

# 職場は労働者の「民主主義の学校」になりうるか —— 労働組合員の投票行動・政治意識に関する調査からの示唆 ——

山 本 耕 平

## 1 問題設定

代表制民主主義の基幹的な制度の一つである選挙において投票率の下降トレンドないし低水準での停滞が生じている現象は、世界の民主主義国家共通の課題として学術的研究の対象となってきた (Hooghe and Kern 2017; Kostelka and Blais 2021)。日本においてもその要因をミクロからマクロにわたるさまざまな観点から検討する学術的研究の蓄積が進んでいるし (秦 2018; 飯田 2010; 松林 2016)、近年は選挙に関する啓発活動 (三村・深谷 2020) や主権者教育 (谷口 2019) といった実践に関する調査・研究も進展し、これらの取り組みの効果と課題も明らかにされつつある。

このように研究が蓄積されている一方で、有権者の投票を促進するという実践的な観点から見るならば、投票行動に関する研究には依然として探索が不十分な間隙があるように思われる。それは一言でいえば、政治以外の生活領域からのスピルオーバーに関する探索である。このことを、自己効力感 (self-efficacy) <sup>(1)</sup> を例にとって具体的に論じよう。Condon and Holleque (2013) は、選挙での投票を含む政治行動の研究において、多くの研究者が政治的自己効力感 (political self-efficacy) だけに注目し、一般的自己効力感 (general self-efficacy) と政治行動との関連には注意を払ってこなかったことを指摘する <sup>(2)</sup>。しかし、Condon and Holleque (2013) によれば、特定の領域に関する自己効力感はその領域における自身の経験や他者の成功・失敗の観察などによって形成されるため、とくにこれまで選挙で投票した経験がない若い有権者や、不利な社会的バックグラウンドをもつ有権者はそもそも政治的自己効力感を形成しづらい。そのような場合、私たちは他

<sup>(1)</sup>「有効性感覚」と訳されることもあるが、本稿では文献からの引用を除いて、「自己効力感」に統一する。

<sup>(2)</sup> 自己効力感とは、「困難な課題に直面しても、私にはそれをクリアできる自信がある」といったような質問項目によって測定される (cf. Chen et al. 2001) 一般的自己効力感と、特定の領域に固有の自己効力感に分類される。政治的自己効力感とは後者に含まれる。

のさまざまな領域での経験にもとづいて形成されている一般的自己効力感を手がかりとして、政治という領域で自分がうまくやれるかどうかを推測する。それゆえ、政治行動の研究だからといって政治的自己効力感だけに注目するのではなく、他の領域において形成されている自己効力感にも目配りすることが重要だというわけである。

このような他の生活領域からのスピルオーバーについて検討することは、政治領域に焦点をあてた従来の研究の知見を精緻化していくためにも重要であると考えられる。たとえば、前段で紹介した議論にしたがえば、主権者教育の効果は各個人の一般的自己効力感の高低によって顕在化しやすかったり抑制されたりするかもしれない。つまり、仮に政治領域に関連した働きかけや施策に関心がある場合でも、他の生活領域からのスピルオーバーは考慮すべき重要な調整変数であるかもしれないのである<sup>(3)</sup>。

以上のような問題意識から、本研究では政治行動としてとくに選挙での投票を取り上げ、労働者の職場における生活のなかに、投票行動へのスピルオーバーをもたらしうるものがあるという理論的予測の確からしさについて、量的調査データの分析によって示唆を得ることを目的とする<sup>(4)</sup>。ここで労働者の職場に着目するのは、投票率の低下が全世代にわたる問題である一方で、投票率の低下や投票の促進に関わる研究が若年層に注目しがちであるためである。若年層への注目は、若いときに投票した有権者ほどその後の人生でも投票する傾向があるという投票行動の「慣性」(Pulitzer 2002) ゆえに若年段階からの投票の促進が重要である、という知見にもとづく合理的な判断ではあるが、その点だけを強調すると若年段階で投票の機会がなかった有権者はいわば「どうしようもない」ものとして位置づけられかねない。若年段階より後のライフステージにおいても投票行動を変化させうる要因に照準するため、そしてそのライフステージにおいて多くの有権者が被雇用者として生活することを踏まえ、本研究は労働者の職場という環境にフォーカスする<sup>(5)</sup>。

以下、先行研究を参照しつつ本研究で注目する理論的予測について整理し(2節)、使用

---

(3) 従来の研究でもそのような調整変数の存在自体には注意が払われているが、そこで注目されるのは家族との政治的コミュニケーション(三村・深谷 2020) など、やはり政治領域に関連したものにとどまりがちであると思われる。

(4) ここで「検証」という表現を避け、持って回った言い回しを使っているのは、後に述べるように、本研究ではデータの制約ゆえにコンクルーシブな検証は目指していないためである。筆者自身は、ある仮説の検証はたった一つの研究によって完結するものではなく漸進的なプロセスであり、一つひとつを見れば必ずしも完ぺきではない研究を(そのことを明示して当該の研究を適切に位置づけるのは当然として)積み上げていくことなくして研究は進展しないと考えるが、コンクルーシブな研究でないかぎり発表してはいけないという前提に立つ読者も存在するので、その前提のまま読まれないよう控えめな言い回しを採用している。

(5) 幅広い年齢層を含みつつも一定の同質性を想定できる集団にフォーカスするため、自営業者や経営者は除外している。全世代にわたる問題であることを指摘しつつ、引退した高齢者を含めて検討しないのも、同様の理由からである。

するデータと変数の処理、分析のアプローチについて説明した上で（3節）、分析結果を示す（4節）。最後に、本研究のインプリケーションと限界を論じる（5節）。

## 2 先行研究の知見と理論的予測

### 2-1 職場の意思決定に参加する経験によるスピルオーバー

労働が労働者の政治行動に及ぼす影響について、Burns et al. (2001: Ch. 8) は、資源、リクルートメント、政治への心理的関与という3つの項目に整理している。それぞれをもう少し具体的に説明すれば、資源は労働によって得られる金銭、あるいはその結果として労働者が得る生活の余裕などを指すが、Burns et al. (2001) はさらに、会合をマネジメントしたり他者とディスカッションをしたりするスキルも労働を通じて得られる資源の一部だと考えている。リクルートメントは、同僚からの勧誘によって集会に参加するといった形で、労働を通じて形成される社会関係によって政治参加の機会を得ることを指す。政治への心理的関与には、Burns et al. (2001) は、特定の産業に関わる労働に従事することで得られる政策や政治過程に関する知識および関心や、仕事の経験を通じて形成される自己効力感など、政治参加にたいする積極的な態度に結びつく想定されるさまざまな要因を含めているようである。

