【論文】

仕事の自律性：その規定要因と効果

李　旼　珍

はじめに

仕事の質は経営者だけではなく労働者にとっても重大な関心事である。なぜなら、仕事の質は、生産性に影響する潜在力を持つだけではなく、労働者のモチベーション・満足・ウェルビーイングに影響するからである（Esser and Olsen 2012)。仕事の質を構成する多くの要素[1)]があるが、そのうち、本稿は仕事の自律性[2)]に注目する。労働過程論やジョブ特性モデル、ジョブデマンド―コントロールモデルなど複数の理論的伝統は仕事の自律性（あるいはコントロール）問題を労働生活において本質的なものとして捉えた。Lopes et al.（2014）によれば、仕事の自律性のベネフィットは組織心理学者、社会学者、経営学者など多くの社会科学者が認めてきたという。例えば、仕事の自律性が労働者の自己尊重、ワークモチベーション、職業生活への満足にポジティブに影響することや、仕事の自律性が従業員の離職やパフォーマンスに関係するだけではなく、自律性をサポートする仕事環境が創造性や生産性を促進するということである。さらに、仕事の自律性は社会全体にとってもベネフィットを産む、すなわち労働者の市民としての行動を育み、参加民主主義を進展させるという主張もある。

しかし、仕事の自律性は労働生活にポジティブな影響だけではなく、ネガティブな影響とも関連することが近年議論されている。高いレベルの自律性と労働強化との関係、自己管理するチーム（self-managing team）におけるストレスの多い状態などが報告されている（Boxall and Macky 2014)。

仕事の自律性に関する欧米での量的研究は、上述した仕事の自律性の肯定的・否定的効果だけではなく、仕事の自律性の規定要因について分析するものが多い。しかし、日本における仕事の自律性についての量的研究は、近年過重労働やワーク・ライフ・バランスと関係する一つの仕事の性質として仕事の自律性（裁量）が議論される（高見 2017; 武石 2009; 権丈 2009）程度であり、仕事の自律性に影響する要因やその効果に関してトータルに理解できる量的研究が乏しい。

そこで、本稿は日本の労働者の仕事の自律性を規定する要因はどのような要因であるか、また仕事の自律性は労働者の労働生活や社会参加にどのような効果をもたらすか、について明らかにすることを目的とする。この主たる目的以外に、本稿の副次的目的は二つの異なる時期（2006 年と 2016 年）に仕事の自律性の規定要因やその効果が異なる様相を見せるかについても考察することである。こうした本稿の目的は、仕事の自律性についての質問を設け雇用者を対象に調査している連合総研の「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート」のデータを用いた 2 次分析により遂行される。

本稿はまず仕事の自律性に関する既存研究を検討し、その検討内容を踏まえ本稿の仮説を設定する。次に分析に用いるデータと分析方法について説明し、引き続き二つの時期のデータの分析結果について述べる。考察と結論では二つの時期のデータの分析結果をまとめた上、考察し、その考察に基づいた分析結果のインプリケーションを述

べる。

1　仕事の自律性—既存研究の検討

仕事の自律性や従業員のワーク・コントロールに関する議論は歴史の長い議論であり、多様な理論的パースペクティブからの議論が存在する。

仕事の自律性や従業員のワーク・コントロールに関する議論を70年代まで遡ってみると、Burawoy（1979）の労働過程論（labor process theory）、Hackman and Oldham（1976）のジョブ特性モデル（job characteristics model）[3]やKarasek（1979）のジョブデマンド—コントロールモデル（job demand-control model）がある。BurawoyはManufacturing Consent（1979）にて、1974〜75年の機械加工工場での機械工としての自身の経験を通じて、30年前より労働者が多くの自律を持ち作業手段や方法の選択肢が拡大されていたことを明らかにした。Hackman and Oldhamは自律性（自分がする仕事に意思決定権がある状態）がモチベーションに好影響を与えるジョブ特性の一つであることを、Karasekはジョブ自律性がワークへの情緒的・行動的リアクションに影響をすることや従業員のコントロールはストレスを克服する上できわめて不可欠であることを、発見した（Masso 2012）。

80年代以降、従業員に責任やコントロールを委譲するなどの経営実践や経営の従業員統制における変化を議論する文献で多く登場した概念がエンパワーメントである。Crowley et al.（2014）によれば、エンパワーメント・パースペクティブは労働者に裁量を与えることは労働者の日々の満足を高揚し、信頼・公平・互恵性の意識を育ませ、雇用主へのコミットメントを高めると強調する。

また高成果経営（High Performance Management）あるいは高成果ワークシステム（High Performance Work Systems）を議論する文献は、高成果経営あるいは高成果ワークシステムが個人の仕事の自律性を高める効果があると主張する。高成果経営のタスク裁量権の増大の狙いについて、Gallie et al.（2004）は、「『高成果経営』視角の文献は、個人のタスク裁量権、チームワーク、コミュニケーション、協議の機会を提供することによって個人と組織とのリンクを追求する組織におけるインボルブメント・エトスの普及を指摘する」（p.255）と言及する。

従業員のエンパワーメントや高成果パラダイムが労働者の仕事統制力を増大させるという楽観論に対し疑問を呈する議論もあり、例えばパノプティコン・パースペクティブは、管理・監督者は自律性を殆ど譲渡していない、あるいはビジビリティや規範的統制を通じてワーク・エフォートが増大する、ということを主張する（Crowley et al. 2014; 李 2006）。また高いレベルのタスク裁量が高いレベルの労働強化と関連があることを明らかにした実証研究もある（Gallie et al 1998, Boxall and Macky 2014から参照）。

本稿では、仕事の自律性や従業員のワーク・コントロールについて多様な理論的パースペクティブがあることをおさえたうえで、量的方法による実証研究に限定して、ワーク自律性あるいはタスク裁量権に関する既存研究を検討する。ワーク自律性あるいはタスク裁量権に関する既存の量的研究のアプローチは、大きく三つのアプローチに分けられる[4]。

第1のアプローチは、ワーク自律性の度合いにおける国間の差とそうした差をもたらす制度的特性を見つけるアプローチである。そのアプローチをとる研究の例として、Esser and Olsen（2012）、Lopes et al.（2014）、Lopes et al.（2017）がある。

Esser and Olsen（2012）は、ESS（European Social Survey）2004のデータ[5]を分析し、デンマーク、スウェーデン、フィランド、ノルウェイにおいて最も仕事自律性が高く、チェコ、ポーランドのような移行国家とギリシャなどの一部の南ヨーロッパ国家において最も仕事自律性が低いことを明らかにする。仕事自律性に関係する個人的要因としては、ジェンダー（女性が低い自律性を

持つ)、低年齢層、低い社会経済的階層、低い教育水準、パートタイムワーク、有期契約を発見する。また制度的要因としては労組組織率や企業特殊スキルが自律性と正の関連があることを発見する[6)]。Esser and Olsenは、個人的要因と制度的要因との交差分析に基づき、仕事の自律性に個人的要因より制度的要因がより関係することをも明らかにする。すなわち、低い社会経済的地位の従業員（仕事の性格上低い自律性を持つ従業員）の仕事の自律性は、高い労組組織率の国と高いレベルの企業特殊的スキルの国においてより高いということである。つまり、仕事の自律性に影響する制度的要因としてユニオナイゼーションと企業特殊的スキルを強調する。

Lopes et al.（2014）は、1995年～2010年の間EUの15カ国における職場のワーク自律性[7)]の増減についてジョブのスキルレベルより分析し[8)]、15年間ヨーロッパ諸国のワーク自律性がすべてのスキルレベルにおいて低下したことを明らかにする。国間のワーク自律性の水準の比較によれば、スカンディナビア諸国の労働者がスキルレベルに関わらずワーク自律性の高い水準を経験する。Lopes et al.は、その理由は経済的発展の水準ではなく、制度的・文化的要因であり、制度的・文化的要因がワーク自律に決定的に影響すると捉える。制度的・文化的要因は個人間の信頼と平等である。組織における高い水準の信頼は低水準のモニターリングと関連する。信頼は監視に取って代わる（p.359)。スカンディナビア諸国は、信頼水準がヨーロッパの平均より高いという特徴を持つ。個人間の信頼はもう一つの文化的属性、平等と関係する。平等はスカンディナビア諸国の重要な制度的特徴である普遍的社会政策によって育まれる。こうした文化的・制度的組み合わせがスカンディナビア諸国の仕事世界における自律性や平等をよりもたらすと説明する。

