

JGSS データを用いた労働組合の賃金効果の異時点間比較

仁田 道夫

東京大学社会科学研究所

篠崎 武久

早稲田大学理工学術院創造理工学部

知財・産業社会政策領域

Intertemporal Comparisons of the Union Wage Premium Using JGSS Data

Michio NITTA

Institute of Social Science

The University of Tokyo

Takehisa SHINOZAKI

Faculty of Science and Engineering

Waseda University

We estimate union wage premium in the early and late 2000s in Japan, using micro data of JGSS. We find union wage premium both in male and female regular workers in the early 2000s, meanwhile only in male regular workers in the late 2000s. We also find significant difference of union wage premium for female regular workers between the early and late 2000s. Union wage premium for male regular workers seems to decline through in the 2000s, it is not, however, significant decline.

Key Words: JGSS, union wage effect, intertemporal comparison

本稿では JGSS の計 7 年分のデータを用いて、組合加入による賃金上昇効果（組合効果）を 2000 年代の前半と後半で比較した。2000 年代前半においては男性労働者、女性労働者ともに組合効果が観察されるが、2000 年代後半においては男性にのみ組合効果が観察されることがわかった。また 2000 年代前半と後半の組合効果を比較した結果からは、男性においては両期間の組合効果の差は統計的に有意でなかったが、女性においては組合効果に有意な差があることがわかった。

キーワード：JGSS，労働組合の賃金効果，異時点間比較

1. はじめに

本稿の目的は、組合加入による賃金上昇効果を 2000 年代の前半と後半で比較検討することにある。具体的には、2000 年代中に調査された計 7 回の JGSS データを前半の 4 か年分と後半の 3 か年分に分け、組合加入による賃金上昇効果をそれぞれ計算した後に、両期間の効果に有意な差があるのかを検証した。

理論上、労働組合は労働者あるいは使用者にとって、複数の経済的な役割を果たしていると考えられ、外館（2009）はそれら労働組合の役割を、賃金、離職率、雇用調整、生産性の 4 つに分類している。この中でも、組合加入による労働者の賃金上昇効果（以下、組合効果と記す）に関しては、日本を対象とした研究に限定しても、少なからぬ実証研究の蓄積がある。ただ、これらの先行研究の結論は、分析の対象となった時点によって微妙に異なっている。後節で詳細に検討するように、1990 年代から 2000 年代にかけて、組合効果が確認される時期と確認されない時期がある。具体的には、1990 年代前半は女性にのみ組合効果が確認される（ことがある）とする研究が多いのに対し、2000 年代前半においては男性、女性ともに組合効果が確認されるとする研究が多い。

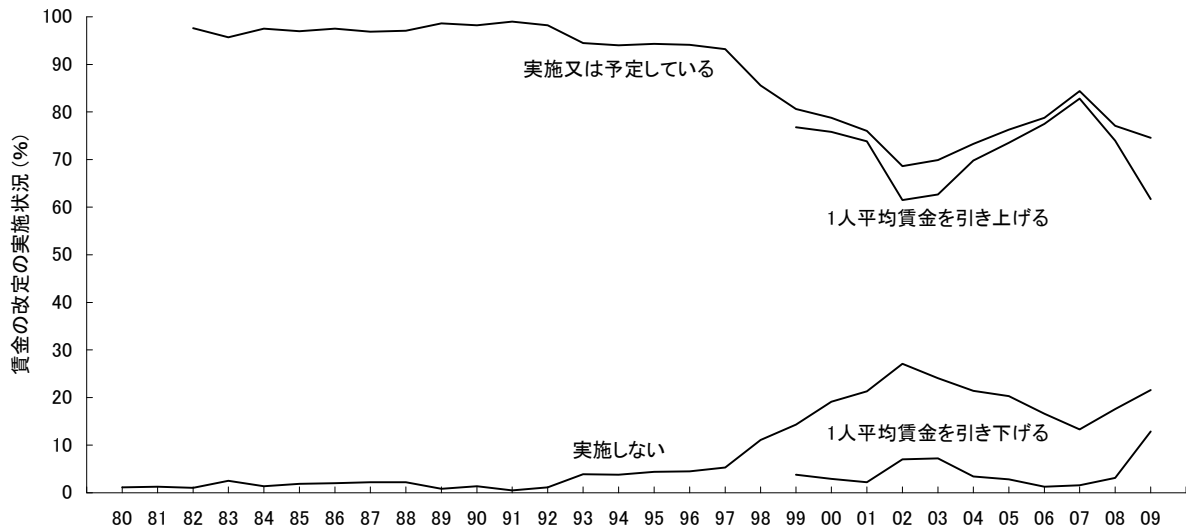
組合効果が時代によって変化するという現象は、例えば米国でも確認されている。Blanchflower and Bryson（2004）は米国の CPS（Current Population Survey）の 1973 年から 2002 年までのデータを用いて、約 30 年にわたる組合効果を計算している。彼らの計算結果によると、米国における組合効果は 1970 年代から 1980 年代の半ばにかけて上昇した後、1990 年代末まで低下、その後 2000 年代初めにかけて再び上昇に転じている。Blanchflower and Bryson（2004）はこの組合効果の時系列的な変化が、労働市場の状況（論文では失業率で代替）と反循環的（counter cyclical）であることを指摘し、その背景として 3 つの可能性を指摘している。1 つ目に、Freeman and Medoff（1984）も指摘するように、労働市場の状況が悪化しているときには、組合が賃下げに対して「闘う（fight）」ことである。2 つ目に、組合員の契約が非組合員の契約よりも長期で、景気循環に反応しにくいことである。3 つ目に、インフレ率が高い場合に、非組合員と異なり組合員は、物価上昇に対応した生計費調整（COLA: cost-of-living adjustment）を受け取ることができることである⁽¹⁾。いずれの可能性も、景況悪化が賃金に対して与える負の影響について、労働組合が軽減する役割を持っている点を指摘したものと見える。

日本では 1990 年代の前半まで失業率が 1-2% 台で推移してきたこともあり、特に正社員の労働者に関して言えば、労働市場の状況が賃金に対して与える影響は、米国に比べれば小さかったかもしれない。しかし周知の通り、1990 年代の後半から 2000 年代にかけて日本の失業率は急激に上昇し、2000 年代の前半には月ベースの失業率が 5% 台の半ばに達するような労働市場の悪化も経験した。

このような労働市場の状況変化を受けて、賃金交渉をめぐる労働者側と使用者側の関係も少しずつ変化している。図 1 と図 2 は厚生労働省の『賃金引上げ等の実態に関する調査』を用いて、賃金改定等に関する数字の時系列的な変化を示したものである。