これらのうち、資源やリクルートメント、政治への心理的関与の一部については、職位や職業（職種）といった社会経済的地位によってそれらのレベルが異なること、そのことが社会経済的地位の異なる人びとのあいだに見られる政治参加のギャップを一部説明すること、を示す実証研究によって、労働によって得られる金銭や社会関係、知識やスキルが政治参加を促しうることが指摘されてきた。上記の3分類を提示した Burns et al. (2001) は、政治参加のジェンダー・ギャップを収入や仕事の難易度、監督的地位の経験などのジェンダー・ギャップによって説明しようとしているし、社会経済的地位に注目した研究はその後も続いている。たとえば、ISSP（国際社会調査プログラム）のデータを分析した Dalton (2017: 51-53) によれば、他の職種に比べて管理・専門職の回答者が、また監督的地位である回答者のほうがそうでない回答者に比べて、投票率やその他の政治参加の確率が高い。日本では政治参加の「高い社会経済的平等性」が特異的に見られると言われたこともあったが、これは戦後の一時期にのみ見られた「期間限定的な現象」であることが指摘されており（境家 2013: 250）、現在は高度専門職や管理職につく人びとの投票率が高い（田辺 2023）。こうした社会経済的地位に着目する研究に比べると、政治への心理的関与については、政治的知識や特定の政治過程にたいする関心などを除けば、どのようなファク

ターが労働を通じてどのように影響を受けるのか、十分に検討されていないように見受けられる。そこで本研究では、この点に着目することにする。

それでは、労働を通じて政治への心理的関与が高まるメカニズムとしてどのようなものが考えられるだろうか。すでに言及したように、特定の職業や産業に影響を与える政治過程が存在することによって、その職業や産業で働く労働者が政治への関心を高めるといったメカニズムも考えられるが、より労働者一般に当てはまるようなメカニズムを理論化したものとして、職場における意思決定への参加経験が労働者の政治参加を促すとする Pateman (1970) のスピルオーバー仮説がある。Pateman (1970) によれば、職場における意思決定は、多くの場合に利害が対立する複数のアクター間の合議や調整といったプロセスを含む、きわめて政治的な過程である。ゆえに、もし意思決定がトップダウンで行われるのではなく、上記のような過程に職場の労働者が参加できるならば、労働者は労働を通じていわば政治参加の予行演習を経験することになり、この過程を通じて労働が「政治参加に求められる資質を醸成する」(Pateman 1970: 42-3) というわけである。Pateman 自身は「資質」の内実を分析的に論じてはいないが、後の研究では、政治参加に価値を見出す態度や政治的自己効力感、利害調整のスキルなどを総体的に指すものと整理されている (Carter 2006) <sup>(6)</sup>。

このようないわば「民主主義の学校」としての機能を有する職場として、Pateman (1970) はワーカーズ・コープ (労働者協同組合、以下 WC) に注目し、一般企業と対比的に論じていたが、本研究ではこうした二項対立的な理論枠組みは採用しない。というのは、Pateman (1970) 以降の実証研究において、WC で働く労働者と一般的な企業で働く労働者を単純に比較しても政治的態度や政治参加の差はあまり見出されていないためである (Carter 2006)。この点について Carter (2006) は、WC にも設立経緯や規模の違いによって現実の運営のあり方には多様性があり、経営にたいする各労働者の投票権が制度化されているからといって労働者は必ずしも Pateman が期待したような経験をするわけではない、と指摘している。一方、一般的な営利企業であっても意思決定への労働者の参加には形式と程度のバラつきがある (Poutsma et al. 2003)。以上より、必ずしも WC のように特定の経営制度をもつ組織を特別視する理由はないと考えられる。

さらに、Weber et al. (2020) のメタ分析によれば、対象を営利企業まで広げたとしても、民主的な意思決定メカニズムが制度化されている組織で働いていること自体は労働者の政

---

<sup>(6)</sup> Pateman (1970) は (時系列的に当然ながら) Burns et al. (2001) の理論枠組みを採用しているわけではないので、Burns et al. (2001) では資源 (スキル) と政治への心理的関与 (態度、自己効力感) に分けられている事柄を「資質」として論じていることになる。

政治的態度（おもに投票の意向）と統計的に有意な関連を示していない。政治的態度との有意な関連が見られるのは、組織の意思決定に参加できているという労働者の知覚である。この点からも、制度の違いそのものを必ずしも重要なファクターと見なす理由はないといえる。またこの結果からは、Carter（2006）も指摘するように、労働者の主観的経験が重要であることが示唆される。Pateman（1970）の元の議論にもとづいて考えても、意思決定への参加が態度や自己効力感に結びつくとなれば、本人が意思決定に参加したことを認識していることが重要であろう。以上より、まずは職場における意思決定に関する労働者の知覚が、労働者の投票行動と関連しているかどうかを確認することにする。

〔予測 1〕自分が働く職場の意思決定に参加できていると知覚している労働者ほど、選挙での投票に積極的である

## 2-2 他のメカニズムの検討と労働組合への着目——組織への肯定的態度による媒介

スピルオーバー仮説からは、職場の意思決定に参加していることの知覚と政治行動との関連が予測されるが、その関連が確認されたとしても、両者をつなぐメカニズムがスピルオーバー仮説で想定されているとおりであるかどうかはただちに明らかではない。そこで、他のメカニズムに関する理論的検討から導かれる予測についても同時に分析を行うことで、スピルオーバー仮説の確からしさを検討することにしたい。以下で論じるようなメカニズムの存在を想定してもなお、予測 1 で述べた関連が見られたとすれば、スピルオーバー仮説が想定するメカニズムが作用している確率は高くなるだろう。

