連合総研調査を用いた団体交渉の回数に対する推定結果は表 3 に示している。3-(1)は Negative binomial regression、3-(2)は ZINB の robust 推定の結果を示している。ここでは Vuong 統計量が有意であり、Zero-Inflated Model の選択を支持している。過剰分散パラメーターの係数は有意であることから過剰分散が生じている可能性があり、Poisson 分布を特定することには問題がある。よって ZINB による推定が望ましい (Poisson, ZIP の推定結果は省略)。3-(2)の「ユ・シ協定有」変数の係数は-0.36 と有意に負、限界効果は-2.58 を示している。すなわち、ユ・シ協定は組合の団体交渉回数をおよそ 2.8 回抑制するという予想に反した結果が得られた。

ただし、日本では団体交渉の回数が少ないだけでは組合の努力水準が低いとは言い切れない。労使協議制のある組合では、労使協議が団体交渉の前段としての役割を果たすという慣行があり、労使協議が活発に行われていれば、団体交渉の数が少ない可能性がある^{xvi}。そこで、団体交渉、労使協議双方の合計数のわかる旧都労研データを用いて、同様の推定を行った。

結果は表 4 に示している。まず、表 4-(2)の ZINB モデルによる推定結果から、過剰分

^{xvi} 労使協議制とは、労使間の意見交換や情報提供を行うことを目的として設置される話し合いの場である。労働組合が存在する場合は労働組合が関与する。2004 年厚生労働省「労使コミュニケーション調査」によれば、労使協議機関のある事業所の割合は 37.3%、労働組合のある事業所では 80.5%、ない組合では 15.0%で労使協議制がある。また、2002 年厚生労働省「団体交渉と労働争議に関する実態調査」によれば「団体交渉を行わなかった組合」について、その理由をみると、「上部組織が団体交渉を行うことになっているから」52.0%が最も高く、次いで、「労使協議機関で話し合いができたから」35.4%となっている。

散パラメーターの係数は有意であり、Poisson モデルは支持されない。よって Poisson regression、ZIP の推定結果は省略する。表 4-(2)の ZINB モデルの推定結果によれば、「ユ・シ協定有」変数の係数は 0.34 と有意に正を示している。限界効果は 3.60 で、ユ・シ協定は団体交渉・労使協議等の合計回数はおよそ 3.6 回増加させる。つまり、ユ・シ協定締結組合の方がより交渉を行っていることがわかる。

そして、「チェック・オフ協定有」の係数は 0.36 と有意に正を示している。予想通りチェック・オフ協定があると組合は団体交渉に専念し、交渉回数が 3.8 回増加すると解釈できる。さらにユ・シ協定とチェック・オフ協定の双方があれば、より団体交渉に専念すると予想される。しかし、ユ・シ協定とチェック・オフ協定の交差項の係数は、-0.54 と有意に負を示しており、限界効果は-4.34 であることから、両協定が結ばれることによって、交渉回数は 4.3 回減少する。この結果からユ・シ協定、チェック・オフ協定はそれぞれ組合を規律づけるが、両協定を締結した場合には交渉回数が減少する。このことから、両協定は何らかの相互作用によって組合の努力水準を低下させる可能性があると考えられる。

次に、連合総研のデータでユ・シ協定が交渉回数に与える影響が負、都労研データでは正、と異なるのは両データの調査対象組合規模が異なることが原因の可能性はある。連合総研データは従業員規模が 100 人以上 500 人未満の企業規模の組合に対して行われた調査である（ただし、データにはより小規模な企業の組合も含まれており、39 人の企業が最小である）のに対し、都立労働研には規模による調査対象の縛りがなく、より大企業が含まれる。これを考慮し、連合総研データに組合規模をあわせて（39 人以上 500 人未満）推定を行ったのが表 5 である。Vuong 統計量は 10%有意であり、交渉回数が 0 回である標本が 4 つしかないことから、negative binomial model の結果を示した。表 5-(1)は連合総研データを用いた推定と同様に「チェック・オフ協定有」や両協定の交差項を含まないで推定した結果である。ユ・シ協定の係数は有意でない。そして、表 5-(2)にチェック・オフ協定、両協定の交差項を含んだ結果を示している。「ユ・シ協定有」の係数は有意に正だが、「チェック・オフ協定有」の係数は有意でない。このことから、企業規模によってユ・シ協定やチェック・オフ協定が組合の交渉努力に与える効果が異なることが考えられる。例えば、企業規模の小さいところでは、組合の勧誘活動や組合費徴収活動にかかる努力が小さいので、これらを禁止しても交渉努力に向けられる努力がそれほど増加しないと解釈することができよう。

