

# 中国の社会保険に関する計量分析

## － 工会効果の計測 －

金鑫（大東文化大学経済学部）

### 要旨

本稿では、北京大学中国社会科学調査センターが公表している中国家庭追跡調査「China Family Panel Studies: CFPS」(2014-2018)を用いて、工会加入の有無が労働者の社会保険（年金、医療、失業、労災、生育保険）への加入に及ぼす影響を検討した。この結果、以下の2点が明らかになった。第1に、会員ダミーの選択バイアスを考慮したうえで、会員は非会員より社会保険（年金、医療、失業、労災、生育保険）への加入率が高いことが示された。第2に、会員－非会員間における「社会保険への加入」の差異に対する会員資格の寄与率が比較的高く、会員－非会員間における「賃金率」の差異に対する会員資格の寄与率は比較的低いことが明らかになった。

### 1. はじめに

本稿の目的は、2014年から2018年の期間、中国の労働組合（以下は、「工会」と記す）が、労働者の社会保険（年金、医療、失業、労災、生育保険）への加入に対してどのような影響を及ぼしたかを、労働者の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<sup>(1)</sup>。

中国では、労働者は法定福利である社会保険に加入していない状況が存在する<sup>(2)</sup>。「社会保険法」(2011年)の施行により、すべての労働者と雇用主は社会保険に加入する義務が、法的に明確化された。その後、「都市・農村養老保険との接続に関する暫定方法（城郷養老保険制度銜接暫定弁法）」(2014年)、「社会保険法」の改正(2018年)、および社会保険料負担のさらなる軽減を目的の1つとした「第13次五ヵ年計画」(2016～2020年)など、社会保険に対する政策や法整備は漸進的に進展した。しかし、現状では、社会保険に加入していない労働者が多く存在する。その理由としては、法規制の執行力の欠如、全国的に統一的な運用や見解が得られないことによる都市・農村間や地域間での制度の不均衡、雇用主の社会保険料負担の高さ、非正規雇用者の増加、労働者の認識不足などがあげられる<sup>(3)</sup>。

上記の状況を改善する手段の1つとして注目されるのは、労働者の合法的な権利・利益の保障を目標とする公的組織である「中華全国総工会（The All-China Federation of Trade Unions）」である。「労働法」(1995年)では、中華全国総工会は、労働者を代表する唯一の合法的な工会組織であると規定されている。現行の「工会法」(2018年)の第30条によれば、工会は、企業・事業体、機関と協力して、労働者の集団福祉事業を整え、賃金・労働安全、衛生と社

会保険業務を完遂すると義務付けられた。また、現行の「社会保険法」(2018年)の第9条に、工会は、法により労働者の合法的な権利・利益を保護し、社会保険に関する重大事項の検討に参画し、社会保険監督委員会に参加し、従業員の社会保険の権利・利益に係わる事項を監督する権利を有すると規定された。

しかし、中華全国总工会は中央政府の下部組織であるため、労働者の意思を反映しにくく、多くの先進国の組合に比べて、独立性、闘争性および代表性が脆弱であると指摘されることがしばしばある(趙, 2009; 孫・賀, 2012)。その理由は、中国共産党の下部組織である工会が、政府(党)、労働者(非会員を含む)、使用者の三者間の関係を調整しながら、社会経済の発展や社会の安定を図るという多層的な機能を有していること、また、結成、加入、運営に関する固有の組織的特性を持っていることに起因しているためである。

近年、工会に主導されないストライキの頻発は、これらの機能を通して体制を安定させる緩衝材としての役割が求められる工会に対し、機能転換を促した。その背景には改革開放政策の実施(1978年)に伴い、社会主義と共産党の指導を維持しつつ市場原理をとり入れる体制の改革や、WTOへの加盟(2001年)によって加速したグローバル化により、労使関係の構造が変化したことがある。すなわち、市場経済化やグローバル化により急速な経済発展が進んだ一方、社会・経済格差の広がりに伴い生活苦に陥った新世代農民工(80年代以降生まれの農村戸籍を有する出稼ぎ労働者)は、権利意識の向上、労働NGOや労働弁護士の支援、そして2004年に「民工荒」と呼ばれる労働力不足の出現という労働環境の変化などにより、自らの労働条件改善を求めるストライキを実施するようになった。それに対して、前述の組織的特性を持つ工会は、独立性、闘争性、そして代表性が弱体化しているものの、市場経済のグローバル化に伴う社会矛盾の深化により、工会の組織化推進や団体交渉制度における工会機能の発揮といった工会改革が不可避的に求められるようになったのである。

以上の経緯を踏まえて、本稿は、2014年から2018年の期間、工会が労働者の合法的な権利である社会保険への加入を促進することができたか否かを検討する。本稿の構成は、以下のとおりである。第2節では、先行研究、第3節では仮説について論じる。続く第4節において、推計モデル、第5節において、データの概要と基本統計量についてそれぞれ述べる。第6節では、推定結果を提示し、労働者の社会保険における工会の機能を考察する。第7節では、まとめを論じる。

## 2. 先行研究

組合と労働者の労働条件との関係は、これまで独占的組合モデル、ゲーム理論に基づく交渉モデル、退出・発言モデルなどのさまざまな分析フレームを通して議論されてきた。たとえば独占的組合モデルでは、組合が独占力を行使して賃金を提示し、企業は組合によって提示された賃金を所与として自らの利潤を最大化するように労働需要量(雇用量)を決定する極端な状況を想定した(McDonald and Solow, 1981)。またゲーム理論をとり入れたRubinstein(1982)によると、労使交渉の過程において、組合と企業の力関係によって、それぞれの利益の分配が決まり、

組合が存在する場合の賃金決定は明らかに競争的な市場におけるそれとは異なることが示された。さらに、Freeman and Medoff (1984) により提起された退出・発言モデルは、組合が労使交渉を通して、労働者の労働条件のみならず、職場の不満を集团的に表明する行為の効果を分析対象としたことにより、労働者の離職率、企業の生産性に与える影響をより包括的に考察することを可能にした。