他のメカニズムの一つとして考えられるのは、労働者が意思決定に参加できるという職場環境に関する知覚が、自身が所属する職場や会社といった集団への肯定的態度を高め、その集団の利益を擁護したり、その集団の代表者を議会へ送り込んだりするために政治行動が積極的になる、というものである。組織心理学の研究では、組織内の公平さ（fairness）にたいする知覚として定義される組織的公正（organizational justice）が、組織にたいする誇りや愛着と相関することが確認されており、公正が社会的価値の一つであるためにその価値を実現している自組織に誇りや愛着を示すようになった結果であると解釈されている（大淵・福野 2003; 大谷・芳賀 2017）。組織内の意思決定に労働者が参加できることは、その組織が組織的公正の一次元である対人的公正（interpersonal justice: Colquitt 2001）を実現していると見なすことができるため、意思決定への参加の知覚も組

織への誇りや愛着、あるいはその他何らかの肯定的態度を高めるかもしれない<sup>(7)</sup>。

この可能性を検討するのに適しているのは、労働組合員の投票行動に関するデータである。労働組合は労働条件や生活全般に関わる政策・制度要求のため、政治活動としてさまざまなアクターへの働きかけを行うが、そのなかには「組織内議員をはじめとして、労働組合が支持政党を通じて自らの代理人となる国会議員を送り込む」（中北 2021: 265）活動も含まれる。より具体的には、日本の場合、同じ産業の企業別労組によって結成される産業別労働組合から、参議院に組織内議員を送り込むケースが多い。このような背景ゆえ、組織内議員は労働者全体と同時に特定産業の利益の代理人という側面を持つ。また、「民間における経営側と右派労働との連合（階級交叉連合）」（新川 2007: 86）が特徴とされる55年体制以降の労組において、組合員から見て組織内議員は労組の代理人であると同時に（産業によって程度の差はあれ）会社の代理人でもあると考えられる。つまり、労働組合員の場合、自組織への肯定的態度を投票行動として表す対象が明確に存在するのである。もし本節で論じたようなメカニズムが作用するならば、労働組合員の投票行動において、職場の意思決定に参加していることの知覚は自組織への肯定的態度を媒介して投票行動を促すだろう。他方、労働組合に入っていない労働者は、職場ないし会社にたいする肯定的態度があったとしてもそれを投票行動として表出する機会がない、もしくはあったとしてもそのつながりは組合員に比べて希薄であると考えられる。会社によっては、経営者が特定の候補者ないし政党への投票を従業員に働きかけることはあるが、公認の決定自体が機関会議でなされ、機関紙や場合によっては組合員との直接的な交流なども通じて組合員にその存在が周知される労組の組織内議員に比べれば、従業員が自らの代理人として支援するという認識は希薄であろう。

職場での意思決定への参加と投票行動との関連がこの媒介メカニズムによって完全に説明されるならば、職場の意思決定に参加しているという知覚と投票の意向との関連（Weber et al. 2020）は、組合員のように選挙で明確な代表が存在する労働者（強い関連あり）と、そうでない労働者（関連なし、もしくは弱い関連のみ）の平均値であったということになるだろう。一方、上記の媒介メカニズムに関して条件が等しかったとしても、職場の意思決定に参加していることの知覚と投票行動との関連が見られたとすれば、政治参加にたいする態度や自己効力感の向上によって投票が促されるというスピルオーバー仮説が想定するメカニズムの確からしさが増すだろう。このメカニズムが労働組合員にしか作用しない

---

<sup>(7)</sup> 意思決定の内容によっては、意思決定への労働者の参加は手続き的公正（procedural justice）に含まれる、と考えることも可能かもしれない。

と考えるべき積極的な理由は見当たらないので、先行研究で見られた関連は、選挙で明確な代表が存在する労働者にもそうでない労働者にもおおむね同様に見られる関連であるということになる。

これら2つの可能性を検討するため、以下の予測を立てる。

[予測 2-1] 労働組合員の投票行動において、職場の意思決定に参加しているという知覚と投票行動との関連は、自組織への肯定的態度を統制することですべて説明される

[予測 2-2] 労働組合員の投票行動において、職場の意思決定に参加しているという知覚と投票行動との関連は、自組織への肯定的態度を統制しても残る

### 3 データと方法

#### 3-1 データ

前節で設定した予測の確からしさを確認するため、本研究では、(公社)国際経済労働研究所が第26回参議院議員通常選挙(2022年。以下、2022年参院選)の直後に実施した第55回共同調査(組合員政治意識調査)のデータセットを使用する。この調査は、調査の趣旨に賛同する日本の労組が共同で参加するもので、いずれの労組も、自組織もしくは加盟する産業別労働組合が参院選の比例区に候補者を擁立していた<sup>(8)</sup>。調査票は企業別労組の単位で配布・回収され、全体で109,870件の有効回答を得ているが、組合員数にたいする配布数ないし回収数の比率には労組によってばらつきがあるため、単純にすべての労組のデータをマージすると全体の調査結果にたいする特定の労組の影響力が過大になる等の問題が発生する。そのため、各労組の組合員数にたいする回収数の比率が、その比率がもっとも低い労組のそれに一致するように、各労組のデータから回答をランダムに抽出したものをマージしたデータセットが作成されている。本研究で使用するはこのデータセットであり、31,557件の回答から構成されるが、分析に使用する変数(次節で説明)に関して欠損値を含む回答をリストワイズ除去しているため、分析に使用できるのは28,440件である。

---

<sup>(8)</sup> 参加した労組は、全国繊維化学食品流通サービス一般労働組合同盟(UAゼンセン)、日本郵政グループ労働組合(JP労組)、全日本自動車産業労働組合総連合会(自動車総連)、日本教職員組合(日教組)、全国電力関連産業労働組合総連合(電力総連)に加盟する、全国約170の労働組合である。詳細については国際経済労働研究所労働政治研究事業部(2023)を参照されたい。なお、上に名称を挙げた労組のうちJP労組のみ企業別労組であるが、郵政事業の産業別労組は存在せず、同労組は企業別労組である一方で産業別労組の機能も担っているといえるため、他業種の産業別労組と同列に扱っている。