第2のアプローチは、仕事における自律性に影響する要因を見つけるアプローチである。

Gallie et al.（2004）は、従業員のタスク裁量権（task discretion）を従業員が自身の直接遂行するワーク・タスクに対し行使できるイニシアチブ（創意、主導権）の度合いと定義し、そのタスク裁量権が90年代のイギリスにおいて増大しているかそれとも低下しているか、またタスク裁量権に影響する要因はどのような要因であるか、について分析する[9)]。分析結果は、イギリスにおいて1992～2001年間タスク裁量権[10)]が低下しており、統計的に有意であるということである。こうした裁量権の低下趨勢はコア従業員（正規従業員）にも当てはまるが、周辺従業員（非正規従業員）においてより顕著にみられ、タスク裁量権の格差はコア従業員と周辺従業員との間に拡大したということである。タスク裁量権に影響する要因に関する分析結果は、①スキル水準[11)]と従業員インボルブメントの集団的形態はタスク裁量権に正の効果を持つが、②労働組合の存在と組合員であることはタスク裁量権と負の関連があるという結果である。言い換えれば、スキル水準の高い職種（管理職）が最も高いタスク裁量権を持つのに対し、低スキルの販売職・生産職が最も低いタスク裁量権を持つ。また高いレベルの資格が要求される職に就いている者は資格が無いあるいは低いレベルの資格の職に就いている者より高いレベルのタスク裁量権を持つ。従業員インボルブメントの集団的形態であるSemi-autonomous Teams、Quality Circle、Consultative Meetingに参加する従業員のタスク裁量権は高いのに対し、労働組合のある企業に勤める従業員あるいは組合に加入している従業員のタスク裁量権は低い。

Masso（2012）は、ワーク自律性を従業員のワーク・コントロールに置き換えて、従業員のワーク・スケジュール・コントロールとワーク・メソード・コントロールの決定要因について分析する[12)]。Massoは、従業員のワーク・コントロールに影響する決定要因を従業員レベル要因と組織レベル要因に分ける。分析結果を見ると、①従業員レベル要因のうち、ジョブの特性として専門職、面白くて創造的職務、サービス部門で働く

従業員、また教育水準の高い従業員がよりワーク・スケジュールとワーク・メソードのコントロールを持つ。しかし、ジョブ特性として重要かつ責任の高い職務は、予想とは違って、ワーク・スケジュール・コントロールあるいはワーク・メソード・コントロールが増加しない。②組織レベル要因のうち、経営の直接統制はワーク・スケジュール・コントロールを減少する。また意思決定過程に従業員が参加できる組織で働くことは従業員のワーク・コントロールに影響しないのに対し、意思決定に参加できる従業員はそうでない従業員よりワーク・コントロールを持つ。組織規模が大きくなるとワーク・コントロールは低下するという結果である。

Lopes et al.（2017）は、ワーク自律性に影響する要因として国レベル要因と個人レベル要因の両方について分析する[13]。国レベル要因、すなわちマクロレベル特性は直にワーク自律性を条件づけることもあれば、経営側の態度や選択に影響することを通じてワーク自律性を条件づけることもあると捉える。分析結果は、①国レベル要因のうち、一般的信頼はワーク自律性と関連があるのに対し、労組組織率や団体交渉カバリッジはワーク自律性と関連しないということである。さらにワーク自律性の分散の64%が信頼によって説明されるが、このことは、国家間ワーク自律性の差が信頼の差によってかなり説明できるということである。②個人レベル要因のうち、ワーク自律性と関連する要因は男性、高年齢層、高いスキルの事務職、長い勤続年数、正規雇用、小規模企業などである。

第3のアプローチは、仕事の自律性の効果、すなわち労働者への肯定的あるいは否定的影響、さらに市民社会への影響についてのアプローチである。

ワーク自律性の効果として、労働者の自己尊重、個人の成長、心理的ウェルビーイングが挙げられており、労働強化や仕事への圧迫がある時でさえ仕事の自律性は上述した効果があること、また高い仕事自律性を望まない労働者たちさえもスキルアップや学習機会の点から仕事自律性から利益を得ること等が報告されている（Lopes et al. 2017: 451）。

Boxall and Macky（2014）は、労働者の自律性と意思決定への参加が中核をなす高インボルブメント・ワーク・プロセス（High Involvement Work Processes：HIWPs）[14] が従業員のジョブ満足、ストレスや疲労、ワーク・ライフ・インバランスなどのウェルビーイングにどのように影響するかについて分析する[15]。分析結果は、高インボルブメント・ワーク・プロセスははより高い満足とよりよいワーク・ライフ・バランスと関連し、疲労、ストレスとは関係がないという結果である。こうした結果は回帰分析からも部分的に確認できる。すなわち、より高いレベルの自律性はより高いジョブ満足をもたらし、ワーク・ライフ・インバランスを低下させる。

前掲したLopes et al.（2014）は、2000年以降のEWCSの市民参加のデータを用い、仕事自律性と市民参加[16] との関連、すなわち高い水準の仕事自律性を経験する個人は高いレベルの市民参加をより示すという仮説を検証する。検証結果は、仕事の自律性は労働者の市民参加に有意に正の関連を持ち、高い水準の仕事自律性を経験する労働者は低い水準の仕事自律性を経験する労働者より高い水準の市民参加をする可能性が高いという結果である。仕事自律性の高い高スキル事務職は低スキル事務職より高い水準の市民参加を示し、事務職は生産職より市民参加をする傾向をより持つ。しかし、2000年～2010年間、市民参加は減り、特に生産職において顕著である。こうした傾向はこの期間全体的にヨーロッパの諸国における仕事の自律性が低下したことと関連があるということである。

以上の量的研究から明らかにされた仕事の自律性の決定要因や効果についてまとめると、以下になる。

1. スキルの高い職種（管理職、専門職）の仕

事の自律性は低スキルの職種やマニュアル職のそれより高い。
2. 労組のパワーは仕事自律性に関連がない、あるいは、労組の有る企業の従業員の仕事自律性は高くない。
3. 正規従業員の仕事自律性が高い。
4. 男性が女性より仕事自律性が高い。
5. 高年齢層の仕事自律性が高い。
6. 教育水準の高い従業員の仕事自律性が高い。
7. 規模の大きい企業の従業員の仕事自律性は高くなく、小規模企業の従業員の仕事自律性が高い。
8. 高いレベルの仕事自律性を持つ従業員は仕事満足度が高い。
9. 高いレベルの仕事自律性を持つ従業員はワーク・ライフ・バランスがより取れる。
10. 高いレベルの仕事自律性を持つ従業員はより市民参加をする。

しかし、以上にまとめられた仕事の自律性の決定要因や効果は、主にヨーロッパの諸国の労働者を対象に分析した結果であるので、日本の労働者の仕事の自律性の決定要因や効果について同じ結果を予想できるだろうか。そこで、本稿は以下の仮説を設定する。即ち、ヨーロッパ諸国と日本は労使関係制度や企業組織のマネジメント、ワークシステム、労働組合組織率、市民参加の度合いなどにおいて異なるので、日本における労働者の仕事の自律性の決定要因や効果は既存研究とは違う結果を見せるだろう。

2　データと分析方法

上で設定した仮説を検証するための本稿の分析課題は、以下の三つとなる。

1）仕事の自律性のレベル（裁量度）は従業員の属性別に、また職の特性別に、勤め先企業の特性別に、差があるか

2）仕事の自律性のレベル（裁量度）に性、年齢、就業形態、職種、労働組合の有無、勤め先従業員規模は影響するか。

3）仕事の自律性（裁量）は仕事の満足度、ストレス、仕事と生活とのバランス、社会参加に影響を与えるか

分析に用いるデータは、仕事の裁量度についての質問を設け雇用者を対象に調査している連合総研の「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート」のうち、第12回「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート」（2006年10月実施）と第31回「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート」（2016年4月実施）であり[17)]、20～59歳の回答データを分析に使う。

第12回「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート」[18)]は仕事の裁量度について、以下の4つの質問で測定している。回答選択肢は4点スケールとなっている。

1）仕事を進めるうえで必要な権限が与えられている

2）仕事量の決定に際して自分の意向を反映できる

3）必要に応じて自分で仕事のペースを変えられる

4）必要に応じて自分で仕事の手順や方法を変えられる

第31回「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート」[19)]で仕事の裁量度についての質問[20)]は、今の仕事に「一定の責任・裁量を与えられている」項目であり、4点スケールで聞いている。

第12回のデータ（以下、2006年データ）と第31回のデータ（以下、2016年データ）から分析に用いる変数は以下である。

①仕事の裁量度：非説明変数でもあり説明変数でもある。仕事の裁量度に影響する要因の分析においては仕事の裁量度は非説明変数になるが、仕事の裁量度の効果の分析においては仕事の裁量度は説明変数となる。

仕事の裁量度に関する各質問は点数化する

（「当てはまる」＝3点、「どちらというと当てはまる」＝2点、「どちらかというと当てはまらない」＝1点、「あてはまらない」＝0点）。ただ、2006年データの分析においては、仕事の裁量度の変数として、4つの質問それぞれの点数（裁量指数）だけではなく、4つの質問の点数の合計点（総合裁量指数）をも用いる。

②性別

③年齢

④学歴：「中卒・高卒」「専修学校・短大・高専卒」「大卒・大学院修了」

⑤就業形態：「正社員」「非正社員」（パートタイマー、アルバイト、契約社員、派遣労働者、嘱託を含む）

⑥職種[21)]

