

中小企業における労働組合と労働時間の関係 —日本のバブル経済末期における製造業を対象とした定量的分析—

石丸 暁彦ⁱ

現代日本社会は深刻な長時間労働問題を抱えている。現行の長時間労働に対する法的規制はワーク・ライフ・バランスやウェルビーイングの視点からすれば不十分であり、労働組合の役割がますます問われている。本研究は、バブル経済末期の日本の中小製造業を対象に、労働組合の存在が所定労働時間と所定外労働時間それぞれに及ぼす影響を検討した。経営者が認識する時短阻害要因、企業規模、企業の自立性、企業の競争力を統制したうえで階層的重回帰分析を行った結果、労働組合の存在は所定労働時間に対して有意な負の効果を示したが、所定外労働時間に対しては有意な効果を示さなかった。所定労働時間と所定外労働時間それぞれに対する労働組合の時短効果に差異が生じることは、近年の日本の中小企業における労働組合と労働時間の関係に関する先行研究の知見と整合的であった。このことから、日本の中小企業労働組合は実労働時間の短縮に必ずしも積極的ではないという一般的傾向をもつ可能性が示唆された。本研究の知見は、日本において中小企業労働者の実労働時間の短縮を進めるうえでの課題、および中小企業の集团的労使関係の特質に対する理解を促進することが期待される。

キーワード：中小企業、労働組合、労働時間、製造業、ワーク・ライフ・バランス

はじめに

現代の日本は、先進資本主義国の中で最も労働時間が長い国の1つである。戦後の日本では、労働時間の決定プロセスの大部分が労使自治に委ねられてきた。一方では、資本蓄積のために労働時間規制緩和が要請され続け（藤田 2016: 9-13）、他方では、大企業の正社員を中心とする従来の労働組合が十分に抵抗できなかったことは（森岡 2019: 196）、長時間労働問題が温存されてきた規定的要因である。

日本の長時間労働問題に関する近年の動向として、2018年の労働基準法改正によって労働時間の法的規

制が強化されたことが挙げられる。ただし、当該法改正に際しては、過労死認定の判断基準（いわゆる「過労死ライン」）と同水準の長時間労働が法的に容認され¹⁾、また、改正後も特定の業務については時間外労働規制の適用が除外されるなど、長時間労働の大幅な削減という観点からは重大な課題が残されることになった（和田 2019: 10-11）。とはいえ、改正労働基準法に基づく時間外労働の上限規制の適用は時短に寄与していることが示唆されており（新田 2023: 18; 戸田 2023: 68）、労働時間の法的規制の強化それ自体は、長時間労働を是正していくアプローチの1つとして重要である。しかし、直近では日本経済団体連合会（2024）や経済同友会（2025: 7-14）によって労働時間規制の適用除外の拡大が求められ、また、労働基準関係法制研究会（2025: 35-37）にお

i 立命館大学大学院社会学研究科博士後期課程

いて在宅勤務者を対象とするみなし労働時間制の導入の是非が検討されるなど、現行の労働時間の法的規制を一部緩和する方向性の議論が生じている。したがって、すべての労働者のワーク・ライフ・バランスやウェルビーイングを実現しうる水準の労働時間の法的規制が実現する見通しは現在のところ不透明であり、長時間労働の是正をめぐっては別のアプローチ、とくに労使自治の領域において労働者利益代表組織としての労働組合が存在感を発揮することが依然として必要とされている。

日本の公的統計によれば、企業規模が大きいほど労働時間が短く、企業規模が小さいほど労働時間が長い傾向にあり(付録1)、また、企業規模が大きいほど労働組合推定組織率が高く、企業規模が小さいほど労働組合推定組織率が低い傾向にある(付録2)。したがって、一般的に労働組合が雇用・労働条件を改善する役割を担うことを期待されていることをふまえれば、「中小企業の労働時間が長いのは、中小企業に労働組合が少ないからである」という仮説が導出される。

しかしながら、労働組合の存在が所定労働時間の短縮には寄与していても、所定外労働時間の短縮には寄与していないこと、そしてその傾向は生産システムにおける大企業への従属といった中小企業の特殊性に影響されていることが示唆されている(松浦2017: 9)。ただし、松浦(2017)では2013年と2016年に実施された企業調査のデータが用いられており、中小企業における労働組合と労働時間の関係がもつ中長期的な傾向は必ずしも明らかではない。

以上をふまえて本研究は、バブル経済末期にあたる1992年の日本の中小製造業に焦点を当て、労働組合の存在が労働時間の長さに与える影響を分析することを目的とする。

1992年時点で、実質経済成長率および名目賃金上昇率は前年水準から大きく低下しており、その後は「失われた30年」とも呼ばれる経済的低成長および賃金上昇の停滞傾向が長期間にわたって続いている(付録3)。こうした経済状況を背景とする中小企

業において、労働組合の有無と労働時間の長さの関係に特定の傾向が生じているとすれば、1992年の中小企業を対象とする本研究の分析結果を松浦(2017)の知見と対照することを通じて、その傾向に関する示唆を得られる可能性がある。

また、分析対象を中小製造業²⁾とした理由は次の3つである。第1に、従来の日本の経済成長は製造業によってけん引されてきたからであり、サービス経済化やグローバル化の影響を受けつつも依然として日本経済における主要産業であり続けているからである。第2に、1992年時点の日本において労働組合員数がもっとも多いのは製造業であり³⁾、製造業における労働組合の動向は全産業における労働組合の動向を一定程度代表すると想定されるからである。第3に、製造業は中小企業の大企業への従属関係が見出される典型的な産業であり⁴⁾、それゆえ中小企業の特長性が労働時間に与える影響を考慮した分析に適した対象であるからである。以上の理由から、中小製造業を対象とすることには合理性がある。

本研究では、松浦(2017)の知見をふまえて所定労働時間と所定外労働時間を区別し、第1に、中小企業において所定労働時間に労働組合はどのような影響を及ぼすか、第2に、中小企業において所定外労働時間に労働組合はどのような影響を及ぼすか、という2つのリサーチクエスチョンを掲げ、それぞれについて探究する。

1. 先行研究

本章では、「中小企業の労働時間が長いのは、中小企業に労働組合が少ないからである」という本研究の仮説に関連する先行研究の知見を整理する。

人事労務管理(人的資源管理)の領域の先行研究は、個別企業内の労働時間の長さが以下の算定式を基礎にして規定されることを示している。

$$\text{労働時間の長さ} = \frac{\text{業務量(労働投入量)}}{\text{人数} \times \text{スキルレベル} \times \text{労働強度}}$$

（渡部 2016: 25）

また、労働時間の長さは仕事の管理様式、管理者の行動と意識、社員の行動と意識などの変数にも影響を受ける（佐藤 2012: 141）。さらに、労働時間の適正化の実現には労使間の合意形成が必要であり（佐藤 2012: 163）、人事労務管理方法の改善が時短に結び付くには労働組合の関与が重要であることをふまえれば（渡部 2016: 149）、実質的には集团的労使関係の存在様式も個別企業内における労働時間の決定メカニズムを構成する主要変数として把握されている。

他方、労使関係論の領域においては、現実の労働時間の長さを究極的には労働側と経営側の力関係によって規定されるものとして捉え、労使関係論の理論枠組みは労働組合運動が労働時間の長さの決定において重要な役割を果たすことを強調する（内海 1975: 84-86; 森岡 2013: 51-52, 2019: 196）。ただし、実際の日本の労働運動は賃上げや雇用維持と比較して時短を軽視してきた（森岡 2019: 183）。また、労働組合による時短運動の事例を取り扱ったいくつかの先行研究は、経営優位型あるいは経営主導型の力関係のもとで、経営への協力の論理が優先される傾向があることによって、時短運動の成果が制約されることを示唆していると解釈できる（浅野 2008, 2014; 河西 2003, 2015）。時短をめぐる取引を「無規律な労働時間管理、あるいは人的資源の時間的活用には制限がないという事情が、結局は経営管理の情性を呼び込むという認識を労使が共有するための交渉」とみる見解は（石田 2012: 244）、日本企業において経営優位型あるいは経営主導型の力関係が主流化した現状を背景にしていると考えられる。