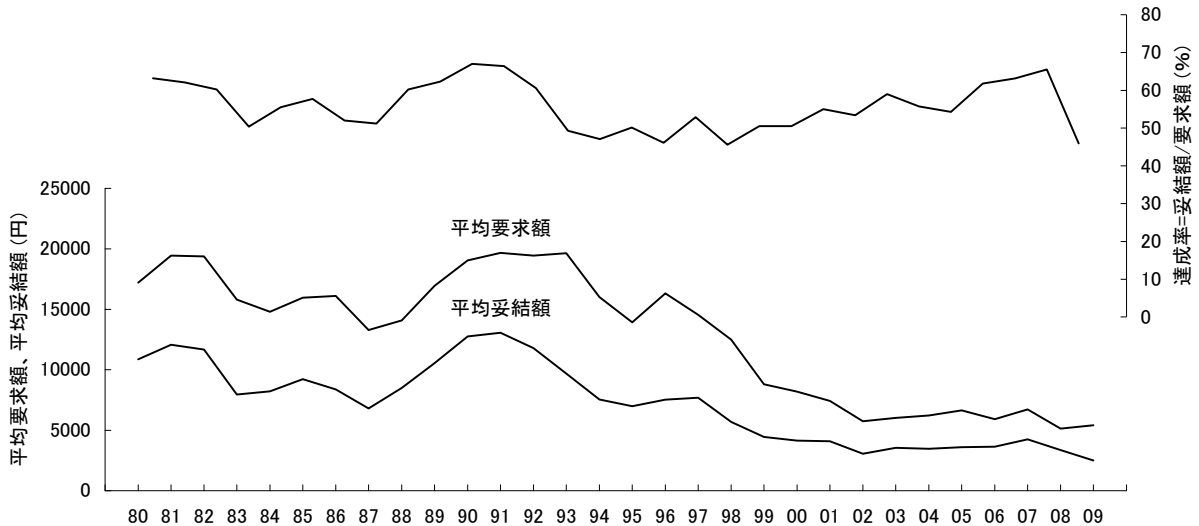
図 1 は賃金を改定する企業と改定しない企業の割合をそれぞれ示したものであるが、賃金改定を実施しないと回答した企業の割合が 1990 年代の後半から急激に増加したことがわかる。また賃金改定とは、通常であれば賃金を引き上げることを指すが、2002 年や 2003 年、そして金融危機後の 2009 年には、賃金改定をして賃金を引き下げると回答した企業が 10% 前後いたこともわかる。

図 2 の上のグラフは、労働組合のある企業に限って、賃金交渉時の労働者側からの要求額と最終的な妥結額との比率（達成率）を計算したものである。この系列を見る限りでは、要求額と妥結額との比率は 1980 年代から 2000 年代にかけて 50% から 70% の間で推移しており、30 年の長期にわたって労働者側の要求が一定程度認められているように見える。しかし、この達成率の計算の基となる要求額と妥結額の推移を図 2 の下部で確認すると、要求額、妥結額ともに 1990 年代中に一貫して下落し、2000 年代には上昇も下落もせずほぼ不変なことがわかる。1990 年代の前半までと比べて、1990 年代の後半以降は、そもそも賃金交渉の開始時から低い要求額を労働者側が提示し、その低い要求額の 6 割程度で妥結している状況であることがわかる。加えて、金融危機後の 2009 年には、わずか 1 年で達成率が 20% ポイントも下落するという、これまでに見られなかった状況も出現しており、賃金交渉が景気の動向に左右されやすくなっている傾向も確認できる。



資料出所)『賃金引上げ等の実態に関する調査』(厚生労働省)

図1 賃金の改定の実施状況



資料出所)『賃金引上げ等の実態に関する調査』(厚生労働省)
注)労働組合のある企業限定の数字。

図2 賃金交渉時の平均要求額、平均妥結額、達成率

図1および図2からは、賃金交渉をめぐる状況が1990年代後半以降大きく変化したこと、そして景況の変化と賃金交渉との関連性が1990年代後半以降に強まった可能性を指摘できる。このような環境下において、組合効果はどのように変化している(あるいは変化していない)のだろうか。本稿では2000年代前半と後半に、同一の調査設計に基づいて調査されたデータを用いて、組合効果が異時点間で変化したか否かについて検証する。前出のBlanchflower and Bryson(2004)はCPSから計算した組合効果の30年間にわたる時系列的な推移を示しているが、これはCPSが毎年同一の調査設計に基づいて調査されているからこそ可能な分析といえる。もし組合効果について時系列的な推移を確認したり、異時点間の数字を比較したりしたければ、厳密には彼らのように、複数年にわたって同一の調査設計に基づいて調査されているデータを用いる必要がある。本稿では約10年にわたって同一の調査設計に基づいて調査されている標本調査の強みを生かして、2000年代前半と後半の組合効果を厳密に比較する。

本稿の結論を先取りすれば、2000年代前半は男性、女性ともに組合効果が観察されるが、2000年

代後半には男性にのみ組合効果が観察される。2000年代の前半と後半の組合効果の差は、男性では統計的に見て有意でないが、女性では統計的に有意な差が生じている。

本稿の構成は以下の通りである。まず2節で本稿で用いるデータの概略とその特徴、および分析に用いるデータセットの詳細について説明する。3節では分析に用いる変数の定義と分析方法、および分析結果について記述する。4節で結論と残された課題について述べる。

2. データおよびデータセット

2.1 データの概略

以下の分析では、大阪商業大学 JGSS 研究センターと東京大学社会科学研究所が共同で実施した『生活と意識についての国際比較調査(日本版 General Social Surveys)』(以下、JGSS と記す)のうち、JGSS 累積データ 2000-2003 および JGSS-2005、JGSS-2006、JGSS-2008 の調査結果を用いる⁽²⁾。分析時には、2000年代前半に実施された4年分の調査、および2000年代後半に実施された3年分の調査の結果をそれぞれ結合し、2000年代前半のデータ、および2000年代後半のデータとして使用する。複数年のデータを結合し、2000年代の前半、後半ともに比較的大きなサンプルサイズを確保することで、2000年代前後半とも組合効果に関する安定的な推定結果が得られると期待できる。

先行研究の中には、調査対象地域が大都市圏に限定されている研究(都留、2002; 野田、2005; 都留他、2009)あるいは労働者個人の組合加入ではなく、所属する企業における組合の有無の影響を組合効果として推定している研究(橋木・野田、1993)などがある。また調査対象者が調査会社のモニターである研究も多い(原、2003; 野田、2005; 都留他、2009)。これらの研究に対し、本稿で用いる JGSS データは、全国規模で回収された、個人に対する標本調査となっている。それゆえ、先行研究より広い地域の労働者について、学歴や勤続年数等の個人属性等を制御した上で組合効果を推定することが可能となっている。また JGSS は全国を 18 層(2006 年以降は 24 層)に分けて、層化 2 段無作為抽出法に基づいて標本抽出をしているため、分析結果を歪めるようなデータ上の偏りが少ないことが期待できる。