⑦労働組合：「ある」「ない」

⑧労働組合：「加入」「加入していない」

⑨勤め先従業員規模：「99人以下」「100～299人以下」「300～399人以下」「1000人以上」

⑩勤続年数

⑪週労働時間：「週40時間未満」「週40～45時間未満」「週45～60時間未満」「週60時間以上」

⑫仕事の満足度：2006年データでは、「かなり満足」＝4点、「やや満足」＝3点、「やや不満」＝2点、「かなり不満」＝1点。2016年データでは、「かなり満足」＝5点、「やや満足」＝4点、「どちらとも言えない」＝3点、「やや不満」＝2点、「かなり不満」1点

⑬仕事に働きがいを感じる：「当てはまる」＝4点、「どちらかというと当てはまる」＝3点、「どちらかというと当てはまらない」＝2点、「あてはまらない」＝1点

⑭精神的な過度なストレスがない：同上

⑮仕事と生活のバランスが適度に取れる：同上

⑯社会参加：2006年データでは、地域活動の参加有無とボランティア活動の参加有無をそれぞれ点数化し（「参加した」＝1点、「参加していない」＝0点）、ふたつの活動の合計点を社会参加指数の変数として用いる。2016年データでは、ボランティア活動団体、町内会・自治会、PTA・保護者会、生協などの消費者団体への加入状況をそれぞれ点数化し（「加入しており、積極的に活動している」＝2点、「加入しているが、あまり積極的には活動していない」＝1点、「加入していない」＝0点）、4つの団体の加入状況の合計点を社会参加指数の変数として用いる。

本稿の分析課題を遂行するために使う分析手法は、平均の差の検定法、線形回帰分析などである。

3　分析結果

1）2006年データの分析結果

①仕事の裁量度の差

仕事の裁量度に個人属性や職種、組織の特性により差があるかを見る前に、仕事の裁量度の4つの質問の回答分布を表1から見てみよう。

4つの質問に対し「当てはまる」と「どちらかというと当てはまる」と答えた割合は50％台～70％台となっており、自身の仕事に対し裁量を持っていると思う労働者は多いと言える。4つの質問のうち、裁量があると答えた割合が低いのは「仕事量の決定に際して自分の意向を反映できる」であり（54.6％）、割合が高いのは「必要に応じて自分で仕事の手順や方法を変えられる」である（71.5％）。

諸変数のグループ別仕事の裁量指数の平均点を見る（表2）と、性別には「仕事のペースの変更」を除いて男性のほうに裁量指数が高く、年齢階層別には「必要な権限が付与」と「仕事量の決定に自分の意向を反映」において年齢が高いほど裁量指数が高い。学歴別には4つの裁量指数と総合裁量指数において学歴が高いほど指数が高く、「大卒・大学院修了」の裁量指数は「中卒・高卒」と「専修学校・短大・高専卒」の裁量指数を大きく離している。職種別には4つの裁量指数と総合

表１　仕事の裁量度（2006年データ）

（単位：％）

	当てはまる	どちらかというと当てはまる	どちらかというと当てはまらない	当てはまらない	平均点	N
仕事を進めるうえで必要な権限が与えられている	18.2	44.5	24.6	12.6	1.6836	768
仕事量の決定に際して自分の意向を反映できる	12.6	42.0	31.5	13.9	1.5332	769
必要に応じて自分で仕事のペースを変えられる	17.5	44.2	25.8	12.5	1.6675	770
必要に応じて自分で仕事の手順や方法を変えられる	19.7	51.8	20.3	8.2	1.8292	767

裁量指数において、管理職が最も高いが、裁量指数が次いで高い職種は裁量の種類によって異なる。例えば「必要な権限が付与」、「仕事量の決定に自分の意向を反映」、「仕事の手順や方法の変更」においては営業・販売職が次いで高いが、「仕事のペースの変更」においては事務職となる。総合裁量指数においては、専門・技術職が次いで高い。企業規模別には、「仕事量の決定に自分の意向を反映」においてのみ有意な差があり、300～999人規模の裁量指数が最も高く、次いで1000人以上規模である。労組有無と労組加入・未加入別裁量指数に有意な差はない。就業形態別には４つの裁量指数と総合裁量指数において正社員の裁量指数が非正社員のそれより有意に高い。週労働時間別に４つの裁量指数と総合裁量指数は有意な差が見られ、「60時間以上」において総合裁量指数と「仕事のペースの変更」・「仕事の手順や方法の変更」の裁量指数が最も低く、「45～60時間未満」において総合裁量指数と「必要な権限が付与」、「仕事量の決定に自分の意向を反映」「仕事の手順や方法の変更」の裁量指数が最も高い。「40～45時間未満」においては「仕事のペースの変更」の裁量指数が最も高い。

②仕事の裁量度に影響する要因

仕事の裁量度に影響する要因を明らかにするために、４つの裁量指数と総合裁量指数を従属変数として、個人属性に関する変数（性別、年齢、学歴）と職業や企業に関する変数（職種、就業形態、企業規模、労組有無、勤続年数）を統制変数として用い、回帰分析を行った。その結果は表３に示されている。

「必要な権限が付与」について、大卒・大学院修了、管理職、専門・技術職、事務職、営業・販売職、運輸・通信職は正の影響を及ぼすが、企業規模は負の影響を及ぼし、99人以下規模に比べ中規模、大規模においてより権限が与えられていない。

「仕事量の決定に自分の意向を反映」については、大卒・大学院修了、管理職、専門・技術職、営業・販売職が正の影響を及ぼす。

「仕事のペースの変更」については、勤続年数が正の影響を及ぼす結果である。管理職は正の影響を及ぼすのに対し、労組は負の影響を及ぼすが、その影響は弱い。

「仕事の手順や方法の変更」については、勤続年数、管理職、専門・技術職、事務職、営業・販売職が正の影響を及ぼすが、労組は負の影響を及ぼす。

総合裁量指数については、勤続年数、管理職、専門技術職、事務職、営業・販売職が正の影響を及ぼす結果である。

表２　諸変数のグループ別仕事の裁量度の平均点比較（2006年データ）

	必要な権限が与えられている	仕事量の決定に自分の意向を反映できる	仕事のペースを変えられる	仕事の手順や方法を変えられる	総合裁量指数
性別　男性	1.7856	1.6030	1.6815	1.8702	6.9340
女性	1.5219	1.4228	1.6455	1.7643	6.3458
F値	15.460***	7.656**	0.288	2.921+	7.568**
年齢　20～29歳	1.5288	1.4031	1.6387	1.7696	6.3403
30～39歳	1.7067	1.5385	1.6442	1.7778	6.6667
40～49歳	1.7006	1.5424	1.7175	1.8629	6.8000
50～59歳	1.7969	1.6477	1.6753	1.9124	7.0313
F値	2.898*	2.483+	0.293	1.317	1.910
学歴　中卒・高卒	1.5204	1.3964	1.5830	1.7523	6.2409
専修学校・短大・高専卒	1.5521	1.4172	1.6135	1.7469	6.3272
大卒・大学院修了	1.8421	1.6632	1.7368	1.9024	7.1372
F値	11.232***	8.334***	2.371+	3.181*	8.595***
職種　管理職	2.2773	1.9412	1.8571	2.0508	8.1102
専門・技術職	1.7396	1.5677	1.7135	1.8691	6.8848
事務職	1.5625	1.4635	1.7760	1.8854	6.6875
営業・販売職	1.7642	1.6509	1.6792	1.8952	6.9905
サービス職	1.3175	1.3125	1.4844	1.6406	5.7302
運輸・通信職	1.2222	1.1111	1.1304	1.4348	4.8889
生産技能・建設作業・労務職	1.4783	1.2609	1.3913	1.3913	5.5217
保安・警備・その他	1.0417	1.0833	1.3333	1.4167	4.8750
F値	14.416***	7.830***	4.851***	5.347***	10.634***
従業員規模別　99人以下	1.7300	1.4373	1.6350	1.8276	6.6245
100～299人	1.5882	1.4370	1.5630	1.7731	6.3613
300～999人	1.7578	1.6977	1.7077	1.8992	7.0394
1000人以上	1.6626	1.6138	1.7480	1.8293	6.8537
F値	0.964	3.693*	1.363	0.475	1.395
労組　ある	1.7798	1.6223	1.6799	1.8058	6.8845
ない	1.6954	1.5228	1.6861	1.8954	6.7903
F値	1.431	2.079	0.008	0.163	0.174
労組　加入	1.6798	1.5225	1.6124	1.7697	6.5843
未加入	1.6643	1.5291	1.6761	1.8357	6.7021
F値	0.039	0.008	0.661	0.837	0.224
就業形態　正社員	1.8218	1.6154	1.7261	1.9040	7.0603
非正社員	1.3702	1.3475	1.5359	1.6610	5.9060
F値	41.975***	15.325***	7.271**	13.998***	26.762***
週労働時間　40時間未満	1.4879	1.4010	1.6250	1.7427	6.2390
40～45時間未満	1.7485	1.6279	1.7849	1.8889	7.0412
45～60時間未満	1.8045	1.6353	1.7519	1.9211	7.1128
60時間以上	1.6807	1.4118	1.3866	1.6891	6.1681
F値	5.083**	4.200**	5.801**	3.239*	5.783**