他方、人事労務管理や労使関係についての従来の研究は主に大企業を対象として行われてきた（Wilkinson 1999: 206）。日本においては、中小企業労使関係に関する研究蓄積が少ない理由として、中小企業は経済成長や技術革新の主役だとみなされていないことが、中小企業の大企業に従属しながら

生産システムを支える側面が注目されたにすぎなかったこと、大企業の研究に基づく理論枠組みでは非近代性や雇用の流動性という特徴をもつ中小企業労使関係の分析が困難だったこと、研究者が中小企業の内部情報を入手しづらかったことの4つが挙げられている（北島 2012: 1）。

現実の中小企業の捉え方について、Wilkinson（1999: 207-208）は、2つの理念型——すなわち、中小企業であることは親密で良好な労使関係を促進するとみなす「small is beautiful」と、中小企業の経営は独裁的で、中小企業労働者の労働条件は低水準であるとみなす「bleak house」——が提示されてきたことに言及しつつ、現実の中小企業はこれらのいずれかに単純に当てはまるものではないことを指摘している。さらに、Kirton and Read（2007: 140）は欧州8ヶ国・6セクターにおける中小企業の事例比較に基づき、実際の労使関係パターンには上記の2つの理念型のいずれかが当てはまるという仮定の妥当性を否定している。ただし、現実の中小企業の実態をよりリアルに把握するためには、「bleak house」の側面に目を配ることは依然として重要である。日本の場合、大企業が中小企業を支配する関係が再生産されるもとで、中小企業労働者は、中小企業経営者に直接的に支配されているだけでなく、大企業からも支配されていることが指摘されている（中村 1993: 150-151）。したがって、中小企業労働者の労働時間の長さは、雇用されている中小企業が置かれている状況にも規定されていることが想定される。

ところで、井上（1989: 156-158）は中小企業において展開される人事労務管理の手段を、中小企業労働者の精神を包摂して中小企業労働者の内発的な意欲を引き出そうとする「ソフト型」と、中小企業労働者に権威主義的・強圧的に対処する「ハード型」の2つに類型化し、後者は中小企業に伝統的に多いが、労働者の反発を喚起し労働組合結成の客観的条件を醸成しうる人事労務管理の手段であると論じている。井上（1989）の知見に基づけば、「ハード型」の人事労務管理が採用されやすい中小企業ほど、労

働組合組織率が高くなると考えられるが、実際のところは企業規模と労働組合員数の間には正の相関関係が存在していることが一般に知られており (Holten & Crouch 2014: 285), 先述の通り上記の相関関係は日本においても妥当する (付録2)。Moore, et al. (2007: 128) は、中小企業労働者の組織化を妨げる要因として、雇用関係の非公式性、労使間の近接性、中小企業労働者の集团的抗議に対する拒否感、中小企業労働者の組織化に対する労働組合の消極性の4つを挙げている。

最後に、労働組合と労働時間の関係についての先行研究についてだが、Trejo (1993: 253) や松浦 (2017: 3) が指摘するようにこの領域の研究蓄積は多くない。小倉 (2011: 190-191) は、労働組合の存在が労働時間の短縮に寄与していることを示唆しているものの、労働組合と労働時間の関係メカニズムの内実には立ち入って分析しているわけではなく、研究対象を中小企業に限定していない。日本の中小企業における労働組合と労働時間の関係を対象としているほとんど唯一の定量的研究が松浦 (2017) であるが、先述の通り使用データの影響によって知見の一般性に制約が生まれている可能性がある。

2. 分析方法

本研究で使用するデータは、連合総合生活開発研究所が1992年に実施した「中小企業の時短・労働者福祉に関する調査 (企業, 労働組合)」における企業の個票データである。以下、当該データの概要を記す。第1に、サンプルサイズは日本の製造業の中小企業6,000社 (一般企業5,000社, 連合傘下組合企業1,000社) である。第2に、有効回収率は1,438社 (一般企業1,118社, 連合傘下組合企業320社) であり、回収率は24%である。第3に、サンプルの抽出方法についてだが、一般企業5,000社については企業リストから無作為に抽出され、連合傘下組合が属する企業1,000社については連合構成組織に選定が依頼された。したがって、完全なランダムサンプリングは実

施されていないものの、中小企業における労働組合推定組織率がかなり低いという状況下で、労働組合が組織されている企業から一定数のデータを収集するという点で、上記のサンプルの抽出方法を採用することには一定の合理性がある。なお、本研究の分析にあたっては、サンプルの偏りを補正するために、1992年の「工業統計調査」が示す業種別構成比に基づいて事後層化重みを算出し、各分析において適用する⁵⁾。

本研究の統計的分析では、前章で示したりサーチクエスチョンを探究するにあたり、次の2段階のアプローチを行う。第1に、中小企業における所定労働時間の長さや労働組合の有無の関係を明らかにする。第2に、中小企業における所定外労働時間の長さや労働組合の有無の関係を明らかにする。

本研究では、階層的重回帰分析を行う。第1段階のアプローチでは従属変数に「1週間の所定労働時間」⁶⁾を設定し、第2段階のアプローチでは従属変数に「1ヶ月平均の所定外労働時間」⁷⁾を設定する。そして、第1段階および第2段階のアプローチのそれぞれについて、以下の手順で独立変数を投入する。はじめに、「労働組合 (ダミー)」と経営者が認識している時短阻害要因に関する7変数 (「他社との競争関係 (ダミー)」⁸⁾, 「取引先との関係 (ダミー)」⁹⁾, 「業務の効率化・省力化の限界 (ダミー)」, 「要員不足 (ダミー)」, 「投資資金不足 (ダミー)」, 「時短によるコスト増加 (ダミー)」, 「残業手当目的の従業員 (ダミー)」) を独立変数として設定するほか、企業の基本属性である企業規模に関する3変数 (「フルタイムの常用従業員数100~299人 (ダミー)」, 「フルタイムの常用従業員数300人以上 (ダミー)」, 「資本金 (万円)」) を統制変数として追加する。次に、納入先大企業への従属関係の影響を考慮するために、企業の自立性に関する3変数 (「自社より大きい納入先企業が8社以上 (ダミー)」¹⁰⁾, 「第1位納入先からの資本関係上の自立 (ダミー)」, 「第1位納入先からの取引関係上の自立度」) を追加する。最後に、納入先大企業への従属関係のもとであっても、中小企業が良

表 1 労働組合の有無別にみた労働時間の記述統計量

	労働組合	n	平均値	標準偏差	IQR	中央値	最小値	最大値
1 週間の	あり	505	40.364	2.483	40.000-44.000	40.000	32.000	48.000
所定労働時間	なし	587	42.351	3.004	38.541-42.000	42.333	32.000	48.000
1 ヶ月平均の	あり	498	146.182	100.874	62.841-211.000	132.000	0.000	460.000
所定外労働時間	なし	562	140.459	111.773	48.000-200.000	120.000	0.000	475.000

好な業績を実現する可能性を考慮するため、企業の競争力に関する 6 変数（「仕様変更への対処の柔軟性（ダミー）」、「独自の技術・ノウハウ（ダミー）」、「納期の短縮・遵守（ダミー）」、「第 1 位納入先と距離的に近い（ダミー）」、「同業他社より高品質（ダミー）」、「同業他社より低価格（ダミー）」）を独立変数に追加する。