そして、表 6 にはユ・シ協定の内生性を考慮した二段階最小二乗法と GMM 推定の結果を示している。比較のために、同じ標本を用いた Negative binomial 推定と OLS 推定の結果も示したが、結果の説明は省略する。Hansen の過剰識別テストから、組合結成時の上部団体の指導の有無と組合年齢の 2 つの操作変数が誤差項と相関を持たないことが確認され、First-stage F テストから操作変数が内生変数と考えられる「ユ・シ協定有」に影響があることが確認された。表 6-(1)に示される二段階最小二乗法による推定は、「ユ・シ協定有」の係数は 14.33 と正、「チェック・オフ協定有」は 4.43 と正、そしてユ・シ協定とチェック・オフ協定の交差項の係数は-14.01 と負を示している。これらの符号条

件は、表 4 の ZIMP の推定結果と同じである。ただし、ユ・シ協定の係数の大きさについては、表 6-(2)の OLS 推定の 4 倍以上、表 6-(1)Negative binomial の 3 倍以上の大きさであり、ユ・シ協定の締結には内生性があることが示唆される。

6、考察

本稿はユ・シ協定が労働組合のモラルハザードを誘発させるかについて理論的・実証的に検証した。理論分析では、ユ・シ協定は労働組合の組合員へのサービス努力を高め、労働者と組合の効率性を高めるという結果を得た。組合費の支払い方法が定率であるならば、ユ・シ協定は労働組合を交渉に専念させる効果を持つ。実証分析では連合総研と都労研の調査を用いてユ・シ協定が労使交渉回数に与える影響を検証した。その結果、連合総研調査では、ユ・シ協定のある組合の方が団体交渉の回数が少ないという理論分析の結果とは逆の結果を得た。しかし、日本では団体交渉の前段として労使協議が盛んに行われる実態をふまえると、団体交渉の回数だけでなく、団体交渉と労使協議の合計回数を組合の交渉努力の代理指標と考える方が相応しい。そこで、団体交渉と労使協議の回数の合計値のわかる都労研調査を利用して、ユ・シ協定が団体交渉と労使協議の合計回数に与える影響を検証した。その結果、ユ・シ協定締結組合の方が団体交渉と労使協議の合計回数が多いという理論分析と整合的な結果が得られた。さらに、ユ・シ協定を締結するか否かの内生性を考慮した分析でも、同様にユ・シ協定が組合の団体交渉と労使協議の合計回数を増やすという結果を得た。

ただし、本稿の推定結果からは明確にできない点がある。本稿では、ユ・シ協定が内生変数であることから GMM 推定を行い、ユ・シ協定の締結が交渉回数を増やすことは確認できている。しかし、ユ・シ協定が何回交渉回数を増やすのか、その効果の大きさを測定するためには、内生性を考慮し、なおかつ negative binomial 分布を仮定した推定が望ましい。これは今後の課題となる。

また、チェック・オフ協定は、ユ・シ協定と同様に、組合を団体交渉に専念させる効果を持っており、ユ・シ協定とチェック・オフ協定の双方があれば、組合をより団体交渉に専念させると予想された。しかし実証結果からは、両協定が交渉回数を減らす効果を持つことが示された。このような推定結果が得られた理由として 2 つのことが考えられる。まず 1 つ目に、チェック・オフ協定が組合費のインセンティブ支払いの側面を弱めてしまう効果があると解釈することが可能である^{xvii}。チェック・オフ協定がない場合には、労働者は組合の交渉結果を見ながら組合費を支払うかを決めることができるが、チェック・オフ協定があれば、組合の交渉結果が悪くても、組合員の意志を介さずに組合費が給与から天引きされてしまう。もう 1 つの解釈は、組合費を決定する賃金の β_0 の値と関係がある。実証分析ではどの労働組合においても β_0 の値を一定と考えたが、現実には労働組合によって β_0 の値は異なる可能性がある。低い β_0 が設定されていれば、エージェントの努力の総和が低下し、交渉水準は下がると予想される。この予想が正しい