*** = p ＜.001; ** = p ＜.01; * = p ＜.05; + = p ＜.10

表３　４つの裁量指数と総合裁量指数に対する回帰分析の結果（2006 年データ）

従属変数 / 変数	必要な権限が与えられている	仕事量の決定に自分の意向を反映	仕事のペースを変えられる	仕事の手順や方法を変えられる	総合裁量指数
男性	-.075	-.075	-.127	-.022	-.286
30〜39 歳	.098	.079	-.062	-.112	.002
40〜49 歳	.029	.019	.006	.006	.045
50〜59 歳	.041	.058	-.118	-.010	-.037
専修学校・短大・高専卒	.037	.064	.030	-.025	.121
大卒・大学院修了	.168+	.167+	.064	.037	.440
管理職	1.038***	.677**	.373+	.474*	2.551***
専門・技術職	.586**	.412*	.278	.406*	1.676*
事務職	.454*	.301	.300	.394*	1.454*
営業・販売職	.594**	.526*	.266	.484*	1.870**
サービス職	.351	.289	.129	.279	1.018
保安・警備・その他	.145	.048	-.246	-.025	-.085
運輸・通信職	.604*	.214	.042	-.173	.686
正社員	.142	.038	.070	.099	.350
100〜299 人	-.284**	-.060	-.091	-.004	-.436
300〜999 人	-.198+	.117	.011	.007	-.093
1000 人以上	-.251*	.117	.137	.100	.102
労組有	.053	-.064	-.153+	-.227**	-.390
勤続年数	.007	.008	.010*	.009*	.034*
定数	1.027***	.936***	1.395***	1.412***	4.765***
F 値	5.114***	3.003***	1.849*	2.777***	3.662***
R2 乗	.132	.082	.052	.077	.099

注：上記ダミー変数の基準は、女性、20〜29 歳、中卒・高卒、99 人以下規模、生産技能・建設作業・労務職、非正社員、労組無、である。
*** = p ＜.001; ** = p ＜.01; * = p ＜.05; + = p ＜.10

裁量の種類により仕事の裁量度に影響する要因はやや異なるものの、大卒・大学院修了、勤続年数、管理職、専門・技術職、営業・販売職が正の効果を及ぼすことがわかる。しかし、労組の存在は仕事のペースや手順・方法の変更にマイナスの効果がある。こうした結果は既存研究（Gallie et al. 2004）の結果とほぼ一致する。

③仕事の裁量の効果

仕事の裁量の効果を明らかにするために、仕事の満足度、過度なストレスがない、仕事と生活のバランスが取れる、社会参加指数を非説明変数とした回帰分析を行った。

仕事の満足度

表 4 は仕事の満足度を非説明変数とした回帰分析の結果である。仕事の満足度に影響する変数として、モデル 1 では、個人の属性変数と職業や企業変数を投入し、モデル 2 では総合裁量指数を追加投入し、モデル 3 では週労働時間を追加投入し、

表４　仕事の満足度に対する回帰分析の結果（2006 年データ）

	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 4
男性	-.100	-.068	-.033	-.029
年齢	.003	.003	.002	-.001
専修学校・短大・高専卒	.029	.022	.018	-.031
大卒・大学院修了	.154+	.110	.118	.013
管理職	.213	-.026	-.032	-.019
専門・技術職	.022	-.136	-.162	-.239
事務職	.097	-.029	-.058	-.084
営業・販売職	.086	-.080	-.081	-.079
サービス職	.044	-.062	-.089	-.104
保安・警備・その他	-.006	-.015	-.045	-.062
運輸・通信職	.032	-.032	.000	-.025
正社員	-.093	-.141+	-.080	.024
100〜299 人	-.175+	-.134	-.129	-.114
300〜999 人	-.159+	-.172+	-.169+	-.065
1000 人以上	-.121	-.136	-.130	-.038
労組有	.189*	.230**	.210**	.144*
勤続年数	-.001	-.004	-.003	-.001
総合裁量指数		.097***	.095***	.040***
週 40 時間未満			.243*	.148
週 40〜45 時間未満			.169+	.121
週 45〜60 時間未満			.123	.049
働きがいを感じる				.377***
過度なストレスがない				.189***
定数	2.405***	1.956***	1.813***	.870***
F 値	1.438***	6.212***	5.586***	16.206***
R2 乗	.038	.153	.160	.379

注：上記ダミー変数の基準は、女性、中卒・高卒、生産技能・建設作業・労務職、非正社員、99 人以下規模、労組無、週 60 時間以上、である。
*** = p ＜.001; ** = p ＜.01; * = p ＜.05; + = p ＜.10

モデル 4 では「働きがいを感じる」、「過度なストレスがない」を追加投入し、回帰分析を行った。個人の属性や職業・企業属性は満足度にあまり影響しないことがわかるが、労組の存在は正の効果を持つ。総合裁量指数は仕事満足度に正の効果を持ち、週労働時間、さらに「働きがいを感じる」、「過度なストレスがない」を投入した場合に係数はやや小さくなるものの、正の効果は有意に維持される。週労働時間が 40 時間未満と 40〜45 時間未満は仕事の満足度に有意に正の効果がある。「働きがいを感じる」、「過度なストレスがない」は仕事の満足度に有意に正の効果があり、特に「働きがいを感じる」は仕事の満足感に最も影響する変数である（「働きがいを感じる」ベータ値

表５　「過度なストレスがない」に対する回帰分析の結果（2006 年データ）

	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 4
男性	.018	.008	.084	.095
年齢	.004	.004	.001	.000
専修学校・短大・高専卒	.181	.180	.163	.150
大卒・大学院修了	.249 *	.214 *	.226 *	.187 *
管理職	−.027	−.243	−.256	−.259
専門・技術職	.134	−.011	−.080	−.130
事務職	.223	.097	.012	.015
営業・販売職	−.006	−.164	−.167	−.167
サービス職	.094	−.008	−.078	−.075
保安・警備・その他	.012	−.005	−.055	−.053
運輸・通信職	.331	.273	.368	.419
正社員	−.226 *	−.252 *	−.152	−.094
100～299 人	−.170	−.136	−.141	−.153
300～999 人	−.149	−.160	−.163	−.126
1000 人以上	−.048	−.062	−.059	−.002
労組有	.077	.109	.066	.029
勤続年数	−.001	−.004	−.003	−.002
総合裁量指数		.087 ***	.079 ***	.051 ***
週 40 時間未満			.551 ***	.549 ***
週 40～45 時間未満			.559 ***	.590 ***
週 45～60 時間未満			.365 **	.347 **
働きがいを感じる				.269 ***
定数	2.102 ***	1.703 ***	1.380 ***	.860 **
F 値	1.520+	4.032 ***	4.707 ***	6.504 ***
R 2 乗	.039	.103	.136	.186

注：上記ダミー変数の基準は、女性、中卒・高卒、生産技能・建設作業・労務職、非正社員、99 人以下規模、労組無、週 60 時間以上、である。

*** = p ＜.001; ** = p ＜.01; * = p ＜.05; + = p ＜.10

＝ .407、「過度なストレスがない」ベータ値＝.226、「総合裁量指数」ベータ値＝ 1.47）。

過度なストレスがない

表５によれば、仕事の裁量は「過度なストレスがない」に正の効果があることを見てとれる。総合裁量指数は週労働時間、「働きがいを感じる」を投入した場合においても正の効果を示す。「過度なストレスがない」への影響力の大きさは、週 40～45 時間未満、週 40 時間未満、働きがい、週 60 時間未満、総合裁量指数の順である。大卒・大学院修了も「過度なストレスがない」に有意な正の効果がある。

仕事と生活のバランス

仕事と生活のバランスに対する裁量の効果につ

表6　仕事と生活のバランスに対する回帰分析の結果（2006 年データ）

	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 4
男性	-.087	-.049	.101	.082
年齢	.002	.002	-.003	-.004
専修学校・短大・高専卒 大卒・大学院修了	.113 .162+	.108 .121	.060 .137+	.013 .079
管理職 専門・技術職 事務職 営業・販売職 サービス職 保安・警備・その他 運輸・通信職	-.010 .165 .239 -.110 -.131 -.053 -.210	-.271 -.011 .093 -.305 -.259 -.049 -.281	-.270 -.117 -.038 -.284 -.381+ -.062 -.097	-.252 -.159 -.103 -.296 -.421+ -.107 -.265
正社員	-.346***	-.378***	-.161+	-.120
100～299 人 300～999 人 1000 人以上	-.090 .045 9.335E-005	-.042 .037 -.009	-.062 .020 -.020	-.023 .063 -.006
労組有	.131+	167*	.103	.082
勤続年数	.002	-.001	.001	.002
総合裁量指数		.102***	.087***	.063***
週 40 時間未満 週 40～45 時間未満 週 45～60 時間未満			1.082*** 1.030*** .642***	.930*** .868*** .533***
働きがいを感じる				.008
過度なストレスがない				.299***
定数 F 値 R2 乗	2.582*** 2.770*** .068	2.107*** 7.076*** .167	1.482*** 12.811*** .299	1.122*** 17.462*** .391