3. 分析結果

3-1. 労働組合の有無別にみた中小企業の労働時間

表 1 は、労働組合の有無別にみた「1 週間の所定労働時間」および「1 ヶ月平均の所定外労働時間」の記述統計量である。第 1 に「1 週間の所定労働時間」について、労働組合がある企業では平均 40.364 時間（中央値 40.000, IQR = 40.000-44.000）、労働組合がない企業では平均 42.351 時間（中央値 42.333, IQR = 38.541-42.000）であった。第 2 に「1 ヶ月平均の所定外労働時間」について、労働組合がある企業では平均 146.182 時間（中央値 132.000, IQR = 62.841-211.000）、労働組合がない企業では平均 140.459 時間（中央値 120.000, IQR = 48.000-200.000）であった。

労働組合の有無別に所定労働時間と所定外労働時間の平均値を単純に比較すると、労働組合がある企業の方が所定労働時間は短く、所定外労働時間は長くなっているようにみえる。しかし、これらの差が統計的に有意であるとは限らない。次節以降では、階層的重回帰分析の手法を用いて、労働組合の有無が、他の変数を統制した場合に、所定労働時間と所定外労働時間それぞれの長さに統計的に有意な影響を及ぼすかどうかを明らかにする。

3-2. 労働組合の有無およびその他の変数による所定労働時間の長さへの影響

本節では、労働組合の有無およびその他の変数が所定労働時間の長さにとどのような影響を及ぼすかを分析する。まずは、記述統計量と相関関係を示し、次いで、階層的重回帰分析の結果について論じる。

3-2-1. 記述統計量と相関関係

「1 週間の所定労働時間」を従属変数とする階層的重回帰分析を実施するにあたり、本研究で用いた変数の記述統計量と相関関係を表 2 に示す。

本分析におけるサンプルサイズは 1,038 である。「1 週間の所定労働時間」と統計的に有意な正の相関関係をもつのは、「業務の効率化・省力化の限界（ダミー）」（ $r = 0.06, p < .05$ ）、「要員不足（ダミー）」（ $r = 0.17, p < .001$ ）、「自社より大きい納入先企業が 8 社以上（ダミー）」（ $r = -0.07, p < .01$ ）、「第 1 位納入先企業からの資本関係上の自立（ダミー）」（ $r = 0.17, p < .001$ ）、「同業他社より低価格（ダミー）」（ $r = 0.10, p < .001$ ）の 5 変数であり、対して、有意な負の相関関係をもつのは、「労働組合（ダミー）」（ $r = -0.34, p < .001$ ）、「フルタイムの常用従業員数 100～299 人（ダミー）」（ $r = -0.01, p < .001$ ）、「フルタイムの常用従業員数 300 人以上（ダミー）」（ $r = -0.17, p < .001$ ）、「資本金（万円）」（ $r = -0.36, p < .001$ ）、「独自の技術・ノウハウ（ダミー）」（ $r = -0.06, p < .05$ ）の 5 変数であった。なお、有意な変数のうち、効果量が中程度以上のものは「労働組合（ダミー）」と「資本金（万円）」の 2 変数のみであった¹¹⁾。

3-2-2. 階層的重回帰分析の結果

表 3 は、「1 週間の所定労働時間」を従属変数とした階層的重回帰分析の結果である。なお、回帰診断

表2 記述統計量と相関関係（従属変数：「1週間の所定労働時間」）

	平均値	標準偏差	相関係数	N
1週間の所定労働時間（h）	41.41	2.95	1.00	1038
労働組合（ダミー）	0.47	0.50	-0.34***	1038
他社との競争関係（ダミー）	0.19	0.39	0.01	1038
取引先との関係（ダミー）	0.34	0.48	0.02	1038
業務の効率化・省力化の限界（ダミー）	0.22	0.41	0.06*	1038
要員不足（ダミー）	0.39	0.49	0.17***	1038
投資資金不足（ダミー）	0.21	0.41	0.02	1038
時短によるコスト増（ダミー）	0.63	0.48	0.01	1038
残業手当目的の従業員（ダミー）	0.26	0.44	-0.01	1038
フルタイムの常用従業員数100～299人（ダミー）	0.45	0.50	-0.01***	1038
フルタイムの常用従業員数300人以上（ダミー）	0.06	0.25	-0.17***	1038
資本金（万円）	6218.99	4981.17	-0.36***	1038
自社より大きい納入先企業が8社以上（ダミー）	0.65	0.48	-0.07**	1038
第1位納入先企業からの資本関係上の自立（ダミー）	0.76	0.43	0.17***	1038
第1位納入先企業からの取引関係上の自立度	58.39	31.38	0.04	1038
仕様変更への柔軟性（ダミー）	0.45	0.50	0.05†	1038
独自の技術・ノウハウ（ダミー）	0.48	0.50	-0.06*	1038
納期の短期化・遵守（ダミー）	0.22	0.42	0.04	1038
第1位納入先企業と距離的に近い（ダミー）	0.08	0.27	0.05†	1038
同業他社より高品質（ダミー）	0.27	0.44	-0.01	1038
同業他社より低価格（ダミー）	0.08	0.27	0.10***	1038

注）* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$, † $p < .10$

の結果、残差の正規性、独立性、等分散性、線形性は棄却されず、多重共線性は発生していなかった。

モデル1では、労働組合の有無、経営者が認識する時短阻害要因、企業規模に関する11変数を独立変数に設定している。モデル1の修正済み決定係数（ R^2_{adj} ）の値は0.199（ $p < .001$ ）であった。このことはモデル1が統計的に有意であり、従属変数の分散の19.9%を説明していることを示している。すべての独立変数のうち「労働組合（ダミー）」（ $B = -1.29$, $\beta = -0.22$, $p < .001$ ）,「資本金（千万円）」（ $B = -0.14$, $\beta = -0.23$, $p < .001$ ）¹²⁾が有意に負の効果を示し、所定労働時間の短縮に寄与していることが確認された。対して、「他社との競争関係（ダミー）」（ $B = 0.68$, $\beta = 0.09$, $p < .01$ ）,「業務の効率化・省力化の限界（ダミー）」（ $B = 0.41$, $\beta = 0.06$, $p < .05$ ）,「要員不足（ダミー）」（ $B = 0.92$, $\beta = 0.15$, $p < .001$ ）,「時短によるコスト増（ダミー）」（ $B = 0.50$, $\beta = 0.08$, $p < .01$ ）は所定労働時間を有意に増加させる要因であった。なお、「フルタイムの常用従業員数100～299人

（ダミー）」（ $B = -0.32$, $\beta = -0.05$, $p < .10$ ）,「フルタイムの常用従業員数300人以上（ダミー）」（ $B = -0.65$, $\beta = -0.05$, $p < .10$ ）は有意ではないが準有意な負の効果を有していた。これらの変数の標準化偏回帰係数（ β ）の絶対値を比較すると「労働組合（ダミー）」は2番目に大きく、それゆえ、当該変数はモデル1における有意な変数のなかで相対的に2番目に影響が大きいといえる。

モデル2において企業の自立性に関する3変数を追加した結果、モデル全体の説明力は統計的に有意に増加した（ $R^2_{adj} = .207$, $\Delta R^2 = .010$, $p < .01$ ）。追加した変数のうち有意な効果をもつのは、「第1位納入先からの資本関係上の自立（ダミー）」（ $B = 0.62$, $\beta = 0.09$, $p < .01$ ）のみであった。「労働組合（ダミー）」（ $B = -1.23$, $\beta = -0.21$, $p < .001$ ）については、モデル1と比較して偏回帰係数が若干小さくなったが、標準化偏回帰係数（ β ）の絶対値を比較すると、モデル1において最大の値を示していた「資本金（千万円）」（ $B = -0.12$, $\beta = -0.21$, $p < .001$ ）とほとん