このようなFreeman and Medoff (1984) のより包括的な退出・発言モデルは、組合の賃金効果と発言効果を検証するために多くの実証研究に用いられた。たとえば、組合による労働者の賃金をはじめとする金銭的な労働条件を引き上げる効果が検証された (Lee, 1978; Freeman and Medoff, 1984; Perloff and Sickles, 1987; Robinson, 1989; Jakubson, 1991; 橘木・野田, 1993; 仁田・篠崎, 2008; Cai and Waddoups, 2011; Nahm et al., 2017)。また、組合の発言効果について、多くの既存研究においては、組合は、労働者の発言力を増し、労働者の離職意識 (離職率) を低下させ、企業の生産性を高めることが明らかにされた (Freeman, 1980; Freeman and Medoff, 1984; 松村, 1984; Lewis, 1986; 中村他, 1988; Robinson, 1989; Wilson and Peel, 1991; 橘木・野田, 1993; 富田, 1993; 都留, 2002; 外館, 2007; 仁田・篠崎, 2008; 田口・梅崎, 2011)。

さらに、組合による労働者の非金銭的な労働条件に及ぼす影響に関する実証研究が多く蓄積され、とくに組合が雇用保障などの非金銭的な労働条件に対してどのような効果を持つかが検証された (Freeman and Medoff, 1984, 中村他, 1988, 都留, 2002, 川口・原, 2007, Aizawa et al., 2024)。具体的には、川口・原 (2007) において、同じ年収・福利厚生の仕事の見つけやすさ、教育訓練の受講の有無などの主観的な指標を用いて非金銭的な労働条件を測定し、組合は非金銭的な労働条件を改善することが示された。したがって、組合の労働条件に及ぼす影響を考察する際、賃金のみならず、非金銭的な労働条件を対象にすることも重要である。

他方、これらの論点は中国においても検証され、とくに上述したように、2000年代以降の経済的なグローバリゼーションの進展に伴って拡大した社会格差が、ストライキの多発を引き起こし、賃金を中心とした労働条件に対する工会の影響に対する関心が高まった。これにより、工会が賃金をはじめとする労働条件に及ぼす影響について、企業・個人の両方のレベルにおける実証研究が進んだ。第1に、企業レベルにおける多くの研究において、工会が組織された企業 (以下、「工会企業」と記す) の平均的な労働条件は、工会が組織されていない企業 (以下、「非工会企業」と記す) より上回ることが明らかにされた (Ge, 2007; 姚・鐘, 2008; Lu et al., 2010; 詹他, 2012; Yao and Zhong, 2013; 楊・楊, 2013; 姚他, 2013; 劉他, 2013; 陳・張, 2019)。労働条件は、労働者の平均賃金・賞与、法定福利 (社会保険や住宅積立金)、法定外福利 (現物給付や現金給付) などの指標をもって計測されている。それらに研究に対して、Lu et al., (2010) の研究では、私営企業の工会について、労働者の法定福利のみを改善する効果があることが示された。

第2に、個人レベルにおける研究では、工会に加入する労働者 (以下、「会員」と記す) は、未組織労働者 (以下、「非会員」と記す) よりも良い労働条件が保障されていることを示した

(李・徐, 2014; 王・李, 2014; Gunderson, et al., 2016; 紀・頼, 2019)。具体的には、会員は非会員より、賃金率や法定福利の加入率が高く、教育訓練の参加などに関する福利厚生も充実していることが明らかにされた。しかし、出稼ぎ労働者に特化した孫・賀 (2012) の研究では、会員資格は労働者の賃金率に直接的な影響を与えるのではなく、労働者の最低賃金水準の到達や社会保険への加入に対して正の影響を及ぼすことが示された。

本稿は、労働者の社会保険（年金、医療、失業、労災、生育保険）を中心とした非金銭的な労働条件に対する工会の効果に焦点を当てる<sup>(4)</sup>。その理由として、以下の2点があげられる。第1に、工会が非金銭的労働条件に及ぼす影響を考察する既存研究には、会員ダミーの選択バイアス (Sample selection bias) に対処した研究が少ない。Robinson (1989) と Nahm et al. (2017) によれば、会員ダミーの係数の推定に偏りが生じる理由として、労働者が工会に加入するか否かは、個人、所属企業、所在地域などの特性からの影響を受け、自ら選択したためとしている。たとえば、国有企業で働く労働者は、工会に加入する確率が高いこと、工会企業が能力（学歴や経験年数など）の高い労働者を採用する傾向があることなどがあげられる。本稿では、傾向スコア・マッチング法 (Propensity Score Matching, PSM) を用いて、会員ダミーの選択バイアスを統計的に除去したうえで、労働者の社会保険への加入に対する工会効果を推定する。

第2に、工会の経済効果を検証した個人レベルの既存研究は主に賃金率に注目し、非金銭的な労働条件に関する研究が比較的少ないがゆえに、労働者の非金銭的労働条件における工会の効果が十分に検討されていない。たとえば、原理的には企業レベルの分析よりも個人レベルの分析が望ましい。しかし、個人レベルの研究としては、孫・賀 (2012) と 王・李 (2014) のみが見当たる。また、工会は労働者の非金銭的労働条件（社会保険への加入）と金銭的条件（賃金率）に一律な影響を与えているかに関する詳細な議論はあまり行われていない。本稿では、Blinder-Oaxaca分解モデルを用いて、社会保険への加入における会員と非会員の差、および賃金率における会員と非会員の差をそれぞれ検討する。これらの差を、会員-非会員間の属性の差による差異（要素量差要因）と会員資格の有無による差異（要素価格差要因）に分解し、工会が労働者の非金銭的な労働条件および金銭的条件に与える影響の度合いを明らかにする。

### 3. 仮説

本稿では、第2節で議論した課題に取り組み、労働者の社会保険への加入に対する工会の影響を検証する。具体的には、会員ダミーの選択バイアスを統計的に考慮したうえで、労働者の社会保険への加入に対する工会効果を推定するとともに、工会が労働者の非金銭的労働条件および金銭的条件に与える影響の度合いの差異に焦点を当てる。本稿では、下記の2つの仮説に基づいて検証を行う。

仮説1：会員は非会員より社会保険に加入する確率が高い。

会員は非会員より社会保険に加入する確率が高いと考えられる理由は、工会は、企業のコンプライアンス違反行為を監督・是正し、労働契約や労働協約の締結に関する権利を保障し、労働者

の権利・利益意識を高め、企業に不法に扱われた労働者に対して、苦情申し立てる手段を提供することができるからである。

第1に、第1節で述べたように、中国における社会保険への加入は、法的に決められる労働者の権利であるものの、高い社会保険料を負担したくない企業のコンプライアンス違反行為が多く存在する。その背景には、以下の2つの理由がある。一つに、実際の法的執行力が弱いうえに、地方政府が税収の確保や経済発展を優先させるため、コンプライアンス違反のある企業に対して放任することがしばしばある（魯・冀・楊, 2019）。それに対して、権利意識の低い労働者が、自らの権利が企業によって不当に侵害されてもそのことを認識していないことがある。たとえば、企業は保険料率の高い社会保険費の負担を避けるため、労働者と労働契約を締結しない、あるいは支払うべき社会保険費を労働者に転嫁する場合がある（周, 2019）。