この調査では、一部の労組では組合員を無作為に抽出して調査票を配布しているが、多くの場合は執行委員や職場委員といった労組の役員が職場で組合員に回答を依頼する形で配布しているため、データは非確率標本であり、上述のとおり参加する労組も有志であるので、日本の組合員のデータとして代表性が高いものとはいいがたい。しかし、十分な数の組合員の回答を得ることができ、かつ本研究で必要な変数を含む調査は他にないため、一般化可能性には留保をつけながらこのデータセットを用いることにした。

また、クロスセクショナル・データの制約ゆえ、因果の向きの特定や観測されない異質性の問題については対処できないという点も、ここで確認しておくべきであろう。たとえば、外向性のようなパーソナリティ特性が職場環境を肯定的に知覚させると同時に投票行動を積極的にさせる<sup>(9)</sup>、といったかたちで交絡しているかもしれないし、意思決定への参加を好まない労働者が職場を移動することで、一種の生存バイアスが生じているかもしれない。とはいえ、これらの問題に十全に対応するには、職場環境の変化や移動まで追跡できるだけの長期にわたるパネル調査が求められるが、何らの実証的裏づけのない理論的予測だけでそのようなコストの大きい調査を設計することは、通常は考えられない。本研究で扱っている問題のように基本的な関連やメカニズムについても十分に検証が進んでいない場合には、たとえ理想的でなくとも利用可能なデータを活用して理論的予測の確からしさについて手がかりを得る作業はしばしば有意義なのである<sup>(10)</sup>。

### 3-2 変数

従属変数は投票行動であり、2022 年参院選で投票したかどうか、および投票した場合に

<sup>(9)</sup> パーソナリティ特性と投票行動の関連は、Denny and Doyle (2008) や三村・深谷 (2020) が実証的に明らかにしている。

<sup>(10)</sup> 組織率の低下により労組の認知度も低下していると思われる現在の状況では、「労働組合員」が全体として政治参加や社会運動に活発であるといった、実態から乖離したイメージを抱く読者も少なくないかもしれないので、注釈をつけておきたい。結論からいえば、日本の組合員の多くは、少なくとも政治にまつわる意識や行動において、労働者一般から見て特別な集団ではないと考えられる。日本では、労組の組織率は大企業で高く、正社員だけを組織化してきた歴史があるため、それらの点においては、たしかに組合員は労働者の特殊な一部である（ただし、本研究のデータにも含まれる UA ゼンセンを筆頭に、非正規雇用の労働者の組織化は過去に比べれば推進されている）。しかし、日本の労組は 69.8%（大企業だけで見れば 75% 前後）がユニオン・ショップ協定を締結しており（厚生労働省 2022）、組合員の多くはみずから選んで組合員になったわけではない。「新入社員たちにすれば、『仕方なしに労働組合員になった』というのがホンネ」（藤村 2007: 4）なのである。また、第 4 節で確認する記述統計（表 1）によれば組合員の棄権率は約 2 割と低いように見えるが、同じく 2022 年参院選の後に全国の有権者を対象に実施された「東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査」でも、同選挙における棄権率は投票先を尋ねる質問に無回答であったケースを含めても 21.5% である（2024 年 9 月 15 日 取得、[http://www.masaki.j.u-tokyo.ac.jp/utas/2023UTASV\\_codebook20230501.docx](http://www.masaki.j.u-tokyo.ac.jp/utas/2023UTASV_codebook20230501.docx)）。したがって、上記の棄権率の低さは、組合員の投票率の高さではなく無回答バイアスによるものとして十分に説明可能である。これらのことから、日本の組合員が労働者全体にたいして顕著に特徴的な存在ではないかと疑う理由はないものと本研究では考えている。

回答者本人が所属する労組の推薦候補者に投票したかどうか、という2つの質問への回答をかけ合わせて、「棄権」（基準カテゴリ）、「自組織の推薦候補者（もしくは推薦政党）への（明確な認識をともなった）投票」、「それ以外の投票」の3カテゴリからなるカテゴリカル変数を作成した。第3のカテゴリには、自組織の推薦候補者・政党を知っていたが他の候補者や政党に投票したケースと、自組織の推薦候補者・政党を知らずに投票したケースが含まれる。後者の場合、投票した先がたまたま推薦候補者・政党であった可能性もあるが、本研究の分析においては投票行動が自組織の代理人を支援するという認識をともなっているかどうかが重要なので、結果的にどの候補者・政党に投票したかではなく、推薦候補者・政党を分かった上でその候補者・政党に投票したかどうかで投票行動を分類している。

独立変数は職場の意思決定に関する知覚であり、「意見が合わない同僚とも、互いに納得がいくまで話し合える」と「職場に問題があれば、ともに解決できる仲間がいる」の2項目から構成される ( $r=0.567$ )。選択肢は「そう思わない」～「そう思う」の5件法であり、各選択肢に1～5点を割り当てた上で平均値を算出した。いずれの項目も意思決定という語に直接言及してはいないが、Pateman (1970) がもともと念頭に置いていたのが職場においてときに利害が対立するアクター間の合議や調整といった過程であることを考えれば、これらの項目によって、スピルオーバー仮説で想定されている意思決定への参加の知覚は、完全ではないにせよある程度は捕捉できるものと判断した。

媒介変数として想定するのは、「個人では解決できなくても、労働組合などの団体を通じて解決できる課題がたくさんある」という質問への回答である（選択肢や得点の割り当ては独立変数と同様）。予測2で述べているのは「自組織」への肯定的態度であることや、労組の組織内議員が組合員から労組だけでなく会社の利益を代理するものとも認識されている可能性（2-2節参照）を考えると、「自組織」には労組だけではなく会社や職場（事業所）も含めることが望ましいが、使用できる項目に制約があるため、労組にたいする肯定的態度を測定する項目をもって自組織への肯定的態度の指標とすることにした。