^{xvii}このチェック・オフ協定の係数の解釈について川口大司氏からコメントをいただいた。

かは、 β_0 の値を含んだデータを利用して、外部活動を禁止された組合と禁止されていない組合とでは β_0 の値が異なるかを検証する必要がある。これらの点については今後の課題としたい。

参考文献

- 伊藤秀史 (2003) 『契約の経済理論』 5章 有斐閣
- 大内伸哉 (2000) 「ユニオン・ショップ協定が労働団法理論に及ぼした影響」 神戸法学雑誌 49 巻 3 号
- 大内伸哉 (2007a) 『労働者代表法制に関する研究』 有斐閣
- 大内伸哉 (2007b) 『雇用社会 25 の疑問』 弘文堂
- 都留 康 (2002) 「現代日本の労働組合と組合員の組合離れ」 『労使関係のノンユニオン化』 第 5 章 東洋経済新報社
- 中村和夫 (1988) 「イギリスにおけるクローズド・ショップの軌跡と現況」 『現代労使関係と法の変容』 第 3 章-II 勁草書房
- 西谷 敏 (1980) 「ユニオン・ショップ協定の再検討」 久保敬治教授還暦記念論文集 『労働組合法の理論課題』 世界思想社
- 外尾健一 (2002) 『アメリカのユニオン・ショップ制』 信山社
- 本多淳亮 (1964) 『ユニオンショップの研究』 有斐閣
- 守島基博 (2002) 「組合員の労働組合に対する満足度—労働組合の効果性の指標のひとつとして—」 第 4 部第 3 章 『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』 日本労働研究機構
- Clark, A. and Oswald, A.(1993) "Trade Union Utility Functions: A survey of Union Leaders' Views" *Industrial Relations* Vo.32 No.3
- Dunlop, J. (1944), *Wage Determination under Trade Unions*, Macmillan
- Faith, Roger L. and Reid, Joseph Jr.(1986) "An agency theory of unionism" *Journal of Economic Behavior & Organization*.7,39-60
- Farber, Henry S., (1986) "The Analysis of Union Behavior" *Handbook of Labor Economics*, Vol. II, Chapter 18, ed. by Ashenfelter and Layard, North Holland Publishing Co., 1986, pp. 1039-1089
- Farber, Henry S. (1978) Individual Preferences and Union Wage Determination: The Case of the United Mine Workers. *Journal of Political. Economy* 86: 923-942
- Holmstrom and Milgrom (1991) "Multitask Principal-Agent Analyses : Incentive Contracts, Asset Ownership, and Job Design" *Journal of Law, Economics, and Organization* 7,24-51
- Long, J. S.(1997) "Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables." Thousand Oaks. CA: Sage Publications
- Pencavel, J. (1991), "Trade Union Objectives" ch.3 *Labor markets under trade unionism*, Basil Blackwell,