もう一つに、社会保障制度の構造問題から労働者は社会保険への加入権を放棄していることもある。社会保障制度における都市・農村戸籍の分割により、農村戸籍を有する出稼ぎ労働者が都市で社会保険に加入する意欲が低い。程・王（2018）に指摘したように、流動性の高い農村戸籍の出稼ぎ労働者は、規定された社会保険費を負担したくなく、社会保険への加入を拒絶し、企業が支払うべきである社会保険費を賃金に上乗せして賃金としてもらうことを企業に申し出ることがある。これは、第1節で述べたように、これまで様々な法規制を通して、養老保険と医療保険を中心とした社会保険の全国統一を目指したにもかかわらず、都市・農村間や地域間における社会保障制度の違いが依然として大きいため、これまで加入した社会保険を統合することに支障をきたしているからである。

第2に、第1節で論じたように、市場経済のグローバル化に伴う社会矛盾の深化により、工会の組織化推進や団体交渉制度における工会機能の発揮といった工会改革が促進された結果、労働者の利益が侵害されるリスクを低減することにつながると考えられる。また上述したように、多くの既存研究において、工会は労働者の金銭的労働条件を引き上げるだけでなく、非金銭的条件も改善することが示された（Ge, 2007; 姚・鐘, 2008; Lu et al., 2010; 孫・賀, 2012; 詹他, 2012; Yao and Zhong, 2013; 楊・楊, 2013; 姚他, 2013; 劉他, 2013; 王・李, 2014; 陳・張, 2019, 紀・頼, 2019）。

仮説2：会員－非会員間における「社会保険への加入」の差異に対する会員資格の寄与率が比較的高く、会員－非会員間における「賃金率」の差異に対する会員資格の寄与率は比較的低い。

その理由は、工会が1925年に中国共産党による統一国家の成立を目指す過程の一環として創設され、社会主義計画経済期を経て現在に至り、官製労働組合として位置付けられているためである。社会主義国家である中国では、労使対立が存在しないことが前提とされている。それにより、共産党の下部組織である工会は、国と党の手段の一つとして、社会の安定と成長を確保し、労働者と雇用者の調和を育成する目的で設計された（Liu, 2010; Gunderson et al., 2016; Booth et al., 2021）。そのため、工会の機能は、社会・福利政策の施行、生産会議の組織、疾病手当金の管理、病人の訪問、仮病人の識別、労使紛争の調和、住宅・幼稚園・休暇時間の配分、イベントの組織、カウンセリング、また必要であればそれらの活動に補助を提供するなどに限ら

れた (Clarke, 2005, pp. 5-6)。

工会の位置づけと使命は時代とともに変化してきたが、労働者の福利厚生を代表する機能は依然として強い。前述したように、頻発するストライキは、工会に労働者の利益団体としての機能を求める契機となり、工会の機能が欧米諸国の労働組合に近づくような改革を促した。多くの既存研究では工会の賃金効果が存在することが示されているが、存在しないという分析結果も少数ながら確認されている。他方、工会が社会保険への加入に及ぼす正の影響については、すべての既存研究で観測されている。たとえば、第2節でとりあげた、Lu et al. (2010) および孫・賀 (2012) の研究では、それぞれ私営企業と出稼ぎ労働者を対象に、工会が労働者の賃金率の向上に有意な影響を与えない一方で、法定福利である社会保険への加入には正の影響を及ぼすことが示されている。

#### 4. 推計モデル

本稿は、第2節で述べた会員ダミーの選択バイアスを考慮し、Rosenbaum and Rubin (1983) に基づき、傾向スコア・マッチング法を用いて、(1) 式を推定する。

$$\delta_{ATT}^{PSM} = E\{E[Y_{1i}|D_i = 1, P(D_i|X_i)] - E[Y_{0i}|D_i = 0, P(D_i|X_i)]\} \quad (1)$$

ここで、添え字  $i$  は、労働者を表し、従属変数 (社会保険への加入の有無) を  $Y_i$  とし、労働者が工会に加入したかどうかを示すダミー変数  $D_i$  とする。労働者  $i$  が社会保険に加入した場合には  $Y_{1i}$ 、労働者  $i$  が社会保険に加入しなかった場合には  $Y_{0i}$  と表示される。また、労働者  $i$  が工会に加入した場合  $D_i=1$  には、参加しなかった場合には  $D_i=0$  とする。以下では、工会の効果を期待できる取り扱いを処置とし、この処置を受けた会員の集団を処置群、受けなかった非会員の集団を対照群とする。

本稿では、replacement (一度用いられた対照群の個人をマッチングにもう一度も用いる) を行った最近傍キャリパー・マッチング (Nearest-Neighbor Matching within a Caliper) を採用する。傾向スコア・マッチング法では、処置変数以外の個体属性を表す複数の共変量情報を傾向スコアとして圧縮し、同スコアが近い者同士を組み合わせる。(1) 式において、傾向スコアは、属性ベクトルから予測される処置変数 (工会加入の有無) の確率であり、 $P(D_i | X_i)$  で表示される。また、replacementの場合、より多くのマッチングを考慮するために分散が小さくなる一方で、傾向スコアの値が離れたマッチングも行うため、推定値のバイアスと分散のトレードオフが存在する。比較に用いる対照サンプルの傾向スコアの値が大きく離れることを避けるために、最近傍キャリパー・マッチングを利用する。最近傍キャリパー・マッチングは、処置群と対照群の間で、傾向スコアが最も近いペアを作成し、キャリパー (閾値) を設定して、許容範囲を超えるペアリングを排除する方法である。したがって、 $\delta_{ATT}^{PSM}$  は処置群における平均処置効果であり、すなわち、「会員と、会員と似通った属性を持つ非会員を比較したときの従属変数の差異」となる。

他方、Blinder-Oaxaca分解法に関して、会員-非会員間における労働条件 (社会保険への加

入の有無、賃金率)の差は、(2)式で表す(Blinder, 1973; Oaxaca, 1973)。

$$\bar{Y}_u - \bar{Y}_n = \beta_n(\bar{X}_u - \bar{X}_n) + (\beta_u - \beta_n)\bar{X}_u \quad (2)$$

