

日本の労働組合は役に立っているのか？

- 組合効果の計測 -

一橋大学大学院経済学研究科

助教授 川口 大司

独立行政法人 労働政策研究・研修機構

研究員 原 ひろみ

《要旨》

本稿の研究目的は、日本の労働組合に、賃金やそれ以外の雇用保障などの非金銭的な労働条件に対して組合効果があるのかを、労働者マイクロデータを用いて計量的に明らかにすることである。

推定の結果、賃金については17%の組合プレミアムがあることが示された。また、DiNardo, Fortin and Lemieuxの要因分解を行った結果、組合セクターの賃金決定メカニズムは、賃金の分布を圧縮させる役割を果たしていることが示唆された。さらに、雇用保障や福利厚生などの非金銭的労働条件に対しても、組合はプラスの効果をもつと考えられる。

以上から、2000～2003年というデフレ下において、日本の労働組合は、労働条件の全般的な改善に寄与していたと結論付けることができるだろう。

(備考) 本稿は、執筆者個人の見解であり、独立行政法人 労働政策研究・研修機構としての見解を示すものではない。

目次

1 . 問題意識	1
2 . 先行研究と、本稿の当該分野における位置付け	2
3 . 2000～2003年の日本経済の状況	4
4 . データ	6
5 . 賃金についての推定結果	10
6 . 非金銭的な労働条件に対する組合効果	16
7 . 議論	19
8 . むすび	21
補論1 賃金に対する組合効果が発生するメカニズム	23
補論2 計量分析のフレームワーク.....	26
1 . OLS 分析の推定式とオハカ分解	26
2 . DiNardo, Fortin and Lemieux の要因分解	27
参考文献	29
附表 1～3	

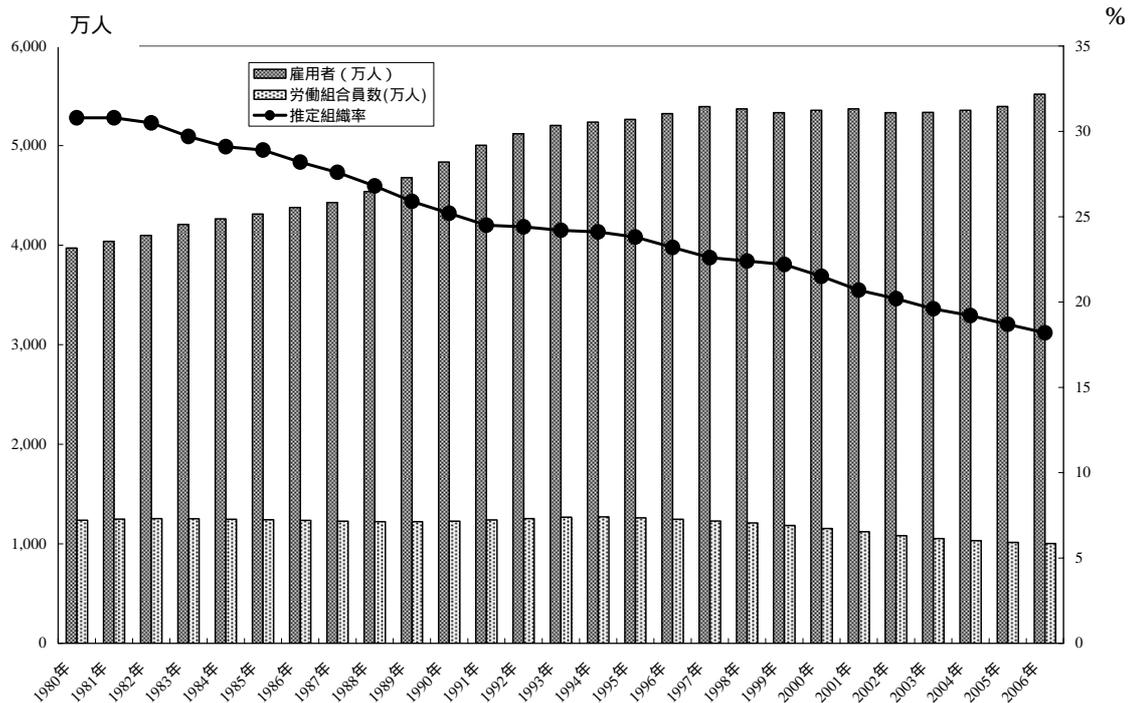
1. 問題意識

本稿の研究目的は、2000年から2003年という時期に、日本の労働組合に賃金や雇用保障など非金銭的な労働条件に対して組合効果があったのかを、労働者マイクロデータを用いて計量的に明らかにすることである。

個々の労働者の交渉力は、組織である企業と比べると弱い。それを補うものとして、団体交渉システムとしての労働組合が存在し、使用者との交渉力の実質的な平等化の実現が期待される。それでは実際に、組合は、組合員の労働条件を維持・向上させるという期待される役割を果たしてきたのだろうか。

労働組合は、労働条件や経営方針、経営計画への発言を積極的に行ってきたことが示されている（呉（2001）、都留（2002, pp198-199）、藤村（2004））。また、新規従業員の採用という企業の人事戦略の重要事項に対して、組合が影響を与えてきたことが、計量分析から明らかにされており（太田（2002）、原・佐野・佐藤（2006））、労働組合が経営方針や経営計画に対して一定の影響力を発揮してきたと考えられる。

図1 推定組織率の推移（1980～2006年）



データ：厚生労働省『労働組合基礎調査』、総務省『労働力調査』。

しかし、図1からも明らかなように、推定組織率は年々低下の一途を辿っており、2006年には18.2%と過去最低を記録した。組織率低下の背景には様々な要因があると考えられるが、「労働組合は役に立たない」、「労働組合の集団的交渉手段としての役割は終わった」

という認識が国民の間にあることも一因と思われる（The Daily Yomiuri (2006)）。その一方で、組合リーダーたちは、それに対して反論し、今後の組合のあるべき姿・果たすべき役割についての議論を重ねながら組織化戦略を模索している（龍井 (2003)）。

賃上げや雇用保障といった基本的な労働条件の維持・向上に対して、本当に労働組合は役に立っていないのだろうか。日本における組合効果の有無については、研究者の間でもコンセンサスはいまだ得られていない¹。そこで、代表性が高く、かつサンプルサイズの大きい労働者マイクロデータ（「日本版総合的社会調査（2000～2003年各年版）」）を用いた厳密な計測を行った上で組合効果の有無を明らかにすることが、本稿の主な目的である。

本稿の構成は以下のとおりである。2節では、先行研究を概観し、本稿のこの分野における位置づけを確認し、当該分野に対する貢献と考えられる点を説明する。3節では、2000～2003年という本稿の分析対象期間の日本経済の特徴を、マクロデータから確認する。4節では、本稿で用いるデータについて説明する。5節では、賃金に対する組合効果の測定結果を報告するとともに、Oaxacaの要因分解（以下、オハカ分解と呼ぶ）とDiNardo, Fortin and Lemieuxの要因分解の結果から²、賃金分布に組合が及ぼす影響について議論する。つづく6節では、非金銭的労働条件についての組合効果の推定結果を報告する。7節では、若干の議論を行い、最後に8節で、本稿の分析結果のとりまとめを行う。

2．先行研究と、本稿の当該分野における位置づけ

ここでは、80年代後半以降に発表された、計量分析を用いた主な先行研究をレビューしながら、本稿の当該分野における位置付けを確認しよう。Kalleberg and Lincoln (1988)は、神奈川県厚木市のデータを用いて、男性組合員は男性非組合員よりも10～20%程度低い賃金しか受け取っていないことを示した。また、Tsuru and Rebitzer (1995)は東京近郊地域のサンプルサイズが500のデータから、男女ともに、賃金に対して組合プレミアム、すなわち組合効果が発生していないことを明らかにした。これらの研究は、80年代から90年代前半を分析対象時期とし、組合効果がないと結論付けている。しかしながら、両者ともに用いられたデータのサンプルサイズが小さく、地域的に偏ったデータを用いているというデータ上の難点がある。

そして、Blanchflower and Bryson (2002)がInternational Social Survey Program (ISSP)の1994～1996年、1998～1999年のデータを用いて、国際比較研究の一環として、日本についての賃金に対する組合効果の計測を行っている。90年代半ばから90年代末までを分析対象時期としているが、賃金に対するプラスの組合効果を報告している³。

¹ 野田 (2005)、原 (2003)、Tachibanaki and Noda (2000)、Tsuru and Rebitzer (1995)、中村・佐藤・神谷 (1988)等。

² 本稿では、DiNardo, Fortin and Lemieux (1996)で紹介された方法のことをこう呼ぶ。

³ 労働者マイクロデータではなく、企業マイクロデータを用いて、組合効果を計量分析から測定している研究もある。Tachibanaki and Noda (2000)は賃金に対する組合効果がないことを、Brunello (1992)は組合

その一方で、2000年以降のデータを用いた近年の研究では、男性についてのみ、賃金に対する組合効果の存在を報告している（原（2003）、野田（2005））。ただし、両者とも、使用データはサンプルサイズが小さく、ナショナルサンプルデータではない⁴。

このように、日本における賃金に対する組合効果の有無については様々な成果が報告されており、日本においては賃金に対する組合効果がないと結論付ける研究成果が少なくない。しかし、欧米諸国でプラスの組合効果が頑健に計測されていることを鑑みると（Blanchflower and Bryson（2004））、同じ先進国であり産業国家である日本だけに組合効果がないということは、むしろ謎といえよう。さらには、日本について、1960～1999年までの労働省が公表してきたデータから、春闘の結果、組合が実際に賃上げを勝ち取ってきたことも示されており（Fuess（2001））、この結果とも整合的ではない。

このように、まちまちの結果が報告されている原因は何であろうか。分析対象時期に目を向けると、1990年代後半以降を含むデータを用いた分析結果からはプラスの組合効果が、80年代から90年代前半までをカバーするデータを用いた分析結果からはゼロ、もしくはマイナスの組合効果が計測されていることに気がつく⁵。また、この他にも、ある特定の地域を調査対象としてデータを使用したサンプルセレクションの問題や、サンプルサイズが小さいため正確な推定ができなかったことなどが考えられる。

以上、紹介してきた先行研究を踏まえると、本稿の当該分野に対する新たな貢献は、2点にまとめられる。第1に、代表性が高く、かつサンプルサイズも大きいデータを用いて、日本の労働組合には本当に組合効果がないのかを確認することである。詳細については後述するが、本稿では、ナショナルサンプルでランダムサンプリングされ、代表性および信頼性の高いと考えられる労働者マイクロデータ「日本版総合的社会調査」の2000～2003年の各年版をプールしたデータを用いて分析する。このデータを用いることによって、先行研究におけるサンプルセレクションやサンプルサイズに起因すると考えられる問題点を克服できる。

上述した点にくわえて、OLS推定による賃金に対する組合効果の推定だけでなく、オハカ分解、DiNardo, Fortin and Lemieuxの要因分解も行うことで、組合の賃金分布に対する効果を全般的に検証した点も、この分野に対する貢献と考える。