その他、統制変数として、性別（男性・女性・その他の3カテゴリ。基準カテゴリは男性）、年齢層（10～20代、30代、40代、50代以上の4カテゴリ。基準カテゴリは10～20代）、労組役員経験の有無（役員経験有ダミー）、回答者の所属する産業別労組（UAゼンセン、JP労組、自動車総連、日教組、電力総連。基準カテゴリはUAゼンセン）を投入する。投票行動を予測するモデルなので、学歴や職種などの変数も投入することが望ましいが、これらの変数については質問項目の有無や選択肢が労組間で統一されていないため、使用していない。また、労組別の分析結果は公表が許可されていないため、所属産業別労組に

ついては、以下の分析結果において係数の推定値などの詳細は掲載できない。

### 3-3 分析枠組み

本研究で扱う従属変数は順序をもたない3値以上のカテゴリカル変数なので、多項ロジットモデルを推定する必要があるが、ロジットモデルを含む非線形モデルでは、仮説で言及しているような媒介効果を、媒介変数を投入しないモデルと投入したモデルとのあいだで単純に係数を比較するという方法では検証することができない (Karlson et al. 2012)。簡略化のため、2 値の従属変数  $y$  と独立変数  $x$  の関連に関心があり、媒介変数  $z$  の交絡が疑われる場合を考える。 $y$  を  $x$  のみで予測するモデル (モデル R) と、 $z$  も投入したモデル (モデル F) は以下のように表される。

$$\begin{aligned}\text{logit}(p(y=1)) &= a_1 + b_x x \\ \text{logit}(p(y=1)) &= a_2 + b_{x \cdot z} x + b_{z \cdot x} z\end{aligned}$$

ここでは  $z$  による媒介に関心があるので、私たちは  $b_x$  と  $b_{x \cdot z}$  の値を比較したい。しかしロジットモデルでは、このモデルの背後に、一定のしきい値 (通常は 0) を上回ったときに  $y=1$ 、それ以外のように  $y=0$  となるような潜在変数  $y^*$  を従属変数とする線形回帰モデルが想定されている。

$$\begin{aligned}y^* &= a_1 + \beta_x x + e \\ y^* &= a_2 + \beta_{x \cdot z} x + \beta_{z \cdot x} z + v\end{aligned}$$

そして、これら 2 種類のモデルの係数 ( $b$  と  $\beta$ ) の間には、次の関係が成立する (いま関心のある  $x$  の項についてのみ示す)。

$$\begin{aligned}b_x x &= \beta_x x / \sigma_R \\ b_{x \cdot z} x &= \beta_{x \cdot z} x / \sigma_F\end{aligned}$$

ここで  $\sigma_R$  と  $\sigma_F$  は、それぞれのモデルのスケール・パラメータと呼ばれ、その値は潜在変数  $y^*$  を従属変数とするモデルの誤差  $e$  と  $v$  の分散にそれぞれ依存する。このことが意味するのは、私たちが 2 つのロジットモデルを推定して得る係数  $b_x$  と  $b_{x \cdot z}$  の値に差があったとしても、その差には (1)  $z$  を統制したことによる  $x$  の係数 ( $\beta$ ) の変化と、(2)  $z$  を投入したことによるモデルの誤差分散の変化の両方が含まれるため、単純に 2 つの  $b$  を比較しても (1) と (2) を識別できないということである<sup>(11)</sup>。

この問題への対処として、KHB 法と呼ばれる方法 (Karlson et al. 2012) が知られている。この方法は、上記の  $z$  (媒介変数として想定される変数) を従属変数、 $x$  を独立変数

<sup>(11)</sup>  $b$  の推定値がスケール・パラメータの値に依存する点は、プロビットモデルでも同様である。

とする線形回帰モデルを推定した上で、その残差 $\hat{z}$ を $z$ の代わりに投入したロジットモデルを推定し、 $z$ を投入したモデルとの比較を行うものである。前者のモデルでは、 $\hat{z}$ と $x$ は直行するため、 $z$ を媒介した $x$ と $y$ の関連は $x$ の係数として推定されるが、同時にこのモデルの $y$ にたいする説明力は $z$ を投入したモデルと等しい。すなわち、この2つのモデルではスケーリング・パラメータの値が一致する。したがって、この2つのモデルを比較して $b$ に差があるならば、それは $z$ を投入したことによる $\beta$ の変化を表していると考えてよいわけである。

ただし、回答者を単位とするデータを使った多項ロジスティック回帰モデルでは、従属変数の各カテゴリの対比（たとえば、棄権と推薦候補者への投票との対比）のなかでそれぞれ $\hat{z}$ と $x$ が直行するという前提が満たされないので、KHB法をそのまま適用することはできない。この問題は、回答者の中に従属変数の各カテゴリがネストされた構造のデータを使用して、条件付きロジットモデルを推定することでクリアできる（Breen and Karlson 2014）。具体的には、 $\hat{z}$ を投入するモデルに関して、特定のカテゴリ対に当てはまる（たとえば、棄権もしくは推薦候補者に投票した）サブサンプルごとに計算した $\hat{z}$ を、当該のカテゴリ対のみを対比させた条件付きロジットモデルに投入するという手続きをとる<sup>(12)</sup>。

## 4 分析結果

### 4-1 記述統計

記述統計は表1のとおりである。カテゴリカル変数については各カテゴリの比率、連続変数については平均値と標準偏差を示す。全体としては、回答した労働組合員のうち約半数が自組織の推薦候補者・政党に投票したと回答しており、約2割が棄権、残りの3割は、自組織の推薦候補者・政党を知らずに投票したか、知っていたが他の候補者・政党に投票したかのいずれかである。

---

<sup>(12)</sup> Rの場合、`mlogit`関数で`alt.subset`を指定することにより、特定のカテゴリ対のみを対比させた条件付きロジットモデルを推定できる。

表 1 記述統計

| 投票行動                  |       | 性別     | 労組役員経験 |             |       |
|-----------------------|-------|--------|--------|-------------|-------|
| 棄権                    | 21.8% | 男性     | 50.6%  | 経験無         | 70.9% |
|                       |       | 女性     | 47.9%  | 経験有         | 29.1% |
| 推薦候補者・政党を<br>認識した上で投票 | 46.9% | その他    | 1.5%   | 意思決定への参加の知覚 |       |
|                       |       | 年齢層    |        | 平均値         | 3.244 |
| 上記以外の投票               | 31.3% | 10～20代 | 15.9%  | 標準偏差        | 0.886 |
|                       |       | 30代    | 23.4%  | 労組への肯定的態度   |       |
|                       |       | 40代    | 29.2%  | 平均値         | 3.323 |
|                       |       | 50代以上  | 31.5%  | 標準偏差        | 0.959 |