(2)式の左辺が平均値でみた会員-非会員間における労働条件の差は、右辺の二つの部分に分解される。具体的に、第1項の $\beta_n(\bar{X}_u - \bar{X}_n)$ を会員-非会員間の属性の差による差異(要素量差要因)とし、第2項の $(\beta_u - \beta_n)\bar{X}_u$ を会員資格の有無による差異(要素価格差要因)と解釈する。

## 5. データの概要と基本統計量

本稿では、北京大学中国社会科学調査センターが公表している中国家庭追跡調査「China Family Panel Studies: CFPS」の3時点(2014-2018)にわたるパネルデータを用いて検証する。しかし、本データは、多くの脱落または新規参入のサンプルを含んでいるため、プーリングデータとして分析に用いた。CFPSは、2010年に中国(25の省・市・自治区)に居住しているすべての世帯(総人口の95%を占める)から、層化多段抽出法を用いて無作為に抽出された16,000世帯の世帯員を対象にした。また、本稿は、労働者の法定福利である社会保険を分析対象とするため、一般企業に勤務している従業員を抽出し、推計に必要な変数について未回答の観察値を除外した。分析に使用する各時点の観測数は、2014年は5,739人、2016年は4,151人、2018年は6,290人であり、観測数の合計は16,180人である<sup>(5)</sup>。

第4節で示した(1)式、(2)式を推定するための各変数は、以下のとおりである。第1に、労働者の社会保険(年金、医療、失業、労災、生育保険)への加入の有無を従属変数とし、工会への加入の有無を独立変数とする。第2に、推定に使用する制御変数は、個人属性、仕事関連の指標に分ける。個人属性は、性別、年齢、戸籍の種類、教育レベル、婚姻状況、共産党員資格の有無を含む。仕事関連の指標には、賃金率(税引き後)、労働契約の締結状況などの労働条件が含まれる。さらに、現職の勤続年数、職位の有無、企業規模、企業形態、所属産業および所在地域もコントロール変数として扱う。これらの変数に関する記述統計量は、表1と表2に示す。

表1は、「回答者の基本属性の記述統計量(工会加入の有無別の標本平均)」を示している。多くの項目では、会員と非会員の間に有意差がみられた。具体的に、第1に、男性、高い年齢、都市戸籍、高卒以上、既婚、共産党員の労働者は会員であることが比較的多く、これに対して、女性、低い年齢、農村戸籍、中卒以下、未婚、非共産党員の労働者は非会員であることが比較的多い。第2に、会員の賃金率は、非会員より1%水準で有意に高いことが示された。第3に、会員は、現職の勤続年数が長く、労働契約を締結し、管理職に就き、国有企業、製造業、東部地域で働いていることが多い。一方、非会員は、現職の勤続年数が短く、労働契約がなく、非管理職であり、私営企業、小売/卸売業、建設業、宿泊/飲食サービス業、中部や西部地域に属する傾向がある。

表2は、「回答者の社会保険の記述統計量(工会加入の有無別の標本平均)」を示している。とくにこれは、各属性によって労働者を細分したときの、各サブグループにおける社会保険の平均

値（会員、非会員、全体）の記述統計量を示したものである。まず、すべての回答者において、会員は非会員より社会保険の加入率が高いことが示された。とくに年金保険（0.83\*\*\*, 0.3）と医療保険（0.83\*\*\*, 0.3）は、失業保険（0.75\*\*\*, 0.31）、労災保険（0.77\*\*\*, 0.24）および生育保険（0.61\*\*\*, 0.2）より、会員と非会員との間の差異が顕著であった。また、全体における社会保険の加入率は、大卒以上、労働契約の締結、国有企業、外資/香港/台湾/マカオ系企業のサブグループに属する労働者の方が高い。さらに、各サブグループにおいて、会員は非会員よりも平均して社会保険の加入率が有意に高い。具体的には、性別、戸籍、最終学歴、婚姻状況、共産党員資格の有無、労働契約の有無、職位、企業形態、産業、地域を問わず、上記と同様に年金、医療保険は失業、労災、生育保険より、会員と非会員との間の差異が顕著である傾向がみられた。そのうち、会員と非会員の間における社会保険の加入率の差について、共産党員（0.88\*\*\*, 0.53）、労働契約の締結（0.88\*\*\*, 0.6）、管理職（0.90\*\*\*, 0.52）、国有企業（0.92\*\*\*, 0.63）、外資/香港/台湾/マカオ系企業（0.93\*\*\*, 0.76）などのグループにおいて比較的小さいことが示された。とくに労働者の最終学歴が高ければ高いほど、その差は縮小され、大学院卒の労働者については、有意な結果が得られなかった。

## 6. 推定結果

### 6.1 社会保険への加入に及ぼす工会の影響

表3は、第4節で述べた会員ダミーの選択バイアスを考慮した傾向スコア・マッチング法を用いた推定結果を示している。年金、医療、失業、労災および生育保険に関して、会員が非会員に比べて加入率（0.127、0.140、0.145、0.157、0.1）が高まっていることが示された。また、全ての項目のt値（5.17、5.66、5.38、5.84、3.49）が1.96を超えており、5%の水準で統計的に有意であることがわかった。これにより、会員は非会員より社会保険に加入する確率が高いという仮説1が棄却できなかった。

さらに、工会加入の有無が労働者の社会保険（年金、医療、失業、労災、生育保険）への加入に及ぼす影響を確認するために、二項プロビットモデル、変量効果モデルを用いて分析を行った。変量効果モデルを使用した理由は、従属変数である労働者の社会保険（年金、医療、失業、労災、生育保険）への加入は変動が小さく、固定効果モデルが収束されないためである。表4で示された二項プロビットモデル、変量効果モデルを用いた分析結果は、工会加入の有無が労働者の社会保険（年金、医療、失業、労災、生育保険）への加入に有意に正の影響を与え、表3の結果との一致性がみられた。たとえば、変量効果モデルの分析結果では、会員は非会員より、社会保険（年金、医療、失業、労災、生育保険）の加入率が9.8%、10.4%、8.8%、9.8%、3.9%ポイント高まる。他方、表4において、都市戸籍ダミー、既婚ダミー、現職の勤続年数、労働契約ありダミー、管理職ダミー、企業規模など多くのコントロール変数が、社会保険（年金、医療、失業、労災、生育保険）への加入に有意に正の影響を与えることが示唆され、これまでの既存研究の結果と一致した。