注：上記ダミー変数の基準は、女性、中卒・高卒、生産技能・建設作業・労務職、非正社員、99 人以下規模、労組無、週 60 時間以上、である。

*** = p ＜.001; ** = p ＜.01; * = p ＜.05; + = p ＜.10

いて回帰分析を行った結果は表 6 に示されている。総合裁量指数は仕事と生活のバランスに正の効果があることを確認できる。総合裁量指数は週労働時間を投入した際にも、「働きがいを感じる」、「過度なストレスがない」を投入した際にも、正の効果が維持される。週労働時間と「過度なストレスがない」は正の効果があり、週 60 時間未満であると、また過度なストレスがないと、仕事と生活のバランスが取れるという結果である。仕事と生活のバランスに肯定的に影響する要因は週 60 時間未満の労働時間、過度なストレスがないこと、仕事の裁量であると言える。

表７　社会参加に対する回帰分析の結果（2006 年データ）

	モデル１	モデル２
男性	-.048	-.050
年齢	.010**	.009**
専修学校・短大・高専卒	-.059	-.055
大卒・大学院修了	-.058	-.063
管理職	-.140	-.150
専門・技術職	-.124	-.153
事務職	-.212	-.222
営業・販売職	-.217	-.244
サービス職	.015	-.007
保安・警備・その他	.066	.051
運輸・通信職	-.260	-.295
正社員	.064	.061
100～299 人	-.122	-.120
300～999 人	.019	.020
1000 人以上	.032	.029
労組有	.047	.056
勤続年数	.001	.001
総合裁量指数	.001	.001
週 40 時間未満	.132	.094
週 40～45 時間未満	.134	.105
週 45～60 時間未満	.076	.057
仕事の満足度		-.016
過度なストレスがない		.033
定数	.082	.113
F 値	2.359**	1.937**
R2 乗	.070	.069

注：上記ダミー変数の基準は、女性、中卒・高卒、生産技能・建設作業・労務職、非正社員、99 人以下規模、労組無、週 60 時間以上、である。

*** = p ＜.001; ** = p ＜.01; * = p ＜.05; + = p ＜.10

社会参加

社会参加に対する裁量の効果についての回帰分析の結果は表７である。社会参加に影響する変数は年齢のみである。年齢は社会参加に正の効果があるという結果である。総合裁量指数、週労働時間、仕事の満足度、「過度なストレスがない」は社会参加への効果はないという結果である。

2）2016 年データの分析結果

①仕事の裁量度の差

今の仕事に「一定の責任・裁量を与えられている」と思う者は 53.2％であり（表 8）、半数以上

表８　仕事の裁量度の分布（2016 年データ）　（単位：%）

	当てはまる	どちらかというと当てはまる	どちらかというと当てはまらない	当てはまらない	平均点	N
一定の責任・裁量を与えられている	9.0	44.2	28.3	18.5	2.4372	1,745

表９　仕事の裁量指数の平均点の比較（2016 年データ）

		一定の責任・裁量を与えられている	F 値
性別	男性	2.5076	14.222***
	女性	2.3456	
年齢	20～29 歳	2.4178	.195
	30～39 歳	2.4266	
	40～49 歳	2.4440	
	50～59 歳	2.4630	
学歴	中卒・高卒	2.3858	2.378+
	専修学校・短大・高専卒	2.3940	
	大卒・大学院修了	2.4826	
職種	管理職	2.8777	11.128***
	専門・技術職	2.5512	
	事務職	2.2959	
	営業・販売職	2.4362	
	サービス職	2.4578	
	保安・警備・運搬・清掃・包装・その他	2.1395	
	生産技能・建設作業・採掘	2.3440	
	輸送・機械運転	2.4138	
従業員規模別	99 人以下	2.4259	1.847+
	100～299 人	2.4820	
	300～999 人	2.3784	
	1000 人以上	2.5225	
労組	ある	2.5082	1.834
	ない	2.4447	
労組	加入	2.4989	2.798+
	未加入	2.4165	
就業形態	正社員	2.5347	46.399***
	非正社員	2.2255	
週労働時間	40 時間未満	2.2902	13.968***
	40～45 時間未満	2.4366	
	45～60 時間未満	2.6035	
	60 時間以上	2.6115	

*** = p ＜.001; ** = p ＜.01; * = p ＜.05; + = p ＜.10

が自身の仕事に裁量があると認識している。

個人属性や職業・組織特性により仕事の裁量指数に差があるか見たのが、表9である。男女間で裁量指数は有意な差があり、女性より男性の裁量指数が高い。職種別にも有意な差があり、管理職の裁量指数が最も高く、次いで専門・技術職、サービス職、営業・販売職、輸送・機械運転職の順である。就業形態別には、正社員の裁量指数が非正社員より有意に高い。週労働時間別に有意な差があるが、週60時間以上のほうで裁量指数が最も高い結果である。学歴別と従業員規模別、また労組加入・未加入別裁量指数の差は10％水準で有意であり、大卒・大学院修了、1000人以上規模、労組加入において裁量指数が高い。年齢別と労組有無別に裁量指数の有意な差は見えない。

②仕事の裁量度に影響する変数

仕事の裁量度に影響する変数を明らかにするために、回帰分析を行った結果は表10に示されている。管理職と専門・技術職、特に管理職が仕事

表10　裁量指数に対する回帰分析結果（2016年データ）

	裁量指数
男性	-.053
30～39歳	-.113
40～49歳	-.158+
50～59歳	-.175+
専修学校・短大・高専卒	-.059
大卒・大学院修了	-.028
管理職	.460***
専門・技術職	.179+
事務職	-.046
営業・販売職	.174
サービス職	.168
保安・警備・運搬・清掃・包装・その他	-.198
輸送・機械運転	.082
正社員	.183**
100～299人	-.010
300～999人	-.094
1000人以上	-.019
労組有	-.006
勤続年数	.007*
定数	2.364***
F値	4.648***
R2乗	.063

注：上記ダミー変数の基準は、女性、20～29歳、中卒・高卒、生産技能・建設作業・採掘、非正社員、99人以下規模、労組無、である。

*** = p ＜.001; ** = p ＜.01; * = p ＜.05; + = p ＜.10

の裁量度に正の影響を及ぼし、また正社員であることと勤続年数も正の影響を及ぼす。しかし、40歳代と50歳代は負の影響を及ぼす。

③仕事の裁量の効果

仕事の裁量の効果を分析するために、仕事の満足度、ストレスがない、仕事と生活のバランス、社会参加指数を非説明変数とした回帰分析を行った。

仕事の満足度

表11によれば、仕事の裁量は正の効果を持ち、「週労働時間」、「働きがいを感じる」、「過度なストレスがない」を追加投入しても正の効果は維持

表11　仕事の満足度に対する回帰分析の結果（2016年データ）

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
男性	−.186**	−.150*	−.113+	−.020
年齢	.000	.003	.003	.000
専修学校・短大・高専卒	−.110	−.081	−.087	−.066
大卒・大学院修了	−.027	−.021	−.026	−.092
管理職	.309*	.117	.115	.076
専門・技術職	.038	.008	−.005	−.074
事務職	−.093	−.054	−.068	−.077
営業・販売職	−.104	−.195	−.216+	−.107
サービス職	−.110	−.199	−.218+	−.221*
保安・警備・運搬・清掃・包装・その他	−.270	−.161	−.185	−.123
輸送・機械運転	−.200	−.217	−.189	−.272
正社員	−.071	−.149+	−.100	−.042
100〜299人	−.007	.016	.020	.077
300〜999人	−.242**	−.197*	−.184*	−.206**
1000人以上	−.019	.019	.029	.045
労組有	.163*	.157*	.147*	.124*
勤続年数	−.001	−.005	−.005	−.001
裁量指数		.446***	.450***	.201***
週40時間未満			.342**	.267**
週40〜45時間未満			.192+	.165+
週45〜60時間未満			.230*	.182*
働きがいを感じる				.474***
過度なストレスがない				.235***
定数	3.265***	2.139***	1.842***	.906***
F値	2.832***	14.560***	11.709***	38.371***
R2乗	.034	.167	.175	.412