図1

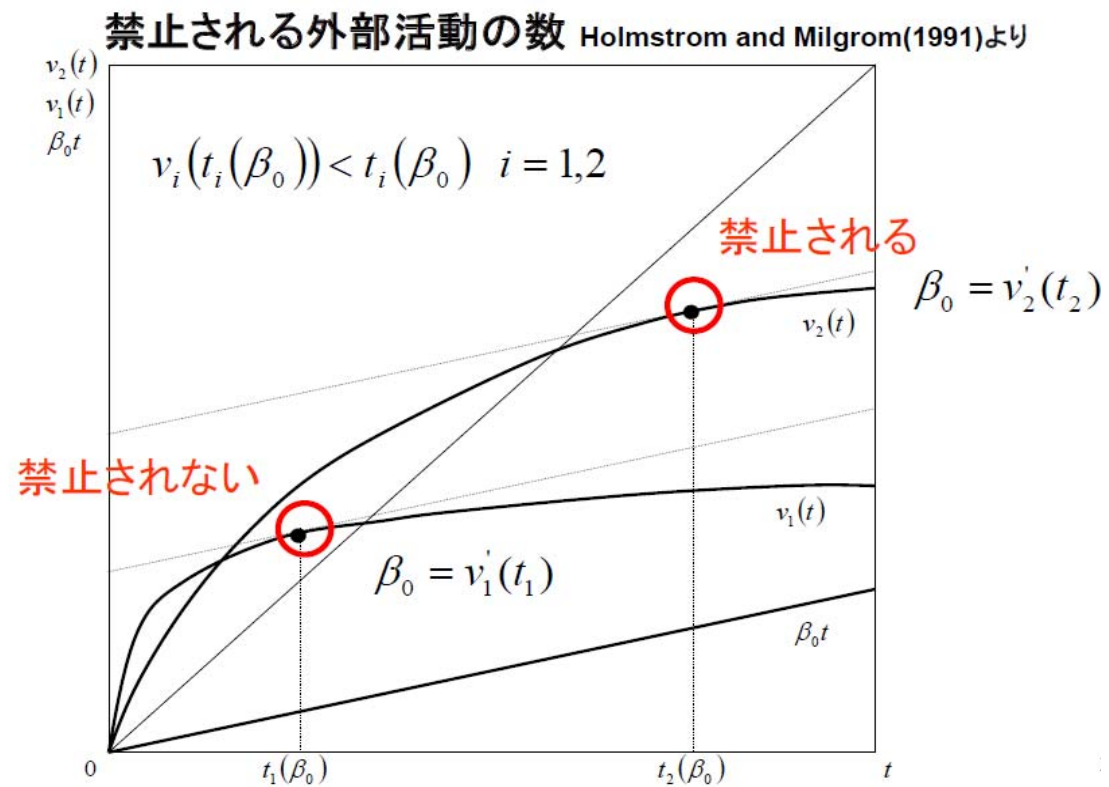


表1 連合総研調査 記述統計量

変数	サンプル ・サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
団体交渉の回数	282	6.25	5.00	0	25
ユ・シ協定	282	0.85	0.36	0	1
企業規模ダミー	0-299人	0.78	0.41	0	1
(正社員規模)	300人以上	0.22	0.41	0	1
産業ダミー	卸・小売・飲食業	0.78	0.41	0	1
	製造業	0.10	0.30	0	1
	運輸・通信業	0.08	0.27	0	1
	サービス業	0.03	0.17	0	1
	その他	0.01	0.10	0	1

表2 都労研調査 記述統計量

	全サンプル					ユニオン・ショップ協定あり					ユニオン・ショップ協定無し				
	サンプル ・サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値	サンプル ・サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値	サンプル ・サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
団体交渉と労使協議の合計回数	312	10.14	8.53	0	50	84	12.44	9.88	1	50	228	9.30	7.83	0	50
ユ・シ協定	312	0.27	0.44	0	1	84	1.00	0.00	1	1	228	0.00	0.00	0	0
チェックオフ協定	312	0.30	0.46	0	1	84	0.49	0.50	0	1	228	0.24	0.43	0	1
ユ・シ協定とチェックオフ協定の交差項	312	0.13	0.34	0	1	84	0.49	0.50	0	1	228	0.00	0.00	0	0
複数組合の有無	312	0.15	0.36	0	1	84	0.07	0.26	0	1	228	0.18	0.38	0	1
上部団体の有無	312	0.76	0.43	0	1	84	0.74	0.44	0	1	228	0.76	0.43	0	1
企業規模ダミー															
0-299人	312	0.83	0.37	0	1	84	0.71	0.45	0	1	228	0.88	0.33	0	1
(正社員規模)															
300人以上	312	0.17	0.37	0	1	84	0.29	0.45	0	1	228	0.12	0.33	0	1
産業ダミー															
建設業	312	0.05	0.23	0	1	84	0.11	0.31	0	1	228	0.04	0.18	0	1
製造業	312	0.29	0.45	0	1	84	0.36	0.48	0	1	228	0.26	0.44	0	1
卸・小売・飲食業	312	0.10	0.30	0	1	84	0.17	0.37	0	1	228	0.08	0.27	0	1
金融保険・不動産業	312	0.03	0.18	0	1	84	0.05	0.21	0	1	228	0.03	0.16	0	1
運輸・通信業	312	0.12	0.32	0	1	84	0.11	0.31	0	1	228	0.12	0.32	0	1
電気・ガス・熱供給業	312	0.01	0.08	0	1	84	0.01	0.11	0	1	228	0.00	0.07	0	1
サービス業	312	0.29	0.45	0	1	84	0.18	0.39	0	1	228	0.32	0.47	0	1
その他	312	0.12	0.32	0	1	84	0.02	0.15	0	1	228	0.15	0.36	0	1
組合年齢	312	21.04	13.75	1	61	84	25.56	15.10	1	55	228	19.38	12.86	1	61
組合設立時における上部団体の支援	196	0.48	0.50	0	1	43	0.33	0.47	0	1	153	0.53	0.50	0	1
労使協議制の有無	312	0.51	0.50	0	1	84	0.70	0.46	0	1	228	0.44	0.50	0	1