## 6.2 Blinder-Oaxaca分解モデルの結果

表5は、Blinder-Oaxaca分解モデルによって、会員－非会員間における社会保険への加入、賃金率の差に関して、会員－非会員間の属性の差による差異（要素量差要因）である $\beta_n(\bar{X}_u - \bar{X}_n)$ 、会員資格の有無による差異（要素価格差要因）である $(\beta_u - \beta_n)\bar{X}_u$ に分解した結果を表す。本表は、以下の3点を示している。第1に、年金、医療、失業、労災および生育保険への加入、賃金率における会員－非会員間の総差異は0.304～0.525であることを示している。

第2に、年金、医療、失業、労災および生育保険への加入、賃金率に関する会員－非会員間の属性の差による差異（要素量差要因）は、それぞれ0.367、0.356、0.319、0.278、0.225、0.218であり、労働条件における会員－非会員間の差の大部分（70.0%、67.8%、63.5%、65.0%、67.0%、71.7%）を占めることが明らかにされた。それに対して、会員資格の有無による差異（要素価格差要因）は、0.158、0.169、0.182、0.150、0.111、0.086であり、労働条件における会員－非会員間の差の一部（30.2%、32.2%、36.3%、35.0%、33.0%、28.3%）を占めることがわかった。以上のことから、労働条件における会員と非会員の間の差は、工会の機能が一定程度確認される一方で、主に会員となった労働者の属性によって説明されることが示唆された。

第3に、会員資格の有無による差異（要素価格差要因）に焦点を当てると、会員資格の有無によって説明される賃金率の差異の比率（28.3%）は比較的低く、会員資格の有無によって説明される年金、医療、失業、労災および生育保険への加入の差異の比率（30.2%～36.3%）は比較的高いことがわかった。これにより、会員－非会員間における「社会保険への加入」の差異に対する会員資格の寄与率が比較的高く、会員－非会員間における「賃金率」の差異に対する会員資格の寄与率は比較的低いという仮説2が棄却できなかった。これは、工会が労働者を代表する組織として機能転換を進めつつある一方で、依然として労働者の福利厚生を代表する役割が比較的高いこと、また賃金に関する団体交渉などを通じて得られる効果が比較的低いことを示している。

## 7. おわりに

本稿では、工会加入の有無が労働者の社会保険（年金、医療、失業、労災、生育保険）への加入に及ぼす影響を検討した。この結果、以下の2点が明らかになった。第1に、会員ダミーの選択バイアスを考慮したうえで、会員は非会員より社会保険（年金、医療、失業、労災、生育保険）への加入率が高いことが示された。第2に、会員－非会員間における「社会保険への加入」の差異に対する会員資格の寄与率が比較的高く、会員－非会員間における「賃金率」の差異に対する会員資格の寄与率は比較的低いことが明らかになった。このことは、企業内に工会の設置が、企業のコンプライアンス違反の行為を減らし、法定福利である社会保険への加入を強化することを示唆した。また、金銭的労働条件より非金銭的労働条件に対する保護機能が比較的高く、社会主義国家における工会の伝統的な役割が依然として強いことも明らかとなった。

他方、本稿では以下のような限界が残った。第1に、本稿で用いた傾向スコア・マッチング手

法は、処置変数の割り当てが観察される変数のみに依存しているため、観察されない要因が、処置変数と従属変数の両方に影響に影響している場合を考慮できなかった。第2に、因果関係の推定は、適切な操作変数を用いて行うことが望ましいが、工会に関する公表データが近年停止しているため、操作変数の選択は今後の課題となっている。

表1. 回答者の基本属性の記述統計量（工会加入の有無別の標本平均） N=16,180

回答者の基本属性					
項目	会員	非会員	項目	会員	非会員
性別（男性=1）	0.69***	0.59	企業規模	2167.23***	811.4
年齢	39.2***	35.5	企業形態（国有）	0.54***	0.12
戸籍（都市=1）	0.69***	0.3	企業形態（外資/香港/台湾/マカオ系）	0.08***	0.04
最終学歴（中卒以下）	0.26	0.57***	企業形態（私营）	0.35	0.83***
最終学歴（高卒）	0.27***	0.2	企業形態（その他）	0.02***	0.008
最終学歴（専門学校卒）	0.22***	0.14	産業（製造）	0.44***	0.34
最終学歴（大卒）	0.21***	0.08	産業（小売/卸売）	0.06	0.13***
最終学歴（大学院卒）	0.03***	0.006	産業（建築）	0.04	0.14***
婚姻状況（既婚=1）	0.81***	0.74	産業（宿泊/飲食サービス）	0.03	0.07***
共産党員資格（あり=1）	0.23***	0.06	産業（その他）	0.42***	0.31
賃金率	28.14***	19.99	地域（東部）	0.46***	0.41
労働契約（あり=1）	0.90***	0.45	地域（東北部）	0.16**	0.14
現職の勤続年数	5.88***	2.45	地域（中部）	0.19	0.24***
職位（管理職=1）	0.20***	0.11	地域（西部）	0.19	0.21**

注:1) t検定の結果に従い、\*\*\*、\*\*はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示す。2) 中国の学校教育制度に基づき、最終学歴に関する回答を、「中卒以下（小学校、中学校卒）」「高卒（職業高校、技術労働者学校、中等専門学校、普通高校卒）」「専門学校卒（高等職業技術教育学院、高等専門学校卒）」「大卒以上（大学、大学院卒）」の4つのカテゴリーに分けた。また、中国の地域経済の区分には、公式に区分けされたものに基づき、地域に関する回答を、「東部（北京、天津、河北、上海、江蘇、浙江、福建、山東、広東、海南）」「東北部（遼寧、吉林、黒竜江）」「中部（山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南）」「西部（内モンゴル、広西、重慶、四川、貴州、雲南、チベット、陝西、甘肅、青海、寧夏、新疆）」の4つの経済地域に分けた。

表 2. 回答者の社会保険の記述統計量 (工会加入の有無別の標本平均)