表3 階層的重回帰分析（従属変数：「1週間の所定労働時間」）の結果

		モデル1		モデル2		モデル3	
		B	β	B	β	B	β
労働組合の有無	労働組合（ダミー）	-1.29	-0.22***	-1.23	-0.21***	-1.23	-0.21***
経営者が認識する時短阻害要因	他社との競争関係（ダミー）	0.68	0.09**	0.68	0.09**	0.72	0.10**
	取引先との関係（ダミー）	-0.04	-0.01	-0.05	-0.01	-0.01	0.00
	業務の効率化・省力化の限界（ダミー）	0.41	0.06*	0.39	0.05*	0.40	0.06†
	要員不足（ダミー）	0.92	0.15***	0.91	0.15***	0.95	0.16***
	投資資金不足（ダミー）	0.34	0.05	0.34	0.05	0.35	0.05
	時短によるコスト増（ダミー）	0.50	0.08**	0.55	0.09**	0.55	0.09**
	残業手当目的の従業員（ダミー）	-0.06	-0.01	-0.08	-0.01	-0.04	-0.01
企業規模	フルタイムの常用従業員数100～299人（ダミー）	-0.32	-0.05†	-0.31	-0.05	-0.29	-0.05
	フルタイムの常用従業員数300人以上（ダミー）	-0.65	-0.05†	-0.68	-0.06†	-0.63	-0.05
	資本金（万円）	0.00	-0.23***	0.00	-0.21***	0.00	-0.21***
企業の自立性	自社より大きい納入先企業が8社以上（ダミー）	—	—	-0.27	-0.04	-0.24	-0.04
	第1位納入先からの資本関係上の自立（ダミー）	—	—	0.62	0.09**	0.72	0.10**
	第1位納入先からの取引関係上の自立度	—	—	0.00	0.04	0.00	0.04
企業の競争力	仕様変更への柔軟性（ダミー）	—	—	—	—	-0.08	-0.01
	独自の技術・ノウハウ（ダミー）	—	—	—	—	-0.39	-0.07*
	納期の短期化・遵守（ダミー）	—	—	—	—	-0.19	-0.03
	第1位納入先と距離的に近い（ダミー）	—	—	—	—	-0.26	-0.02
	同業他社より高品質（ダミー）	—	—	—	—	-0.28	-0.04
	同業他社より低価格（ダミー）	—	—	—	—	0.53	0.05†
R ² _{adj}		.199***		.207***		.211***	
ΔR^2				.010**		.009†	
N		1038		1038		1038	

注) * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$, † $p < .10$

ど同水準になっており、依然として相対的に大きな影響力を有していた。また、経営者が認識する時短阻害要因のうち「他社との競争関係（ダミー）」（ $B = 0.68$, $\beta = 0.09$, $p < .01$ ）,「業務の効率化・省力化の限界（ダミー）」（ $B = 0.39$, $\beta = 0.05$, $p < .05$ ）,「要員不足（ダミー）」（ $B = 0.91$, $\beta = 0.15$, $p < .001$ ）,「時短によるコスト増（ダミー）」（ $B = 0.55$, $\beta = 0.09$, $p < .01$ ）については、モデル1の場合と同様に所定労働時間を有意に増加させる要因であった。なお、「フルタイムの常用従業員数100～299人（ダミー）」は有意確率が上昇し準有意ではなくなった。

モデル3では、企業の競争力に関する6変数を加えたが、モデル全体の説明力の増加は準有意にとどまった（ $R^2_{adj} = .211$, $\Delta R^2 = .009$, $p < .10$ ）。追加した6変数のうち有意な効果をもつのは、「独自の技術・

ノウハウ（ダミー）」（ $B = -0.39$, $\beta = -0.07$, $p < .05$ ）のみであったが、準有意な変数としては「同業他社より低価格（ダミー）」（ $B = 0.53$, $\beta = 0.05$, $p < .10$ ）があった。「労働組合ダミー」（ $B = -1.23$, $\beta = -0.21$, $p < .001$ ）については、モデル3においても有意な負の効果をもち、標準化偏回帰係数（ β ）の絶対値を他の独立変数と比較すると「資本金（千万円）」（ $B = -0.12$, $\beta = -0.21$, $p < .001$ ）に並んでいることから、相対的に大きな影響力を有していることが示された。また、経営者が認識する時短阻害要因のうち、「他社との競争関係（ダミー）」（ $B = 0.72$, $\beta = 0.10$, $p < .01$ ）,「要員不足（ダミー）」（ $B = 0.95$, $\beta = 0.16$, $p < .001$ ）,「時短によるコスト増（ダミー）」（ $B = 0.55$, $\beta = 0.09$, $p < .01$ ）については、モデル3においても所定労働時間を有意に増加させる要因で

表4 記述統計量と相関関係（従属変数：「1ヶ月平均の所定外労働時間」）

	平均値	標準偏差	相関係数	N
1ヶ月平均の所定外労働時間（h）	145.25	107.65	1.00	1007
労働組合（ダミー）	0.47	0.50	0.03	1007
他社との競争関係（ダミー）	0.20	0.40	-0.07**	1007
取引先との関係（ダミー）	0.35	0.48	0.03	1007
業務の効率化・省力化の限界（ダミー）	0.22	0.42	-0.14***	1007
要員不足（ダミー）	0.37	0.48	0.12***	1007
投資資金不足（ダミー）	0.20	0.40	-0.01	1007
時短によるコスト増（ダミー）	0.65	0.48	0.00	1007
残業手当目的の従業員（ダミー）	0.27	0.45	0.26***	1007
フルタイムの常用従業員数100～299人（ダミー）	0.45	0.50	0.03	1007
フルタイムの常用従業員数300人以上（ダミー）	0.07	0.25	0.04	1007
資本金（万円）	6322.44	5032.06	0.05†	1007
自社より大きい納入先企業が8社以上（ダミー）	0.64	0.48	-0.01	1007
第1位納入先企業からの資本関係上の自立（ダミー）	0.75	0.43	-0.03	1007
第1位納入先企業からの取引関係上の自立度	57.93	31.62	-0.09**	1007
仕様変更への柔軟性（ダミー）	0.45	0.50	0.04	1007
独自の技術・ノウハウ（ダミー）	0.48	0.50	0.09**	1007
納期の短期化・遵守（ダミー）	0.22	0.42	-0.02	1007
第1位納入先企業と距離的に近い（ダミー）	0.08	0.27	0.00	1007
同業他社より高品質（ダミー）	0.26	0.44	-0.05†	1007
同業他社より低価格（ダミー）	0.08	0.27	0.02	1007

注）* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$, † $p < .10$

あったが、「業務の効率化・省力化の限界（ダミー）」（ $B=0.40$, $\beta=0.06$, $p < .10$ ）は準有意に変化した。なお、「フルタイムの常用従業員数300人以上（ダミー）」は有意確率が上昇し準有意ではなくなった。

以上のことから、企業の自立性と競争力を考慮した場合においても、「労働組合（ダミー）」による所定労働時間に対する統計的に有意な負の効果は安定していることが示された。また、経営者が認識する時短阻害要因のうち「他社との競争関係（ダミー）」、「要員不足（ダミー）」、「時短によるコスト増（ダミー）」による所定労働時間への有意な正の効果についても安定していた。他方、「フルタイムの常用従業員数100～299人（ダミー）」、「フルタイムの常用従業員数300人以上（ダミー）」、「自社より大きい納入先企業が8社以上（ダミー）」のそれぞれと、所定労働時間の相関係数は有意な値を示していたが、階層的重回帰分析を通じて他の変数の影響を除外すると非有意となった。また、「業務の効率化・省力化の限界（ダミー）」と「同業他社より低価格（ダミー）」のそ