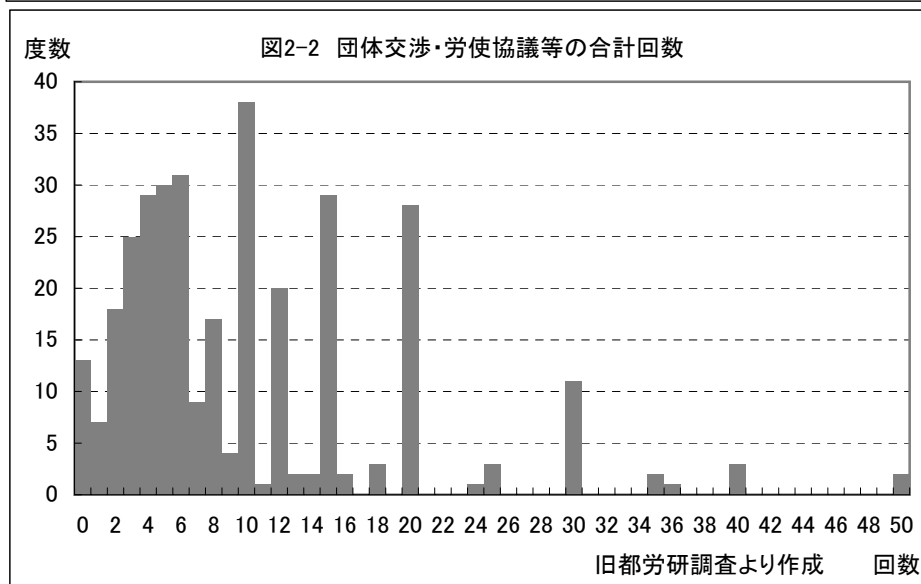
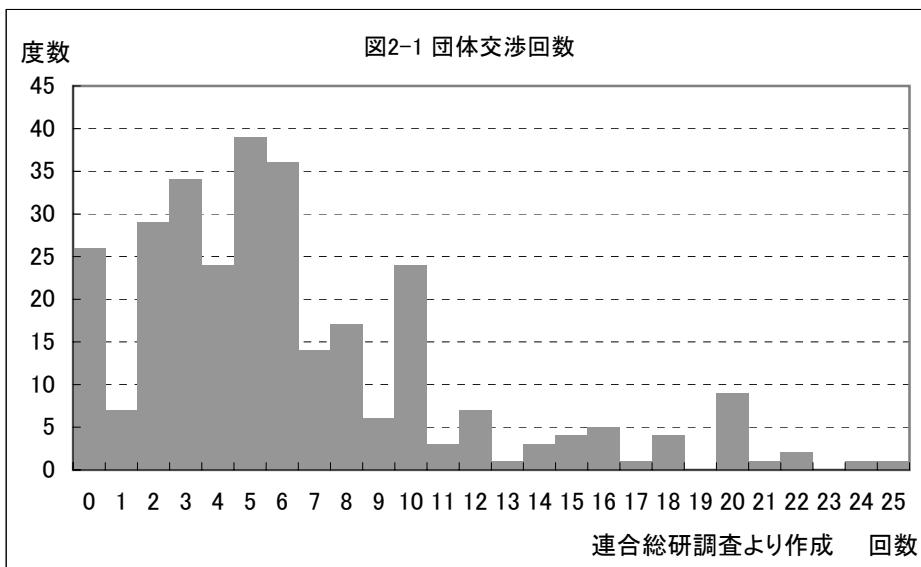