項目	年金保険		医療保険		失業保険		労災保険		生養保険	
	会員	非会員	会員	非会員	会員	非会員	会員	非会員	会員	非会員
すべての回答者	0.83***	0.3	0.83***	0.3	0.77***	0.24	0.75***	0.31	0.61***	0.2
性別 (男)	0.84***	0.3	0.83***	0.3	0.78***	0.24	0.77***	0.34	0.59***	0.19
性別 (女)	0.81***	0.3	0.82***	0.3	0.73***	0.24	0.71***	0.27	0.66***	0.22
戸籍 (都市)	0.88***	0.48	0.87***	0.47	0.82***	0.41	0.77***	0.41	0.64***	0.32
戸籍 (農村)	0.73***	0.22	0.73***	0.22	0.64***	0.17	0.69***	0.27	0.56***	0.15
最終学歴 (中卒以下)	0.67***	0.14	0.66***	0.15	0.56***	0.11	0.57***	0.2	0.39***	0.1
最終学歴 (高卒)	0.82***	0.33	0.81***	0.33	0.75***	0.27	0.70***	0.34	0.59***	0.23
最終学歴 (専門学校卒)	0.92***	0.54	0.91***	0.54	0.88***	0.48	0.86***	0.51	0.78***	0.45
最終学歴 (大卒)	0.93***	0.72	0.94***	0.71	0.92***	0.66	0.91***	0.68	0.86***	0.62
最終学歴 (大学院卒)	0.89	0.87	0.89	0.9	0.89	0.88	0.89	0.83	0.86	0.77
婚姻状況 (既婚)	0.83***	0.29	0.82***	0.28	0.76***	0.23	0.75***	0.3	0.60***	0.19
婚姻状況 (未婚)	0.83***	0.31	0.83***	0.32	0.80***	0.27	0.75***	0.33	0.65***	0.24
共産党員資格 (あり)	0.88***	0.53	0.88***	0.52	0.84***	0.46	0.81***	0.5	0.71***	0.38
共産党員資格 (なし)	0.81***	0.28	0.81***	0.28	0.74***	0.23	0.73***	0.3	0.58***	0.19
労働契約 (あり)	0.88***	0.6	0.88***	0.6	0.82***	0.5	0.79***	0.56	0.65***	0.42
労働契約 (なし)	0.33***	0.05	0.31***	0.05	0.28***	0.03	0.35***	0.1	0.24***	0.02
職位 (管理職)	0.90***	0.52	0.88***	0.5	0.85***	0.44	0.84***	0.52	0.67***	0.37
職位 (非管理職)	0.81***	0.27	0.81***	0.27	0.75***	0.22	0.72***	0.28	0.60***	0.18
企業形態 (国有)	0.92***	0.63	0.92***	0.62	0.87***	0.53	0.82***	0.55	0.69***	0.39
企業形態 (外資/香港/台湾/マカオ系)	0.93***	0.76	0.94***	0.76	0.89***	0.68	0.84***	0.69	0.68***	0.57
企業形態 (私営)	0.67***	0.22	0.65***	0.22	0.59***	0.18	0.62***	0.25	0.50***	0.15
企業形態 (その他)	0.90***	0.61	0.90***	0.61	0.77***	0.51	0.80***	0.51	0.47	0.45
産業 (製造)	0.85***	0.36	0.84***	0.35	0.79***	0.29	0.76***	0.38	0.62***	0.24
産業 (小売/卸売)	0.82***	0.27	0.81***	0.26	0.76***	0.22	0.71***	0.24	0.65***	0.19
産業 (建築)	0.54***	0.09	0.56***	0.09	0.48***	0.07	0.52***	0.19	0.44***	0.06
産業 (宿泊/飲食サービス)	0.59***	0.12	0.59***	0.12	0.59***	0.09	0.59***	0.12	0.46***	0.07
産業 (その他)	0.86***	0.37	0.86***	0.37	0.79***	0.31	0.78***	0.36	0.63***	0.25
地域 (東部)	0.86***	0.39	0.85***	0.38	0.79***	0.32	0.77***	0.37	0.62***	0.26
地域 (東北部)	0.88***	0.29	0.88***	0.28	0.81***	0.23	0.71***	0.26	0.63***	0.19
地域 (中部)	0.77***	0.23	0.76***	0.23	0.71***	0.18	0.73***	0.26	0.60***	0.15
地域 (西部)	0.78***	0.19	0.77***	0.19	0.72***	0.16	0.73***	0.25	0.59***	0.14

注:t検定の結果に従い、\*\*\*は1%水準で有意であることを示す。

表 3. 工会が社会保険への加入に及ぼす影響 (ATT)

	ATT	S.E.	T-stat	Treated N	Untreated N
i 雇用保険	0.127	0.025	5.17	451	9129
ii 医療保険	0.140	0.025	5.66	451	9129
iii 失業保険	0.145	0.027	5.38	451	9129
iv 労災保険	0.157	0.027	5.84	451	9129
v 生育保険	0.1	0.029	3.49	451	9129

注: 1) neighbor の数は4とし、replacement をありとし、caliper の値は0.01 に設定した。2) 傾向スコア・マッチング前後の共変量のバランスチェックの結果、すべての共変量が適切にバランスされていることが示された。

表 4. 労働条件 (社会保険への加入、賃金率) に及ぼす工場の影響

説明変数/被説明変数	労働条件												II 全体的労働条件 賃金率の対数		
	I 雇用保険			II 医療保険			III 企業保険			IV 労災保険			V 生育保険		OLS
	Probit	RE-Probit	Marginal Effect	Probit	RE-Probit	Marginal Effect	Probit	RE-Probit	Marginal Effect	Probit	RE-Probit	Marginal Effect	RE-Probit	Std. Err.	
会員ダミー	0.097***	0.016	0.008***	0.104***	0.016	0.087***	0.014	0.088***	0.014	0.097***	0.018	0.098***	0.018	0.039***	0.086**
都市戸籍ダミー	0.070***	0.007	0.070***	0.070***	0.007	0.083***	0.007	0.084***	0.007	0.016*	0.009	0.017*	0.009	0.047***	0.080***
既婚ダミー	0.029***	0.008	0.029***	0.019**	0.009	0.017**	0.008	0.017**	0.008	0.034***	0.010	0.034***	0.010	0.015*	0.051**
共産黨員ダミー	0.001	0.002	0.001	0.002	0.001	0.001	0.002	0.001	0.002	0.000	0.003	0.000	0.003	0.001	0.002
現職の勤続年数	0.257***	0.006	0.257***	0.258***	0.007	0.237***	0.007	0.237***	0.007	0.248***	0.008	0.248***	0.008	0.224***	0.000
労働契約ありダミー	0.001***	0.000	0.001***	0.001***	0.000	0.001***	0.000	0.001***	0.000	0.003***	0.000	0.003***	0.000	0.0002**	0.177***
管理職ダミー	0.031***	0.010	0.031***	0.009	0.010	0.016*	0.009	0.017*	0.009	0.028**	0.012	0.029**	0.012	0.010	0.298***
企業規模	0.024***	0.002	0.024***	0.021***	0.002	0.019***	0.002	0.019***	0.002	0.021***	0.002	0.021***	0.002	0.016***	0.025***
男性ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年齢*	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
最終学歴ダミー (基準グループ: 中学以下ダミー)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業形態ダミー (基準グループ: 私営企業ダミー)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
産業ダミー (基準グループ: 製造業ダミー)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地域ダミー (基準グループ: 東部ダミー)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年ダミー (基準グループ: 2014年=1)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項	-3.147***	0.371	-4.016***	-3.522***	0.368	-3.549***	0.380	-3.908***	0.416	-3.181***	0.314	-3.384***	0.363	-3.292***	2.280***
Observation	9580	9580	9580	9580	9580	9580	9580	9580	9580	9580	9580	9580	9580	9580	9580
LR chi2	5616.58	-	5426.30	-	4769.830	-	3399.100	-	3263.160	-	3263.160	-	3263.160	-	-
Penalty R2	0.47	-	0.46	-	0.440	-	0.287	-	0.35	-	0.35	-	0.35	-	-
Log likelihood	-3137.18	-3126.981	-3192.140	-3188.139	-2995.665	-4232.295	-2994.001	-4231.183	-3027.596	-4231.183	-3027.596	-4231.183	-3027.596	-3025.953	-
Wald chi2(32)	-	20.100***	-	233.10***	-	267.67***	-	484.26***	-	287.55***	-	287.55***	-	287.55***	-
Insigh	-	-0.489	-	-0.966	-	-1.531	-	-2.053	-	-1.451	-	-1.451	-	-1.451	-
sigma_u	0.783	0.380	0.617	0.478	0.465	0.362	0.484	0.362	0.484	0.362	0.484	0.362	0.484	0.190	-
rho	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
R-sq	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
p(fob)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
sigma_u	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
sigma_e	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.145