注：上記ダミー変数の基準は、女性、中卒・高卒、生産技能、建設作業・採掘、非正社員、99人以下規模、労組無、週60時間以上、である。

*** = p＜.001; ** = p＜.01; * = p＜.05; + = p＜.10

される。仕事の満足度に及ぼす正の効果の順は、「働きがいを感じる」、「過度なストレスがない」、「週40時間未満」、「裁量指数」となっている。労組は仕事の満足度に正の効果を持つ。しかし、職種の中ではサービス職が、従業員規模の中では300～999人規模が仕事満足度に有意な負の効果を持つ結果である。

過度なストレスがない

表12によれば、仕事の裁量は「過度なストレスがない」に正の効果があり、週労働時間、「働きがいを感じる」を追加投入した場合においてもその効果は維持されることが見て取れる。「過度なストレスがない」への影響力の大きさを見ると、「働きがいを感じる」、週40時間未満、週40～45時間未満、裁量の順である（ベータ値：「働きが

表12　「過度なストレスがない」に対する回帰分析結果（2016年データ）

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
男性	-.007	.005	.073	.128*
年齢	.005	.007*	.007*	.007*
専修学校・短大・高専卒	-.002	.025	.010	.010
大卒・大学院修了	.146*	.167*	.164*	.150*
管理職	.011	-.131	-.140	-.180
専門・技術職	.110	.040	.017	-.019
事務職	.053	.047	.014	.017
営業・販売職	-.039	-.108	-.139	-.111
サービス職	-.068	-.161	-.199+	-.229*
保安・警備・運搬・清掃・包装・その他	-.114	-.072	-.091	-.056
輸送・機械運転	-.026	-.017	.003	-.019
正社員	-.134+	-.165*	-.080	-.056
100～299人	-.114	-.100	-.096	-.101
300～999人	-.025	-.008	-.001	-.023
1000人以上	-.109	-.107	-.095	-.112+
労組有	.047	.045	.033	.023
勤続年数	-.008*	-.009**	-.010**	-.008*
裁量指数		.240***	.253***	.137***
週40時間未満			.495***	.523***
週40～45時間未満			.334***	.381***
週45～60時間未満			.224*	.226**
働きがいを感じる				.273***
定数	1.946***	1.343***	.903***	.498*
F値	1.645*	5.522***	6.439***	10.958***
R2乗	.021	.072	.095	.160

注：上記ダミー変数の基準は、女性、中卒・高卒、生産技能、建設作業・採掘、非正社員、99人以下規模、労組無、週60時間以上、である。

*** = p ＜.001; ** = p ＜.01; * = p ＜.05; + = p ＜.10

いを感じる」＝.282、週 40 時間未満＝.275、週 40～45 時間未満＝.185、裁量指数＝.131)。勤続年数は「過度なストレスがない」に負の効果を持ち、すなわち、勤続年数が長くなるほどストレスがあるという結果である。

仕事と生活のバランス

仕事と生活のバランスに対する回帰分析の結果（表 13）を見ると、仕事の裁量は仕事と生活のバランスに正の効果を持ち、週労働時間、「働きがいを感じる」、「過度なストレスがない」を追加投入してもその効果は維持されることが確認できる。仕事と生活のバランスには、週労働時間が 40 時

表 13　仕事と生活のバランスに対する回帰分析の結果（2016 年データ）

	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 4
男性	-.183**	-.156	-.087	-.069
年齢	-.001	.002	.002	.000
専修学校・短大・高専卒	-.026	.014	-.004	.003
大卒・大学院修了	.101	.113+	.103+	.045
管理職	.162	-.010	-.013	-.001
専門・技術職	.062	-.009	-.037	-.082
事務職	-.059	-.050	-.087	-.101
営業・販売職	-.141	-.205*	-.236*	-.151+
サービス職	-.178	-.255*	-.301**	-.236*
保安・警備・運搬・清掃・包装・その他	-.143	-.069	-.087	-.057
輸送・機械運転	-.179	-.215	-.179	-.140
正社員	-.200**	-.241***	-.164*	-.113+
100～299 人	-.099	-.086	-.082	-.042
300～999 人	-.037	-.006	.000	-.007
1000 人以上	-.082	.063	-.055	-.026
労組有	.126*	.125*	.115*	.109*
勤続年数	.001	-.002	-.003	.001
裁量指数		.334***	.347***	.182***
週 40 時間未満			.574**	.425***
週 40～45 時間未満			.452***	.359***
週 45～60 時間未満			.334***	.274***
働きがいを感じる				.186***
過度なストレスがない				.360***
定数	2.659***	1.789***	1.277***	.608***
F 値	2.638***	11.439***	12.503***	32.310***
R2 乗	.034	.139	.171	.375

注：上記ダミー変数の基準は、女性、中卒・高卒、生産技能、建設作業・採掘、非正社員、99 人以下規模、労組無、週 60 時間以上、である。

*** = p ＜.001; ** = p ＜.01; * = p ＜.05; ＋ = p ＜.10

間未満、40～45時間未満であることが大きな影響を持つことも分かる。労組は正の効果を持つが、正社員であることは負の効果を持つ。職種の中では、営業・販売職とサービス職は仕事と生活のバランスにマイナスに影響する結果である。

社会参加

社会参加に対する仕事の裁量の効果を見る（表14）と、仕事の裁量は社会参加に正の効果を持ち、週労働時間を追加投入した場合においてもその効果は維持し、係数は少し高まる結果となっている。労組は社会参加に正の効果があり、仕事の裁量よりその効果は高い結果である。2006年のデータでは社会参加に対する仕事の裁量の効果は現れないという結果であるのに対し、2016年のデータではその効果があるという結果である。

表14　社会参加に対する回帰分析結果（2016年データ）

	モデル1	モデル2
男性	−.129	−.082
年齢	.005	.005
専修学校・短大・高専卒	.212+	.202+
大卒・大学院修了	.092	.099
管理職	.240	.230
専門・技術職	.115	.113
事務職	−.121	−.137
営業・販売職	.074	.058
サービス職	.176	.159
保安・警備・運搬・清掃・包装・その他	.622**	.611**
輸送・機械運転	.098	.076
正社員	−.157	−.064
100～299人	.008	.009
300～999人	.019	.026
1000人以上	−.101	−.086
労組有	.286**	.276**
勤続年数	.003	.004
裁量指数	.109*	.116**
週40時間未満		.192
週40～45時間未満		−.046
週45～60時間未満		−.092
定数	.211	.067
F値	2.873***	2.896***
R2乗	.038	.045

注：上記ダミー変数の基準は、女性、中卒・高卒、生産技能、建設作業・採掘、非正社員、99人以下規模、労組無、週60時間以上、である。

*** = p ＜ .001; ** = p ＜ .01; * = p ＜ .05; + = p ＜ .10

4　考察と結論

三つの分析課題について2006年データの分析結果と2016年データの分析結果をまとめたうえ、本稿の設定した仮説通り既存研究とは異なる結果が出たのか、それとも同じ結果が出たのか、考察する。また分析結果が働く人々のウェルビーイングに示唆することは何かについて考察する。ただ、2006年データと2016年データは仕事の裁量度についての尺度が違うので、両年のデータの分析結果をもって2006年と2016年との比較は難しいであろう。

1）仕事の裁量度の差

2006年と2016年ともに、半数以上の回答者がいまの仕事に裁量があると認識する。ただ、2006年の場合、仕事の裁量の種類によって裁量があるという認識に開きがある。「仕事量の決定に自分の意向を反映できる」という認識は相対的に低いのに対し、「仕事の手順や方法を変更できる」という認識は相対的に高く、その差は17.1％となる。

仕事の裁量度に従業員の属性別、職の特性別、勤め先企業の特性別に差があるか見ると、2006年と2016年ともに有意な差があるのは男女別、職種別、就業形態別、週労働時間別、学歴別、従業員規模別である。労組有無別には有意な差がない。男性、管理職、専門・技術職、大卒・大学院修了、正社員の裁量度が高いと言える。特記すべき点は、従業員規模別と週労働時間別に2006年と2016年とで異なる結果が出たことである。従業員規模別に、2006年は「仕事量の決定に自分の意向を反映できる」のみ有意な差があり、300～999人規模の裁量度が最も高いのに対し、2016年は1000人以上規模での裁量度が最も高い結果である。また週労働時間別に、2006年はすべての裁量指数において有意な差があり、週45～60時間未満、週40～45時間未満に裁量度が高い結果であるが、2016年には週60時間以上に裁量度が高い結果である。こうした違いは2006年と2016年の裁量度の尺度の違いによるか、それとも職場の状況の変化によるものか、ここでは判断が難しい。