第2に、先行研究では、賃金に対する組合効果に主眼が置かれてきた。しかし本稿では、金銭的な労働条件である賃金だけでなく、非金銭的な労働条件に対する組合効果も検証する。労働組合は労働者の基本的な労働条件を守るための組織であって、必ずしも賃上げ

のある企業のほうが、組合のない企業よりも賃金が低いことを示している。また、中村・佐藤・神谷（1988）では、企業マイクロデータを用いたクロス表から観察しているが、賃金に対する効果は明確にはみられていない。

⁴ 連合総合生活開発研究所が実施した、首都圏、関西圏およびそれ以外の政令指定都市に居住する者を対象にした調査である。

⁵ 前者については Blanchflower and Bryson（2002）、原（2003）、野田（2005）が、後者については Kalleberg and Lincoln（1988）、Brunello（1992）、Tsuru and Rebitzer（1995）、Tachibanaki and Noda（2000）が挙げられる。

だけを目的とした組織ではない。そこで、非金銭的な側面も取り上げて、組合効果の全般的な把握を試みることは、この分野に対する貢献と考えられる⁶。

本研究では、時間給および非金銭的な労働条件を代理する変数を被説明変数として、組合員であるかどうかというダミー変数を主な説明変数とする計量分析を行い、組合効果を計測するという単純な研究手法を用いる。

この推定方法では、内生性の問題が残される可能性は否定できない。具体的には、組合員のほうが、賃金稼得や労働条件に関する観察されない能力が高いかもしれないというものである⁷。内生性を回避する手段として、通常、操作変数法が用いられる。そして、操作変数としては、賃金や労働条件の決定とは独立に組合への参加を規定するような制度変更に関する変数が適していると考えられる。しかし、2000～2003年という分析対象時期には、労働組合をめぐる制度変更は特段なかった。そこで、本稿では、数多くの先行研究をレビューした上で OLS 推定量は信頼できると結論付けている Lewis (1986) の結果を尊重し、OLS 分析を行うこととする。ただし、内生性を完全には克服できていないため、限定的な結果である可能性は否定できないだろう。

また、本稿の推定式には、組合員であることと正の関係をもつ omitted variables が存在する可能性が高い。ゆえに、推定された組合効果には上方バイアスがかかっているかもしれないことに、留意が必要である。

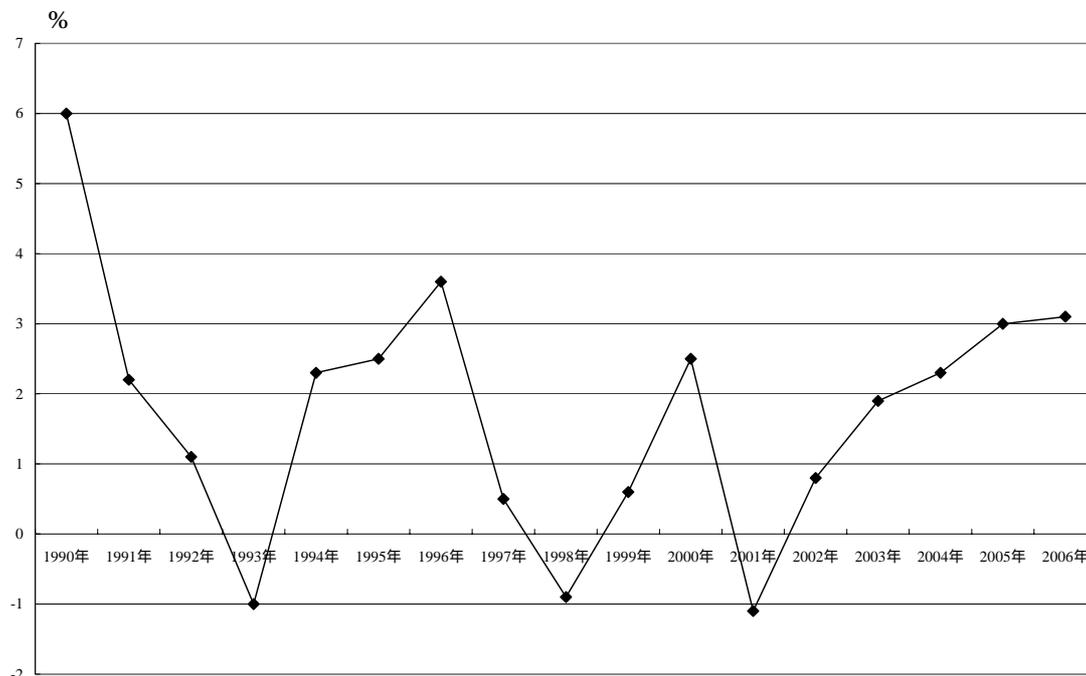
3 . 2000～2003年の日本経済の状況

本節では、分析対象期間である 2000 年から 2003 年の日本の経済状況を、マクロ経済指標から確認する。まず、一国全体の経済活動水準に関する代表的な指標である実質 GDP の成長率から、90 年代以降の長期不況の状況を確認しよう (図 2)。

⁶ 中村・佐藤・神谷 (1988)、Tachibanaki and Noda (2000)、都留 (2002) などでも、非金銭的な労働条件に対する組合効果を取り上げている。

⁷ 具体的には、生得的な能力やトレーニング能力などが挙げられる。

図2 実質 GDP 成長率の推移 (1990～2003年)



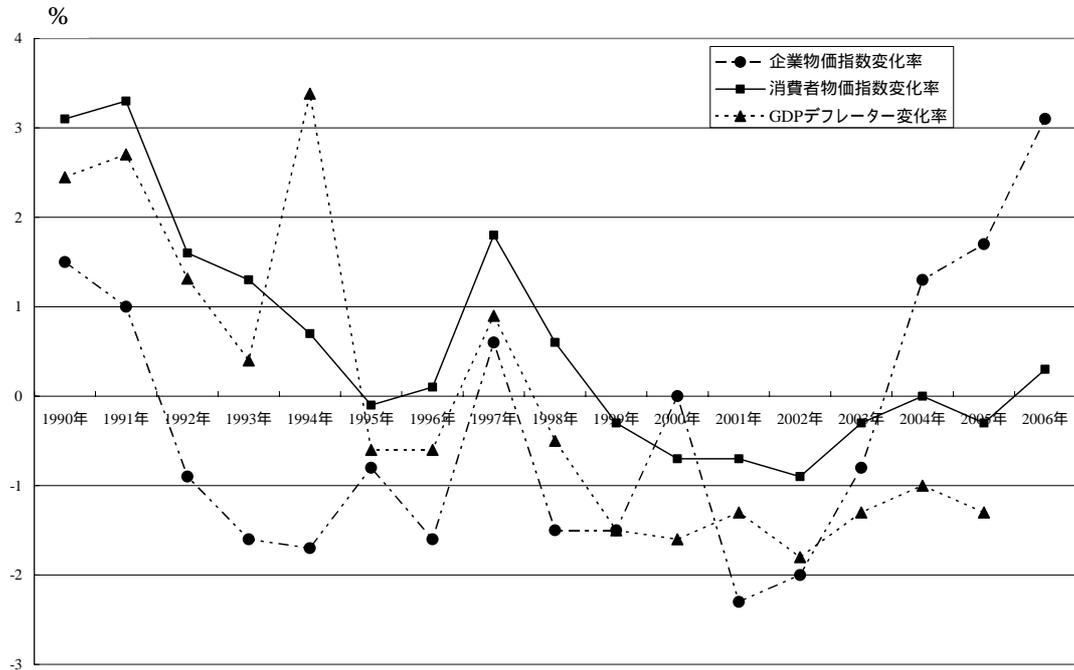
データ：内閣府『国民経済計算年報』。但し、1995年以降は固定基準方式から前年暦年連鎖価格方式へ移行し、参照年は平成12年である。それ以前は、平成7年を100.0とする固定基準年方式である。

高度成長期が終わってからも、日本経済は3%以上の成長を継続させてきた。しかし、それは80年代までのことであって、80年代と90年代の間には大きな落差がみられる。1991～1999年の実質 GDP 成長率の平均水準は1%台であり、93年と98年にマイナス成長を記録したことが目をひく。また、本稿の分析対象期間である2000～2003年に目を向けると、2000年こそ実質 GDP 成長率は2.5%であるが、2001年には-1.1%と1990年以降最大のマイナス値を記録し、その後も2002年は0.8%、2003年は1.9%と推移している。以上から、この時期は、景気回復の兆しが見られ始めた時期ではあるものの⁸、経済成長率は必ずしも高かったとは言えない。

次に、物価の変化をみていこう。1990年以降の、GDPデフレーター、消費者物価指数、企業物価指数の年変化率をまとめたのが、図3である。これから、2000～2003年の間は、すべての物価指標が前年比マイナスとなっており、日本経済はデフレ下にあったことがわかる。

⁸ 内閣府の景気基準日付では、2000年11月が第13循環の山、2002年1月が谷で、2002年以降は景気回復期となる。

図3 物価の変化率の推移（1990～2006年）



データ：内閣府「国民経済計算」、日本銀行「企業物価指数」、総務省「消費者物価指数」。

このあとの5節において、賃金に対する組合効果が報告されるが、組合効果発生メカニズムについては、このような日本経済の状況と、日本独自の労働市場システムならびに労使関係システムから説明されうる。このメカニズムの説明については、補論1を参照されたい。

4. データ

4.1 「日本版総合的社会調査 (JGSS)」について

本稿での使用データは、「日本版総合的社会調査」の2000年から2003年の各年版である(以下、JGSSと呼ぶ)⁹。これら4カ年分のデータをプールしたデータを分析に用いる。

アメリカではマイクロデータの蓄積・公開が進んでおり、そのことが社会科学の発展に

⁹ JGSSは、大阪商業大学比較地域研究所と東京大学社会科学研究所の共同プロジェクトであり、1999年に2回の予備調査を行い、2000年から本調査が始まり、現在も進行中のプロジェクトである。プロジェクトの研究代表は、谷岡一郎氏と仁田道夫氏が共同で務めている。代表幹事は佐藤博樹氏と岩井紀子氏、事務局長は大澤美苗氏という体制で運営されている。1999年に文部省(当時)から「学術フロンティア推進拠点」に選定され、1999年度から2003年度にかけて補助金を受けている。JGSS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データアーカイブに寄託され、公開されている。

大きく寄与している。その中の代表的な社会調査に、General Social Survey がある¹⁰。JGSS の調査項目の選定にあたっては、1996 年度の General Social Survey の項目を参考にしており、JGSS は General Social Survey のカウンターパート的な調査といえる。つまり、JGSS では労働力状態、労働条件や家族構成など基本的な項目が網羅されており、General Social Survey との国際比較が可能な調査設計となっている。その一方で、JGSS には日本で関心が高い独自の項目や時系列的に観察が必要と思われる項目も入っており、多くの社会科学の分野についての基礎的な情報を提供してくれる。