#### 4-2 予測 1：職場における意思決定への参加の知覚と投票行動

条件付きロジットモデルの推定結果を表 2 に示す。また図 1 は、表 2 に示したモデル 1 と 2B の推定結果にもとづいて、職場における意思決定への参加の知覚以外の変数を平均値に固定した上で、意思決定参加の知覚を最小値（1）から最大値（5）まで変化させた場合に、従属変数の各カテゴリの構成比率がどう変化するかを図示したものである。

モデル 1 は労組への肯定的態度を統制しないモデルで、予測 1 の確認のために推定したものである。意思決定参加の知覚の係数は、推薦候補者・政党への（明確な認識をともなった）投票についても、それ以外への投票についても正の値になっているが、図 1 左パネルより、意思決定参加の知覚によって変動するのは棄権と推薦候補者・政党への投票の比率だけであり、その他の投票行動の構成比率は意思決定参加の知覚のレベルによらずほぼ一定であることが分かる。投票行動全体として見れば、職場の意思決定に参加していると知覚している組合員ほど投票率が高いという結果であり、予測 1 に合致するが、意思決定参加の知覚が投票行動に結びつくのがもっぱら自組織の代理人への投票を通してであることから、予測 2 で想定されているようなメカニズムが背後にあることも大いに考えられる。この点について次節で検討する。

表 2 条件付きロジットモデルの推定結果

|                | モデル1               | モデル2A( 残差を投入)      | モデル2B( 媒介変数を投入)    |
|----------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                | 推薦に投票/棄権           | 推薦に投票/棄権           | 推薦に投票/棄権           |
| 切片             | -1.171 *** (0.073) | -1.200 *** (0.076) | -2.242 *** (0.087) |
| 女性/男性          | -0.248 *** (0.034) | -0.260 *** (0.036) | -0.239 *** (0.035) |
| その他/男性         | -0.474 *** (0.13)  | -0.570 *** (0.136) | -0.394 * (0.132)   |
| 30代/10-20代     | 0.800 *** (0.049)  | 0.845 *** (0.05)   | 0.765 *** (0.05)   |
| 40代/10-20代     | 1.141 *** (0.048)  | 1.172 *** (0.05)   | 1.096 *** (0.049)  |
| 50-60代/10-20代  | 1.422 *** (0.05)   | 1.450 *** (0.051)  | 1.358 *** (0.05)   |
| 役員経験有/経験無      | 1.243 *** (0.04)   | 1.267 *** (0.041)  | 1.152 *** (0.041)  |
| 意思決定参加知覚       | 0.217 *** (0.018)  | 0.224 *** (0.019)  | 0.134 *** (0.019)  |
| 労組肯定的態度        |                    |                    | 0.426 *** (0.018)  |
| 所属産業別労組        | 非表示                | 非表示                | 非表示                |
|                | その他の投票/棄権          | その他の投票/棄権          | その他の投票/棄権          |
| 切片             | -0.750 *** (0.074) | -0.759 *** (0.074) | -1.062 *** (0.085) |
| 女性/男性          | -0.054 (0.036)     | -0.064 (0.036)     | -0.055 (0.036)     |
| その他/男性         | -0.031 (0.126)     | 0.056 (0.127)      | 0.065 (0.126)      |
| 30代/10-20代     | 0.551 *** (0.05)   | 0.556 *** (0.05)   | 0.541 *** (0.05)   |
| 40代/10-20代     | 0.835 *** (0.049)  | 0.846 *** (0.05)   | 0.823 *** (0.049)  |
| 50-60代/10-20代  | 1.228 *** (0.05)   | 1.241 *** (0.05)   | 1.208 *** (0.05)   |
| 役員経験有/経験無      | 0.107 * (0.04)     | 0.134 ** (0.046)   | 0.080 (0.046)      |
| 意思決定参加知覚       | 0.130 *** (0.019)  | 0.131 *** (0.019)  | 0.101 *** (0.019)  |
| 労組肯定的態度        |                    |                    | 0.135 *** (0.018)  |
| 所属産業別労組        | 非表示                | 非表示                | 非表示                |
| Log-Likelihood | -27821.722         |                    | -27486.704         |
| N              | 28440              |                    | 28440              |