れぞれと、所定労働時間の間にみられた相関関係については、階層的重回帰分析により他の変数の影響を除外すると準有意にとどまった。

3-3. 労働時間の有無およびその他の変数による所定外労働時間の長さへの影響

本節では、労働組合の有無およびその他の変数が所定外労働時間の長さにどのような影響を及ぼすかを分析する。まずは、記述統計と相関関係を示し、次いで、階層的重回帰分析の結果について論じる。

3-3-1. 記述統計量と相関関係

「1ヶ月平均の所定外労働時間」を従属変数とする階層的重回帰分析を実施するにあたり、本研究で用いた変数の記述統計量と相関関係を表4に示す。

本分析におけるサンプルサイズは1,007である。「1ヶ月平均の所定外労働時間」と統計的に有意な正の相関関係をもつのは、「要員不足（ダミー）」（ $r=0.12$, $p < .001$ ）、「残業手当目的の従業員（ダミー）」（ $r=0.26$, $p < .001$ ）、「独自の技術・ノウハウ（ダミ

表5 階層的重回帰分析（従属変数：「1ヶ月平均の所定外労働時間」）の結果

		モデル1		モデル2		モデル3	
		B	β	B	β	B	β
労働組合の有無	労働組合（ダミー）	5.26	0.02	4.67	0.02	4.88	0.02
経営者が認識する時短阻害要因	他社との競争関係（ダミー）	-8.32	-0.03	-8.56	-0.03	-9.35	-0.03
	取引先との関係（ダミー）	8.01	0.04	8.09	0.04	5.69	0.03
	業務の効率化・省力化の限界（ダミー）	-23.24	-0.09**	-22.80	-0.09**	-23.16	-0.09**
	要員不足（ダミー）	27.86	0.13***	28.81	0.13***	27.66	0.12***
	投資資金不足（ダミー）	0.56	0.00	0.45	0.00	-0.76	0.00
	時短によるコスト増（ダミー）	7.40	0.03	7.01	0.03	5.68	0.03
	残業手当目的の従業員（ダミー）	62.32	0.26***	61.18	0.25***	59.22	0.25***
企業規模	フルタイムの常用従業員数100～299人（ダミー）	10.45	0.05	10.07	0.05	9.82	0.05
	フルタイムの常用従業員数300人以上（ダミー）	16.91	0.04	18.01	0.04	16.88	0.04
	資本金（万円）	0.00	0.03	0.00	0.03	0.00	0.03
企業の自立性	自社より大きい納入先企業が8社以上（ダミー）	—	—	9.01	0.04	8.77	0.04
	第1位納入先からの資本関係上の自立（ダミー）	—	—	1.69	0.01	-1.79	-0.01
	第1位納入先からの取引関係上の自立度	—	—	-0.34	-0.10**	-0.31	-0.09*
企業の競争力	仕様変更への柔軟性（ダミー）	—	—	—	—	8.14	0.04
	独自の技術・ノウハウ（ダミー）	—	—	—	—	17.64	0.08*
	納期の短期化・遵守（ダミー）	—	—	—	—	-0.35	0.00
	第1位納入先と距離的に近い（ダミー）	—	—	—	—	3.86	0.01
	同業他社より高品質（ダミー）	—	—	—	—	-8.27	-0.03
	同業他社より低価格（ダミー）	—	—	—	—	8.53	0.02
R ² adj		.092***		.097***		.099***	
ΔR^2				.109†		.117	
N		1007		1007		1007	

注) *p < .05, **p < .01, ***p < .001, † p < .10

—)」(r=0.09, p < .01) の3変数であり、対して、有意な負の相関関係をもつのは、「他社との競争関係（ダミー）」(r = -0.07, p < .01), 「業務の効率化・省力化の限界（ダミー）」(r = -0.14, p < .001), 「第1位納入先企業からの取引関係上の自立度」(r = -0.09, p < .01) の3変数であった。これらの有意な変数のうち、効果量が中程度以上のものは「残業手当目的の従業員」のみであった。

3-3-2. 階層的重回帰分析の結果

表5は、「1ヵ月平均の所定外労働時間」を従属変数とした階層的重回帰分析の結果を示している。回帰診断の結果、残差の正規性、独立性、等分散性、線形性は棄却されず、多重共線性は発生していなかった。

モデル1における独立変数は、労働組合の有無、経

営者が認識する時短阻害要因、企業規模に関する11変数である。モデル1の修正済み決定係数（R²adj）の値は0.092（p < .001）であった。このことはモデル1が統計的に有意であり、従属変数の分散の9.2%を説明していることを示している。各独立変数の効果を確認すると、「業務の効率化・省力化の限界（ダミー）」(B = -23.24, β = -0.09, p < .01) が有意に負の効果を示し、所定外労働時間の短縮に寄与していることが確認された。対して、「要員不足（ダミー）」(B = 27.86, β = 0.13, p < .001) と「残業手当目的の従業員（ダミー）」(B = 61.18, β = 0.25, p < .001) は所定外労働時間を有意に増加させる要因であった。これらの変数の標準化偏回帰係数（ β ）の絶対値を比較すると「残業手当目的の従業員（ダミー）」が最も大きく、それゆえ、当該変数はモデル1における

有意な変数のなかで相対的にもっとも影響が大きいといえる。

モデル2において企業の自立性に関する3変数を追加した結果、モデル全体の説明力の増加は準有意にとどまった ($R^2_{adj}=.097$, $\Delta R^2=.109$, $p<.10$)。追加した変数のうち「第1位納入先からの取引関係上の自立度」($B=-0.34$, $\beta=-0.10$, $p<.01$)のみが有意な負の効果をもっていた。また、経営者が認識する時短阻害要因のうち、「業務の効率化・省力化の限界(ダミー)」($B=-22.80$, $\beta=-0.09$, $p<.01$)は有意に負の効果をもち、「要員不足(ダミー)」($B=28.81$, $\beta=0.13$, $p<.001$)と「残業手当目的の従業員(ダミー)」($B=61.18$, $\beta=0.25$, $p<.001$)は有意に正の効果をもち、相対的な影響の大きさの序列関係も含め、モデル1と同様の傾向を示した。

モデル3において企業の競争力に関する6変数を加えたところ、モデル全体の説明力は統計的に有意には増加しなかった ($R^2_{adj}=.099$, $\Delta R^2=.117$, $p>=.10$)。追加した6変数のうち「独自の技術・ノウハウ(ダミー)」($B=17.64$, $\beta=0.08$, $p<.05$)のみが有意な正の効果をもっていた。また、経営者が認識する時短阻害要因のうち、「業務の効率化・省力化の限界(ダミー)」($B=-23.16$, $\beta=-0.09$, $p<.01$)は有意に負の効果をもち、「要員不足(ダミー)」($B=27.66$, $\beta=0.12$, $p<.001$)と「残業手当目的の従業員(ダミー)」($B=59.22$, $\beta=0.25$, $p<.001$)は有意に正の効果をもち、相対的な影響の大きさの序列関係も含め、モデル2と同様の傾向を示した。「第1位納入先からの取引関係上の自立度」($B=-0.31$, $\beta=-0.09$, $p<.05$)については、モデル2と比較して有意確率が少し増加したものの、依然として有意な負の効果をもっていた。