加えて、JGSS は調査時期、調査対象、調査方法、主要な調査項目、設問の文言などが年によって変化せず、ほぼ同一の調査設計の下で毎年の調査が実施されている。これは、組合効果の検証に限らず、異時点間の比較分析をする際には非常に重要な点である。あらためて指摘するまでもなく、標本調査はデータ収集時に様々なエラーがデータに混入する。ただ、異時点間で調査設計が同一であれば、混入するエラーの種類や程度も異時点間でほぼ同じになると考えられる。結果、仮に異時点間で分析結果に差が見られた場合、その差が調査設計の違いに起因するものなのか、それとも調査対象の意識や行動、状態が変化したことによるものなのかを厳密に区別することができる。言い換えれば、JGSS を用いて異時点間の比較分析をした場合、調査設計の違いに起因する差を非常に小さいものと見なすことができ、分析結果の解釈がより厳密で明快になることが期待できる⁽³⁾。

2.2 データセット

本稿の分析に用いるデータセットについて記述する。データセットの作成には JGSS の 2000、01、02、03、05、06、08 年の計 7 年分のクロスセクションデータを使用する。各年の有効回収数は 00 年から 02 年までが 3000 弱、03 年が 3500 強、05 年が約 2000、06 年と 08 年が 4000 強である。単純には 7 年で約 2 万 3000 弱のケース数が得られる計算だが、以下に挙げる理由から実際に分析に使用できるケース数は最大で約 2600 強となる。

まず本稿では、企業別労働組合の組合効果を推定することを目的としているため、勤務先以外の労働組合に加入している者をデータから除いている。日本においても、建設業では企業外労働組合に所属している労働者が多数おり、彼らを推定に含めると企業別労働組合の効果の推定が難しくなるからである。

また企業規模 30 人未満の企業に勤務する者、公務員などもデータから除いている。日本では小規模企業における労組組織率がきわめて低く、小規模企業に勤務する労働者の大半は未加入者となっており、企業別労働組合の効果を推定することが難しくなるためである。

労働者の属性に関しては、役員を除く常時雇用の一般従業者⁽⁴⁾に分析対象を限定し、さらに組合組織の対象から外されることの多い部長、課長の者を除いている。このようにサンプルを限定することで、日本の民間企業に勤務する一般正社員の組合効果を厳密に推定することができる。

さらに分析上の処理として、勤続年数がゼロ年の者、および経験年数がゼロ年の者を推定から除いている。本稿の被説明変数として推定に用いる賃金変数は「昨年 1 年間の主な仕事からの収入」だが、勤続年数がゼロ年の者の昨年の収入は転職前の企業における賃金額である可能性が高く、労働者が現在勤務する企業で得ている賃金額とは乖離していると考えられるためである。

3. 推定方法と推定結果

3.1 推定方法

以下の組合効果の分析で用いる被説明変数、説明変数について述べる。なお分析に投入する変数、および基本的な分析方法については、仁田・篠崎(2008)を踏襲している。

被説明変数は昨年 1 年間の主な仕事からの税引き前収入の対数値である。JGSS では収入に関して、「1:なし」から「19:2300 万円以上」までの 19 カテゴリーで尋ねている。本稿では各カテゴリーの中央値を、回答者の昨年 1 年間の賃金収入を表す数字として用い⁽⁵⁾、これを対数変換した⁽⁶⁾。

説明変数には、下記のような変数を用いる。以下、順に作成方法と予想される符号について述べる。
 職場内労働組合加入ダミー：職場の労働組合に加入している場合に 1 をとるダミー。本稿で検証する組合効果を表す変数である。組合効果があるとすれば正で有意に推定されることが予想される。
 勤続年数、勤続年数の二乗/100：内部労働市場における労働者の人的資本の蓄積に対するリターンを表す変数。人的資本の蓄積に応じてリターンは増加するものの、追加的な人的資本の増加からのリターンは徐々に減少する。つまり人的資本からのリターンは逡減する。よって一次項は正、二次項は負で推定されることが予想される。

経験年数⁽⁷⁾、経験年数の二乗/100：勤続年数が企業特殊的熟練の蓄積を反映するのに対し、経験年数は一般的熟練の効果を表す。経験年数は、年齢 - (教育年数 + 6) で計算される。加齢とともに上昇するが、上昇幅は次第に減少すると考えられ、一次項は正、二次項は負の符号が予想される。

女性ダミー：女性の場合 1 をとるダミー。男女間賃金格差の程度を表しており、負に推定されることが考えられる。

配偶者ダミー、子どもダミー：現在配偶者がいる場合、子どもがいる場合にそれぞれ 1 をとるダミー。

配偶者や子どもがいる場合は各種の扶養手当が支払われることがあるので、正に推定されることが考えられる。

教育：最終学歴がそれぞれ初等教育、高等教育の場合に 1 をとるダミー。基準グループは中等教育である⁽⁸⁾。学歴間賃金格差の程度を表しており、初等教育ダミーは負に、高等教育ダミーは正に推定されることが予想される。

現業職ダミー：職種が現業職の場合に 1 を取るダミー。JGSS では回答者の職業に関して自由記述で尋ねており、これを 95 年の「社会階層と社会移動」全国調査 (SSM95) の職業分類に準じてコーディングしている。よって JGSS と SSM95 の職業コードはほぼ一致している。SSM95 の職業コードは現業職と現業職以外を区分できるようになっており、これに沿って現業職と非現業職を判定した⁽⁹⁾。予想される符号は負である。

職階ダミー：職長ダミー、係長ダミー、その他の職階(「その他の役職」「役職はわからない」)ダミーから構成される。基準グループは役職なしで、予想される符号は正である。

企業規模ダミー：企業規模 100-999 人ダミー、企業規模 1000 人以上ダミーから構成される。基準グループは企業規模 30-99 人である。企業規模間賃金格差の程度を表しており、両ダミーとも正で推定されることが考えられる。

三大都市圏ダミー：回答者の居住地が三大都市圏にある場合に1をとるダミー。三大都市圏は千葉、埼玉、東京、神奈川、岐阜、愛知、三重、京都、大阪、兵庫の各都府県から構成される。地域間賃金格差の程度を表しており、予想される符号は正である。