表3 推定結果(連合総研調査)

従属変数=団体交渉回数

	(1)		Probit	(2)	
	NB	限界効果		NB	限界効果
ユ・シ協定	-0.40 (0.12)	-2.82		-0.36 (0.11)	-2.58
企業規模(正社員規模) 300人以上	-0.07 (0.12)	-0.41	-0.06 (0.51)	-0.08 (0.12)	-0.44
産業ダミー					
卸・小売・飲食業	-0.24 (0.12)	-1.33		-0.29 (0.11)	-1.61
運輸・通信業	-0.06 (0.14)	-0.39	-0.40 (0.67)	-0.11 (0.14)	-0.44
サービス業	-0.52 (0.24)	-2.52	-0.37 (2.99)	-0.57 (0.27)	-2.59
その他	0.28 (0.35)	2.00	-4.53 (0.20)	0.20 (0.35)	1.87
定数	2.21 (0.11)		-1.47 (0.19)	2.26 (0.11)	
サンプル・サイズ	282		282		
Nonzero	257		257		
Zero	25		25		
対数尤度	-782.76		-782.76		
過剰分散パラメーター	-1.24 [0.00]		-1.24 [0.01]		
Vuong統計量	2.17 [0.01]				

注)連合調査を用いて推定。()内は標準誤差、[]内はp値である。

企業規模ダミーのリファレンス・グループは0-299人規模。

産業ダミーのリファレンス・グループは製造業

(3)(4)はrobust推定を行った。

表4 推定結果(都労働調査) robust推定

従属変数=団体交渉と労使協議の合計回数

	(1)		(2)		
	NB 限界効果		Zero-Inflated negative binomial Probit	NB 限界効果	
ユ・シ協定有	0.39 (0.13)	4.08		0.34 (0.13)	3.60
チェック・オフ協定有	0.40 (0.12)	4.12		0.36 (0.12)	3.76
ユ・シ×チェックオフ協定	-0.59 (0.20)	1.25		-0.54 (0.20)	-4.34
複数組合の有無	-0.01 (0.11)	-0.12		-0.03 (0.11)	-0.28
上部団体の有無	0.22 (0.10)	1.94		0.21 (0.10)	1.91
企業規模300人以上ダミー	0.51 (0.10)	5.78	-5.67 (0.68)	0.48 (0.10)	5.57
産業ダミー					
建設業	-0.68 (0.22)	-4.87	2.13 (1.01)	-0.57 (0.20)	-4.38
卸・小売・飲食業	-0.28 (0.15)	-2.36	0.97 (0.91)	-0.22 (0.15)	-2.00
金融保険・不動産業	-0.18 (0.21)	-1.59	-4.06 (0.78)	-0.19 (0.21)	-1.70
運輸・通信業	-0.30 (0.14)	-2.54	0.78 (1.02)	-0.28 (0.14)	-2.48
電気・ガス・熱供給業	-0.24 (0.21)	-2.00	1.49 (1.04)	-0.21 (0.22)	-1.84
サービス業	-0.21 (0.11)	-1.93	0.52 (0.85)	-0.19 (0.11)	-1.80
その他	-0.64 (0.16)	-4.84	0.44 (1.21)	-0.64 (0.17)	-4.94
労使協議制の有無			-5.88 (0.66)		0.03
定数	2.09 (0.12)		-2.20 (0.77)	2.13 (0.12)	
サンプルサイズ	312		312		
Nonzero	301		301		
zero	11		11		
対数尤度	-992.18		-985.92		
過剰分散パラメーター			-1.02 [0.00]		
Vuong 統計量			1.55 [0.06]		