2）仕事の裁量度に影響する要因

2006年と2016年ともに仕事の裁量度に影響する共通の要因は、管理職、専門・技術職、勤続年数であり、仕事の裁量度に正の影響を与えている。即ち、管理職であること、専門・技術職であること、勤続年数が長いことが仕事の裁量度を高める要因であるということである。こうした結果は既存研究（Lopes et al. 2017; Masso 2012）とも一致する。2016年のデータにおいてのみ、正社員は正の影響要因である。また2006年のデータにおいては、裁量の種類によって影響する要因が異なる。例えば、中・大規模は「必要な権限が与えられている」に負の影響をしており、99人以下規模に比べ裁量度が低い結果である。また「仕事のペースを変更できる」と「仕事の手順や方法を変更できる」に労組有りは負の影響を与える。労組の負の影響については、Gallie et al.（2004）が説明しているように、労組がある企業の雇用主は従業員に意思決定を分権化することに積極的ではない（p.257）ことと関連するかもしれない。

ただ、労組は2016年のデータにおいては仕事の裁量度に影響する要因ではない。

3）仕事の裁量の効果

仕事の裁量は、①仕事の満足度に対し、2006年と2016年ともに、正の効果を持ち、週労働時間、「働きがいを感じる」、「過度なストレスがない」を追加投入した場合にもその効果は維持される。仕事の満足度への影響の大きさは「働きがいを感じる」、「過度なストレスがない」、仕事の裁量の順であるが、週労働時間より仕事の裁量の影響が大きいことは興味深い結果である。また2006年と2016年の共通の結果は、仕事の満足度に労組は正の効果があることである。こうした、

仕事満足度に仕事の裁量がプラスの効果を持つという結果は既存研究（Boxall and Macky 2014; Crowley et al. 2014）と一致すると言える。

②「過度なストレスがない」に対し、2006 年と 2016 年ともに、仕事の裁量は正の効果を持ち、週労働時間、「働きがいを感じる」を追加投入した場合にもその効果は維持される。「過度なストレスがない」に対する影響の大きさは、2006 年において週 40～45 時間未満、週 40 時間未満、「働きがいを感じる」、週 45～60 時間未満、仕事の裁量の順であるが、2016 年においては「働きがいを感じる」、週 40 時間未満、週 40～45 時間未満、仕事の裁量の順である。労組は 2006 年と 2016 年ともに「過度なストレスがない」に効果がない結果である。2006 年と 2016 年の共通の結果は、大卒・大学院修了であることが「過度なストレスがない」にプラスの効果があることである。しかし、2016 年において、サービス職であること、1000 人以上規模の雇用者であること、勤続年数が長いことは「過度なストレスがない」にマイナスの効果があるという結果である。

③「仕事と生活のバランスが取れる」に対し、2006 年と 2016 年ともに、仕事の裁量は正の効果を持ち、週労働時間、「働きがいを感じる」、「過度なストレスがない」を追加投入した場合にもその効果は維持される。ただ、2006 年に「働きがいを感じる」は仕事と生活のバランスに効果がないが、2016 年には効果があるという結果である。仕事と生活のバランスに対する影響の大きさは、2006 年には週 40 時間未満、週 40～45 時間未満、「過度なストレスがない」、週 45～60 時間未満、仕事の裁量の順であるが、2016 年には「過度なストレスがない」、「週 40 時間未満」、「働きがいを感じる」、仕事の裁量と週 40～45 時間未満（同じベータ値）の順である。

こうした、仕事と生活のバランスに仕事の裁量がプラスの効果があるという結果は、より高いレベルの自律性がワーク・ライフ・インバランスの減少に関連があることを明らかにした Boxall and Macky（2014）と、また裁量度のある仕事がワーク・ライフ・バランス満足度に有意にプラスであることを明らかにした武石恵美子（2009）[22] と一致する結果である。

2006 年と 2016 年ともに、サービス職であること、正社員であることは仕事と生活のバランスにマイナスの効果があり、特に 2016 年には営業・販売職であることも仕事と生活のバランスにマイナスの効果があるという結果である。しかし、労組は 2006 年に他の変数を投入した場合に正の効果を維持していないが、2016 年には正の効果が一貫してみられる。これは、近年労組がワーク・ライフ・バランスの推進にむけて役割を果たしていること（藤森克彦 2009）と関連があるかもしれない。

④社会参加に対し、2006 年と 2016 年とで仕事の裁量は違う結果を見せる。仕事の裁量は 2006 年には効果がないが、2016 年は正の効果があるという結果である。2006 年に社会参加に正の効果があるのは年齢であるが、2016 年は年齢の効果が見られない。2016 年には、専修学校・短大・高専卒、保安・警備・運搬・清掃・包装・その他の職は社会参加にプラスの効果があり、労組もプラスの効果がある。

2006 年と 2016 年とで社会参加に対する裁量の効果について異なる結果が出た原因について、2006 年と 2016 年とで社会参加や裁量度についての測定方法の違いなどが考えられるであろう。裁量度の測定方法の違いについては前述した通りであるが、社会参加についての質問文は 2006 年度に「この 1 年間」の活動参加を聞いている [23] のに対し、2016 年度は団体・組織に加入有無及び活動程度を聞いている [24]。こうした測定方法の違いは、2016 年のデータにおいて社会参加に対し仕事の裁量の効果が現れたことに対する一つの説明になりうるであろう。

2016 年の結果は、仕事の自律性と労働者の市民参加とに有意な正の関連を検証した既存研究（Crowley et al. 2014; Lopes et al. 2014）と一致

すると言える。

以上で考察したように、仕事の裁量度に影響する要因や仕事の裁量の効果に関する結果はほぼ既存研究と一致する。ただ、社会参加に対する仕事の裁量の効果は2016年のデータのみ既存研究と一致する。こうした結果は、本稿の仮説とは違って、仕事の自律性に影響する要因やその効果は国によってあまり違わないことを示すことであろう。

本稿の分析結果のうち、労働者や経営者、労組にインプリケーションを与えるだろうと思われるいくつかの点を述べると、①2006年に週45～60時間未満、週40～45時間未満に裁量度が高い結果が出たのに対し、2016年には週60時間以上に裁量度が高い結果が出たことである。2016年に週60時間以上の長時間労働者の裁量度が高い結果は「自律的な働き方が（省略）多忙状態になる危険性もある」（高見 2016: 40）ことを示す結果であるといえる。

②「過度なストレスがない」、「仕事と生活のバランスが適度に取れる」ことに仕事の裁量度より週労働時間（週40～45時間、週40時間未満）がより大きなプラス効果を持つことである。従って、①、②を合わせて考えると、働く人々のウェルビーイングに必要な仕事改革は、裁量度を高めながらも週労働時間が長時間にならないようにする改革であると言えるであろう。

③労組の存在は仕事の裁量度に影響しない、あるいは負の影響を与えるという結果が出た一方で、他方では仕事の満足度、「仕事と生活のバランスが取れる」、社会参加に正の効果を及ぼすという結果が出た。前者について、Gallie et al.（2014）の言及した通り労組がある企業の経営者が意思決定の分権化をしたがらないことによる結果であるか、それとも労組が組合員の仕事の自律性を高めることに関心がない結果であるかはここでは判明しかねるが、いずれの原因であれ仕事の自律性問題は労組の取り組むべき課題であると言える。しかし、労組が仕事の満足度や社会参加、「仕事と生活のバランスが取れる」にプラスに働くことは労組の存在理由を示すことになるであろう。

最後に、本稿の限界を述べると、仕事の裁量の規定要因の分析において雇用者の個人属性や職種、企業の特性に関連する諸変数を検証しただけで、マネジメントの特性（チーム経営、従業員参加制度、成果主義）、労使関係の特性（経営と従業員間の信頼、労使協議会の運営など）が仕事の裁量にどのように影響するかについて検討することができなかったことである。そこで、今後の研究課題として、マネジメントの特性や労使関係の特性をも含んだ諸変数を用い、仕事の裁量度の規定要因を検証することにしたい。

＊〔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〔「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート、2006.10」と「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート、2016.4」（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） Frege and Godard（2014）は、仕事の質を仕事における自由、平等、兄弟愛、公正、正義、保障、尊厳、民主主義などの市民的原理（civic principles）の達成の側面から議論する。

2） 仕事の自律性の定義は研究者により幅がある。仕事のスケジューリングや遂行手順についての裁量や自由とやや狭く定義する研究者もいれば、仕事に関連する組織の決定に対する影響まで仕事の自律性に含めて定義する研究者もいる。

3） モチベーションを引き出す重要なジョブ特性として、skill variety, task identity, task significance, autonomy, feedbackの5つの特性を明らかにする。

4） 既存の量的研究がこれから検討する三つのアプローチにきれいに分類されるわけではなく、重なるアプローチの研究もあるが、重点的分析内容をもって判断し、三つのアプローチの研究例を挙げていくということを断っておきたい。

5） ESS2004は、ヨーロッパの19カ国における仕事の質に関する測定を含んでおり、そのうち、自律性

については３つの質問で測定している。経営側は、あなたが１）自身の仕事を遂行するやり方を決定することを、２）組織の活動に関する政策決定に影響することを、３）仕事のペースを選択あるいは変更することを、どのくらい許容するか、という質問に対し、0〜10 のスケールで測定する。Esser and Olsen（2012）は、25〜59 歳の雇用者のみのサブサンプル、13,414 名の回答データを使って分析している。