産業ダミー：農林水産業、建設業、運輸業、小売業、飲食店、医療・福祉サービス業、その他の産業の各ダミー。基準グループは製造業である。

調査年ダミー：以下の分析において、サンプルを2000年代前半と後半に分けた際に使用する調査年ダミーである。前半サンプルの分析に際しては00年を基準とする01年、02年、03年の調査年ダミーを、後半サンプルの分析に際しては05年を基準とする06年、08年の調査年ダミーをそれぞれ投入する。

2000年代前後半ダミー：以下の分析において、2000年代前半サンプルと後半サンプルを結合して推定する際に使用するダミーである。00年から03年までのサンプルに0を、05年から08年までのサンプルに1を、それぞれ割り当てている。

推定に用いる変数の基本統計量は表1に示した。また表1には、各変数の平均値等が、2000年代前半と後半で統計的に有意に異なるか否かを検定した結果を併せて示した。具体的には、連続量の変数については、2000年代の前半と後半で平均値に差があるか否かをWelchの方法で検定した。またダミー変数については、2000年代の前半と後半で比率に差があるか否かを二乗検定を用いて検証した。収入や勤続年数などについては2000年代前半と後半で有意な差は見られず、政府統計等の賃金や勤続に関する情報と合致する結果が得られている。他方、労働組合加入ダミー、女性ダミー、学歴ダミー、現業職ダミー、職階ダミーなどの変数において、2000年代前半と後半とで統計的に見て違いがあることがわかる。ただこれらの違いの多くは、分析に使用するデータを限定する前から生じており、JGSSのデータに若干の偏りがあるか、または2000年代の前半と後半でこれらの変数に関して母集団レベルで変化があったことを示唆している。

推定方法はOLSを用いる⁽¹⁰⁾。基本となる推定モデルは下記のように記述できる。

$$\ln(w)_i = x_i + u_i + e_i \quad (A)$$

添え字の*i*は各個人を表す。*w*は昨年1年間の主な仕事からの収入、*x*は個人属性、勤務先企業の属性など、*u*は組合効果を表す変数である。、はそれぞれ推定するパラメータベクトルを表し、*e*は誤差項である。

3.2 推定結果

3.2.1 基本的な推定結果

表2に最も基本的な推定結果を示した⁽¹¹⁾。式[1]は男性と女性を分けずに、組合効果を2000年代前半と後半とで別々に推定した結果である。前述の通り、本稿の分析は、JGSSの00年から03年までのデータを用いて組合効果を検証した仁田・篠崎(2008)を踏襲しているため、式[1]のうち2000年代前半の推定結果は仁田・篠崎(2008)の推定結果と一致している⁽¹²⁾。

職場内労働組合加入ダミーは2000年代前半、後半ともに有意に正に推定されている。言い換えれば、男性と女性を分けて考えない場合は、景気後退期が多く含まれる2000年代前半と、景気回復期が多く含まれる2000年代後半のいずれの期間においても、組合加入によって賃金が上昇する効果が生じていたことになる。年収ベースで見た場合、組合に加入することによる賃金上昇効果は、2000年代前半は12.6%、2000年代後半は9.1%である。

2000年代前半、後半ともに、勤続年数、経験年数の係数の符号は予想通りに推定されている。その他の説明変数の符号も子どもダミーを除いてはおおよそ予想通りに推定されている。

表 1 基本統計量

| | 2000-2003年のサンプルの基本統計量 | | | | | 2005-2008年のサンプルの基本統計量 | | | | | 両サンプルの比較 |
|--------------------------|-----------------------|--------|--------|------|-------|-----------------------|--------|--------|-------|-------|----------|
| | ケース数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 | ケース数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 | |
| 昨年度の主な仕事からの収入の対数値(円) | 1,431 | 15.146 | 0.672 | 0 | 16.66 | 1,226 | 15.136 | 0.552 | 12.77 | 16.66 | |
| 職場内労働組合加入ダミー(加入=1) | 1,431 | 0.465 | 0.499 | 0 | 1 | 1,226 | 0.429 | 0.495 | 0 | 1 | + |
| 勤続年数 | 1,431 | 12.265 | 9.815 | 1 | 50 | 1,226 | 12.626 | 10.511 | 1 | 50 | |
| 勤続年数の二乗/100 | 1,431 | 2.467 | 3.595 | 0.01 | 25 | 1,226 | 2.698 | 4.029 | 0.01 | 25 | |
| 経験年数 | 1,431 | 21.000 | 12.837 | 1 | 63 | 1,226 | 21.622 | 12.839 | 1 | 56 | |
| 経験年数の二乗/100 | 1,431 | 6.057 | 6.181 | 0.01 | 39.69 | 1,226 | 6.322 | 6.338 | 0.01 | 31.36 | |
| 女性ダミー(女性=1) | 1,431 | 0.358 | 0.480 | 0 | 1 | 1,226 | 0.316 | 0.465 | 0 | 1 | * |
| 配偶者ダミー(現在あり=1) | 1,431 | 0.646 | 0.478 | 0 | 1 | 1,226 | 0.652 | 0.477 | 0 | 1 | |
| 子どもダミー(あり=1) | 1,431 | 0.599 | 0.490 | 0 | 1 | 1,226 | 0.609 | 0.488 | 0 | 1 | |
| 最終学歴ダミー(基準:中等教育) | | | | | | | | | | | |
| 初等教育ダミー | 1,431 | 0.112 | 0.315 | 0 | 1 | 1,226 | 0.074 | 0.262 | 0 | 1 | ** |
| 高等教育ダミー | 1,431 | 0.398 | 0.490 | 0 | 1 | 1,226 | 0.436 | 0.496 | 0 | 1 | * |
| 現業職ダミー(現業=1) | 1,431 | 0.305 | 0.461 | 0 | 1 | 1,226 | 0.273 | 0.446 | 0 | 1 | + |
| 職階ダミー(基準:役職なし) | | | | | | | | | | | |
| 職長ダミー | 1,431 | 0.111 | 0.314 | 0 | 1 | 1,226 | 0.129 | 0.335 | 0 | 1 | |
| 係長ダミー | 1,431 | 0.118 | 0.323 | 0 | 1 | 1,226 | 0.155 | 0.362 | 0 | 1 | ** |
| その他の職階ダミー | 1,431 | 0.053 | 0.224 | 0 | 1 | 1,226 | 0.015 | 0.120 | 0 | 1 | *** |
| 企業規模ダミー(基準:企業規模30-99人) | | | | | | | | | | | |
| 企業規模100-999人ダミー | 1,431 | 0.410 | 0.492 | 0 | 1 | 1,226 | 0.418 | 0.493 | 0 | 1 | |
| 企業規模1000人以上ダミー | 1,431 | 0.334 | 0.472 | 0 | 1 | 1,226 | 0.343 | 0.475 | 0 | 1 | |
| 三大都市圏ダミー | 1,431 | 0.456 | 0.498 | 0 | 1 | 1,226 | 0.452 | 0.498 | 0 | 1 | |
| 産業ダミー(基準:製造業) | | | | | | | | | | | |
| 農林水産業ダミー | 1,431 | 0.006 | 0.075 | 0 | 1 | 1,226 | 0.002 | 0.040 | 0 | 1 | + |
| 建設業ダミー | 1,431 | 0.057 | 0.233 | 0 | 1 | 1,226 | 0.042 | 0.200 | 0 | 1 | + |
| 運輸業ダミー | 1,431 | 0.098 | 0.297 | 0 | 1 | 1,226 | 0.100 | 0.301 | 0 | 1 | |
| 小売業ダミー | 1,431 | 0.078 | 0.268 | 0 | 1 | 1,226 | 0.073 | 0.260 | 0 | 1 | |
| 飲食店ダミー | 1,431 | 0.012 | 0.108 | 0 | 1 | 1,226 | 0.010 | 0.098 | 0 | 1 | |
| 医療・福祉サービス業ダミー | 1,431 | 0.102 | 0.303 | 0 | 1 | 1,226 | 0.124 | 0.330 | 0 | 1 | + |
| その他の業種ダミー | 1,431 | 0.296 | 0.456 | 0 | 1 | 1,226 | 0.303 | 0.460 | 0 | 1 | |
| 調査年ダミー(基準:2000年または2005年) | | | | | | | | | | | |
| 2001年ダミー | 1,431 | 0.228 | 0.420 | 0 | 1 | | | | | | |
| 2002年ダミー | 1,431 | 0.256 | 0.437 | 0 | 1 | | | | | | |
| 2003年ダミー | 1,431 | 0.266 | 0.442 | 0 | 1 | | | | | | |
| 2006年ダミー | | | | | | 1,226 | 0.397 | 0.490 | 0 | 1 | |
| 2008年ダミー | | | | | | 1,226 | 0.442 | 0.497 | 0 | 1 | |