JGSS は調査実施年度によって実施方法に若干の違いはあるが、基本的に、毎年 10 月から 11 月にかけて実施され、全国に居住する満 20～89 歳の男女個人を対象に、層化 2 段階無作為抽出法で標本抽出がされる。各年の調査対象者は 5,000 人前後で、回収数は 3,000 人弱である。このように、有効回収率が高いことも、JGSS の優れた点といえよう¹¹。

2000 年から 2003 年のすべてのサンプルをプールしたときの標本の大きさは、12,299 である。ただし、本稿の分析では、61 歳以上の者と、無業・自営業・公務員を除外し、かつ、課長・課長相当職以下の職位の常用一般労働者にサンプルを限定した¹²。分析サンプルから役員を除いた理由は、労働組合の組織可能範囲だけに分析対象を確実に限定するためである。そして、課長・課長相当職を分析サンプルに加えた理由は、管理職のすべてが使用者の利益を代表する者ではなく、労働組合の組織化対象となりうる者が少なくないからである¹³。

管理職の組織化の実態についての研究が少ない中、久本 (1994) は課長、特に課長相当職の組合員比率が高いこと、および組合も彼らを組織化ターゲットと重視していること、その一方で、部長・部長相当職については、組合員比率も低く、かつ組合自体も組織化のターゲットと捉えていないを明らかにしている。また、本稿で使用するデータでも、課長・課長相当職の組合加入比率は 22.66% と高い。よって、課長・課長相当職までを分析サンプルに含めることとした^{14 15}。

¹⁰ General Social Survey はシカゴ大学の National Opinion Research Center が 1972 年から隔年または毎年、社会科学の領域全般に対して基礎的な情報を提供することを目的に実施されている社会調査である。2002 年までに実施された 24 回の調査に、のべ約 4 万人からの回答を得ている。

¹¹ 2000 年の調査対象数は 4,500、有効回収数 (率) は 2,893 (64.9%)、2001 年の調査対象数は 4,500、有効回収数 (率) は 2,790 (63.1%)、2002 年の調査対象数は 5,000、有効回収数 (率) は 2,953 (62.3%)、2003 年の調査対象数は 7,200、有効回収数 (率) は留置 A 票 1,957 (55.0%)、留置 B 票 1,706 (48.0%) である。2003 年は 2 種類の留置票が用いられた。

¹² 常時雇用の一般従事者のうち、1: 役職なし、2: 職長・班長・組長、3: 係長・係長相当、4: 課長・課長相当と回答したものとした。

¹³ 菅野 (2005)。

¹⁴ 本稿で用いる JGSS に関して、職位別に組合加入比率を計算すると、部長・部長相当職では 12.29% に過ぎないが、課長・課長相当職は 22.66% と高く、課長・課長相当職と部長・部長相当職の間では大きな差が見受けられる。また、JGSS のパートタイマーの組合加入比率は 6.75% と低いため、分析サンプルから除外した。

¹⁵ 職位を係長・係長相当職以下に限定したサンプルで推定しても、主な結果は変わらない。

このようにサンプルを限定し、賃金や労働者属性など5節の賃金に対する組合効果の推定に必要な変数について欠損値があるサンプルを除くと、分析に利用することが可能なサンプルサイズは2,415となる。

4.2 分析に用いる主な変数について

ここでは、分析に用いる主な変数について説明しよう。組合への加入状況を表す変数として、組合員ダミー変数を用いる。これは、「あなたは労働組合に入っていますか」という設問に対して、「職場の労働組合に入っている」と「職場以外の労働組合に入っている」を1、「入っていない」を0とする二値変数である¹⁶。

次に、賃金についての変数として、一時間当たりの賃金を対数化したものを用いる。具体的には、「昨年度のあなたの主な仕事からの収入はいくらでしたか。税金、社会保険料その他が引かれる前の額をお答えください(残業代も含む)」という昨年度の年収額についての回答を元にする¹⁷。選択肢は階級値となっているため、その中央値を用いる。そして、週当たり労働時間に52週を掛けて、年当たり総労働時間数を算出し、昨年度の年収額をこの年あたり総労働時間で除したものを対数化して、対数賃金を算出した。

この時間給の算出には、測定誤差が生じている可能性は残されるが、すべての分析対象年について一貫した時間給を算出する方法はこれしかない¹⁸。しかし、元となる昨年度の年収額には、組合が交渉項目として取り上げるボーナスも含まれているという利点がある。よって、本稿では、こうして算出した時間給を被説明変数として用いることとした。

以下では、計量分析に先駆けて、本稿で用いる主な変数の特徴を記述統計量から確認しておこう。組合員ダミーおよび基本属性についての記述統計量は、表1-1にまとめられている。全サンプル2,415人のうち、926人が組合員で、1,489人が非組合員である。よって、本稿の分析サンプルの組合加入率は約38%で、この時期の厚生労働省発表の推定組織率20%弱よりもかなり高い。その理由として、61歳以上の人、パートタイム労働者をサンプルから除いていることが考えられる。

¹⁶ 分析サンプルの約38%が組合に加入しているが(表1-1)36%が職場の労働組合、2%が職場以外の労働組合に加入している。また、職場以外の労働組合に加入している者をサンプルから除外しても、以下の分析結果に違いはない。

¹⁷ ここでの賃金変数には、社宅や職員食堂など福利厚生の一環として提供されるものの金銭的価値は含まれていない。

¹⁸ 2002年までは、時間給や日給、月給などの給与の支払い形態別に、給与の実額を聞く設問が用意されていたが、2003年からは設問自体が無くなった。2000~2002年について、この設問から対数時間給を作って、本稿の分析に実際に用いる対数時間給との相関係数をとると、0.83と高い相関があることが分かる。また、この対数時間給を被説明変数として推定した結果を附表3にまとめているが、本稿の主要な推定結果(表2)と大きな違いはない。

表 1-1 賃金についての推定に主に用いた変数の記述統計量
(2000～2003年のプーリングデータ)

	組合員		非組合員		全体	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
時間給	2235	1200	1767	1366	1946	1324
年齢	38.82	10.69	40.56	11.38	39.89	11.15
女性の割合	0.31		0.37		0.35	
教育年数	13.33	2.12	12.86	2.21	13.04	2.19
経験年数	19.49	11.41	21.69	12.09	20.85	11.88
勤続年数	14.35	10.26	10.65	9.31	11.33	9.46
結婚している人の割合	0.71		0.70		0.70	
子どもの人数	1.21	1.10	1.26	1.15	1.24	1.13
N	926		1489		2415	

データ：「日本版総合的社会調査(2000～2003年度版)」。

そして、組合員の時間給は、平均で見ると、非組合員の1.26倍であることがわかる。また、平均年齢は非組合員のほうが高い。そして、組合員は非組合員とくらべて、男性の割合が高く、教育年数も長く¹⁹、勤続年数も長い。組合員は非組合員よりも年齢が低く、教育年数が長いため、非組合員よりも経験年数が短くなっている。また、結婚の有無や子どもの人数については、両者の差は小さい。

そして、表 1-2 には、6 節の分析に用いる非金銭的労働条件に対する主観的な評価についての記述統計量がまとめられている。

¹⁹ JGSS では最終学歴を尋ねる設問が用意されている。それに対する回答を、以下のように連続変数に直して、教育年数という変数を作成した。1: 旧制尋常小学校は 6 年、2: 旧制高等小学校は 9 年、3: 旧制中学校・高等女学校は 11 年、4: 旧制実業学校は 11 年、5: 旧制師範学校は 13 年、6: 旧制高校・旧制専門学校・高等師範学校は 15 年、7: 旧制大学・旧制大学院は 18 年、8: 新制中学校は 9 年、9: 新制高校は 12 年、10: 新制短大・高専は 14 年、11: 新制大学は 16 年、12: 新制大学院は 18 年とした。但し、最終学校を中退したと回答した者については、以上の年数から 1 年を差し引いた。

表 1-2 非金銭的労働条件に対する主観的指標変数の記述統計量
(2000～2003年のプーリングデータ)

	組合員		非組合員		全体	
	平均	N	平均	N	平均	N
失業可能性	0.12	864	0.20	1351	0.17	2215
離職意思	0.05	903	0.06	1434	0.06	2337
仕事満足度	0.64	921	0.59	1486	0.61	2407
同じ年収・福利厚生の仕事の見つけやすさ	0.19	885	0.30	1395	0.26	2280
教育訓練の受講	0.57	486	0.38	704	0.46	1190

データ：表 1-1 と同じ。

注 1：教育訓練の受講については、2000～2001 年の 2 ヶ年しか調査されていない。

注 2：失業可能性は、「今後 1 年間にあなたが失業する可能性はありますか」という質問に対して、「かなりある」と「ある程度ある」と回答した者を 1、「あまりない」と「全くない」と回答した者を 0 とするダミー変数である。

注 3：離職意思は、「今働いている会社をやめるつもりがありますか」という質問に対して、「近いうちにやめるつもり」と回答した者を 1、「当分やめるつもりはない」と「まったくやめるつもりはない」と回答した者を 0 とするダミー変数である。

注 4：仕事満足度は、「現在の主な仕事にどのくらい満足していますか」という質問に対して、「満足している」、「どちらかといえば満足している」と「どちらともいえない」と回答した者を 1、「どちらかといえば不満である」と「不満である」と回答した者を 0 とするダミー変数である。

注 5：同じ年収・福利厚生の仕事の見つけやすさとは、「もし今の仕事や事業をやめた場合、現在と同じ程度の年収・福利厚生を提供してくれる他の会社に就職することは、どの程度容易だと思いますか」という質問に対して、「非常に容易である」と「ある程度容易である」と回答した者を 1、「容易ではない」と回答した者を 0 とするダミー変数である。

注 6：教育訓練の受講は、「あなたは、仕事をするうえで役立っていると考えられる教育訓練や研修を、過去 1 年間に受けましたか」という質問に対して、「はい」とした者を 1、「いいえ」とした者を 0 とするダミー変数である。

変数の定義は、表 1-2 の脚注および 5 節で詳述しているため、そちらを参照されたい。各変数の平均は、それぞれの設問に対して 1 に該当する回答をした者の割合である。平均でみると、組合員のほうが非組合員よりも、失業する可能性を感じていないことがわかる。また、組合員のほうが、現在の仕事をやめたときと同じ年収・福利厚生の仕事の見つけやすいと考えている。離職意思や仕事の満足度については、両者ともにほぼ同じである。

5. 賃金についての推定結果

本節では、賃金の規定要因、特に賃金に対する組合効果と、労働組合が賃金分布に与える影響の推定結果を報告する。推定に用いる方法は、OLS 推定量とオハカ分解、DiNardo, Fortin and Lemieux の要因分解である。OLS 推定量とオハカ分解の具体的な推定式については補論 2 の 1 を、DiNardo, Fortin and Lemieux の要因分解については補論 2 の 2 を参照され