注: I \*\*\*, \*\* \*はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。2)年齢\*は年齢、年齢の二乗を含む。

表5. 社会保険への加入、賃金率に関するBlinder-Oaxaca分解モデルの結果

項目			総差異	比率	属性による差異	比率	会員資格による差異	比率
非金銭的労働条件	社会保険	年金保険	0.524***	100%	0.367***	70.0%	0.158***	30.2%
		医療保険	0.525***	100%	0.356***	67.8%	0.169***	32.2%
		失業保険	0.502***	100%	0.319***	63.5%	0.182***	36.3%
		労災保険	0.428***	100%	0.278***	65.0%	0.150***	35.0%
		生育保険	0.336***	100%	0.225***	67.0%	0.111***	33.0%
金銭的労働条件	時間単位賃金率の対数	0.304***	100%	0.218***	71.7%	0.086**	28.3%	

注：\*\*\*、\*\*はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示す。

## 注

- (1) 中国の社会保険は、年金保険（定年退職後の年金の支給）、医療保険（医療費の負担）、失業保険（失業期間における生活費の支給）、労災保険（労災に関わる医療費の負担、補償金などの支給）、生育保険（出産に関わる医療費の負担、産休手当などの支給）から成る。
- (2) 『中国労働統計年鑑2021』によると、2020年に都市就業者である46,271万人のうち、年金保険の加入者は32,859万人、労災保険の加入者は26,763万人、失業保険の加入者は21,689万人であり、多くの労働者は社会保険に未加入のままである。他方、中国では、制度の公布から実際の適用までのタイムラグが存在し、地域ごとに制度の執行内容が不均一であるため、年金、医療、労災保険のみを対象にした研究もある（王・李, 2014）。
- (3) 現時点で実施されている社会保険制度の内容をみると、①企業の従業員が享受する社会保険制度、②都市住民（自営業者、非就労者など）が享受する社会保険制度、③農村住民（農民）が享受する社会保険制度の3つがあり、社会保険料の納付方式から、享受できる保険待遇までそれぞれ内容は異なる。
- (4) 社会保険（法定福利）への加入は、金銭的要素を伴う労働条件として扱われることがある。しかし、本稿では、労働者が直接受け取る金銭報酬ではなく、福利厚生として提供される点に着目し、非金銭的労働条件として扱う。
- (5) 各観測期間における会員の比率（人数）は、2014年に2.84%（163人）、2016年に7.06%（293人）、2018年に12.81%（806人）となり、増加し続ける傾向がみられた。

## 参考文献

### 【日本語文献】

- 川口大司・原ひろみ (2007) 「日本の労働組合は役に立っているのか? —組合効果の計測」『JILPT Discussion Paper 07-02』1-35頁. <<https://www.jil.go.jp/institute/discussion/2007/07-02.html>>
- 田口和雄・梅崎修 (2011) 「中小企業における従業員発言機構の機能」『日本労務学会誌』12(2), 61-77頁.
- 橋木俊昭・野田知彦 (1993) 「賃金、労働条件と労働組合」第10章, 橋木俊昭・連合総合生活研究所編『労働組合の経済学—期待と現実』東洋経済新報社.
- 都留康 (2002) 『労使関係のノンユニオン化』東洋経済新報社.
- 外館光則 (2007) 「労働組合と離職率」『日本労働研究雑誌』No.568, 51-62頁.
- 富田安信 (1993) 「離職率と労働組合の発言効果」橋木俊昭・連合総合生活研究所編『労働組合の経済学—期待と現実』東洋経済新報社, 172-193頁.
- 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.
- 仁田道夫・篠崎武久 (2008) 「労働組合の賃金効果の検証」第6章, 谷岡一郎・仁田道夫・岩井紀子編『日本人の

意識と行動—日本版総合的社会調査JGSSによる分析』東京大学出版会。  
松村久良光 (1984) 「離職行動と労働組合—『退出-発言アプローチ』より—」第6章, 小池和男編著『現代の失業』  
同文館出版株式会社。