注) + p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

3.2.2 2000年代前半と後半の推定値の差について

組合効果の変数も含めて、2000年代前半と後半では、推定された係数の大きさが異なる変数がいくつか見られる。例えば勤続年数の効果は2000年代の前半と後半でほぼ同一なのに対し、経験年数の効果は2000年代後半の方が少しだけ小さく推定されている。その他、女性ダミーや学歴に関するダミー、現業職ダミーなども2000年代の前半と後半では係数の大きさが少しだけ異なっている。この係数の差は意味のある差なのだろうか。それとも誤差の範囲内なのだろうか。

係数の差が統計的に見て有意な差であるか否かを検証するために、2000年代前半と後半のデータを結合した上で、次のような式を推定する。

$$\ln(w)_i = x_{i-1} + u_{i-1} + d_i + d_i \times x_{i-2} + d_i \times u_{i-2} + e_i \quad (B)$$

dは2000年代の前半と後半を分けるダミー変数(以下、2000年代前後半ダミー)である。この定数項ダミーと組合効果およびその他のすべての変数との交差項(係数ダミー)を作成し、推定に投入する。上記の(B)式を推定したときの d_{i-1} および d_{i-2} の大きさは、2000年代前半のサンプルのみを使用して先の(A)式を推定した場合(表2の式[1]のa)に得られる d_{i-1} および d_{i-2} の大きさと一致する。また、2000年代前半と後半の係数の差は d_{i-2} および d_{i-1} に表れる。この d_{i-2} や d_{i-1} が統計的に有意であれば、2000年代前半と後半で係数の大きさに意味のある差が生じていることがわかる。

表2の一番右側には、上記の(B)式を用いて推定された d_{i-2} 、 d_{i-1} および d_i の結果が掲載されている。

なお(B)式の推定時には調査年ダミーを含むことができない⁽¹³⁾ので、式[1]の推定から調査年ダミーのみを除いて再度推定した結果を式[2]のaとbに掲載した。式[1]のaと式[2]のaの結果、および式[1]のbと式[2]のbの結果には大きな違いがないことが確認できる。表2の一番右側の結果は、式[2]のaと式[2]のbの係数の差を示している。

表2の一番右側の結果を確認すると、統計的に有意な係数が1つもないことがわかる。例えば組合効果については、2000年代前半は0.124、2000年代後半は0.091と推定されており、両者の間には0.033の差があるが、この差は有意ではないことがわかる。その他の変数についても、2000年代前半と後半で差がある変数がいくつか見られるが、その差はすべて統計的に見て有意ではない。言い換えれば、男女を合わせて推定した場合、投入した変数の効果は2000年代前半と後半で同一であるといえる。

本項の冒頭でも触れたように、Blanchflower and Bryson (2004)は組合効果が労働市場の状況と反循環的であることを指摘しているが、表2の結果は、不況期の2000年代前半と好況期の2000年代後半

表2 組合効果の推定結果(男女計)