\*\*\*  $p < 0.001$ ; \*\*  $p < 0.01$ ; \*  $p < 0.05$ 。括弧内は標準誤差。

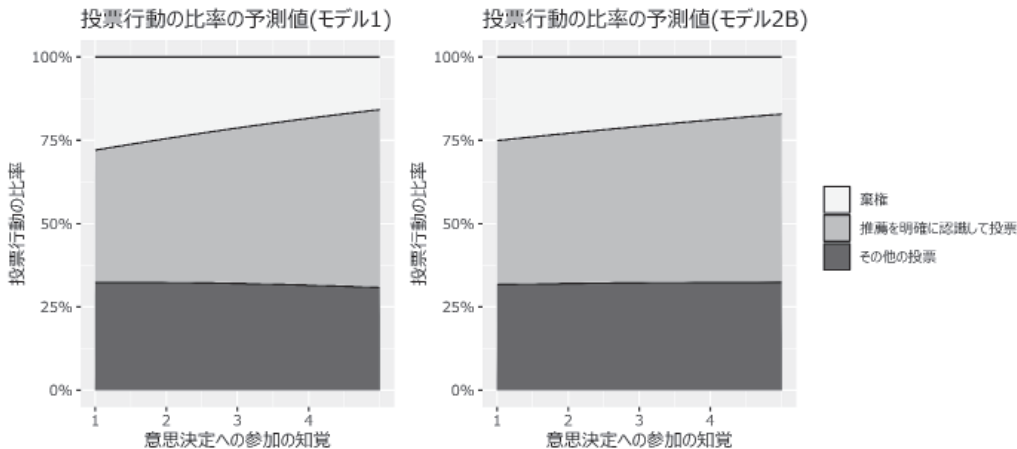


図 1 投票行動の比率の予測値

#### 4-3 予測 2：自組織への肯定的態度による媒介の有無

表 2 のモデル 2A と 2B は、意思決定参加の知覚と投票行動の関連が自組織（所属する労組）への肯定的態度によって媒介されているかどうかを検証するものである。表 2 によれば、労組への肯定的態度を他の独立変数によって予測するモデルから得られた残差を投入したモデル 2A に比べて、労組への肯定的態度を媒介変数として投入したモデル 2B では、意思決定参加の知覚の係数は小さくなっている。3-3 節で言及したとおり、この 2 つのモデルのあいだではスケーリング・パラメータの値は変わらないので、意思決定参加の知覚の係数が小さくなっているという結果は、この変数と投票行動との関連の一部が労組への肯定的態度によって媒介されていることを示す結果であると考えてよい<sup>(13)</sup>。図 1 右パネルによって具体的に投票行動の構成比率の変化を確認すると、棄権および推薦候補者・政党への投票の比率が意思決定参加の知覚によって変化する度合い（傾き）が、左パネルに比べて小さくなっていることが分かる。

以上の結果から、意思決定参加の知覚が自組織への肯定的態度を媒介し、自組織の代表を支持するために投票行動が促される、というメカニズムが存在するものと考えられる。しかし、労組への肯定的態度を統制しても意思決定参加の知覚の係数は有意な正の値であり、図 1 から、投票行動との関連は弱まりこそすれ残っていることが見て取れる。つまり、職場において意思決定に参加しているという知覚と投票行動との関連は、労組への肯定的態度を媒介変数として考えるだけでは説明しきれないということであり、これは予測 2-2 に合致する結果である。自組織への肯定的態度を媒介しない場合、意思決定参加の知覚は投票行動全般に影響を与えるはずであるにもかかわらず、分析結果では推薦候補者・政党への投票率のみが変動している点については、接触効果によって説明可能と思われる。候補者を擁立している労組では、労組の機関紙などを通じて候補者の顔や名前、掲げている政策などについて見聞きする機会が多く、労組の役員から候補者について説明を受ける組合員も少なくない。投票したいという意向はあるものの明確な投票先を意識していない場合に、そのような接触機会が多い自組織の候補者に投票するというのは、さほど不自然なことではないであろう。

なお、2-1 節で言及したように、職場での意思決定に参加した経験によって醸成される「資

(13) 予測 2 の内容から理解されたとおり、本研究では媒介効果の大きさには関心がないが、関心のあ  
る読者のために簡単に説明する。表 2 にそくして説明すると、KHB 法では、媒介効果は単純にモデル 2A  
と 2B のあいだでの係数の減少率によって表される（Breen and Karlson 2014）。「推薦に投票」にたいする  
「意思決定参加知覚」の係数を見ると、0.224 から 0.134 に減少しているため、約 40.2% が媒介されている  
ということである。この媒介効果の平均値と 95% 信頼区間をブートストラップ法（2,000 回）で求めると、  
40.5% [32.9%, 48.7%] であった。

質」の内実に関しては、Pateman (1970) は明確に分析しておらず、自組織への肯定的態度を統制しても残った投票行動との関連をどのようなメカニズムで説明できるのかについては、さらに検討の余地が残っている。この点に関して、試行的な分析としてモデル 2B に（内的）政治的自己効力感<sup>(14)</sup>を投入したモデルを推定し、KHB 法によって係数の変化を確認したが、意思決定参加の知覚の係数はほとんど変化しなかった。スピルオーバー仮説で想定されてきた媒介要因は政治参加に価値を見出す態度や政治的自己効力感であったが、上記の結果は、（内的）自己効力感のような自身の能力に関する知覚よりも、政治参加にたいする価値づけのような意識が重要な媒介要因であることを示唆するものかもしれない。この点に関して、自身の仕事や組織の意思決定にたいして影響力があると感じている<sup>(15)</sup>労働者ほど政治への関心が高く、それらを媒介して議会や政党への信頼が高くなっている、という Hassan (2024) の分析結果は注目に値するだろう。さらなる媒介メカニズムの検討は今後の課題である。

## 5 まとめと議論

本研究では、投票行動を含む政治行動の研究において、政治以外の生活領域からのスピルオーバーに関する検討が手薄であるという問題関心から出発し、職場における意思決定に参加する経験が労働者の政治行動を促進するという理論モデルについて、両者を媒介するメカニズムも視野に入れて、その確からしさについて検討してきた。労働組合員の投票行動および政治意識に関する調査データを分析した結果、職場の意思決定に参加していると知覚している組合員ほど自組織から立候補していた候補者への投票率が高いことと、その関連の一部は所属する労組にたいする肯定的態度によって媒介されている一方で、それでは説明できない成分も残ることが分かった。

この結果からは、職場の意思決定への参加を経験することによって促される投票行動が、必ずしも自身が所属する組織への肯定的な態度によって支えられるばかりではないということができ、組合員のように選挙において明確な利益の代理人が存在するかどうかにかか

---

<sup>(14)</sup> 「自分には政府のすることに対して、それを左右する力はない」と「政治とか政府とかは、あまりに複雑なので、自分には何をやっているのかよく理解できないことがある」にたいする回答（1～5点）の平均値。

<sup>(15)</sup> Hassan (2024) はこれらを含む複数の項目を合成して職場デモクラシー（workplace democracy）の尺度としているが、本文で言及した自分の仕事にたいする影響力など、一部の項目はむしろ仕事の自律性（job autonomy）を測定しているように思われる。このような概念や測定尺度の未整備状況も、今後対処すべき課題であろう。

わらず、意思決定への参加経験が政治参加への価値づけや自己効力感を変容させ、投票をはじめとする政治参加を促す可能性を示唆する。裏を返せば、職場においてさえ他の構成員と対等な「一票」を行使した経験がない労働者に、選挙のときにだけどれほど「あなたにも一票の力がある」と働きかけても、投票には結びつかないかもしれない。また、仮に主権者教育など若年層への働きかけに短期的な効果が見られたとしても、後に彼ら・彼女らが働く職場が意思決定への従業員の参加に否定的であれば、その効果が減殺されることもあるかもしれない。このような個人内の経時的変化について明確な予測を述べることは本研究の範囲を超えるが、若年層の政治意識調査などを計画する場合に、そのような可能性を意識することは有効かもしれない。