たい。

5.1 賃金についての推定結果

対数賃金についての OLS 分析の推定結果をまとめたのが、表 2 の (1) と (2) である。

表 2 対数賃金に対する組合効果とオハカ分解の結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	全体	全体	非組合員	組合員
組合員ダミー	0.30*** (0.03)	0.17*** (0.03)	-	-
教育年数	-	0.06*** (0.01)	0.06*** (0.01)	0.05*** (0.01)
経験年数	-	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)
経験年数 ² /100	-	-0.05*** (0.01)	-0.05*** (0.02)	-0.06*** (0.02)
勤続年数	-	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.02** (0.01)
勤続年数 ² /100	-	-0.02 (0.01)	-0.04** (0.02)	0.01 (0.02)
結婚の有無	-	0.10** (0.05)	0.17*** (0.04)	-0.01 (0.06)
子どもの有無	-	0.07 (0.04)	0.07 (0.06)	0.04 (0.05)
女性ダミー	-	-0.52*** (0.19)	-0.56** (0.25)	-0.53* (0.27)
女性 * 組合員ダミー		0.004 (0.05)	-	-
女性 * 教育年数	-	0.03*** (0.01)	0.04*** (0.02)	0.02 (0.02)
女性 * 経験年数	-	-0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)	-0.02 (0.01)
女性 * 経験年数 ² /100	-	0.001 (0.02)	0.00 (0.02)	0.02 (0.03)

女性 * 勤続年数	-	0.01	-0.01	0.04***
		(0.01)	(0.01)	(0.01)
女性 * 勤続年数 ² /100	-	-0.00	0.05	-0.08**
		(0.02)	(0.04)	(0.03)
女性 * 結婚の有無	-	-0.11	-0.17	-0.01
		(0.08)	(0.11)	(0.12)
女性 * 子どもの有無	-	-0.15**	-0.21**	-0.05
		(0.07)	(0.10)	(0.10)
$\bar{x}^u \hat{\beta}^u - \bar{x}^{nu} \hat{\beta}^{nu}$				0.30***
				(0.02)
$(\bar{x}^u - \bar{x}^{nu}) \hat{\beta}^{nu}$				0.13***
				(0.02)
$\bar{x}^u (\hat{\beta}^u - \hat{\beta}^{nu})$				0.17***
				(0.02)
Observations	2415	2415	1489	926
R-squared	0.06	0.41	0.35	0.44

データ：表 1-1 と同じ。

注 1：***は統計的に 1%、**は 5%、*は 10% 有意。括弧内は、Heteroskedasticity robust standard errors である。

注 2：サンプルは 2000 年から 2003 年のデータをプールしたものである。推定モデルには年ダミー変数が含まれている。

注 3： $\bar{x}^u \hat{\beta}^u - \bar{x}^{nu} \hat{\beta}^{nu}$ は平均値周りでの組合員と非組合員の賃金格差を表す。 $(\bar{x}^u - \bar{x}^{nu}) \hat{\beta}^{nu}$ は組合員と非組合員の賃金格差のうち、組合員と非組合員の属性、つまり人的資本の付存量 (endowment) の違いに起因する部分に対応する。 $\bar{x}^u (\hat{\beta}^u - \hat{\beta}^{nu})$ は、平均的な組合労働者が、組合セクターで働いた場合に獲得できる賃金と非組合セクターで働いた場合に獲得できる賃金の差、すなわち両セクターの賃金構造の違いに起因する部分を表す。

組合員ダミーのみを説明変数とした推定式が (1) である。そして、性別など労働者の基本属性をコントロールして推定した結果が (2) である²⁰。

推定式 (1) から、組合員は非組合員よりも賃金が 30% 高いことが明らかにされた。また、推定式 (2) から、教育や勤続・経験年数といった人的資本の蓄積の違いや性別、結婚状態、子どもの有無など人口学的属性をコントロールすると、賃金に対する組合効果が 17% まで低下することが分かる。また、女性ダミーと組合ダミーのクロス項 (女性 * 組合) は、統計的に有意にゼロと異なる。この結果から、性別によって、賃金に対する組合効果の違いがあるわけではないことが明らかにされた。

²⁰ ここでの定式化は、Card (1996) に従っている。また、このような定式化に関する議論は、Lewis (1986) に詳しい。

推定式 (2) のその他の説明変数の推定結果は、以下のとおりである。男性の教育からのリターンは 6%、女性は 9% である。男性の教育リターンは、先行研究の結果より低めにできているが、部長・部長相当職ならびにそれ以上の職階にあるものを分析対象外としていることの影響だと考えられる。また、必ずしも統計的に有意ではない係数もあるものの、男性と女性の両方において凹型の賃金 - 経験年数プロファイルおよび賃金 - 勤続年数プロファイルが観察された²¹。

5.2 オハカ要因分解

次にオハカ分解の結果をみていく。組合員と非組合員それぞれについて、対数賃金を推定した結果をまとめたのが、表 2 の (3) と (4) である。推定式 (3) は非組合員、(4) は組合員についての推定結果である。

推定結果を確認していくと、教育からのリターンは、男女ともに、組合セクターで小さくなっている。これから、組合が賃金に対する学歴効果を縮小させていると考えられる。そして、経験年数のリターンについては、両セクターともに変わらない。しかしながら、女性に関しては、勤続年数のリターンは、組合セクターよりも非組合セクターのほうがより大きい。これもまた、組合の賃金分布の圧縮効果と理解できるだろう。

また、組合セクターでは、男性の結婚プレミアムと女性の結婚による労働市場における不利益をともになくしていることは、興味深い。組合は、男性の家庭における義務から自由にするという結婚の利点を小さくし、女性が家事や育児分担のせいで被る労働市場における不利益を小さくしているのかもしれない。さらに、組合セクターでは、子どもの有無が女性の賃金に対して不利益を与えていないが、非組合セクターでは、子どもがいる女性は、子どもがいない女性とくらべて 20% 以上、賃金が低くなっている。以上の結果は、労働組合が、ファミリーフレンドリー施策や、ワークライフバランスの実現に対して積極的に取り組んでいることと、整合的な結果といえよう。

それでは、オハカ分解の結果を確認していこう。平均的な組合員と非組合員の間で観察される賃金格差は、オハカ分解を用いることで、以下 2 つの要因に分けることができる。第 1 に、非組合セクターの賃金構造のみがこの経済に存在していた場合に、組合員と非組合員の平均的な属性の違いによって生じる賃金格差である。第 2 に、平均的な属性の組合員が、組合セクターで働いた場合と非組合セクターで働いた場合で獲得する賃金が異なるであろうが、このように両セクター間の賃金構造の違いに起因する賃金格差である。

²¹ その他に、統計的に有意ではないが、結婚している男性は結婚していない男性よりも賃金が高いが、他方、女性については逆の傾向がみられる。すなわち、結婚している女性は結婚していない女性よりも賃金が低い。また、子どものいる女性は子どものいない女性よりも賃金が低い。これら推定結果は、家計生産の理論 (The theory of household production) が示唆するところと整合的な結果であり、結婚している男性は市場活動により労力を投入し、結婚している女性は家庭生活により労力を投入していると考えられる (Becker (1985))。くわえて、男性について結婚プレミアムが観測されたのは、多くの日本企業が、扶養手当の支給など結婚している男性に有利な賃金支払いを行っていることから、説明されうる。

表 2 の (3) と (4) の下段部から、労働者属性の平均値ならびにそれぞれのセクターの賃金構造で評価した組合員・非組合員間賃金格差 30% は、両セクターで働く労働者の平均的な属性の違いによって 13%、両セクターの賃金構造の違いによって 17% が説明されることがわかる。

5.3 DiNardo, Fortin and Lemieux (1996) の要因分解

ここでは、賃金の分布全体に組合が与える影響についてみていこう。図 4 に、JGSS の 2001 年から 2003 年のプーリングデータの組合員と非組合員の対数賃金の分布を男女別に図示している。これらは、現実の組合員と非組合員の賃金分布ということになる。男女ともに同様の傾向がみられるので、紙幅の関係上、男性についてだけみていこう。

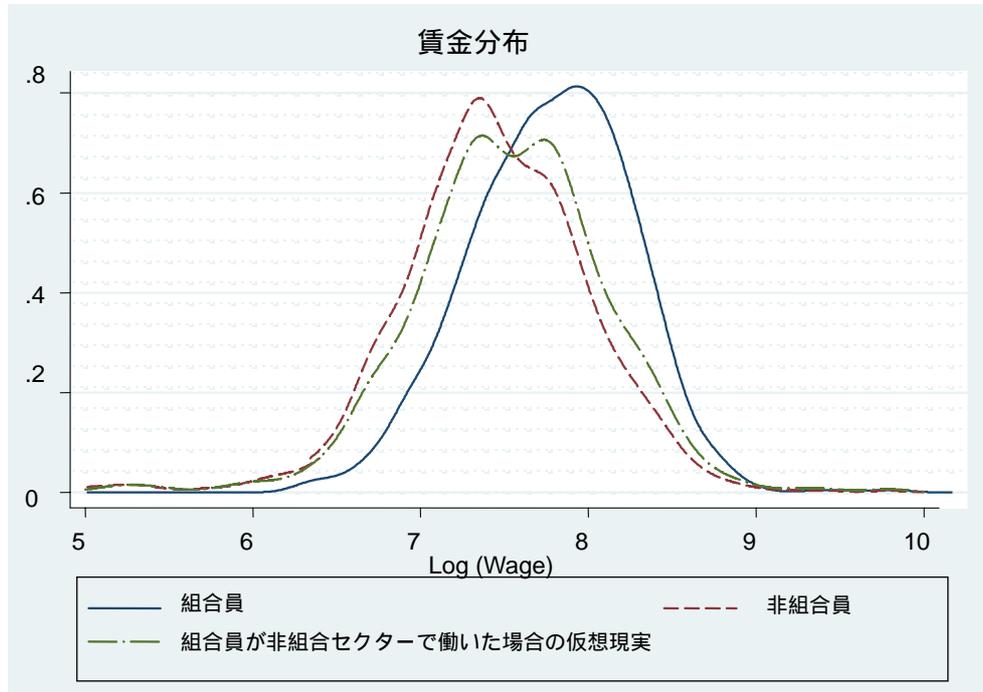
これから、組合員の賃金分布は、非組合員のそれよりも、明らかに右側に位置していることがわかる。これは、賃金に影響を与えると考えられる様々な要因を全くコントロールしない状態での分布であり、賃金に対する組合効果をそのまま反映したものと考えられる。このような分布の違いは、組合員と非組合員の属性の違いに起因するものだろうか。それとも、セクター間での賃金決定メカニズムの違いに起因するものなのだろうか。

ここでは、DiNardo, Fortin and Lemieux の要因分解を用いて、仮想現実 (counter-factual) の組合員の賃金分布を導出した。これは、非組合セクターの賃金構造が組合セクターでも採用されているとした場合の、組合員の賃金分布である (補論 2 の 2 を参照のこと)。