## 【英語文献】

- Aizawa, Naoki and Fang, Hanming and Komatsu, Katsuhiko, Labor Unions and Social Insurance (August 2024). NBER Working Paper No. w32793, Available at SSRN: <<https://ssrn.com/abstract=4915978>>
- Blinder, Alan S. (1973). *The Economics of Discrimination 2<sup>nd</sup> ed.*, Chicago: Univ. of Chicago Press.
- Booth, A., Freeman, R., Meng, X., and Zhang, J. (2021). Trade unions and the welfare of rural-urban migrant workers in China. *ILR Review*, 1–27. <<https://doi.org/10.1177/00197939211004440>>
- Cai, L. X. and Waddoups, C. J. (2011). Union wage effects in Australia: Evidence from panel data. *British Journal of Industrial Relations*, Vol. 49, 279–305. <<https://doi.org/10.1111/j.1467-8543.2009.00767.x>>
- Clarke, S. (2005). Post-socialist trade unions: China and Russia. *Industrial Relations Journal*, 36 (1), 2–18. <<https://doi.org/10.1111/j.1468-2338.2005.00342.x>>
- Freeman, R. B. (1980). The exit-voice tradeoff in the labor market: Unionism, job tenure, quits and separations. *The Quarterly Journal of Economics*, 94(4), 643–673. <<https://doi.org/10.2307/1885662>>
- Freeman, R. B. and Medoff, J. L. (1984) *What Do Unions Do?* New York: Basic Books (フリーマン, リチャード B.・メドフ, ジェームス L. / 島田晴雄・岸智子訳 (1987) 『労働組合の活路』日本生産性本部).
- Ge, Y. (2007). What do unions do in China? Available at SSRN: <<http://ssrn.com/abstract=1031084>. >
- Gunderson, M., Lee, B. Y., and Wang, H. (2016). Union pay premium in China: An individual-level analysis. *International Journal of Manpower*, 37(4), 606–627. <<https://doi.org/10.1108/IJM-08-2014-0174>>
- Jakubson, G. (1991). Estimation and testing of the union wage effect using panel data. *Review of Economic Studies*, 58, 971–991. <<https://doi.org/10.2307/2297947>>
- Lee, L. F. (1978). Unionism and wage rates: A simultaneous equations model with qualitative and limited dependent variables. *International Economic Review*, 19(2), 415–433. <<https://doi.org/10.2307/2526310>>
- Lewis, H. G. (1986). Union relative wage effects, Ashenfelter, O. C. and Layard, R. eds. *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, 1139–1181. <[https://doi.org/10.1016/S1573-4463\(86\)02010-2](https://doi.org/10.1016/S1573-4463(86)02010-2)>
- Liu, M. W. (2010). Union organizing in China: Still a monolithic labor movement? *Industrial and Labor Relations*, 64(1), 30–52. <<https://doi.org/10.1177/001979391006400102>>
- Lu Y., Tao Z. G. and Wang Y. J. (2010). Union effects on performance and employment relations: evidence from China. *China Economic Review*, 21(1), 202–210. <<https://doi.org/10.1016/j.chieco.2010.01.001>>
- McDonald, I. M., and Solow, R. M. (1981). Wage Bargaining and Employment. *The American Economic Review*, 71(5), 896–908. <<http://www.jstor.org/stable/1803472>>
- Nahm, D., Dobbie, M. and MacMillan, C. (2017). Union wage effects in Australia: An endogenous switching approach. *Applied Economics*, 49(39), 3927–3942. <<https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1273492>>
- Oaxaca, Ronald L. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, vol.14 No.3.
- Perloff, J. M. and Sickles, R. C. (1987). Union wage, hours, and earnings differentials in the construction industry. *Journal of Labor Economics*, 5(2), 174–210. <<https://doi.org/10.1086/298143>>
- Robinson, C. (1989). The joint determination of union status and union wage effects: Some testsof

alternative models. *Journal of Political Economy*, Vol.97, 639-667. <<http://www.jstor.org/stable/1830459>>

Rosenbaum, Paul R., and Donald B. Rubin. (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies Using for Causal Effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55

Rubinstein, A. (1982). Perfect Equilibrium in a Bargaining Model. *Econometrica*, 50(1), 97-109. <<https://doi.org/10.2307/1912531>>

Wilson, N., and Peel, M. J. (1991). The impact on absenteeism and quits of profit-sharing and other forms of employee participation. *ILR Review*, 44(3), 454-468. <<https://doi.org/10.1177/001979399104400304>>

Yao Y. and Zhong N. H. (2013). Unions and workers' welfare in Chinese firms. *Journal of Labor Economics*, 31(3), 633-667. <<https://doi.org/10.1086/669819>>

### 【中国語文献】

陳宗仕・張建君 (2019) 「企業工会, 地区制度環境与民營企業工賃率」『社会学研究』第4期, 50-72頁.

程虹・王越 (2018) 「工会維權与員工的消極性權利—基于中国企業—勞働力匹配調查数据的實証檢驗」『暨南學報(哲學社会科学版)』第4期, 74-87頁.

紀雯雯・賴德勝 (2019) 「工会能够維護流動人口勞働權益嗎?」『管理世界』第2期, 88-101頁.

李明・徐建煒 (2014) 「誰從中国工会會員身分中獲益?」『經濟研究』第5期, 49-62頁.

劉海洋・劉崢・吳龍 (2013) 「工会提高了員工福利和企業效率嗎?—来自第一次全国經濟普查的微觀証据」『產業經濟研究』第5期, 65-73頁.

魯於・冀雲陽・楊翠迎 (2019) 「企業社会保險為何存在繳費不實—基于財政分權視角解讀」『財貿經濟』第9期, 146-161頁.

孫中偉・賀霞旭 (2012) 「工会建設与外来工勞働權益保護—兼論一種“稻草人機制”」『管理世界』第12期, 46-60頁.

王鳴・李永傑 (2014) 「中国工会是否改善員工工賃福利?—来自2013年廣東佛山南海企業—員工匹配数据的証据」『華南師範大學學報(社会科学版)』第6期, 113-120頁.

楊繼東・楊其靜 (2013) 「工会, 政治關連与工資決定—基于中国企業調查数据的分析」『世界經濟文匯』第2期, 36-49頁.

姚先国・焦曉鈺・張海峰・樂君傑 (2013) 「工資集体協商制度的工資效应与員工異質性—对杭州市企業調查数据的分析」『中国人口科学』第2期, 49-59頁.

姚洋・鐘寧樺 (2008) 「工会是否提高了工人的福利?—来自12個城市的証据」『世界經濟文匯』第5期, 5-29頁.

詹宇波・張軍・徐偉 (2012) 「集体議價是否改善了工賃水平:来自中国製造業企業的証据」『世界經濟』第2期, 63-83頁.

趙煒 (2009) 「工人对工会的“不滿”—来自湖北省三家国有汽車企業的實証研究」『社会学研究』第5期, 93-100頁.

中華人民共和國国家統計局編 (2021) 『中国勞働統計年鑑2021』中国統計出版社.

周敏丹 (2019) 「簽訂勞働合同如何影響社会保險覆盖?—基于中国城市勞働力調查的實証研究」『中国經濟問題』第5期, 107-122頁.