以上のことから、「労働組合(ダミー)」については、すべてのモデルにおいて所定外労働時間に対する統計的に有意な効果をもたなかった。対して、経営者が認識する時短阻害要因のうち、所定外労働時間に対して「業務の効率化・省力化の限界(ダミー)」がもつ有意な負の効果、また、「要員不足(ダ

ミー)」と「残業手当目的の従業員(ダミー)」がもつ有意な正の効果は、企業の自立性と競争力を考慮した場合においてもそれぞれ安定していた。他方、「他社との競争関係(ダミー)」と所定外労働時間の相関係数は有意な値を示していたが、階層的重回帰分析を通じて他の変数の影響を除外すると非有意となった。

4. 考察

まず、本研究の主要な分析結果を要約する。「1週間の所定労働時間」および「1ヶ月平均の所定外労働時間」のデータを労働組合の有無別に単純に集計すると、労働組合がある企業の方が所定労働時間は短く、所定外労働時間は長い傾向がある可能性が示唆された。しかしながら、階層的重回帰分析によって、「労働組合(ダミー)」は所定労働時間に対して有意な負の効果をもち、なおかつ、他の有意な独立変数と比較してその影響力は相対的に大きいものの、所定外労働時間に対しては有意な効果をもたない可能性が示された。経営者が認識する時短阻害要因については、所定労働時間に対して「他社との競争関係(ダミー)」、「要員不足(ダミー)」、「時短によるコスト増(ダミー)」のみが有意な正の効果をもっていた。他方、所定外労働時間に対しては、「要員不足(ダミー)」と「残業手当目的の従業員(ダミー)」のみが有意な正の効果をもち、「業務の効率化・省力化の限界(ダミー)」にいたっては有意な負の効果をもっていた。

本研究の分析結果は、松浦(2017)の知見、すなわち、中小企業において労働組合の存在が所定労働時間の短縮には寄与しても、所定外労働時間の短縮には寄与していないという分析結果と共通するものとなった。本研究と松浦(2017)の分析手法や分析対象の差異をさしあたり度外視して考察するとすれば、上記の分析結果の類似性に対しては以下の解釈が成立する可能性がある。

1992年のデータを用いた本研究の分析結果と2013

年と2016年のデータを用いた松浦（2017）の分析結果を総合すれば、中小企業において労働組合の存在が所定労働時間の短縮には寄与するものの所定外労働時間の短縮には寄与しないということは、少なくとも1992年から2016年にかけて一貫した傾向である可能性がある。また、日本では1990年代初頭にバブル経済が崩壊して以降、「失われた30年」ともいわれる長期間の経済的低成長および賃金上昇の停滞傾向が続いていることをふまえれば（付録3）、上記の1992年から2016年にかけての一貫した傾向は、経済的低成長期あるいは賃金上昇停滞期一般の一貫した傾向を示している可能性がある。

もっとも、分析手法や分析対象が異なる本研究と松浦（2017）の知見を単純に比較することによって得られる解釈の妥当性には限界がある。したがって、多様性に満ちた現実の中小企業における労働組合と労働時間の一般的な関係を厳密な意味で科学的に把握するためには、より詳細な研究を行う必要がある。

また、本研究の分析結果は、少なくとも1992年時点の日本の中小製造業における労働組合は実労働時間の短縮には積極的ではないという可能性を示唆している。なぜなら、当時の日本の労働法制には労働時間の長さの絶対的上限規制が存在しなかったため、所定労働時間は残業手当が発生する基準という意味合いが強く、それゆえ、所定労働時間の短縮は主に経営側に対する人件費圧力を高めるという間接的な時短効果しか期待されない状況であったからである。

もっとも、上記の労働時間規制の法的枠組みは、基本的に労働基準法改正によって労働時間の絶対的上限規制が中小企業に導入される2020年4月に至るまで維持されており、松浦（2017）による分析結果においても背景要因として存在していた。したがって、松浦（2017）においても所定外労働時間に対し労働組合の存在は有意な負の効果をもたなかったことをふまえれば、実労働時間の短縮に積極的ではないことは、日本の中小企業労働組合全体において長期的に定着している行動様式である可能性も考えられる。ただし、中小企業への労働時間の絶対的上限規制導

入により、中小企業労働者の実労働時間が統計的に有意に減少したことが示されていることからすると（新田 2023: 18）、2020年4月以降は中小企業労働組合の行動様式が変化している可能性があり、この点については別途分析が必要である。

加えて、本研究の分析によって示唆された、残業手当目的の従業員の存在が所定外労働時間の短縮を阻害している可能性を同時に考慮すれば、中小企業の労働者および労働組合が実労働時間の短縮よりも賃金の引上げを優先的に求めている可能性がある。一般に大企業よりも低賃金である中小企業においてはとりわけ、低賃金構造が中小企業労働者の残業代ニーズを高め、この残業代ニーズが中小企業労働組合による実労働時間の短縮要求を抑制する影響を及ぼしている可能性がある。

おわりに

本研究では、バブル経済末期にあたる1992年時点の日本の中小製造業を対象に、大企業への従属関係を考慮しつつ、第1に、中小企業における労働組合と所定労働時間の関係、第2に、中小企業における労働組合と所定外労働時間の関係を定量的に分析した。そして、本研究の分析結果を先行研究の知見と比較することにより、中小企業における労働時間（所定労働時間と所定外労働時間）と労働組合の関係が示す一般的傾向を探究した。

本研究の主要な成果は以下の3つである。第1に、中小企業においては、労働組合の存在は所定労働時間の短縮には寄与しているものの所定外労働時間の短縮には寄与していない可能性、言い換えれば、中小企業において労働組合の時短効果は限定的である可能性を示唆した。第2に、中小企業労働組合が相対的に低賃金である中小企業労働者の残業代ニーズを基礎として組織されていることは、中小企業において労働組合の時短効果が限定的である主要因の1つである可能性を指摘した。第3に、中小企業において労働組合の時短効果が限定的であるというこ

とは、経済的低成長期あるいは賃金上昇停滞期の一貫した傾向である可能性を提示した。

しかし、本研究には以下の3つの課題が残されている。第1に、人事労務管理論と労使関係論の知見を接合しつつ、労働時間の決定メカニズムを示す普遍的なモデルを探究することである。本研究は、主に労働組合と労働時間の直接的な関係に焦点を当て、その分析のために経営者が認識する時短阻害要因、企業規模、企業の自立性、企業の競争力といった他の変数を考慮したにすぎなかった。また、データの制約から人事労務管理領域の先行研究が提示していた労働時間の決定メカニズムにおける個別企業内の変数（たとえば業務量、労働強度、スキルレベル、仕事の管理様式、管理職や社員の行動・意識など）は分析枠組みから捨象した。しかしながら、労働組合の有無を含むさまざまな変数がどのように影響し合っているかを明らかにすることは、労働組合の実際の時短効果をより厳密に把握するうえでも重要である。第2に、実際の労働時間の決定メカニズムにおける労働組合の行動様式を分析することである。なぜなら、本研究はあくまで労働組合と労働時間の表面的な関係が示す一般的な傾向を示唆したにすぎず、労働組合が本来の労働時間規制機能を十分に発揮することができない要因を十分に明らかにしてはいないからである。その際には、本研究では捨象した産業・業種間の差異についても考慮する必要がある¹³⁾。第3に、高度経済成長期における労働組合と労働時間の関係を分析し、本研究の知見と比較することである。景気循環の影響を考慮することができれば、中小企業における労働組合と労働時間の一般的な関係をより全面的に把握できることが期待される。

付記

本稿は、IPAC (International Postgraduate and Academic Conference) における研究報告にあたって執筆したプロシーディングスを加筆・修正したものです。