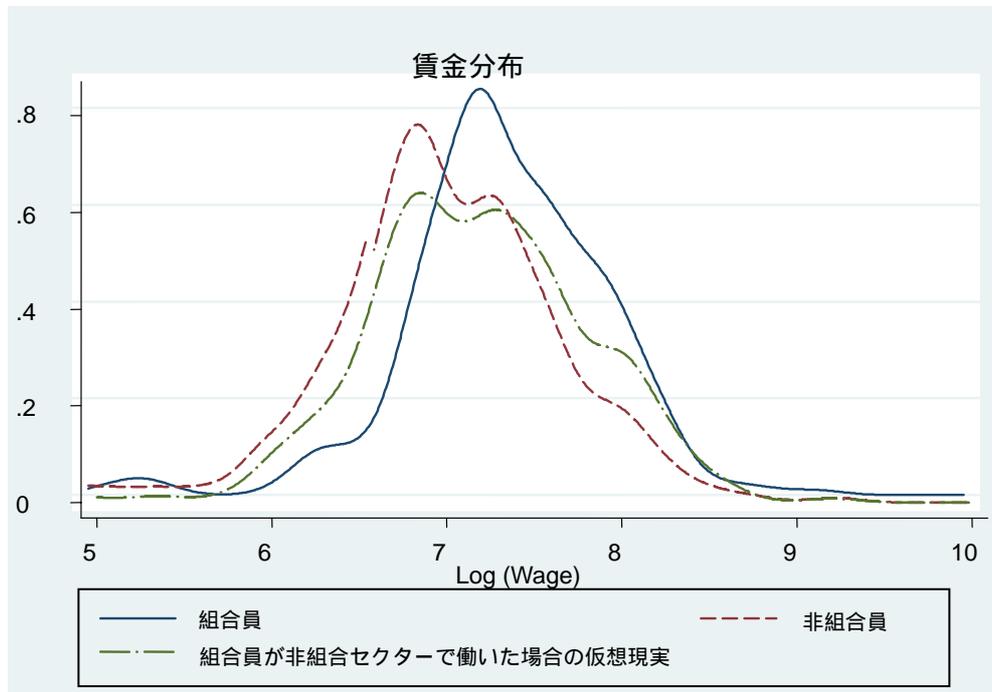
図 4 から、現実の組合員の賃金分布より、仮想現実のほうが分布の広がりが大きくなっていることがわかる。これは、組合セクターの賃金決定メカニズムは、賃金の分布を圧縮させる役割を果たしていることの表れであろう。つまり、労働組合は組合員間の賃金格差を縮小するように作用していると考えられる。

図4 DiNardo, Fortain and Lemieux の分解

分析サンプル：男性, 2000-2003



分析サンプル：女性, 2000-2003



データ：表 1-1 と同じ。

注1：カーネル推定は、最適な階級の幅を導出した上で Gaussian kernel を用いて行った。ウェイトは、組合員ダミーについて表 2・推定式 (3) の説明変数でロジット分析を行った結果から算出した。

注2：サンプルは 2000 年から 2003 年のデータをプールしたものである。推定モデルには年ダミー変数が含まれている。

6. 非金銭的な労働条件に対する組合効果

前節までは、賃金に対する組合効果をみてきたが、本節では、賃金以外の労働条件に対する組合効果について分析する。労働組合は、雇用保障の度合いを高めたり、労使コミュニケーションを円滑にし、職場の様々な問題に関して労働者が発言する機会を確保したりするなど、非金銭的な労働条件を向上する機能をもつと言われる。また、福利厚生への改善にも寄与する（呉（2001））。

JGSS は、雇用保障や仕事に関する労働者の主観的評価についての情報が豊富である。そこで、失業可能性、離職意思といった主観的指標を用いて、雇用に対して労働組合が影響を与えていると考えられるのかを確認する。また、仕事満足度、同じ年収・福利厚生の仕事の見つけやすさについての変数を用いて、仕事の内容や福利厚生に対する影響があると考えられるのかについても確認する。さらに、教育訓練の受講の有無から、人事管理のあり方への労働組合の影響を探る（5つの被説明変数の定義については、表1-2の注にもまとめている）。

失業可能性は、「今後1年間にあなたが失業する可能性はありますか」という質問に対して、「かなりある」と「ある程度ある」と回答した者を1、「あまりない」と「全くない」と回答した者を0とするダミー変数である。これを被説明変数として、プロビット分析を行い、限界効果を報告したのが、表3の(1)と(2)である。

表3 失業可能性と離職意思、教育訓練の受講に対する組合効果（限界効果）

	失業可能性		離職意思		教育訓練の受講	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
組合員ダミー	-0.07***	-0.04*	-0.01	0.01	0.19***	0.13***
	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.01)	(0.03)	(0.04)
基本属性ダミー	No	Yes	No	Yes	No	Yes
N	2215	2215	2337	2337	1190	1190
Log Likelihood	-1005.95	-978.34	-537.99	-490.17	-799.34	-768.95

データ：表1-1と同じ。

注1：***は統計的に1%、**は5%、*は10%有意。

注2：サンプルは2000年から2003年のデータをプールしたものである。推定モデルには年ダミー変数が含まれている。

注3：限界効果は平均値周りで評価している。

注4：基本属性ダミーとは、表2のコントロール変数と同じであり、教育年数、勤続年数、経験年数、それぞれの2乗項、女性ダミー、結婚の有無、子どもの人数、およびそれぞれの変数と女性ダミーとのクロス項を指す。被説明変数の定義については、表1-2の脚注を参照のこと。

組合ダミー変数のみを用いて推定した結果が推定式 (1) で、教育・勤続・経験年数や性別、結婚の有無など労働者の基本属性もコントロールして推定した結果が (2) である。以下でみていくその他の主観的評価に対する推定結果についても、同じ定式化を用いている。

表 3 の (2) から、労働者の基本属性をコントロールすると、統計的有意性は若干落ちるものの、組合員のほうが非組合員よりも、4%ポイント失業可能性を感じていない。これは、組合の雇用保障に対する努力の結果と解釈することができる。しかしながら、安定した職を提供できる企業において、組合が組織されていることを反映した結果である可能性は残される。

次に、離職意思についてみていく。Hirschman (1970) や Freeman and Medoff (1984) によると、労働組合があることで、労働者が組合を通じて職場に対する不満を経営者に伝えやすくなる (Batt, Colvin, and Keefe (2002))。この“発言”メカニズムのおかげで、組合労働者は、“退出”オプションを行使する必要が少なくなり、離職する確率は低くなると考えられる。

JGSS には、実際の離職行動についての設問はないが、離職意思についての設問はある。そこで、離職意思を確認する設問、「今働いている会社をやめるつもりがありますか」に対して、「近いうちにやめるつもり」と回答した者を 1、「当分やめるつもりはない」と「まったくやめるつもりはない」と回答した者を 0 とする離職意思の有無を表すダミー変数を作成した。これを被説明変数として、プロビット分析を行った結果をまとめたのが、前掲表 4 の (3) と (4) であり、推定式の定式化は、前述した失業可能性の場合と同じである。

推定の結果、組合ダミーの係数は統計的に有意にゼロと異ならない。組合員は“発言”オプションを行使できているのかもしれないが、離職意思を抑えるまでは影響を及ぼしてはいない。

しかし、この結果は、日本の雇用システムを鑑みれば妥当な結果といえよう。なぜならば、本稿では、長期雇用システム下に置かれていると考えられる正規の従業員を分析サンプルとしており、組合であるにせよ、非組合員であるにせよ、どちらにせよ適当なアウトサイド・オプションを持っていない可能性が高いからである²²。

また、教育訓練の受講に対する組合効果の計測結果を報告したのが、表 3 の (5) と (6) である。教育訓練の受講を表す変数は、「あなたは、仕事をするうえで役立っていると考えられる教育訓練や研修を、過去 1 年間に受けましたか」という質問に対して、「はい」とした者を 1、「いいえ」とした者を 0 とするダミー変数である。

Booth, Francesconi and Zoega (2003) や Booth and Boheim (2004) は、イギリスのデータを用いて、労働組合が訓練参加を促すことを明らかにしているが、ここでの日本についての推定結果からも、13%ポイント、組合労働者のほうが非組合労働者よりも教育訓練の受講

²² 分析期間は、失業率が 4.7～5.4%と高い時期にあたり、特に正規従業員が適当なアウトサイド・オプションを持たなかった時期であるとも考えられる。よって、発言・退出オプションを確認するには、好況期のデータを用いた分析のほうが適切である可能性が残されることに、留意する必要がある。

確率が高くなることが明らかにされた。Eguchi (2002) の理論的な議論によると、労働組合は労働者の人的資本蓄積を促すことが指摘されており、この議論と整合的な結果である²³。

そして、職場の労働組合は、労働環境を向上させ、労働者をより幸福にすると考えられる (Denisi and Gordon (1995), Sloane and Bender (1998))。この仮説を検証するために、「現在の主な仕事にどのくらい満足していますか」という質問に対して、「満足している」と「どちらかといえば満足している」と回答した者を 1、と「どちらともいえない」、「どちらかといえば不満である」および「不満である」と回答した者を 0 とするダミー変数を設定する。この仕事満足度ダミー変数を被説明変数としてプロビット分析を行った結果をまとめたのが、表 4 の (1) ~ (3) である。ここまでの定式化と異なる推定式は (3) であるが、これは、仕事の満足に“収入”という金銭的な意味も含めた上で回答している可能性が残されるため、この可能性を可能な限り排除するために、対数賃金をコントロールしたものである。

表 4 仕事満足度と同じ年収・福利厚生の仕事のを見つけやすさに対する組合効果 (限界効果)

	仕事満足度			同じ年収・福利厚生の仕事の 見つけやすさ		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
組合員ダミー	0.05** (0.02)	0.04 (0.03)	0.02 (0.03)	-0.10*** (0.02)	-0.10*** (0.02)	-0.10*** (0.02)
ln (Wage)	-	-	0.10*** (0.02)	-	-	0.00 (0.02)
基本属性ダミー	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
—						
N	2407	2407	2407	2280	2280	2280
Log Likelihood	-1603.81	-1567.40	-1557.30	-1285.61	-1175.48	-1175.45

データ：表 1-1 と同じ。

注 1：***は統計的に 1%、**は 5%、*は 10% 有意。

注 2：サンプルは 2000 年から 2003 年のデータをプールしたものである。推定モデルには年ダミー変数が含まれている。

注 3：限界効果は平均値周りで評価している。

注 4：基本属性ダミーとは、表 2 のコントロール変数と同じであり、教育年数、勤続年数、経験年数、それぞれの 2 乗項、女性ダミー、結婚の有無、子ども的人数、およびそれぞれの変数と女性ダミーとのクロス項を指す。被説明変数の定義については、表 1-2 の脚注を参照のこと。

²³ また、表掲はしていないが、訓練強度、すなわち訓練時間の長さに対する労働組合の影響についての推定も試みたが、両者の間に統計的に有意な関係は見出せなかった。

(3) から、労働組合は仕事の満足度を上げておらず、むしろ高い賃金のほうが仕事の満足度を引き上げることが明らかにされた。クロスセクションデータの仕事満足度についての変数を用いる際に留意すべきといわれていることであるが (Clark and Oswald (2002))、この推定結果には omitted variable バイアスが発生している可能性は否定できない。仕事に対して積極的な姿勢を持つ者ほど良い仕事についており、ひいては労働組合に加入していて、仕事に満足しているかもしれない、というものである。よって、結果の解釈には、一定の留保が必要であろう。