| 区分 | [1] | | [2] | | |
|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------|
| | 男女計 | | 男女計 | | |
| | 調査年 | a) 00-03年 | b) 05-08年 | a) 00-03年 | b) 05-08年 |
| | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) |
| 職場内労働組合加入 ダミー(加入=1) | 0.126 *** (0.026) | 0.091 *** (0.023) | 0.124 *** (0.025) | 0.091 *** (0.023) | -0.033 (0.034) |
| 勤続年数 | 0.019 *** (0.005) | 0.018 *** (0.005) | 0.019 *** (0.005) | 0.018 *** (0.005) | -0.002 (0.007) |
| 勤続年数の二乗/100 | -0.005 (0.014) | -0.001 (0.011) | -0.006 (0.014) | -0.001 (0.011) | 0.004 (0.018) |
| 経験年数 | 0.034 *** (0.009) | 0.029 *** (0.005) | 0.034 *** (0.008) | 0.029 *** (0.005) | -0.005 (0.010) |
| 経験年数の二乗/100 | -0.071 *** (0.016) | -0.064 *** (0.010) | -0.069 *** (0.015) | -0.064 *** (0.010) | 0.005 (0.018) |
| 女性ダミー (女性=1) | -0.424 *** (0.041) | -0.430 *** (0.030) | -0.424 *** (0.042) | -0.429 *** (0.030) | -0.005 (0.051) |
| 配偶者ダミー (現在あり=1) | 0.082 * (0.033) | 0.089 ** (0.033) | 0.080 * (0.033) | 0.091 ** (0.033) | 0.011 (0.047) |
| 子どもダミー (あり=1) | -0.043 (0.034) | -0.065 + (0.033) | -0.041 (0.033) | -0.065 * (0.033) | -0.024 (0.047) |
| 初等教育ダミー | -0.113 ** (0.043) | -0.068 (0.059) | -0.110 * (0.043) | -0.066 (0.059) | 0.043 (0.073) |
| 高等教育ダミー | 0.139 *** (0.031) | 0.156 *** (0.024) | 0.136 *** (0.032) | 0.156 *** (0.024) | 0.020 (0.040) |
| 現業職ダミー (現業=1) | -0.042 (0.028) | -0.084 ** (0.028) | -0.043 (0.028) | -0.084 ** (0.028) | -0.041 (0.040) |
| 職長ダミー | 0.067 + (0.035) | 0.145 *** (0.033) | 0.070 * (0.035) | 0.145 *** (0.033) | 0.075 (0.048) |
| 係長ダミー | 0.147 *** (0.035) | 0.169 *** (0.027) | 0.151 *** (0.035) | 0.169 *** (0.027) | 0.018 (0.044) |
| その他の職階ダミー | 0.103 + (0.054) | 0.017 (0.094) | 0.097 + (0.054) | 0.021 (0.092) | -0.076 (0.106) |
| 企業規模 100-999人ダミー | 0.105 * (0.047) | 0.101 *** (0.029) | 0.111 * (0.049) | 0.101 *** (0.029) | -0.009 (0.057) |
| 企業規模 1000人以上ダミー | 0.168 *** (0.048) | 0.162 *** (0.031) | 0.173 *** (0.051) | 0.162 *** (0.031) | -0.011 (0.060) |
| 2000年代前半 ダミー(後半=1) | | | | | 0.051 (0.124) |
| 定数項 | 14.476 *** (0.106) | 14.511 *** (0.060) | 14.448 *** (0.110) | 14.498 *** (0.056) | |
| 三大都市圏ダミー | Yes | Yes | Yes | Yes | |
| 産業ダミー | Yes | Yes | Yes | Yes | |
| 調査年ダミー | Yes | Yes | No | No | |
| n | 1431 | 1226 | 1431 | 1226 | |
| F値 | 43.483 | 69.559 | 46.761 | 73.258 | |
| Adjusted R2 | 0.351 | 0.552 | 0.349 | 0.552 | |

注1) 推定方法はOLS。
 注2) 括弧内は頑健な標準誤差 (robust standard error)。
 注3) + p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

で、同程度の組合効果が観察されたことを示している。換言すれば、男女を合わせて推定した場合、組合効果と景気との間に反循環的な関係は観察されない。もっとも、2000年代半ばから後半にかけての景気回復局面は、戦後最長ではあったが、回復の程度はそれほど力強いものではなく、本項の冒頭で見たように労働者の賃金面での改善もわずかなものにとどまっている。つまり正社員が直面した雇用環境は2000年代前半も後半も同程度に悪く、労使の関係にもそれほど大きな変化がなかったため、組合効果も変化しなかった、という解釈も可能である。

3.2.3 男女別の推定結果

サンプルを男女別に分割して推定した結果が表3に示されている。なお表3における男性に関する推定結果である式[3]および女性に関する推定結果である式[4]は、表2の式[2]と同様に調査年ダミーを除いて推定されている。

表3 組合効果の推定結果（男性および女性）

| 区分 | [3] | | | [4] | | |
|------------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | 男性 | | | 女性 | | |
| | 調査年 | a) 00-03年 | b) 05-08年 | b - a | a) 00-03年 | b) 05-08年 |
| | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) |
| 職場内労働組合加入 ダミー(加入=1) | 0.053 * | 0.109 *** | 0.057 | 0.228 *** | 0.015 | -0.213 ** |
| 勤続年数 | 0.013 * | 0.009 + | -0.004 | 0.037 *** | 0.030 ** | -0.007 |
| 勤続年数の二乗/100 | 0.005 | 0.013 | 0.008 | -0.047 | -0.010 | 0.037 |
| 経験年数 | 0.036 *** | 0.039 *** | 0.003 | 0.034 + | 0.013 | -0.021 |
| 経験年数の二乗/100 | -0.073 *** | -0.084 *** | -0.010 | -0.068 * | -0.027 | 0.041 |
| 女性ダミー (女性=1) | ---- | ---- | ---- | ---- | ---- | ---- |
| 配偶者ダミー (現在あり=1) | 0.122 ** | 0.201 *** | 0.079 | -0.001 | -0.082 | -0.080 |
| 子どもダミー (あり=1) | 0.041 | -0.072 * | -0.113 * | -0.169 * | -0.078 | 0.091 |
| 初等教育ダミー | -0.105 * | -0.040 | 0.065 | -0.104 | -0.128 | -0.024 |
| 高等教育ダミー | 0.158 *** | 0.120 *** | -0.038 | 0.092 | 0.242 *** | 0.150 + |
| 現業職ダミー (現業=1) | 0.019 | -0.047 | -0.066 + | -0.191 ** | -0.271 *** | -0.080 |
| 職長ダミー | 0.043 | 0.127 *** | 0.084 + | 0.078 | 0.141 | 0.063 |
| 係長ダミー | 0.107 ** | 0.152 *** | 0.044 | 0.372 *** | 0.158 * | -0.214 + |
| その他の職階ダミー | 0.098 | 0.008 | -0.090 | 0.156 | 0.089 | -0.067 |
| 企業規模 100-999人ダミー | 0.110 ** | 0.077 * | -0.033 | 0.102 | 0.115 * | 0.013 |
| 企業規模 1000人以上ダミー | 0.196 *** | 0.160 *** | -0.036 | 0.130 | 0.155 * | 0.025 |
| 2000年代前後半 ダミー(後半=1) | | | 0.008 | | | 0.163 |
| 定数項 | 14.440 *** | 14.448 *** | | 14.004 *** | 14.167 *** | |
| 三大都市圏ダミー | Yes | Yes | | Yes | Yes | |
| 産業ダミー | Yes | Yes | | Yes | Yes | |
| 調査年ダミー | No | No | | No | No | |
| n | 919 | 839 | | 512 | 387 | |
| F値 | 39.770 | 41.229 | | 14.829 | 12.943 | |
| Adjusted R2 | 0.449 | 0.514 | | 0.192 | 0.358 | |

注1) 推定方法はOLS。

注2) 括弧内は頑健な標準誤差 (robust standard error)。

注3) + p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

男性の結果から確認すると、2000年代前半、後半ともに、組合効果が有意に正に推定されている。勤続年数や経験年数、その他の変数についても、2000年代前後半ともおおむね予想通りの符号が推定されている。2000年代前半と後半の係数の差が式[3]の一番右側に掲載されており、組合効果は0.057の差が生じているものの、その差は統計的に見て有意な差でないことがわかる。その他の変数では、子どもダミーと現業職ダミーの差がそれぞれ5%水準、10%水準で有意である。