第3節でも言及したとおり、本研究で使用したデータは必ずしも日本の組合員を代表するデータとはいえないし、利用可能なデータの二次分析にとどまるため、質問項目に関しても理論に照らして最適ではないものがある。労働者一般に関してより頑健なインプリケーションを導くためには、労働組合員とそうではない労働者を比較できるようなデータが得られることが望ましいのは言うまでもない。このように制約や限界は多々あるものの、投票行動をふくむ政治行動の研究において、しばしば看過される政治以外の生活領域のなかに見るべきものがあることを示すことができたならば、本研究の目的は果たされたといえる。

## 付記

本研究で使用した第55回共同調査（組合員政治意識調査）データは、（公社）国際経済労働研究所により、一定の利用条件のもとで二次分析のために公開されているものである。

## 参考文献

- Breen, R. and K. B. Karlson, 2014, "Education and Social Mobility: New Analytical Approaches," *European Sociological Review*, 30 (1): 107-18.
- Burns, N., K. L. Schlozman and S. Verba, 2001, *The Private Roots of Public Action: Gender, Equality, and Political Participation*, Harvard University Press.
- Carter, N., 2006, "Political Participation and the Workplace: The Spillover Thesis Revisited," *The British Journal of Politics and International Relations*, 8 (3): 410-26.
- Chen, G., S. M. Gully and D. Eden, 2001, "Validation of a New General Self-Efficacy Scale," *Organizational Research Methods*, 4 (1): 62-83.
- Colquitt, J. A., 2001, "On the Dimensionality of Organizational Justice: A Construct Validation of a Measure," *Journal of Applied Psychology*, 86 (3): 386-400.
- Condon, M. and M. Holleque, 2013, "Entering Politics: General Self-Efficacy and Voting Behavior

- among Young People," *Political Psychology*, 34 (2): 167-81.
- Dalton, R. J., 2017, *The Participation Gap: Social Status and Political Inequality*, Oxford University Press.
- Denny, K. and O. Doyle, 2008, "Political Interest, Cognitive Ability and Personality: Determinants of Voter Turnout in Britain," *British Journal of Political Science*, 38 (2): 291-310.
- 藤村博之, 2007, 「若手組合員に労働組合をわかってもらう方法を考える」『労働調査』(455): 4-8.
- Hassan, B., 2024, "Workplace Democracy and Democratic Legitimacy in Europe," *Economic and Industrial Democracy*, 45 (2): 389-414.
- 秦正樹, 2018, 「若年層における候補者選択の基準——『見た目』と『政策』に注目したサーベイ実験より」『公共選択』(70): 45-64.
- Hooghe, M. and A. Kern, 2017, "The Tipping Point between Stability and Decline: Trends in Voter Turnout, 1950–1980–2012," *European Political Science*, 16: 535-52.
- 飯田健, 2010, 「投票率の変化をもたらす要因——投票参加の時系列分析」『選挙研究』25 (2): 107-18.
- Karlson, K. B., A. Holm and R. Breen, 2012, "Comparing Regression Coefficients between Models Using Logit and Probit: A New Method," *Sociological Methodology*, 42 (1): 274-301.
- 国際経済労働研究所労働政治研究事業部, 2023, 「第55回共同調査(2022年参議院議員選挙 組合員政治意識調査)の報告」『国際経済労働研究』(1135): 29-34.
- Kostelka, F. and A. Blais, 2021, "The Generational and Institutional Sources of the Global Decline in Voter Turnout," *World Politics*, 73 (4): 629-67.
- 厚生労働省, 2022, 「令和3年 労働組合活動等に関する実態調査」厚生労働省.
- 松林哲也, 2016, 「投票環境と投票率」『選挙研究』32 (1): 47-60.
- 三村憲弘・深谷健, 2020, 「選挙啓発のフィールド実験——新しい有権者を規定する社会的文脈」『年報政治学』71 (1): 341-67.
- 中北浩爾, 2021, 「労働組合の政治活動」仁田道夫・中村圭介・野川忍編『労働組合の基礎——働く人の未来をつくる』日本評論社, 263-74.
- 大淵憲一・福野光輝, 2003, 「社会的公正と国に対する態度の絆仮説——多水準公正評価、分配的および手続的公正」『社会心理学研究』18 (3): 204-12.
- 大谷華・芳賀繁, 2017, 「公正な職場は仕事の誇りと安全行動意思を高めるか——職業的自尊心・安全行動意思モデルと組織的公正、情緒的組織コミットメント」『産業・組織心理学研究』31 (1): 19-35.
- Pateman, C., 1970, *Participation and Democratic Theory*, Cambridge University Press.
- Poutsma, E., J. Hendrickx and F. Huijgen, 2003, "Employee Participation in Europe: In Search of the Participative Workplace," *Economic and Industrial Democracy*, 24 (1): 45-76.
- Pulitzer, E., 2002, "Becoming a Habitual Voter: Inertia, Resources, and Growth in Young Adulthood," *American Political Science Review*, 96 (1): 41-56.
- 境家史郎, 2013, 「戦後日本人の政治参加——『投票参加の平等性』論を再考する」『年報政治学』(2013-I): 236-55.
- 新川敏光, 2007, 『幻視のなかの社会民主主義』(『戦後日本政治と社会民主主義』増補改題) 法律文化社.
- 田辺俊介, 2023, 「現代日本社会における政治意識・行動と社会的格差——社会意識を含めた関連構造」『理論と方法』38 (2): 272-88.
- 谷口尚子, 2019, 「若者に対するアクティブ・ラーニング型主権者教育の効果」『学術の動向』24 (3): 66-71.
- Weber, W. G., C. Unterrainer and T. Höge, 2020, "Psychological Research on Organizational Democracy: A Meta-Analysis of Individual, Organizational, and Societal Outcomes," *Applied Psychology*, 69 (3): 1009-1071.

(やまもと こうへい・非常勤講師)