最後に、外部労働市場とくらべて、現在の勤務先で収入や福利厚生といった面に対する労働者の評価を把握できるユニークな設問が、JGSS には用意されている。具体的には、「もし今の仕事や事業をやめた場合、現在と同じ程度の年収・福利厚生を提供してくれる他の会社に就職することは、どの程度容易だと思いますか」という質問に対して、「非常に容易である」と「ある程度容易である」と回答した者を 1、「容易ではない」と回答した者を 0 とするダミー変数である。容易と回答した者は、外部市場で獲得できるのと同じレベルの福利厚生を享受していると評価していると思われる。他方、容易ではないとする者は、マーケットレベルよりも多いレントを享受していると評価していると考えられる。そこで、この変数を同じ年収・福利厚生の仕事の見つけやすさと呼ぶ。

このレントは、雇用者と従業員の間関係特殊な生産性 (the relation-specific productivity) が発生している、または生産物市場が不完全競争状態になっているために生じたと考えられる。また、組合を通じた団体交渉は、企業と労働者の関係特殊なレントのより大きな部分を²⁴、労働者が獲得できるように作用すると考えられる。

前掲表 4 の (4)~(6) 式から、組合労働者のほうが非組合労働者よりも、10%ポイント、今の仕事をやめたとしたら、現在と同じ程度の年収・福利厚生の仕事を見つけることが難しい、と考えていることが明らかにされた。これは、明らかに、組合労働者が外部完全労働市場でオファーされる仕事よりも多い年収・福利厚生、すなわちレントを享受していることを示している。さらに、収入の影響を可能な限り排除するために、対数賃金をコントロールした推定も行った。その結果が (6) 式である。収入の影響をコントロールしても、統計的に有意に同じ結果が得られた。労働者の主観的評価が実態を表していると捉えるのであれば、労働組合は非金銭的な福利厚生レベルを高めていると考えられる。

7. 議論

5 節と 6 節で報告した推定結果は、賃金や非金銭的な労働条件に対する組合効果を認めるものであり、日本についての先行研究の結果と異なるところもある。Brunello (1992)、

²⁴ 労働市場の摩擦や企業特殊熟練に基づいて発生するレントを指す。

Tachibanaki and Noda (2000)、Tsuru and Rebitzer (1995) などは、日本において組合効果が無いことを、基本的に指摘するものである。本稿の結果がこれら先行研究と異なる理由として、調査対象、分析対象期間、データサンプリングの方法、データがカバーする地域、サンプルサイズなどが異なること、サンプルセレクションの問題などが考えられる。

調査対象という点では、本稿では面接調査に基づいた労働者マイクロデータを用いて分析したが、Brunello (1992) と Tachibanaki and Noda (2000) は企業マイクロデータを用いている点が大きく異なる。もし組合企業と非組合企業の平均賃金が等しく、同じ組合企業に勤める組合労働者と非組合労働者の間で賃金に違いがあるのであれば、労働者マイクロデータで賃金プレミアムが計測され、企業マイクロデータでは計測されないということが起こりうるだろう。しかしながら、ユニオンショップ制が主流である日本では、この説明は当てはまらないと考えられる。

また、調査対象地域の違いも重要な点であろう。本稿では全国を対象としているが、Tsuru and Rebitzer (1995) は、東京駅から 30 キロメートル圏内の区域に居住する 18 歳から 59 歳の労働者に対して行った面接調査から得たデータを用いている。この調査区域には、東京都、神奈川県、千葉県および埼玉県の主要部が含まれるとされる。そこで、Tsuru and Rebitzer (1995) と本稿との結果の違いが、調査対象地域の違いに起因するものなのかを確認するために、JGSS のデータを東京都、神奈川県、千葉県および埼玉県に限定し、分析サンプルを上記地域に可能な限り近づけた上で推定を行った。

この推定結果を表掲はしていないが、サンプルサイズが小さくなったため、標準偏差が大きくなり推定結果の正確さが落ちるものの、組合ダミーのみを説明変数として推定した場合の係数は 0.24 で標準偏差は 0.05、労働者の基本属性もコントロールして推定した場合の組合ダミーの係数は 0.14 で標準偏差は 0.06 と、推定された係数自体には、表 2 の本稿の主な推定結果との大きな違いはみられない。よって、対象地域の違いの影響は大きくないと考えられる。

その他に考えられる本稿と先行研究の結果が異なる理由は、本稿の分析対象時期がデフレの時期であるということだろう。詳細については補論 1 を参照されたいが、賃上げ交渉は、通常、ベースアップと定期昇給分に区別される。2000 年から 2003 年という対象期間は、企業が賃金カットや昇給の手控えなど、賃金引き下げに腐心した時期である。少なからぬ数の労働者、特に中高年の労働者が、この時期に名目賃金のカットを経験している (Kawaguchi and Ohtake (2004))。

停滞するマクロ経済下で、春闘への参加主要組合のなかには、定期昇給分を除いた純粹なベアという意味ではベアゼロ、すなわちベースアップの要求を取り下げた組合も出てきた。しかしながら、定昇分は確保していたため、その分の賃金アップはあったわけである。つまり、労働組合は、勤続に伴って上昇する部分の確保、すなわち賃上げではなく賃金カーブ維持に力を注いだのである。このような状況が、組合員と非組合員との間の賃金格差

をもたらしたのかもしれない。

いくつかの海外についての先行研究では、組合による賃金交渉が名目賃金の下方硬直性をもたらすことを確認しており、また不況期のほうが好況期よりも賃金に対する組合効果大きいことを確認している (Moore and Raisian (1980), Hendricks (1981), Pencavel and Hartsog (1984), Wunnava and Honney (1991))。また、日本でも、野田 (2005) が同様のことに言及している。残念ながら、ここでは好況期のデータがないため、このことを統計的に検証することはできない。しかし、先行研究と本稿との結果の明確な違いが、分析時期の違いに起因する可能性は残される。

また、この時期独特のサンプルセレクション問題もあるだろう。つまり、不況の長期化とともに推定組織率は低下したが、その過程において組合プレミアムをもたらさないような交渉力の弱い組合が消滅し、力を持つ組合のみが残ることで、組合プレミアムが計測されたとも考えられるかもしれない。しかし、この時期の組織率の低下は 1.9%ポイントに過ぎず、ここでのドラスティックな推定結果がこのせいでもたらされたという議論は説得的とはいえない。よって、このサンプルセレクションの影響は小さいと考えられる。

8 . むすび

本稿では、日本において賃金に対する組合効果があるのかを検証した。加えて、労働者の仕事に対する主観的評価にも影響するのかを確認し、賃金以外の非金銭的労働条件に関しても影響を与えるのかを議論した。このことは、諸外国で数多くの研究がなされているにもかかわらず、日本では労働者の組合加入状況や、収入など基本的な労働条件に関する変数情報を含む、精度の高いマイクロデータの整備が遅れていたため、ほとんどなされてこなかった。

しかし、近年になって、JGSS という労働者個票データの公開が研究者に対して始まった。JGSS は、サンプルサイズが大きいだけでなく、全国男女を対象にランダムサンプリングで実施され、かつ有効回収率が高く、代表性の高いデータといえる。この JGSS を用いて分析した結果、企業マイクロデータや小標本の労働者マイクロデータを用いた先行研究とは異なり、組合員は非組合員よりも高い賃金を得ていることが、頑健に示された。さらに、オハカ分解や DiNardo, Fortin and Lemieux の要因分解を行った結果、労働組合は組合員の賃金分布の広がりを小さくする、すなわち組合員間の賃金格差を縮小することが示された。以上の結果は、アメリカやイギリスでの研究成果と整合的な結果である。

また、賃金に対する組合効果に加えて、労働組合が非金銭的労働条件に対する主観的評価に少なからぬ影響を与えていることが明らかにされた。統計的有意性は高くないものの、労働組合は失業の不安を減らす。そして、訓練参加を促す傾向がうかがえる。さらに、組合員は非組合員よりも、今の仕事をやめた場合、現在と同じ程度の福利厚生を提供してくれる新しい仕事を見つけることが難しいと考えており、市場水準より高い待遇を享受して

いると、評価していることがうかがえる。

以上の結果をまとめると、2000～2003年というデフレ下において、日本の労働組合は、賃金の維持・改善に役立ってきたことが示された。さらに、非金銭的な労働条件についても同様の効果が確認された。よって、日本の労働組合は、賃金すなわち金銭的な労働条件と非金銭的な労働条件の両方を改善する役割を果たしてきたと、結論付けることができるだろう。そして、組合は、組合員間の賃金分布を平等化する力も持つ。

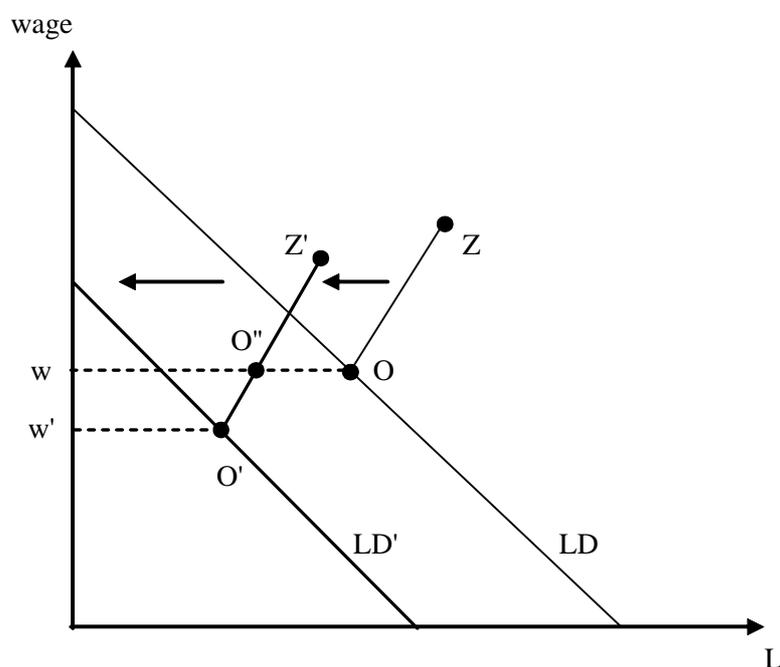
最後に、本稿において残された研究課題を述べる。第1に、本稿の推定において、組合変数についての内生性をコントロールすることができなかった。適切な操作変数の設定が求められる。第2に、JGSSは、現在も継続されているプロジェクトである。また、近年では日本経済は回復基調となっている。よって、好況期の組合効果を測定し、本稿の結果と比較することは、非常に興味深く、将来挑戦したい研究課題である。