女性の結果では、2000年代前半から後半にかけて組合効果の大きさが大幅に減少しており、その差も統計的に有意である。先に式[2]のbで見た2000年代後半における組合効果は、そのほとんどが男性における組合効果によるもので、女性には組合効果が生じていなかったことがわかる。2000年代後半において男性にのみ組合効果が観察される原因は不明だが、2007年のデータを用いて組合効果を推定した都留他(2009)においても同様の結果が示されており、係数の大きさについても男性が10%前後、女性が1%前後と、ほぼ同程度の値が算出されている。

男性と女性の組合効果について、時代による違いを整理してみよう⁽¹⁴⁾。先行研究のうち橋本・野田(1993)や野田(1997)は1990年代前半の調査データから、女性労働者⁽¹⁵⁾にのみ組合効果が見られるとしている。他方都留(2002)は、同じく1990年代前半の調査データから、男性、女性ともに組合効果は観察されないとしている。仁田・篠崎(2008)は2000年代前半のJGSSデータから男性、女性ともに組合効果があることを確認している。Hara and Kawaguchi(2008)は男性と女性を分けた推定はしていないが、組合効果の係数は正に有意、女性ダミーと組合効果の交差項は有意でないので、少なくとも男性については組合効果があることが確認できる。また女性ダミーと組合効果の交差項(=男性と女性との組合効果の差)が有意に推定されていないので、女性の組合効果は男性と同様に有意に正である可能性がある。他方、野田(2005)は2000年代前半のデータを用いて、男性にのみ組合効果を見いだしているため、2000年代前半の女性の組合効果については研究者間で一致した見解が得られていないともいえる。そして本稿の分析や都留他(2009)は2000年代後半のデータから男性にのみ組合効果を見いだしている。

仁田・篠崎(2008)も指摘するように、男性労働者と女性労働者を区別して労使交渉が行われていないことを考えれば、男女とも組合効果が有意に正に推定されるか、もしくは男女とも有意に推定されないかのどちらかが自然⁽¹⁶⁾であるが、特に2000年代後半の結果は男女間で組合効果に差があることを示唆している。都留他(2009)は男女間で組合効果が異なる背景として、1)不況の中、春闘で獲得した賃金上昇が無組合企業にスピルオーバーしなかったこと、2)ただ女性においては男女雇用機会均等法の改正などを通じて処遇改善が進み、有組合企業と無組合企業間の待遇差が縮小したこと、といった可能性を挙げている。また1)および2)とは別の解釈として、3)無組合企業と有組合企業との間で不況期における賃金カットの程度に差があり、その差が特に男性において強く生じた、という可能性も挙げている。これらの解釈のいずれが正しいかは現時点では不明であるが、女性の結果に見られるように好況期(2000年代後半)に組合効果が縮小し、不況期(2000年代前半)に組合効果が発生するというのは、前出のBlanchflower and Bryson(2004)の指摘に近い現象ともいえる。外部労働市場が発達している米国での分析結果を内部労働市場が発達している日本に適用することには慎重でなくてはならないものの、日本における女性の組合効果の変動は、同じ常時雇用の一般従業者の中でも、男性に比べて女性の方が外部労働市場や景況の影響を受けやすいことを表している可能性がある。

4. 結論

本稿では『生活と意識についての国際比較調査(日本版 General Social Surveys)』(JGSS)の2000、01、02、03、05、06、08年の計7年分のデータを用いて、組合加入による賃金上昇効果(組合効果)について検証した。

推定結果からは、2000年代前半においては男性労働者、女性労働者ともに組合効果が観察されるが、2000年代後半においては男性にのみ組合効果が観察されることがわかった。また2000年代前半と後半の組合効果を比較した結果からは、男性においては両期間の組合効果の差は統計的に有意でなかつ

たが、女性においては組合効果に有意な差があることがわかった。先行研究の結果と併せて考察すると、男性については 2000 年代に入ってから継続して組合効果が観察される一方で、女性については 2000 年代前半に組合効果が観察された可能性があるものの、2000 年代後半には組合効果は観察されないことがわかった。

原(2003)や都留他(2009)が指摘するように、不況期における労働組合は、賃金上昇を獲得することはできなかったものの、賃金の下落を押しとどめることには成功し、結果として組合員と非組合員との間に賃金差が生じた可能性がある。ただこの解釈だけでは 2000 年代後半に女性の組合効果が観察されなかったことをストレートには説明することができない。女性においてはこの解釈とは別の現象が生じているか、もしくはこの解釈自体は正しいものの、組合員と非組合員の賃金差を縮小させるような、なにか他の要因が働いていた可能性がある。2000 年代中に女性の組合効果がなぜこれほど大きく変動したのかを調べることは今後の課題であり、JGSS データを用いた女性の組合効果に関する詳細な分析が望まれる。

[Acknowledgement]

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター(文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点)が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトである。

[注]

- (1) 3 つ目の可能性について補足すると、インフレ率が事前の予想より高い場合は、非組合員の賃金の方がインフレに敏感に反応し、組合効果が縮小すると考えられるが、組合員には物価上昇に応じた生計費調整があるため、インフレによる組合効果の正循環的な傾向が抑制される。ただし、Blanchflower and Bryson (2004) は彼らの分析の結果から、生計費調整の可能性については否定的である。
- (2) 調査の概要、調査対象、調査地域、調査時点、標本抽出方法、調査方法などについては、JGSS プロジェクトのウェブサイト (<http://jgss.daishodai.ac.jp/>) および JGSS の各年のコードブックを参照。
- (3) 本稿と共通した問題意識を持つ先行研究として都留他(2009)がある。都留他(2009)は 1992 年と 2007 年に実施した調査を用いて、組合効果について異時点間比較をしている。2007 年の調査は 1992 年の調査と同一の設問を用いて実施されており、分析に投入する項目を両時点で完全に揃えることに成功している。同時に、両年の調査は調査設計の点でいくつかの違いがあり、データに混入しているエラーの種類や程度に違いがある可能性がある。具体的には、1992 年調査は住民基本台帳から層化 2 段階無作為抽出した、東京駅から 30km 圏内に居住する者に対して面接法で 7 月に調査しているのに対し、2007 年調査は民間調査会社の調査モニターの中から、東京、神奈川、千葉、埼玉に居住する者に対して郵送調査法で 2 月に調査している。
- (4) パートやアルバイト等の非正規社員については、一部で組織化の動きがあるが、一般的には組合の加入対象となっていないと考えられるため、本稿の分析からは除外した。
- (5) JGSS では調査年によっては、昨年 1 年間の収入の他に、回答者によっては月収ベース、時給ベースの賃金を利用することも可能である。ただ本稿ではすべての調査年で利用可能で、収入に関して回答者数が最も多い昨年 1 年間の収入を用いている。また Hara and Kawaguchi (2008) のように収入を労働時間で除して時給ベースに換算することも可能だが、JGSS で調査されている労働時間は調査日の前週 1 週間の労働時間であり、この変数から年間の労働時間を推測することは困難と判断した。
- (6) 本稿では物価の変動に伴う賃金の調整はしていない。元々の収入の設問がカテゴリーで尋ねられており物価調整が難しいこと、使用データの調査期間である 00 年から 08 年までの間の日本における物価変動率は 1% 程度で、調整の必要性に乏しいこと、などが理由である。
- (7) 原(2003)や野田(2005)などの先行研究では、経験年数の代わりに年齢を説明変数として用いているが、本稿では人的資本理論に沿ってより直接的に解釈できる経験年数を用いた。