注)旧都労研調査を用いて推定。()内は標準誤差、[]内はp値である。

企業規模ダミーのリファレンス・グループは0-300人規模。

産業ダミーのリファレンス・グループは製造業

過剰分散パラメーター、Vuong統計量はrobust推定していない推定から求められた値である。

表5 推定結果(都労研調査) robust推定
 組合規模を連合調査と等しくし、複数組合を除く標本で推定

	(1)		(2)	
	係数	限界効果	係数	限界効果
ユ・シ協定有	0.19 (0.12)	2.20	0.36 (0.16)	4.18
チェック・オフ協定有			0.18 (0.15)	2.07
ユ・シ×チェックオフ協定			-0.47 (0.24)	1.94
上部団体の有無			0.21 (0.13)	2.21
企業規模300人以上ダミー	0.42 (0.14)	5.50	0.37 (0.14)	4.67
産業ダミー				
建設業	-0.62 (0.22)	-5.36	-0.59 (0.22)	-5.10
卸・小売・飲食業	-0.30 (0.18)	-2.96	-0.31 (0.18)	-3.09
金融保険・不動産業	-0.12 (0.32)	-1.27	-0.01 (0.30)	-0.09
運輸・通信業	-0.28 (0.23)	-2.82	-0.36 (0.23)	-3.48
電気・ガス・熱供給業	-0.07 (0.17)	-0.80	0.08 (0.19)	0.92
サービス業	-0.12 (0.14)	-1.27	-0.16 (0.13)	-1.65
その他	-0.33 (0.22)	-3.15	-0.40 (0.19)	-3.74
定数	2.46 (0.10)		2.26 (0.15)	
サンプルサイズ	164		164	
Non zero	160		160	
zero	4		4	
対数尤度	-540.54		-537.55	
過剰分散パラメーター	-1.12 [0.00]		-1.17 [0.00]	
Vuong 統計量	1.41 [0.08]		1.37 [0.08]	

注)旧都労研調査を用いて推定。()内は標準誤差、[]内はp値である。
 企業規模ダミーのリファレンス・グループは0-300人規模。
 産業ダミーのリファレンス・グループは製造業
 過剰分散パラメーター、Vuong統計量はZINB推定から求めた。

表6 推定結果(都労研調査) robust推定
内生性を考慮した推定

	(1) Negative binomial 係数 限界効果		(2) OLS 係数	(3) TSLS 係数	(4) GMM 係数
ユ・シ協定有	0.37	4.07	3.34	14.33	13.51
	(0.20)		(2.49)	(6.72)	(6.53)
チェック・オフ協定有	0.33	3.47	2.98	4.43	3.85
	(0.15)		(1.72)	(1.99)	(1.87)
ユ・シ×チェックオフ協定	-0.43	2.00	-4.05	-14.01	-12.92
	(0.27)		(3.19)	(6.80)	(6.60)
複数組合の有無	-0.14	-1.36	-1.65	-3.02	-3.11
	(0.14)		(1.61)	(1.77)	(1.74)
上部団体の有無	0.35	3.09	2.07	2.09	1.70
	(0.19)		(1.94)	(1.72)	(1.67)
企業規模300人以上ダミー	0.47	5.61	5.11	5.61	5.86
	(0.14)		(1.97)	(2.10)	(2.07)
産業ダミー					
建設業	-0.66	-4.94	-6.06	-9.51	-9.11
	(0.24)		(2.52)	(3.73)	(3.60)
卸・小売・飲食業	-0.51	-4.20	-4.56	-5.84	-5.75
	(0.18)		(1.76)	(2.06)	(2.20)
金融保険・不動産業	-0.32	-2.76	-2.78	-3.70	-3.98
	(0.31)		(3.92)	(4.85)	(4.71)
運輸・通信業	-0.48	-3.98	-4.42	-3.95	-3.83
	(0.16)		(1.61)	(1.70)	(1.66)
電気・ガス・熱供給業	-0.36	-3.00	-2.42	-2.06	-2.32
	(0.23)		(3.54)	(2.91)	(2.96)
サービス業	-0.26	-2.48	-1.96	-1.43	-1.75
	(0.15)		(1.67)	(1.78)	(1.73)
その他	-0.86	-6.29	-6.53	-5.50	-5.52
	(0.21)		(1.56)	(1.93)	(1.90)
定数	2.35		12.40	13.02	13.76
	(0.34)		(3.87)	(3.71)	(3.60)
サンプルサイズ	189		189	189	189
対数尤度	-607.93				
決定係数			0.16	0.01	0.03
Hansen J統計量				0.78	0.78
				[-0.38]	[-0.38]
First-stage F				5.56	
				[0.00]	

注) 旧都労研調査を用いて推定。()内は標準誤差、[]内はp値である。
企業規模ダミーのリファレンス・グループは0-300人規模。
産業ダミーのリファレンス・グループは製造業