補論1 賃金に対する組合効果が発生するメカニズム

日本の労働組合の主流は企業別組合であるが、賃金すなわち労働者の取り分が大きくなると、企業の取り分である利潤が同じ産業の他社より低くなるかもしれない。そうすると、資本が競争相手である同業他社へと流出し、企業生産力の低下につながる。その結果、企業経営が悪化し、労働条件の低下など従業員である労働組合員に悪影響がもたらされるだけでなく、最悪の場合、その企業が市場から退出を余儀なくされ、組合も同時に消滅することになる。つまり、潜在的な逆効果が存在するため、企業別組合は賃金に対して強い交渉力を持たない²⁵。この潜在的な逆効果を克服し、このような企業別組合の交渉力の弱さを補完するために、春闘方式の労使交渉が長年にわたって行われてきた。

このような労使関係システムの下、日本の労働組合に賃金プレミアムが発生するメカニズムとはどのようなものだろうか。欧米の先行研究から直面している景気循環局面によって賃金プレミアムの大きさが異なる、すなわち不況下のほうが賃金プレミアムがより大きくなることが確認されているが²⁶、日本についても同じことがいえるのだろうか。日本の労働市場の制度的特徴と景気循環との関係から、基本的なメカニズムを考えていこう。

図5 賃金に対する組合効果が発生するメカニズム（契約曲線と効率契約）



注： wage は名目賃金を、L は雇用量を表す。

²⁵ 小池 (1983) では、「危険分担モデル」として説明している。

²⁶ Moore and Raisian (1980), Hendricks (1981), Pencavel and Hartsog (1984), Wunnava and Honney (1991)。

図5は、横軸に雇用量、縦軸を名目賃金とする平面で、労働需要曲線と、企業の等利潤曲線と労働組合の効用曲線の接点から導かれる契約曲線が描かれている²⁷。労働需要曲線を LD 、労働需要曲線が LD である場合の契約曲線が OZ である。点 O では、組合労働者は外部競争賃金 w しか得ておらず、企業はすべてのレントを獲得している。一方、点 Z では、すべてのレントを労働者が得ており、企業はゼロ利潤となっている。よって、組合と企業が交渉を行った場合、 OZ 上のいずれかの点で合意がなされ、賃金と雇用量の組み合わせが決められる（以下では、この交渉によって決まる賃金と雇用量の組み合わせを、交渉解と呼ぶ）。

非組合企業で働いている労働者は、外部競争賃金 w を稼得することになる。そして、組合企業で働いている労働者については、点 O で交渉解が成立し、外部競争賃金と同じ w を獲得しているものとしよう。極端なケースではあるが、前述したように、企業別組合の場合、組合の繁栄と企業の繁栄が表裏一体であるため、点 O という交渉解を受け入れることが、経済合理的になる場合がある²⁸。ゆえに、説明の便宜上、こうに仮定しよう²⁹。このように、通常の経済状況下では、大きな賃金プレミアムは観察されない。

ここで、日本経済が悪化し、デフレに陥ったとしよう。この場合、労働需要曲線 LD は LD' へシフトし、同時に契約曲線も $O'Z'$ へとシフトし、完全競争賃金は w' へと低下する。

このとき、非組合企業では、賃金も含めた労働条件の変更は就業規則の書換えのみで可能になるため、外部競争賃金 w' への賃金引下げが起こる。それでは、組合労働者の賃金はどうなるであろうか。日本の労働法の枠組みでは、組合企業と非組合企業の間には、労働条件を変更する場合のコストに違いがある。組合企業の場合、労使間で合意し、労働協約を改訂しない限り、労働条件の変更はできない。さらに、労働協約の改訂は、年に一度の春闘の妥結時に、ともに行われることが主流である。そのため、組合企業では経営状況が悪化したとしても、瞬時に賃金が引き下げられるということはなく、組合労働者の賃金は w 近辺にとどまると考えられる。このような組合企業と非組合企業の労働条件変更コストの非対称性のせいで、デフレなど経済状況が悪化している局面で、賃金に対する組合効果 $w-w'$ がより顕著に観察されると考えられる。

このようなメカニズムのせいで、日本の労働市場では、好況期には組合プレミアムは小さくなり、不況期ほど大きくなる。そして、この基本的なメカニズムの枠組みの中で、日本独特の労使関係システムが、景気局面の違いによる組合プレミアムの大きさの差異をさらに強めてきたと考えられる。

²⁷ 企業と労働組合の契約曲線の導出については、Borjas (2005, Chapter11) の説明が分かり易い。

²⁸ 前掲、小池 (1983)。

²⁹ OZ の真ん中あたりで交渉解が得られ、春闘のスピルオーバー効果の結果、その少し左下の点で非組合企業の賃金が決まるという仮定にしても、以後の議論に影響はない。

90年代までは春闘にスピルオーバー効果があったため、労働組合の賃上げ効果が隠されてきたとも考えられる³⁰。上で説明した通常の経済状況下のケースというのは、組合労働者と非組合労働者が同じ賃金を得ているという意味で、春闘のスピルオーバー効果が100%観察されるケースと捉えることができるだろう。そして、マクロ経済の停滞が長引いた結果、2000年代に入って、春闘への参加主要組合のなかには、定期昇給分を除いた純粋なベアという意味ではベアゼロ、すなわちベースアップの要求を取り下げた組合も出てきた。しかしながら、定昇分は確保していたため、その分の賃金維持はなされてきたわけである。その一方で、スピルオーバー効果がほとんどなくなってしまったため、非組合企業では労働者に対して外部競争賃金の支払いが可能になった。これから、経済状況が悪い時期に組合が賃金の下支えをしてきた、つまり組合に加入している者にとってセーフティネットとしての機能を十分に果たしてきたと考えられる。結果として、2000年代には組合・非組合員の賃金格差が観察されるようになったのかもしれない。

³⁰ 春闘の影響がスピルオーバーする過程については、Sako (1998) に詳しく記述されている。

補論2 計量分析のフレームワーク

1. OLS 分析の推定式とオハカ分解

ここでは、本稿で用いる計量分析のフレームワークをみていこう。まず、賃金に対する組合効果の推定に用いる OLS 推定のフレームワークについて説明する。推定式は、以下のとおりである。

$$\log(wage)_i = \alpha_1 union_i + x_i \beta_1 + \alpha_2 union_i female_i + female_i x_i \beta_2 + e_i \quad (1)$$

添え字 i は労働者 i を表し、 $wage$ は時間当たり賃金を表す。 $union_i$ は労働者 i が組合員であるかどうかを表す組合員ダミー変数である。前述したが、「あなたは労働組合に入っていますか」という質問に対して、「職場の労働組合に入っている」または「職場以外の労働組合に入っている」と回答した者を 1、「入っていない」とした者を 0 とする二値変数である。また、 $female_i$ は女性の場合 1、男性の場合 0 をとるダミー変数である。そして、 x_i は、労働者属性や職場属性をコントロールするための説明変数であり、仕事の経験年数とその二乗項、勤続年数とその二乗項、結婚の有無、子どもの数を表す変数などである。

ここでは、外生性、すなわち $E[e_i | union_i, female_i, x_i] = 0$ の仮定は満たされていることとし、推定される OLS 推定量は不偏推定量であるとする。しかし、 e_i に対して分散不均一性を認め、以下で報告する各係数の標準偏差は分散不均一性の存在に適合したものとなっている。そして、 α_1 は男性の組合プレミアムを、 $\alpha_1 + \alpha_2$ は女性にとっての組合プレミアムを表す。

次に、オハカ分解について説明する。労働組合は、教育年数や勤続年数といった労働者属性が賃金に与える影響を弱め、賃金分布の広がりを圧縮することが知られている³¹。しかし、(1) 式は、組合セクターでも非組合セクターでも賃金構造は同じ、すなわち労働者属性の係数は同じであるとして、定式化をしている。そこで、この点を考慮するために、組合セクターと非組合セクターの間では賃金構造が異なると仮定し、組合員と非組合員でサブグループ化した推定を行う。推定式は、下記のとおりである。

$$\log(wage)_i = z_i [union_i \gamma^{union} + (1 - union_i) \gamma^{non-union}] + e_i \quad (2)$$

ここで、 $z_i = [union_i, x_i, female \times x_i]$ である。また、 $E[e_i | z_i] = 0$ を仮定し、繰り返し期待値の公式から、 $E[e_i | union_i] = E[E(e_i | z_i) | union_i] = 0$ が成り立つものとする。

³¹ Lewis (1986)、Booth (1995)でサーベイされている。

組合セクターと非組合セクターでは賃金に関する係数が異なるとの仮定の下、組合員と非組合員の平均値周りの対数賃金の差を Oaxaca の方法で要因分解すると、以下の式で表すことができる。

$$\begin{aligned} & E[\log(wage) | union = 1] - E[\log(wage) | union = 0] \\ &= E[z | union = 1] \gamma^{union} - E[z | union = 0] \gamma^{non-union} \\ &= (E[z | union = 1] - E[z | union = 0]) \gamma^{non-union} + E[z | union = 1] (\gamma^{union} - \gamma^{non-union}) \quad (3) \end{aligned}$$

(3) 式の第 1 項は、組合員と非組合員の賃金格差のうち、組合員と非組合員の属性、つまり人的資本の腑存量 (endowment) の違いに起因する部分に対応する。(3) 式の第 2 項は、平均的な組合労働者が、組合セクターで働いた場合に獲得できる賃金と非組合セクターで働いた場合に獲得できる賃金の差、すなわち両セクターの賃金構造の違いに起因する部分を表す。この要因分解を行うにあたって、組合セクターはなく、非組合セクターの賃金構造が世の中に普及していると仮定している³²。

2 . DiNardo, Fortin and Lemieux (1996) の要因分解

ここまでは、賃金分布の平均に対する組合効果に着目して議論してきた。しかし、単に平均賃金をみるだけでは、賃金の分布全体に対する組合の効果を見逃してしまうかもしれない。そこで、DiNardo, Fortin and Lemieux (1996) で提案された方法を用いて、賃金分布全体に対する組合効果を計測する。

まず、非組合セクターの労働者の賃金分布が、

$$f^{nu}(y) \equiv \int f^{nu}(y|z) h(z|nu) dz \quad (4)$$

で与えられるものとする。ここで、 $f^{nu}(y|z)$ は非組合セクターにおける賃金決定メカニズムで、人的資本量 z で条件付けられた y で表される対数賃金の分布を表す。 nu は非組合セクターを、 u は組合セクターを表す。同様に、組合セクターの労働者、すなわち組合員の賃金分布は、

$$f^u(y) \equiv \int f^u(y|z) h(z|u) dz \quad (5)$$

で与えられるものとする。

³² 推定は、Ben Jann による Stata ado コマンド “oaxaca” を用いた。

それでは、もしこの世の中の賃金構造が非組合セクターの賃金構造であるならば、現在組合セクターで働いている労働者の賃金分布はどうか。この仮想現実 (counter-factual) の賃金分布は、

$$f_u^m(y) \equiv \int f^m(y|z) h(z|u) dz \quad (6)$$

で表すことができる。もし結合密度関数 $h(z|u)$ を算出できるのであれば、(6) 式を計算することは理論的に可能となる。しかし、本稿の計量モデルで用いているベクトル z は高次元であるため、計算は容易ではない。