- (8) 各グループの内訳は、初等教育が旧制尋常小学校、旧制高等小学校、新制中学校、中等教育が旧制中学校・高等女学校、旧制実業学校、新制高校、高等教育が旧制師範学校、旧制高校・旧制専門学校・高等師範学校、旧制大学・旧制大学院、新制短大・高専（06年調査から新制短大と高専を別々に調査）、新制大学、新制大学院である。
- (9) JGSSの職業コードのうち、本稿で現業職とみなした番号は、620番から689番、および702番と704番である。
- (10) Lewis (1986) は本稿のようなクロスセクションデータに OLS を適用して組合効果を推定すると、推定された係数にバイアスが生じることを示している。組合が賃金上昇を要求すると、雇用主はその高賃金に見合う質の高い労働者を採用するインセンティブを持つようになり、最終的に組合員は質の高い労働者で構成されるようになる。しかし分析データには労働者の質を制御する変数が投入されないため、労働者の質の効果が組合効果の係数に含まれてしまい、組合効果は過大に推定されることになる。このバイアスを除去するにはパネルデータの利用が不可欠だが、日本では大規模なパネルデータの収集が遅れており、バイアスを除去した形で賃金関数を推定することは非常に困難である。なお Wunnava and Okunade (1991) は、米国の代表的なパネルデータの1つである PSID (Panel Study of Income Dynamics) を用いて、組合効果をパネルデータから推定した場合とクロスセクションデータから推定した場合で、係数の大きさに違いがあるかどうかを検証し、両者にほとんど差がないことを明らかにしている。組合効果の内生性とその除去方法に関する研究は特に米国で多くの蓄積があるが、それらをまとめた邦文文献として、外館 (2009) を参照。
- (11) 三大都市圏ダミー、産業ダミー、調査年ダミーは推定を制御する変数として投入しており、係数の詳細については省略した。なお当該の変数を推定に含めた場合に Yes、推定から外した場合に No を表中に記載した。
- (12) 厳密に言うと、仁田・篠崎 (2008) で用いたデータセットは、経験年数がゼロ年と計算された回答者1名を含んでいるため、本稿で使用したデータセットのサンプルサイズから1名多くなっている。この1名の除外による推定結果の変更はほとんどなく、仁田・篠崎 (2008) の推定結果と本稿の2000年代前半の推定結果はほぼ一致している。
- (13) 具体的には、調査年ダミーと2000年代前後半ダミーが完全な多重共線関係にあり、同時に投入することができないためである。
- (14) 1980年代から2000年代の組合効果に関する研究を整理したものとして、都留他 (2009) や外館 (2009) も参照。
- (15) ただし橋木・野田 (1993) で組合効果が観察されたのは女性労働者のうち、年齢が45歳の者のみで、年齢が30歳の女性労働者については組合効果がないとしている。
- (16) 野田 (1997) は1990年代前半に女性にのみ組合効果が観察されたこと背景として、労働組合の存在が男女間の賃金格差を縮小させ、その結果として組合企業に所属する女性と非組合企業に所属する女性との間に賃金格差が発生したことを指摘している。仁田・篠崎 (2008) は定期昇給やベースアップが男女を区別することなく要求される点を指摘しているが、野田 (1997) はそれに加えて、組合が男女間賃金格差の縮小にも取り組んでいる可能性について言及していると解釈できる。

[参考文献]

- Blanchflower, David G., and Bryson, Alex, 2004, "What Effect Do Unions Have on Wages Now and Would Freeman and Medoff Be Surprised?," *Journal of Labor Research*, 25(3): 383-414.
- Freeman, Richard B., and Medoff, James L., 1984, *What Do Unions Do?*, Basic Books.
- 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編『「労働組合に関する意識調査」報告書』第3章.
- Hara, Hiromi, and Kawaguchi, Daiji, 2008, "The Union Wage Effect in Japan," *Industrial Relations*, 47(4): 569-590.
- Lewis, H. Gregg, 1986, "Union Relative Wage Effects," Ashenfelter, Orley C., and Layard, Richard [eds.], *Handbook of Labor Economics Volume 2*, Ch. 20, Elsevier Science Publishers B.V..

- 仁田道夫・篠崎武久, 2008, 「労働組合の賃金効果の検証」谷岡一郎・仁田道夫・岩井紀子編『日本人の意識と行動』第9章, 東京大学出版会.
- 野田知彦, 1997, 「賃金構造と企業別労働組合」『日本経済研究』35: 26-44.
- 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・連合総合生活開発研究所編『衰退か再生か: 労働組合活性化への道』第3章, 勁草書房.
- 橘木俊詔・野田知彦, 1993, 「賃金、労働条件と労働組合」橘木俊詔・連合総合生活開発研究所編『労働組合の経済学』第10章, 東洋経済新報社.
- 外館光則, 2009, 「労働組合の経済効果 研究成果と課題」『日本労働研究雑誌』591: 15-24.
- 都留康, 2002, 「労働組合の賃金効果と発言効果 実証分析」都留康『労使関係のノンユニオン化』第4章, 東洋経済新報社.
- 都留康・吉中孝・榎広之・徳田秀信, 2009, 「労働組合の賃金・発言効果と未組織労働者の組織化支持 <失われた10年>の前後比較」『経済研究』(一橋大学) 60(2): 140-155.
- Wunnava, Phanindra V., and Okunade, Albert A., 1991, "Cross-sectional versus Panel Estimates of Union Wage Effects," *Economics Letters*, 35(1): 105-110.