6）労組組織率と仕事自律性との間に正の関連があるという結果について、Lopes et al.（2017）はEsser and Olsen（2012）の「仕事自律性の指標にインボルブメント実践が含まれるという事実によるであろう」と説明する（p.464）。なぜなら、Lopes et al.（2017）の分析結果は、「労組組織率は従業員インボルブメントには有意に影響するが、仕事自律性には影響しない」（p.464）という結果であるからである。

7）ワーク自律性（work autonomy）を多次元概念として捉え、ワーク・メソード、ワーク・スケジューリング、ワーク評価基準という三つの側面についての７つの質問で測定する。

8）1995 年、2000 年、2005 年、2010 年のEWCS（European Working Conditions Survey）のデータを用い分析する。

9）分析のために用いたデータは、2001 年のSkills Survey（20 歳〜60 歳の従業員 4,005 人のサンプル）、1997 年のSkills Survey（従業員 2,195 人のサンプル）、1992 年のEmployment in Britain Survey（20〜60 歳の従業員 3,458 人のサンプル）である。

10）タスク裁量権の指標は、仕事の４つの側面に対し労働者個人がどのくらい影響を及ぼすかについての質問から構成される。①how hard you work ②deciding what tasks you are to do ③deciding how you are to do the task ④deciding the quality standards to which you work。４つの質問は４点スケールで聞いている。

11）スキル水準の代理指標として職業と仕事に求められる資格要件を用いる。

12）2009 年にエストニア統計局によって実施されたナショナルサーベイ（Estonian Working Life Survey）データを用いる。分析データは 811 企業のデータと 4,113 従業員のデータである。

13）分析データは 2010 EWCSの 33 カ国の 30,843 個票である。Lopes et al.（2017）は、ワーク自律性（work autonomy）と従業員関与（employee involvement）の両方について分析しているが、ここではワーク自律性に限定して分析結果を紹介する。

14）Boxall and Macky（2014）はLawler（1986）の‘PIRK’を以下のように操作的定義し、High-Involvement Work Processes（HIWP）を、労働者たちが自身の仕事に対しより大きいコントロールを行使し、彼らに関連する決定に参加する（Power-Autonomy）、コミュニケーションとボイスの質を高める（Information）、企業の成功への寄与に対して労働者を正当に報奨する（Reward）、訓練や自己啓発の機会を提供する（Knowledge）、ワーク・プロセスと定義する。

15）分析に使ったデータは、ニュージーランドの 10 人以上規模の企業に勤める従業員を対象に 2009 年に電話調査し、回答をもらった 1,016 名のデータである。

16）EWCSの市民参加の指標はボランティア・チャリティ活動への参加、政治・労働組合活動への参加である。

17）第 12 回と第 31 回のデータを用いる理由は、両アンケートが地域活動、ボランティア活動などの社会参加について聞いているからである。

18）第 12 回「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート」は、首都圏（埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県）および関西圏（滋賀県・京都府・大阪府・兵庫県・奈良県・和歌山県）に居住する 20 歳代から 60 歳代前半までの民間企業に勤務する者を対象とし、郵送調査法により実施された。調査票配布数は 20 歳代〜50 歳代 900、60 歳代前半 200、計 1,100 であり、有効回答数はそれぞれ 772 名（有効回収率 85.8％）、159 名（有効回収率 79.5％）、計 931 名である。

19）第 31 回「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート」は、（株）インテージにモニター登録をしている首都圏並びに関西圏に居住する 20 歳から 64 歳までの民間企業雇用者 2,000 名に対するWEB調査により実施された。

20）第 12 回「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート」にて設けられた仕事の裁量度についての諸質問は第 17 回のアンケートよりなくなった。

21）第12回と第31回のアンケートでの「職種」区分はやや異なり、第12回では、管理職、専門・技術職、事務職、営業・販売職、サービス職、保安・警備職、運輸・通信職、生産技能・建設作業・労務職、その他の9項目からなるが、第31回では、管理職、専門・技術職、事務職、営業・販売職、サービス職、保安・警備職、生産技能、輸送・機械運転、建設作業・採掘、運搬・清掃・包装作業、その他の11項目からなる。

22）武石は、連合総合生活開発研究所「仕事に関するアンケート調査」(60歳未満の全国の男女正社員を対象に、2008年8月に実施したWEB調査である。有効回答は男女合わせて2,230名である）のデータを利用し、個人のWLBの満足度に及ぼす職場の要因を分析する。説明変数として用いる仕事の裁量度は、「仕事の手順を自分で決めることができる」、「仕事の量を自分で決めることができる」の2項目について、それぞれの項目を「当てはまる」から「当てはまらない」の4段階で評価し、「当てはまる」を4点として点数化し、8点満点としている。武石（2009): 82-83。

23）この1年間、地域活動に参加した比率は31.9％、ボランティア活動に参加した比率は12.7％である。

24）ボランティア活動団体の加入比率は6.8％（2.4％）、町内会・自治会加入比率は27.6％（4.1％）、PTA・保護者会加入比率は12.9％（2.5％）、生協などの消費者団体加入比率は11.1％（2.1％）である。（　）の中の数値は「加入しており、積極的に活動している」の割合。

引用・参考文献

Boxall, Peter and Keith Macky, 2014, 'High-involvement work processes, work intensification and employee well-being', *Work, Employment and Society*, Vol.28 (6), 963-984

Buroway, Michael, 1979, *Manufacturing Consent: Changes in the Labor Process under Monopoly Capitalism*, Chicago: University of Chicago Press

Crowley, Martha, Julianne C Payne and Earl Kennedy, 2014, 'Working better together? Empowerment, Panopticon and Conflict Approaches to Teamwork', *Economic and Industrial Democracy*, Vol.35 (3), 483-506

Esser, Ingrid and Karen M. Olsen, 2012, 'Perceived Job Quality: Autonomy and Job Security within a Multi-Level Framework', *European Sociological Review*, Vol.28, No.4, 443-454

Frege, Carola and John Godard, 2014, 'Varieties of Capitalism and Job Quality: The Attainment of Civic Principle at work in the United States and Germany', *American Sociological Review*, Vol.79 (5), 942-965

Gallie, Duncan, Alan Felstead and Francis Green, 2004, 'Changing patterns of task discretion in Britain', *Work, Employment and Society*, Vol.18 (2), 243-266

Godard, John, 2004, 'A Critical Assessment of the High-Performance Paradigm', *British Journal of Industrial Relations*, 42: 2, 349-378

Godard, John, 2010, 'What is Best for Workers? The Implications of Workplace and Human Resource Management Practices Revisited', *Industrial Relations*, Vol.49, No.3, 466-488

Hackman, Greg R. and J. Richard Oldham, 1976, 'Motivation through the design of work: Test of a theory', *Organizational Behavior and Human Performance*, Vol.16 (2), 250-279

Karasek, Robert, 1979, 'Job demands, job decision latitude, and mental strain: Implication for job redesign', *Administrative Science Quarterly*, Vol.24 (2), 285-308

Lopes, Helena, Sérgio Lagoa and Teresa Calapez, 2014, 'Declining autonomy at work in the EU and its effect on civic behavior', *Economic and Industrial Democracy*, Vol.35 (2), 341-366

Lopes, Helena, Teresa Calapez and Diniz Lopes, 2017, 'The determinants of work autonomy and employee involvement: A multilevel analysis', *Economic and Industrial Democracy*, Vol.38 (3), 448-472

Masso, Märt, 2012, 'Determinants of employee work schedule and method control', *Economic and Industrial Democracy*, Vol. 34 (3), 451-469

Preenen, Paul TY, Robert Vergeer, Karolus Kraan and Steven Dhondt, 2017, 'Labour productivity and innovation performance: The importance of internal labour flexibility practices', *Economic and Industrial Democracy*, Vol.38 (2), 271-293

李　旼珍（2006),「職場における新しい労働統制——電子監視とパノプティコン・メタファー」立教大学社会学部『応用社会学研究』48 号，53-74 頁

権丈英子（2009),「長時間労働とワーク・ライフ・バランスの実態」連合総合生活開発研究所『広がるワーク・ライフ・バランス―働きがいのある職場を実現するために―』

高見具広（2016),「働く時間の自律性をめぐる職場の課題―過重労働防止の観点から」『日本労働研究雑誌』No.677，39-52 頁

武石恵美子（2009),「ワーク・ライフ・バランス実現に向けた職場のマネジメントの課題」連合総合生活開発研究所『広がるワーク・ライフ・バランス―働きがいのある職場を実現するために―』

藤森克彦（2009),「先進企業の取り組みに見るワーク・ライフ・バランス」連合総合生活開発研究所『広がるワーク・ライフ・バランス―働きがいのある職場を実現するために―』

連合総合生活開発研究所（2006),『第 12 回勤労者短観』

連合総合生活開発研究所（2016),『第 31 回勤労者短観』