本研究は、JSPS 科研費 JP25KJ2221の助成を受けたものです。

二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「中小企業の時短・労働者福祉に関する調査（企業、労働組合）、1992」（連合総合生活開発研究所）の個票データの提供を受けました。

注

- 1) 当該法改正により日本の歴史上初めて労働時間の長さの絶対的上限規制が導入されることになったが、その水準をみてみると、時間外労働（法定労働時間を超える労働）のみで年間720時間以内、時間外労働と休日出勤で月100時間未満、2～6ヶ月平均80時間以内とされ、過労死ライン（健康障害リスクが高まるとされる時間外労働の水準）とほとんど同じ水準まで労働者を働かせることができるようになっている。
- 2) 日本の中小企業基本法では、製造業の場合、資本金総額3億円以下または常用従業員数300人以下の企業が中小企業として定義されている。
- 3) 厚生労働省の「労働組合基礎調査」によれば、1992年時点の全労働組合員数に占める労働組合員数の割合を産業別にみると、製造業が32.2%でもっとも大きくなっている。
- 4) たとえば、渡辺（1996）は日本の機械工業において1980年代後半から従来の国内の社会的分業構造が解体・再編されたために、中小サプライヤーは厳しい生存競争に直面したことを指摘している。
- 5) 本研究では、事後層化によって算出された重みの中に極端な値が含まれていたため、分析への影響を抑える目的で業種の分類を統合する再層化と、5パーセント未満および95パーセント以上の重み変数の値をそれぞれの閾値に置き換えるWinsor化を実施する。また、入手できたデータの制約から、事後層化重みの算出には業種別構成比のデータのみを用い、従業員数30人未満の企業のサンプルは除外する。
- 6) 30時間未満の回答と48時間超の回答を除外した。なぜなら、前者については30時間未満の回答にはパート・アルバイトの所定労働時間が含まれている可能性があり、後者については1992年当時の労

働基準法における法定労働時間は48時間であるためである。

- 7) 480時間超の回答を除外した。なぜなら、所定労働時間が8時間に設定されている企業の労働者が30日間まったく休まずに働き続けたと仮定すると、1ヶ月の所定外労働時間の絶対的上限は480時間となり、どのようなケースを想定しても「1ヶ月平均の所定外労働時間」が480時間を超えることはあり得ないからである。
- 8) 調査票は「同一地域や同一業種の他社との関係で時短が進みにくい」というダブルバーレルになっている。本稿ではさしあたって競争関係が想定されているものとして分析を進めるが、結果の解釈は慎重に行う必要がある。
- 9) この変数では、取引関係において休日前発注・休日後納入や終業後発注・翌朝納入といった無理な発注、発注内容の変更など、取引先の要望に対応しなければならないケースが想定されている。
- 10) 「納入先企業のうち自社より従業員または資本金の多い企業の数」という質問に対し「8社以上」という回答が61%を占めているため、「8社以上」という回答が1,「7社以下」を0とするダミー変数を作成した。
- 11) 本稿では、水本・竹内（2008）が示した効果量の判断基準を参照している。
- 12) 表3および次節で示す表5の「資本金（万円）」の偏回帰係数は表示桁の関係で0.00に見えるため、本文中では千万円単位に再尺度化して示す。
- 13) たとえば、労働組合内部における女性の存在が、ワーク・ライフ・バランス問題に対し労働組合が主導権をもつかどうかに影響していることが示唆されており（Gregory & Milner 2009: 142）、女性比率の高い産業・業種とそうではない産業・業種とでは、労働組合の行動様式に差異が生じている可能性がある。

参考文献

- 浅野和也, 2008, 「トヨタの労働時間短縮政策—週休2日制導入の議論を中心に—」『中京経営紀要』, 8: 1-40.
- 浅野和也, 2014, 「トヨタにおける働き方の一考察—労働組合の視点を中心に—」『中京企業研究』, 36(1):

95-103.

- Gregory, A., & Milner, S., 2009, "Trade Unions and Work-Life Balance: Changing Times in France and the UK?", *British Journal of Industrial Relations*, 47(1): 122-146.
- 藤田実, 2016, 「新自由主義的資本蓄積行動と労働時間規制緩和」『労務理論学会誌』, 25: 5-20.
- Holten, L. A. & Crouch, C., 2014, "Union in small-and medium-sized enterprises: A family factor perspective", *European Journal of Industrial Relations*, 20(3): 273-290.
- 井上雅雄, 1989, 「中小企業の労使関係像—労働者エートスからの接近—」土屋守章・三輪芳朗編『日本の中小企業』東京大学出版会, 141-166.
- 石田光男, 2012, 「日本の雇用関係と労働時間の決定」石田光男・寺井基博編『労働時間の決定—時間管理の実態分析—』, ミネルヴァ書房, 204-251.
- 河西宏祐, 2003, 「『労働時間短縮と労使関係の変化—私鉄産業A社の事例—』」『人間科学研究 = Waseda journal of human sciences』, 16(1): 11-33.
- 河西宏祐, 2015, 『全契約社員の正社員化を実現した労働組合』, 平原社.
- 経済同友会, 2025, 「経済成長と多様な個人の活躍を支える「雇用型自律労働契約」の導入を—労働法制の令和モデルへの見直し—」, (2025年8月14日閲覧, <https://www.doyukai.or.jp/policyproposals/2025/250522a.html>).
- 経済産業省, 1992, 「工業統計調査」, (2025年8月5日閲覧, https://www.meti.go.jp/statistics/tyo/kougyo/library/library_1.html#menu3).
- 北島滋, 2001, 「中小企業の労働問題と労使関係—理論的枠組み, 調査の技法を中心に—」『宇都宮大学国際学部研究論集』, 11: 1-22.
- Kirton, G. & Read, I., 2007, "Inequalities in Europe's SMEs: the challenges for a trade union agenda", *Transfer: European Review of Labour and Research*, 13(1): 131-146.
- 厚生労働省, 2005-2020, 「毎月勤労統計調査」, (2023年1月18日閲覧, <https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00450071&tstat=000001011791>).
- 厚生労働省, 1992, 「労働組合基礎調査」, (2024年1月