そこで、DiNardo, Fortin and Lemieux (1996) で紹介された手法を適用する。それは、ウェイト付けを行うとともに、 $f^m(y|z) h(z|u)$ を $f^m(y|z) h(z|nu)$ に置き換えるという手法である。ここで、(6) 式を以下のように変形する。

$$f_u^m(y) \equiv \int f^m(y|z) h(z|u) dz \quad (7)$$

$$= \int \theta f^m(y|z) h(z|nu) dz \quad (8)$$

$\theta \equiv \frac{h(z|u)}{h(z|nu)}$ である。ベイズの定理から、 $h(z|u) = \frac{h(u,z)}{P(u)} = \frac{P(u|z) h(z)}{P(u)}$ が成り立ち、

同様に $h(z|nu) = \frac{P(nu|z) h(z)}{P(nu)}$ も成り立つ。これらから、 $\theta = \frac{P(u|z) P(nu)}{P(nu|z) P(u)}$ となる。

ここで、 $P(nu|z)$ は z を所与としたときに労働者が非組合セクターで働く確率（プロペンシティブスコア）を、 $P(u|z)$ は z を所与としたときに組合セクターで働く確率を表す³³。また、 $f^m(y|z) h(z|nu)$ は、非組合セクターの労働者の対数賃金の分布であるから、カーネル推定法 (kernel density estimation) によって、簡単に推定できる。

このように θ でウェイト付けをして、カーネル推定法を用いて非組合員の賃金分布を計算することによって、(6) 式の仮想現実の賃金分布が得られる。

³³ 実際の推定では、ロジットモデルを用いた。

謝辞

本稿の執筆にあたって、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、「日本版総合的社会調査（2000年版、2001年版、2002年版、2003年版）」（大阪商業大学地域比較研究所・東京大学社会科学研究所）の個票データの提供を受けました。

また、江上寿美雄氏、呉学殊氏、小野旭氏、小山浩一氏、加藤隆夫氏、佐藤博樹氏、田丸征克氏、都留康氏、中村圭介氏、吉田研一氏、ならびに JILPT 所内報告会（2006年11月30日）出席者の皆様から本稿改善のための有益なコメントを頂きました。ここに謝意を表します。

【参考文献】

<邦文>

呉学殊（2001）『雇用慣行と労使関係の日韓比較 - 鉄鋼産業を中心とした社会学的研究』，
博士学位論文（東京大学大学院人文社会系研究科 社会文化専攻 社会学専門分野）。

太田聰一（2002）「若年失業の再検討」，玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニ
ズム』，第11章，東洋経済新報社: pp249-275.

小池和男（1983）「解雇からみた現代日本の労使関係」，森口親司・青木昌彦・佐和隆光編
『日本経済の構造分析』，創文社: pp109-126.

菅野和夫（2005）『労働法（第7版）』，弘文堂.

龍井葉二（2003）「連合二〇〇三年春季生活闘争方針について」，『中央労働時報』，第
1006号: pp4-15.

都留 康（2002）『労使関係のノンユニオン化 - ミクロ的・制度的分析』，東洋経済新報社.

中村圭介（2005）「縮む労働組合」，中村圭介・連合総合生活研究所編『衰退か再生か：労
働組合活性化への道』，第1章，勁草書房: pp27-46.

中村圭介・佐藤博樹・神谷拓平（1988）『労働組合は本当に役に立っているのか』，総合労

働研究所.

野田知彦 (2005) 「労働組合の効果 - 賃金と雇用調整に対する効果の検討 - 」, 中村圭介・連合総合生活研究所編, 『衰退か再生か: 労働組合活性化への道』, 第3章, 勁草書房: pp71-84.

原ひろみ (2003) 「組合は何のために? - 不況対策と賃金をめぐって」, 連合総合生活開発研究所 『労働組合に関する意識調査報告書』, 第一部第3章: pp118-134.

原ひろみ・佐藤博樹 (2004) 「労働組合支持に何が影響を与えるのか - 労働者の権利に関する理解に着目して」, 『日本労働研究雑誌』, No. 532: pp54-70.

原ひろみ・佐野嘉秀・佐藤博樹 (2006) 「新規高卒者の継続採用と人材育成方針 - 企業が新規高卒者を採用し続ける条件は何か」, 『日本労働研究雑誌』, No. 556: pp63-79.

藤村博之 (2004) 「労働組合は本当に役立っているのか」, 『日本労働研究雑誌』, No. 525: pp78-81.

< 英文 >

Batt, Rosemary and Alexander Colvin and Jeffrey Keefe (2002) “Employee Voice, Human Resource Practices, and Quit Rates: Evidence from the Telecommunications Industry,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 55, No. 4: pp573-594.

Blanchflower, David G. and Alex Bryson (2002) “Changes Over Time in Union Relative Wage Effects in the UK and the US Revisited,” NBER Working Paper 9395.

Blanchflower, David G. and Alex Bryson (2004) “What Effect Do Unions Have on Wages Now and Would Freeman and Medoff Be Surprised?,” *Journal of Labor Research*, Vol. 25, No. 3: pp384-414.

Booth, Alison, Marco Francesconi and Gylfi Zoega (2003) “Unions, Work-Related Training, and Wages: Evidence for British Men,” *Industrial Labor Relations Review*, Vol. 57, No. 1: pp68-91.

Booth, Alison and Rene Boheim (2004) “Trade Union Presence and Employer-Provided Training

- in Great Britain,” *Industrial Relations*, Vol. 43, No. 3: pp520-545.
- Borjas, George J. (2005) *Labor economics*, Boston: McGraw-Hill / Irwin.
- Brunello, Giorgio (1992) “The Effect of Unions on Firm Performance in Japanese Manufacturing,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 45, No. 3: pp471-487.
- Card, David (1996) “The Effect of Unions on the Structure of Wages: A Longitudinal Analysis,” *Econometrica*, Vol. 64, No. 4: pp957-979.
- Clark, Andrew E. and Andrew J. Oswald (2002) “Well-being in Panels”, Mimeo, CNRS and Delta: Paris, France.
- Denisi, Michael and Angelo Gordon (1995) “A Re-examination of the Relationship between Union Membership and Job Satisfaction,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 48, No. 2: pp222-236.
- DiNardo, John and Nicole Fortin and Thomas Lemieux (1996) “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach,” *Econometrica*, Vol. 64, No. 5: pp1001-1044.
- Eguchi, Kyota (2002) “Unions as Commitment Devices,” *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 47, No. 4: pp407-421.
- Freeman, Richard B. and James L. Medoff (1984) *What Do Unions Do?*, New York: Basic Books, Inc.
- Fuess, Scott M. (2001) “Union Bargainig Power: A View from Japan,” IZA Discussion Paper Series, No. 393.
- Hendricks, Wallace (1981) “Unionism, Oligopoly and Rigid Wages,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, No. 2: pp198-205.
- Hirschman, Albert (1970) *Exit, Voice, and Loyalty: Responses to Decline in Firms, Organizations, and States*, Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Kawaguchi, Daiji and Fumio Ohtake (2004) “Testing the Morale Theory of Nominal Wage Rigidity,” ISER Discussion Paper Series 602, Osaka University.

- Lewis, Gregg H. (1986) "Union Relative Wage Effects: A Survey," in Ashenfelter, Orley and R. Layard (eds), *Handbook of Labor Economics Vol. 2*, Amsterdam: North Holland: pp1139-1181:
- Moore, William J. and John Raisian (1980) "Cyclical Sensitivity of Union/Nonunion Relative Wage Effects," *Journal of Labor Research*, Vol. 1, No. 1: pp115-132.
- Pencavel, John and Catherine E. Hartsog (1984) "Reconsideration of the Effects of Unionism on the Relative Wages and Employment in the United States, 1920-1980," *Journal of Labor Economics*, Vol. 2, No. 2: pp193-232.
- Sako, Mari (1997) "Shunto: The Role of Employer and Union Cordination at the Industry and Inter-Sectoral Levels," in Sako, Mari and Hiroki Sato (eds), *Japanese Labour and Management in Transition: Diversity, Flexibility and Participation*, Routledge: London and New York: pp236-264.
- Sloane, Keith and Peter Bender (1998) "Job Satisfaction, Trade Unions, and Exit-Voice Revisited," *Industrial Labor Relations Review*, Vol. 51, No. 2: pp222-240.
- Tachibanaki, Toshiaki and Tomohiko Noda (2000) *The Economic Effects of Trade Unions in Japan*, New York: Macmillan.
- The Daily Yomiuri (2006) "Shrinking Unions Have to Face up to New Role," February 18.
- Tsuru, Tsuyoshi and James Rebitzer (1995) "The Limits of Enterprise Unionism: Prospects for Continuing Union Decline in Japan," *British Journal of Industrial Relations*, Vol. 33, No. 3: pp459-492.
- Wunnava, Phanindra V. and John K. Honney (1991) "The Union-nonunion Wage Differential Over the Business Cycle," *Economics Letters*, Vol. 37: pp97-103.

附表1 業種別の組合加入率（分析サンプルについての集計）

業種	組合加入率	N
農林漁業	12.5	8
鉱業	0	6
建設業	22.12	208
製造業	46.83	694
電気・ガス・熱供給・水道業	71.43	21
運輸業	50.55	182
卸売業	25.89	112
小売業	34.02	194
飲食店	15.38	39
金融・保険業	70.37	108
不動産業	0	22
新聞・放送・出版業、広告業、映画製作業	30.00	20
情報・通信サービス業	49.38	81
医療・福祉サービス業	32.40	250
教育・研究サービス業	48.18	137
法律・会計サービス業	15.38	13
その他のサービス業	23.45	307
分類不能の産業	33.33	3
合計	38.42	2,405

データ：表 1-1 と同じ。

注：サンプルは 2000 年から 2003 年のデータをプールしたものである。

附表2 企業規模別の組合加入率（分析サンプルについての集計）

企業規模	組合加入率	N
1	0	1
2-4	7.37	95
5-9	9.26	162
10-29	13.92	352
30-99	21.74	414
100-299	34.11	343
300-499	47.37	171
500-999	58.75	160
1000-1999	68.03	147
2000-9999	72.51	211
10000-	81.10	164
合計	37.79	2,220

データ：表 1-1 と同じ。

注 1：企業規模を表す従業員数には、パートタイム労働者と家族従業者も含む。

注 2：サンプルは 2000 年から 2003 年のデータをプールしたものである。

附表3 本稿で用いた方法以外で作成された対数時間給についての組合効果の計測結果

	(1)	(2)
	log(wage)	log(wage)
組合員ダミー	0.19*** (0.02)	0.12*** (0.03)
基本属性ダミー	No	Yes
N	1682	1682
R-squared	0.04	0.38

データ：表 1-1 と同じ。

注 1：対数時間給は、時間給や日給、月給などの給与の支払い形態別に、給与の実額を聞く設問から作成した。

注 2：括弧内は、Heteroskedasticity robust standard errors である。

注 3：サンプルは 2000 年から 2002 年のデータをプールしたものである。