- 16日閲覧, <https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00450101&tstat=000001015698&cycle=0&tclass1=000001024966&tclass2val=0&metadata=1&data=1>).
- 厚生労働省, 2000-2020, 「労働組合基礎調査: 結果の概要」, (2023年1月19日閲覧, <https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/13-23c.html>).
- 松浦司, 2017, 「日本の中小企業における労働組合が雇用条件に与える影響」『経済研究所 Discussion Paper』, 289.
- 水本篤・竹内理, 2008, 「研究論文における効果量の報告のために—基礎的概念と注意点—」『英語教育研究』, 31: 57-66.
- Moore, S., Jefferys, S. & Salies, C. P., 2007, "Why do Europe's unions find it difficult to organize in small firms?", *Transfer: European Review of Labour and Research*, 13(1): 115-130.
- 森岡孝二, 2013, 『過労死は何を告発しているか—現代日本の企業と労働—』, 岩波書店.
- 森岡孝二, 2019, 『雇用身分社会の実現と労働時間—過労死を生む現代日本の病巣—』, 桜井書店.
- 内閣府, 1980-2020, 「長期経済統計」, (2023年12月11日閲覧, https://www5.cao.go.jp/j-j/wp/wp-je23/h11_data00.html).
- 中村真人, 1993, 「中小企業の労働者—企業社会の周辺部—」戸塚秀夫・徳永重良編『現代日本の労働問題 [増補版] —新しいパラダイムを求めて—』ミネルヴァ書房, 147-190.
- 日本経済団体連合会, 2024, 「労使自治を軸とした労働法制に関する提言」, (2025年8月14日閲覧, https://www.keidanren.or.jp/policy/2024/007_honbun.html).
- 新田堯之, 2023, 「残業時間規制の効果検証と課題 (詳細版) —労働時間減少・長時間労働抑制では効果, 真の働き方改革には課題も—」, (2025年8月14日閲覧, https://www.dir.co.jp/report/research/economics/japan/20231004_023731.html).
- 小倉一哉, 2011, 「労働時間に影響する仕事や個人の特性について」『早稲田商学』, 428: 173-202.
- 労働基準関係法制研究会, 2025, 「労働基準関係法制研究会報告書」, (2025年8月14日閲覧, https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_48220.html).
- 佐藤厚, 2012, 「仕事管理・労働時間・労働時間規制—人的資源管理論の超克—」石田光男・寺井基博編『労働時間の決定—時間管理の実態分析—』, ミネルヴァ書房, 135-167.
- 戸田淳仁, 2023, 「時間外労働の上限規制による効果—EBPMにおけるデータ利活用の一例として—」『日本労働研究雑誌』, 752: 62-70.
- Trejo, S. J., 1993, "Overtime pay, overtime hours, and labor unions", *Journal of Labor Economics*, 11(2): 253-278.
- 内海義夫, 1975, 『労働時間と労働組合—労働時間短縮・時間外労働・交替制・週休二日制のすべて—』, 労働旬報社.
- 和田肇, 2019, 「労働時間規制改革の法的分析」『日本労働研究雑誌』, 702: 6-16.
- 渡部あさみ, 2016, 『時間を取り戻す—長時間労働を変える人事労務管理—』, 旬報社.
- 渡辺幸男, 1996, 「中小製造業のパラダイム転換」『三田商学研究』, 38(6): 41-57.
- Wilkinson, A., 1999, "Employment relations in SMEs", *Employee Relations*, 21(3): 206-217.

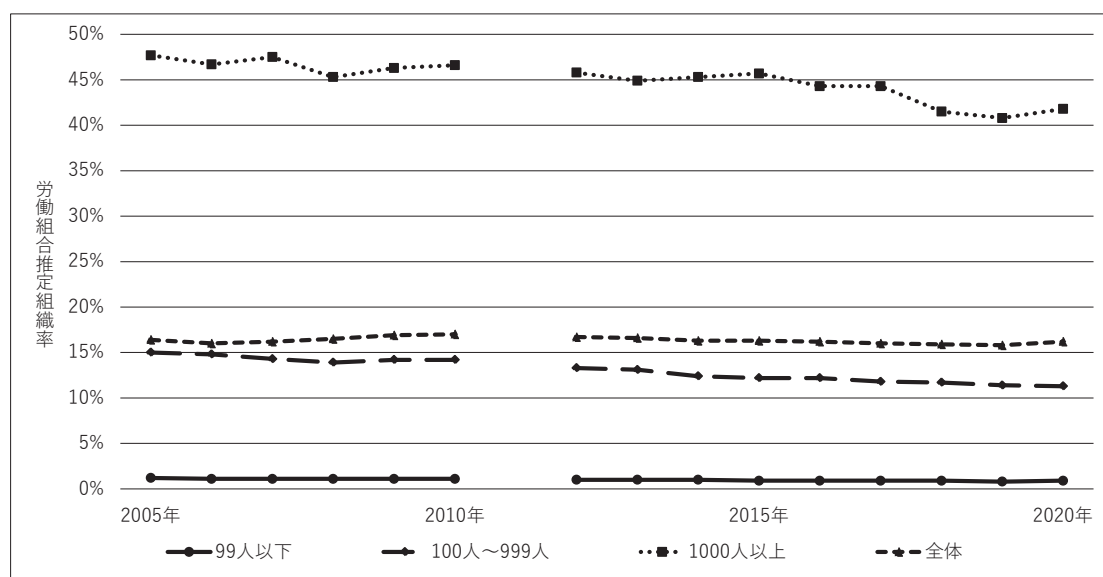
付録

付録1 企業規模別にみたフルタイム労働者の年間総労働時間の推移



出典：厚生労働省「毎月勤労統計調査」より筆者作成。

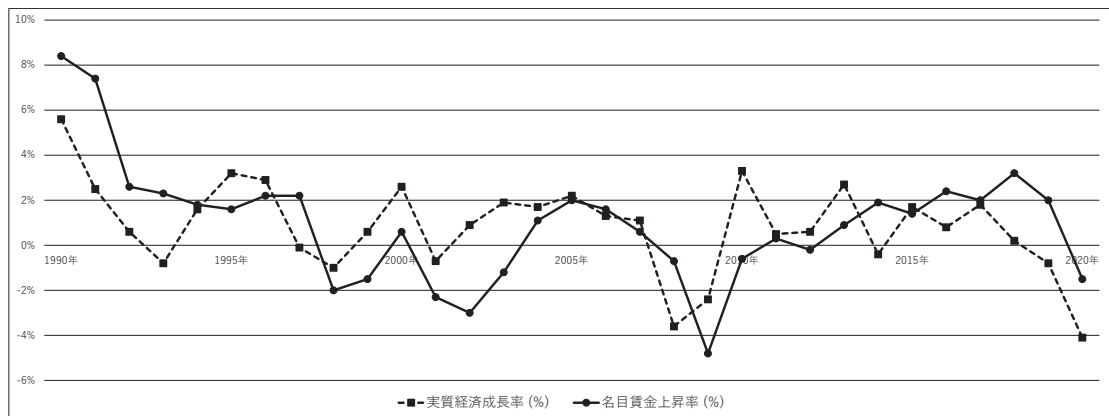
付録2 企業規模別にみた労働組合推定組織率の推移



出典：厚生労働省「労働組合基礎調査の概況」より筆者作成。

注：2011年は東日本大震災の影響により労働組合推定組織率の推計が行われていない。

付録3 日本の実質経済成長率と名目賃金上昇率の推移（1990年～2020年）



出典：内閣府「長期経済統計」より筆者作成。

The Relationship between Labor Unions and Working Hours in Small and Medium-Sized Enterprises: A Quantitative Analysis of the Manufacturing Sector in Japan during the Final Stage of the Bubble Economy

ISHIMARU Akihikoⁱ

Abstract : Modern Japanese society is experiencing severe challenges, such as excessively extended working hours. The existing legal framework pertaining to overtime working hours in Japan is insufficient in terms of promoting work-life balance and ensuring workers' overall well-being. Furthermore, the role of labor unions is increasingly being scrutinized. This study examined the effects of labor unions on the duration of both scheduled working hours and overtime working hours in small and medium-sized enterprises (SMEs) in the manufacturing sector in Japan during the final stage of the bubble economy. A hierarchical multiple regression analysis was employed, with control variables, including disincentives for curtailing working hours assumed by management, company size, company independence, and company competitiveness. The results revealed that the presence of labor unions had a statistically significant negative effect on the length of scheduled working hours; however, it had no statistically significant effect on the duration of overtime working hours. The divergence in the effects of the presence of labor unions on both scheduled working hours and overtime working hours aligned with the findings of previous studies on the relationship between labor unions and working hours in more recent SMEs in Japan. These findings suggest that labor unions in Japanese SMEs may exhibit a general tendency to be less proactive in reducing actual working hours when both scheduled working hours and overtime working hours are considered. These findings are expected to promote a more comprehensive understanding of the challenges in reducing the actual working hours among workers in Japanese SMEs and the characteristics of collective labor-management relations within such enterprises.

Keywords : SMEs, labor union, working hour, manufacturing sector, work-life balance

i Doctoral Program, Graduate School of Sociology, Ritsumeikan University

